

## **Eine Untersuchung der Ersparnis-Investitions-Korrelation in Deutschland\***

Von Kersten Kellermann und Carsten-Henning Schlag\*\*

### **1. Einleitung**

Die Annahme der vollständigen Kapitalmobilität spielt in modelltheoretischen Überlegungen eine nicht unbedeutende Rolle. So kann die wirkungsanalytische Bewertung finanzpolitischer Maßnahmen nationaler Regierungen, wie beispielsweise der öffentlichen Verschuldung oder der Besteuerung von Faktoreinkommen, vom unterstellten Grad der Kapitalmobilität abhängen. In der aktuellen finanzpolitischen Debatte nimmt die Frage um mögliche Determinanten der unternehmerischen Standort- oder Investitionsentscheidungen breiten Raum ein. Im Zeitalter der „Globalisierung“ der Wirtschaft wird von einer hohen Kapitalmobilität ausgegangen und in der Tagespresse wird immer wieder betont, daß sich die deutsche Volkswirtschaft diesen Herausforderungen zu stellen habe.

Die Bedeutung der Kapitalmobilität für die nationalen Ökonomien wird dort am offensichtlichsten, wo grenzüberschreitende Direktinvestitionen auftreten. Unter Kapitalmobilität ist jedoch auch die Mobilität der nationalen Ersparnis zu subsummieren, die über internationale Finanzkapitalmärkte zu ausländischen Investitionen umgesetzt wird (vgl. Sinn, 1997). Vor diesem Hintergrund haben Feldstein und Horioka (1980) erstmals versucht, den Grad der internationalen Kapitalmobilität mit Hilfe von Ersparnis-Investitions-Korrelationsanalysen zu bestimmen. In ihrer häufig zitierten Studie zeigen die beiden Autoren, daß innerhalb von 21 OECD-Ländern eine hohe Korrelation zwischen nationaler Ersparnis und Investitionen vorliegt. Der entsprechende Regressionskoeffizient wird in der Literatur allgemein als „saving retention coefficient“ bezeichnet (vgl. Feldstein und Bacchetta, 1991, S. 206). Nach Auffassung von Feldstein und Horioka ist diese Beobachtung nur schwer mit der Annahme hoher Kapitalmobilität zu vereinbaren, da in einer Welt mit perfekter Mobilität des Faktors Kapital

---

\* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: B. F.

\*\* Die Autoren danken zwei anonymen Gutachtern für wertvolle Hinweise und Anregungen.

davon auszugehen sei, daß Ersparnis – unabhängig davon wo sie entsteht – in jene Volkswirtschaften fließt, die gute Investitionsmöglichkeiten bieten. Ein empirisch nachweisbarer Zusammenhang zwischen nationaler Spar- und Investitionsquote darf es nach Feldstein und Horioka auf vollkommen integrierten Kapitalmärkten nicht geben. Feldstein und Horioka (1980) beziehungsweise Feldstein (1983) ermitteln im Rahmen von Querschnittsanalysen für 21 OECD-Länder Schätzkoeffizienten zwischen 0,87 und 0,91.

Der empirische Befund von Feldstein und Horioka wird in der Literatur unterschiedlich erklärt. Die Deutsche Bundesbank (1997, S. 27), die in einer Zeitreihenuntersuchung für Deutschland im Zeitraum von 1960 bis 1994 einen „saving retention coefficient“ von 0,69 ermittelt, führt diesen Gleichlauf von nationaler Ersparnis und Investitionen auf einen sogenannten „home bias“, d. h. einer ausgeprägten Präferenz heimischer Anlagegruppen für heimische Wertpapiere, zurück; ein Argument, das sich bereits bei Feldstein (1995) findet. Neben dem „home bias“ und den Anlagerisiken, die mit schwankenden Wechselkursen einhergehen, wird das gesamtwirtschaftliche Ziel eines außenwirtschaftlichen Gleichgewichts als Erklärung der Korrelation von Investitionen und Ersparnis angeführt. Bayoumi (1990), Frankel (1991, 1992) sowie Summers (1988) vertreten die Auffassung, daß den Zahlungsbilanzzielsetzungen nationaler Regierungen Nettokapitalimporte und -exporte entgegenwirken.<sup>1</sup> Aus den genannten Argumenten leitet sich die Hypothese ab, daß die Korrelation von Investitionen und Ersparnis intranational, d. h. zwischen verschiedenen Regionen eines Nationalstaats, wesentlich geringer sein sollte als im internationalen Rahmen. Bayoumi und Rose (1993), Bayoumi und Sterne (1993) sowie Sinn (1992) untersuchen den Zusammenhang von Ersparnis und Investitionen im Rahmen von Querschnittsanalysen für 11 Regionen innerhalb Großbritanniens, für die kanadischen Bundesstaaten beziehungsweise für die US-amerikanischen Staaten. Alle drei Untersuchungen weisen keine positiv signifikanten Korrelationsbeziehungen zwischen der Investitions- und der Sparquote aus. Bayoumi und Rose (1993) erklären dies durch das Fehlen einer regionalen Zahlungsbilanzpolitik und Frankel (1992) weist auf den einheitlichen Währungsraum hin. Diese empirischen Ergebnisse stützen die im Rahmen der theoretischen Diskussion zum Steuer- und Standortwettbewerb vertretene Auffassung, daß eine gemeinsame Währung das Wechselkursrisiko und damit ein wesentliches Hemmnis für den Kapitalverkehr aufhebt (vgl. Sinn, 1997). Da Nationalstaaten vollkommen integrierte Kapitalmärkte darstellen, wird der intranationale „saving retention coefficient“ als benchmark angesehen, an dem sich die internationalen Untersuchungen zu messen

<sup>1</sup> Einen Überblick über die in der Literatur diskutierten Erklärungsansätze bieten Goldstein und Mussa (1993), Obstfeld (1986) und Obstfeld und Rogoff (1996, S. 161 ff.).

haben. Die Frage, „how big is big, or how small is small“ (vgl. Taylor, 1996, S. 10), wird damit in Übereinstimmung mit der Hypothese von Feldstein und Horioka (1980) dahingehend beantwortet, daß Ersparnis und Investitionen bei integrierten Kapitalmärkten nicht korreliert sind und der „saving retention coefficient“ nicht signifikant von null verschieden ist (vgl. Bayoumi und Rose, 1993, S. 1200).<sup>2</sup>

Eine Vielzahl von Nachfolgeuntersuchungen<sup>3</sup> versuchen, die Schwachstellen im methodischen Vorgehen von Feldstein und Horioka aufzuzeigen und zu beheben. Beispielsweise kritisiert Sinn (1992), daß Feldstein und Horioka im Rahmen ihrer Querschnittsanalysen durchschnittliche Spar- und Investitionsquoten über 5 beziehungsweise 15 Jahresintervalle verwenden. Er weist darauf hin, daß diese Durchschnittsbildung eine gewisse Überschätzung der Korrelationsbeziehung bewirken kann. Demgegenüber führt nach Obstfeld (1994) die Intervallbildung dazu, daß Querschnittsuntersuchungen nur Langfristbeziehungen zwischen Ersparnis und Investitionen abbilden. Gundlach und Sinn (1992) problematisieren die Verwendung von Querschnittsdaten im allgemeinen und plädieren für Zeitreihenuntersuchungen. Solange diese jedoch zur Berücksichtigung der Trendabhängigkeit der Zeitreihen auf der Grundlage von Schätzungen erster Differenzen der Variablen erfolgen, lassen sie nur Rückschlüsse auf kurzfristige Effekte zu. Die in der hier vorliegenden Untersuchung verwendeten Kointegrationsmethoden erlauben die Interpretation und den Vergleich kurz- und langfristiger Korrelationseffekte (vgl. Vikøren, 1994).

Die Hypothese von Feldstein und Horioka ist in der theoretischen Literatur nicht unwidersprochen geblieben, vielmehr argumentieren u. a. Obstfeld (1986), Obstfeld und Rogoff (1996, S. 161 ff.) und Taylor (1994, 1996),<sup>4</sup> daß langfristig beispielsweise demografische Einflüsse sowie der technische Fortschritt die nationalen Investitions- und Ersparnisquoten gleichermaßen beeinflussen. Sie stützen sich in ihrer Argumentation auf die Lebenszyklushypothese von Modigliani und Brumberg (1954, 1980). Dieses Problem der aus dem Modell abgeleiteten Endogenität der beiden Größen wirft weitrei-

<sup>2</sup> Bei Sinn (1992, S. 1169 f.) findet sich jedoch auch eine umgekehrte Argumentationskette, wenn er schreibt: „This finding (ein „saving retention coefficient“ von  $\beta = 0$ , Hervorhebung der Autoren) lends some support to one of the key assumptions in the classical theory of international trade, namely that the mobility of capital is higher within a country than among countries.“

<sup>3</sup> Zu nennen sind hier u. a. die Arbeiten von Coakley, Kulasi und Smith (1996), Dooley, Frankel und Mathieson (1987), Finn (1990), Frankel (1986, 1991), Fujiki und Kitamura (1995), Gundlach und Sinn (1992), Koskela und Virén (1991), Leachman (1991), Miller (1988), Obstfeld (1986, 1994), Taylor (1994, 1996), Tesar (1991) und Vikøren (1994).

<sup>4</sup> Weitere modellgestützte Erklärungsansätze finden sich bei Barro, Mankiw und Sala-i-Martin (1995), Baxter und Crucini (1993), Gordon und Bovenberg (1996) sowie Niehans (1992).

chende Probleme in bezug auf die Interpretation der Ergebnisse und die zu verwendenden Schätzmethoden auf. Die vorliegende Untersuchung nimmt sich dieser Problematik in den Abschnitten 2 und 3 an.

Die Arbeit gliedert sich in zwei Teile: Zunächst wird der Zusammenhang zwischen Investitionen und Ersparnis in Deutschland auf nationaler Ebene untersucht. Hierfür werden in Abschnitt 3 Zeitreihenanalysen auf Grundlage von Kointegrationsmethoden durchgeführt. In Abschnitt 4 wird eine entsprechende Untersuchung für die alten Bundesländer im Rahmen einer Panelanalyse angestellt. Dabei wird dem dominierenden Zeitreihencharakter des verwendeten Datenmaterials durch die Anwendung von Kointegrationsmethoden in der Panelanalyse Rechnung getragen. Zunächst werden jedoch in Abschnitt 2 einige grundsätzliche Anmerkungen zur Spezifikation der geeigneten Schätzgleichung und -methodik angeführt. Abschnitt 5 faßt die Ergebnisse zusammen.

## 2. Anmerkungen zur Methodik

Ausgehend von Feldstein und Horioka (1980) basieren die zitierten Untersuchungen zur Korrelation von Ersparnis und Investitionen auf der linearen Regressionsgleichung

$$(1) \quad \left( \frac{I}{Y} \right)_{i,t} = \alpha_1 + \beta \left( \frac{S}{Y} \right)_{i,t} + u_{i,t} .$$

In Gleichung (1) stellt die Investitionsquote  $(I/Y)_{i,t}$  die zu erklärende und die Sparquote  $(S/Y)_{i,t}$  die erklärende Variable dar;  $\alpha_1$  ist eine Konstante und  $u_{i,t}$  die Residualgröße der Regressionsgleichung. Werden Querschnittsuntersuchungen durchgeführt, so bezeichnet der Index  $i$  für  $i = 1 \dots m$  die untersuchten Länder und der Index  $t$  das Jahr beziehungsweise das Intervall, für das die Untersuchung durchgeführt wird. In Zeitreihenuntersuchungen bezeichnet  $t$  für  $t = 1 \dots T$  die einzelnen Jahre des untersuchten Zeitraums,  $i$  steht wiederum für ein bestimmtes Land oder eine Region. In Paneluntersuchungen, die sowohl Zeitreihen- als auch Querschnittsdaten berücksichtigen, werden für jede untersuchte Region  $i$  für  $i = 1 \dots m$  mehrere Zeitpunkte  $t = 1 \dots T$  betrachtet.

In Regressionsgleichung (1) gehen die Investitions- und Ersparnisquoten anstelle der entsprechenden Niveauvariablen ein. Begründet wird dieses Vorgehen mit dem eventuellen Auftreten von Skaleneffekten bei Verwendung der Niveaus von Ersparnis und Investitionen (vgl. Feldstein, 1983, S. 134). Die Regressionsgleichung in den jeweiligen Niveaus

$$(2) \quad I_{i,t} = \alpha_1 Y_{i,t} + \beta S_{i,t} + w_{i,t}$$

leitet sich unmittelbar aus Gleichung (1) ab. Die Investitionen  $I_{i,t}$  werden als die zu erklärende Variable in Abhängigkeit der Ersparnis  $S_{i,t}$  sowie des Outputs  $Y_{i,t}$  ausgewiesen. Es wird deutlich, daß das Absolutglied  $\alpha_1$  in Gleichung (1) den Einfluß des nationalen Outputs auf die nationalen Investitionen widerspiegelt. Der Ausdruck  $\alpha_1 Y_{i,t}$  kann – ausgehend von dem saldenmechanischen Zusammenhang  $S_{i,t} - I_{i,t} = X_{i,t} - M_{i,t} + (rB)_{i,t} = CA_{i,t}$  – als Leistungsbilanzsaldo  $CA_{i,t}$  interpretiert werden. Die Variablen  $X_{i,t}$ ,  $M_{i,t}$  und  $(rB)_{i,t}$  bezeichnen die Exporte, Importe und Nettofaktoreinkommen aus dem Ausland. Obstfeld und Rogoff (1996, S. 160) leiten aus einem einfachen Lebenszyklusmodell die langfristigen Investitions- und Ersparnisquoten als Funktion des Bevölkerungswachstums  $n$  sowie des Produktivitätsfortschritts  $g$  ab, wobei jeweils positive Zusammenhänge bestehen. Im steady-state gilt  $I = i(n, g, \dots)Y$  und  $S = s(n, g, \dots)Y$  und damit  $CA = ca(n, g, \dots)Y = \alpha_1 Y$ . Da die nationale Ersparnis positiv mit dem Output korreliert ist, könnte eine einfache Korrelation der Niveaus von Investitionen und Ersparnis ohne Berücksichtigung der Outputvariable zu einer Fehlspezifikation führen. Vor diesem Hintergrund gehen wir davon aus, daß Gleichung (2) die korrekte Spezifizierung darstellt.

Durch einen Vergleich der beiden Schätzgleichungen zeigt sich, daß die Störvariable  $u_{i,t}$  in Gleichung (1) nicht der Bedingung des „weißen Rauschens“ genügt, wenn  $Y_{i,t}$  einem Trend folgt. Vielmehr ist davon auszugehen, daß die Störvariable  $u_{i,t} = (w/Y)_{i,t}$  im Falle von Zeitreihenuntersuchungen mit dem Problem der Autokorrelation behaftet ist. Dies kann dazu führen, daß der Koeffizient  $\beta$  zu hoch oder fälschlicherweise signifikant ausgewiesen wird. Interessanterweise werden in den zitierten Untersuchungen die Ergebnisse von Autokorrelationstests (z. B. Durbin-Watson oder Lagrange-Multiplikator-Tests) häufig nicht ausgewiesen. Zusätzlich ist davon auszugehen, daß die Transformation der Gleichung (2) in ihre Quotenform Rückwirkungen auf die Varianz der Störvariable mit sich bringt. Konkret bedeutet dies, daß mit steigendem  $Y_{i,t}$  die Varianz der Störvariable abnimmt und damit Heteroskedastizität auftritt. Dieses Problem kann sowohl Querschnitts- als auch Zeitreihenuntersuchungen anhaften.<sup>5</sup>

Obwohl Gleichung (2) formal die überlegene Spezifikation darstellt, ist auch sie mit Schwächen behaftet. Aus dem zitierten Lebenszyklusmodell von Obstfeld und Rogoff (1996) folgt, daß den Rechte-Hand-Variablen in Gleichung (2) das Problem der Endogenität anhaftet, da alle Variablen von den gleichen demografischen und technologischen Größen abhängen. Die in

<sup>5</sup> Zum Problem der räumlichen Autokorrelation und Heteroskedastizität vgl. Anselin (1988).

der Literatur<sup>6</sup> häufig verwendete Proxyvariablen-Methode ermöglicht zwar die Ermittlung des korrekten Regressionskoeffizienten, lässt aber keine Rückschlüsse auf die tatsächliche Korrelation von Investitionen und Ersparnis zu. Die Korrelationsbeziehung ergibt sich erst durch die Berücksichtigung weiterer Systemvariablen. Werden diese vernachlässigt, so kann daraus ein „omitted variable bias“<sup>7</sup> resultieren, der dazu führt, daß der „saving retention coefficient“  $\beta$  zu hoch ausgewiesen wird. Taylor (1994, S. 6) macht ausdrücklich darauf aufmerksam, daß die Anwendung der Proxyvariablen-Methode dem Problem des „omitted variable bias“ nicht Rechnung trägt. Gilt das Untersuchungsinteresse der Korrelationsbeziehung, so schlägt Kennedy (1992, S. 370) eine Schätzung auf der Grundlage der Residuen vor, die sich bei einer Regression der Modellvariablen auf die angenommenen zusätzlichen Systemvariablen ergeben. Auf diese Weise stellt sich eine Bereinigung des Zusammenhangs von Investitionen und Ersparnis von exogenen Einflüssen ein.

In den beiden Gleichungen (1) und (2) ist die implizite Annahme enthalten, daß zwischen der zu erklärenden Variablen  $I_{i,t}$  und den erklärenden Variablen  $Y_{i,t}$  und  $S_{i,t}$  ein linearer Zusammenhang besteht. Dies mag im langfristigen Gleichgewicht zutreffen, in der Übergangsökonomik besteht jedoch die Möglichkeit variabler Investitions- und Sparquoten. Die Bruttoinvestitionsquote ist beispielsweise in Deutschland seit Anfang der 60er Jahre von ungefähr 27% auf unter 19% in den 90er Jahren gesunken, so daß ein degressiver Zusammenhang beider Größen besteht. Der Parameter  $\alpha_1$  in Gleichung (2) könnte damit als eine Funktion von  $Y_{i,t}$  und im Zeitablauf variabel verstanden werden (vgl. Feldstein, 1983). Die folgende Gleichung

$$(3) \quad \left( \frac{I}{Y} \right)_{i,t} = \alpha_1 + \alpha_2 Y_{i,t} + \beta \left( \frac{S}{Y} \right)_{i,t} + u_{i,t}$$

berücksichtigt diesen Zusammenhang und stellt unter der genannten Annahme im Vergleich zu Gleichung (1) die korrekte Spezifizierung dar. Sie bleibt jedoch mit dem Mangel der Quotenbildung behaftet.

Einen weiteren im Rahmen der Schätzung zu berücksichtigenden Aspekt stellt die anzunehmende Trendabhängigkeit der Niveauvariablen sowie der Quoten dar. Im Rahmen von Zeitreihenanalysen beziehungsweise in Paneluntersuchungen, in denen der Zeitreihencharakter der Beobachtungen den Querschnittscharakter dominiert, muß dies berücksichtigt werden (vgl. Levin und Lin, 1992). In der vorliegenden Zeitreihenanalyse für Deutschland

<sup>6</sup> Vgl. hierzu Dooley, Frankel und Mathieson (1987), Frankel (1991) und Summers (1988).

<sup>7</sup> Vgl. hierzu Berndt (1991, S. 76).

sowie der Paneluntersuchung für die elf alten Bundesländer werden daher die Untersuchungsgleichungen als Fehlerkorrekturmodelle (Error Correction Models, ECM) spezifiziert.<sup>8</sup>

### 3. Zeitreihenuntersuchung auf nationaler Ebene

Zunächst wird für Deutschland (alter Gebietsstand) eine aggregierte Analyse für den Zeitraum von 1960 bis 1994 durchgeführt. Die verwendeten Daten sind den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) entnommen. Sie gehen in konstanten Preisen von 1991 in die Schätzungen ein. Für die Variable  $I_t$  werden die gesamten Bruttoinvestitionen aller Wirtschaftsbereiche verwendet. Die Variable  $Y_t$  wird durch das Bruttoinlandsprodukt operationalisiert. Die gesamtwirtschaftliche Ersparnis  $S_t$  setzt sich aus der Ersparnis der privaten Haushalte, die sich als Differenz zwischen dem verfügbaren Einkommen und dem Privaten Verbrauch ergibt, zuzüglich der unverteilten Gewinne der Unternehmen mit eigener Rechtspersönlichkeit und dem Finanzierungssaldo des Staates zusammen. Da wie bereits im vorherigen Abschnitt erwähnt bei der Verwendung von makroökonomischen Zeitreihen das Problem der Trendabhängigkeit auftreten kann, werden zunächst die Zeitreihen auf Stationarität überprüft. Hierfür werden Augmented-Dickey-Fuller(ADF)- und Phillips-Perron(PP)-Tests verwendet, die auf Dickey und Fuller (1979, 1981), Fuller (1976) und Phillips und Perron (1988) zurückgehen.<sup>9</sup>

Die Testergebnisse in den Tabellen 1a und 1b deuten daraufhin, daß die Zeitreihen der drei Niveauvariablen  $I_t$ ,  $S_t$  und  $Y_t$  und die der beiden Quoten  $(I/Y)_t$  und  $(S/Y)_t$  nicht-stationär sind; alle Variablen sind den Testentscheidungen zufolge integriert vom Grade eins, d. h. sie stellen  $I(1)$ -Variablen dar.

<sup>8</sup> Bis auf Coakley, Kulasi und Smith (1996), Leachman (1991), Miller (1988), Taylor (1996) und Vikøren (1994), die ebenfalls Kointegrationsmethoden anwenden, berücksichtigen andere Autoren wie u. a. Bayoumi (1990), Obstfeld (1994) und Summers (1988) die Trendabhängigkeit der Zeitreihen durch einfache Differenzbildung. Dadurch werden aber potentielle Langfristbeziehungen zwischen den Variablen eliminiert (vgl. Engle und Granger, 1987).

<sup>9</sup> Sämtliche Berechnungen und Schätzungen sind mit dem Softwarepaket EViews durchgeführt worden.

Tabelle 1a  
Tests auf Integrationsgrad der Variablen (nationale Ebene)

Augmented-Dickey-Fuller(ADF)-Tests <sup>a</sup>									
Variablen	Modell <sup>b</sup>	Test auf I(0)				Test auf I(1)			
		Test-Statistik	Konstante t-Wert	Trend t-Wert	Lags	Variablen	Modell <sup>b</sup>	Test-Statistik	Konstante t-Wert
$I_t$	O	3,64	–	–	2	$\Delta I_t$	O	-1,85*	–
	K	1,39	0,78	–	3		K	-5,23***	3,38
	KT	-2,81	1,31	2,91	2		KT	-4,28**	0,41
$S_t$	O	0,01	–	–	1	$\Delta S_t$	O	-3,42***	–
	K	-1,35	1,52	–	1		K	-3,45**	0,66
	KT	-2,44	1,15	1,99	1		KT	-3,39*	0,44
$Y_t$	O	3,55	–	–	2	$\Delta Y_t$	O	-0,74	–
	K	3,04	1,65	–	2		K	-2,39	2,31
	KT	-1,04	0,64	1,63	1		KT	-4,18**	0,99
$(I/Y)_t$	O	0,01	–	–	1	$\Delta(I/Y)_t$	O	-3,42***	–
	K	-1,35	1,52	–	1		K	-3,45**	0,66
	KT	-2,44	1,15	1,99	2		KT	-3,39*	0,44
$(S/Y)_t$	O	-1,65	–	–	1	$\Delta(S/Y)_t$	O	-4,38***	–
	K	-1,97	1,49	–	1		K	-4,51***	-1,09
	KT	-2,45	2,02	-1,51	2		KT	-4,45***	-0,83

<sup>a</sup> Für den Test auf I(0) wird die Gleichung  $\Delta z_t = \mu + \beta t + (\rho - 1)z_{t-1} + \sum_i \gamma_i \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t$  für  $k = 1, \dots, p$  geschätzt. Der Test auf I(1) erfolgt in den zweiten Differenzen. Für die Testentscheidungen werden die kritischen t-Werte von MacKinnon (1991) herangezogen. Signifikanz auf dem 1-%-Niveau ist mit dem hochgestellten Zeichen (\*\*), auf dem 5-%-Niveau mit (\*) und auf dem 10-%-Niveau entsprechend mit ( ) ausgewiesen. Die Lag-Länge der Testgleichungen wird durch die Signifikanz der in die Testgleichung aufgenommenen Differenzenvariablen bestimmt.

<sup>b</sup> „O“: Modell ohne Drift und Trend, „KT“: Modell mit Drift und Trend. Die „fett“ gedruckten Modellvarianten sind diejenigen, die für die Testentscheidung herangezogen werden.

Tabelle 1b  
Tests auf Integrationsgrad der Variablen (nationale Ebene)

Variablen	Modell <sup>b</sup>	Test auf I(0)						Phillips-Perron(PP)-Tests <sup>a</sup>					
		Test-Statistik	Konstante t-Wert	Trend t-Wert	Lags	Variablen	Modell <sup>b</sup>	Test-Statistik	Konstante t-Wert	Trend t-Wert	Lags		
$I_t$	O	4,51	–	–	3	$\Delta I_t$	O	-3,45***	–	–	3		
	K	0,85	1,21	–	3		K	-4,28***	2,29	–	3		
$S_t$	KT	-2,02	1,57	2,29	3		KT	-4,56***	0,63	0,69	3		
	O	0,03	–	–	3	$\Delta S_t$	O	-5,09***	–	–	3		
$Y_t$	KT	-1,36	1,36	–	3		K	-5,07***	0,69	–	3		
	K	-2,39	1,17	1,65	3		KT	-4,97***	0,39	-0,08	3		
$(I/Y)_t$	O	11,17	–	–	3	$\Delta Y_t$	O	0,07	–	–	3		
	K	5,39	2,11	–	3		K	-2,24	2,41	–	3		
$(S/Y)_t$	KT	-0,71	1,49	1,51	3		KT	-3,34*	1,05	2,48	3		
	O	-2,37**	–	–	3	$\Delta(I/Y)_t$	O	-5,37***	–	–	3		
	K	-0,93	1,22	–	3		K	-7,27***	-0,81	–	3		
	KT	-2,39	2,64	-2,31	3		KT	-7,16***	-0,43	0,06	3		
	O	-2,45**	–	–	3		O	-4,79***	–	–	3		
	K	-2,24	1,55	–	3	$\Delta(S/Y)_t$	K	-4,97***	-1,03	–	3		
	KT	-2,44	1,77	-1,21	3		KT	-4,92***	-0,91	0,49	3		

<sup>a</sup> Die Testgleichung lautet:  $\Delta z_{t-1} = \mu + \beta t + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t$ . Bei diesen Tests werden im Gegensatz zu den ADF-Tests keine verzögerten Differenzerterme zur Beseitigung von Autokorrelation in den Residuen berücksichtigt. Statt dessen wird bei der Schätzung die  $t$ -Statistik des Koeffizienten  $\rho$  um Autokorrelation bereinigt. Das Softwarepaket EViews benötigt für die dazu notwendige Newey-West Prozedur 3 Lags. Für die Testentscheidungen werden wiederum die kritischen  $t$ -Werte von MacKinnon (1991) herangezogen.

<sup>b</sup> Vgl. die Erläuterungen in Fußnote b von Tabelle 1a.

Das Konzept der Kointegrationstheorie versucht, langfristige Beziehungen zwischen nicht-stationären Zeitreihen zu erfassen. Im weiteren werden daher die Gleichungen (1), (2) und (3) als Fehlerkorrekturmodelle geschätzt. Die jeweilige Gleichungsstruktur ist nur dann korrekt spezifiziert, wenn eine Kointegrationsbeziehung zwischen den entsprechenden  $I(1)$ -Variablen vorliegt.<sup>10</sup> Darüberhinaus muß die Lagstruktur so gewählt werden, daß die jeweiligen Residuen weißes Rauschen darstellen. Die Ergebnisse der Lagrange-Multiplikator (LM)-Tests auf Autokorrelation zeigen, daß für die Gleichung (1) zwei Lags und für die Gleichungen (2) und (3) jeweils ein Lag zu berücksichtigen sind. Die Fehlerkorrekturdarstellungen der Gleichungen mit den Störtermen  $u_t$  und  $w_t$  lauten wie folgt:

$$(1') \quad \Delta \left( \frac{I}{Y} \right)_t = \alpha_1 + \phi \left[ \left( \frac{I}{Y} \right)_{t-1} - \frac{\lambda_1}{(-\phi)} \left( \frac{S}{Y} \right)_{t-1} \right] - \lambda_3 \Delta \left( \frac{I}{Y} \right)_{t-1} + \lambda_4 \Delta \left( \frac{S}{Y} \right)_t - \lambda_5 \Delta \left( \frac{S}{Y} \right)_{t-1} + u_t$$

$$(2') \quad \Delta I_t = \phi \left[ I_{t-1} - \frac{\lambda_1}{(-\phi)} S_{t-1} - \frac{\lambda_2}{(-\phi)} Y_{t-1} \right] + \lambda_3 \Delta S_t + \lambda_4 \Delta Y_t + w_t$$

$$(3') \quad \Delta \left( \frac{I}{Y} \right)_t = \alpha_1 + \phi \left[ \left( \frac{I}{Y} \right)_{t-1} - \frac{\lambda_1}{(-\phi)} \left( \frac{S}{Y} \right)_{t-1} - \frac{\lambda_2}{(-\phi)} Y_{t-1} \right] + \lambda_3 \Delta \left( \frac{S}{Y} \right)_t + \lambda_4 \Delta Y_t + u_t .$$

Die Ausdrücke in den eckigen Klammern stellen die Fehlerkorrekturtermen dar, der Parameter  $\phi$  gibt den jeweiligen Kointegrationsparameter an.<sup>11</sup> Der Koeffizient  $\beta = \lambda_1 / (-\phi)$  gibt in der Gleichung (2') den langfristigen Einfluß der Ersparnis  $S_t$  auf die Investitionen  $I_t$  an, in den Gleichungen (1') und (3') den langfristigen Einfluß der Sparquote  $(S/Y)_t$  auf die Investitionsquote  $(I/Y)_t$  und repräsentiert damit den „saving retention coefficient“. Der Parameter  $\alpha_2 = \lambda_2 / (-\phi)$  kennzeichnet in Gleichung (2') den langfristigen Einfluß des Outputs  $Y_t$  auf die Investitionen  $I_t$ , in Gleichung (3') auf die Investitionsquote  $(I/Y)_t$ . In den Gleichungen (1') und (3') stellt  $\alpha_1$  die Konstante dar. Die Parameter  $\lambda_3, \lambda_4$  und  $\lambda_5$  charakterisieren die kurz-

<sup>10</sup> Dies folgt aus dem Repräsentationstheorem von Engle und Granger (1987, S. 255 ff.). Es besagt, daß sich kointegrierte Zeitreihen als vektorielle Fehlerkorrekturmodelle darstellen lassen und daß, wenn sich Zeitreihen als Fehlerkorrekturmödelle darstellen lassen, sie kointegriert sind.

<sup>11</sup> Kointegration liegt nach dem ECM-Test vor, wenn der Parameter  $\phi$  signifikant negativ ist.

fristigen Einflüsse der erklärenden Variablen auf die entsprechenden zu erklärenden Variablen. Die Gleichungen werden nach der OLS-Methode geschätzt.<sup>12</sup> In bezug auf die Ersparnis wird zur Berücksichtigung der Endogenität zusätzlich die Proxyvariablen-Methode angewendet.<sup>13</sup> Für den Kointegrationsparameter  $\phi$  der jeweiligen Fehlerkorrekturterme lassen sich folgende Ergebnisse ermitteln ( $t$ -Werte in Klammern):

**Tabelle 2**  
**Kointegrationstests anhand der ECM-Darstellung**

	(1')	(2')	(3')
$\phi$	-0,41 (-3,28)	-0,71** (-6,69)	-0,36 (-2,71)

Ein Vergleich der  $t$ -Werte der jeweiligen Kointegrationsparameter  $\phi$  mit den nach MacKinnon (1991) zu berechnenden kritischen Werte zeigt, daß nur in der Spezifikation (2') die Hypothese „keine Kointegration“ auf dem 5-%-Niveau signifikant abgelehnt werden kann.<sup>14</sup> Für die Gleichungen (1) und (3) sind damit die Fehlerkorrekturdarstellungen nicht zulässig; die Gleichungen sind in den ersten Differenzen der jeweiligen Variablen zu schätzen. Zu den gleichen Schlußfolgerungen gelangt man, wenn ergänzend zu den Kointegrationstests im Rahmen der Einzelgleichungsanalyse anhand der ECM-Spezifizierung multivariate Kointegrationstests nach dem Johansen-Verfahren (1988, 1992) durchgeführt werden.<sup>15</sup> Nur in der Spezifizierung (2') weist das Ergebnis des Likelihood-Ratio (LR) Tests (Ergebnisse im Beitrag nicht dargestellt) eine Kointegrationsbeziehung auf dem 5-%-Signifikanzniveau aus.

<sup>12</sup> Die eigentlichen Schätzgleichungen ergeben sich durch die Auflösung der Klammerausdrücke.

<sup>13</sup> Ein Hausmann-Test für Spezifizierung (2'), der eine Variante ohne gegen eine mit instrumentierter Ersparnis testet, liefert das folgende Ergebnis:  $F(1, 27) = 14,3^{***}$ . Die Ersparnis geht daher in Spezifikation (2') als Proxyvariable ein. In die Hilfsregression für  $S_t$  gehen als Instrumente eine Konstante und die Anzahl der beschäftigten Arbeitnehmer im Inland ein. Ein weiterer Hausmann-Test der eine Variante ohne gegen eine mit instrumentiertem Output testet, führt zu dem Ergebnis:  $F(2, 27) = 1,89$ , so daß die Outputvariable nicht instrumentiert wird.

<sup>14</sup> Die nach MacKinnon (1991) zu berechnenden kritischen Werte liegen für ein Signifikanzniveau von 5 % bei einem Beobachtungsumfang von  $T = 35$  und keiner Berücksichtigung eines zusätzlichen deterministischen Trends bei  $-3,51(N = 2)$  und  $-3,99(N = 3)$ , wobei  $N$  die Anzahl der Variablen in der Kointegrationsbeziehung angibt.

<sup>15</sup> Beim Johansen-Verfahren wird auf Basis einer System-Schätzung der Fehlerkorrekturgleichungen mittels einer Likelihood-Ratio (LR) Statistik auf die Anzahl  $r$  der linear unabhängigen Kointegrationsparameter getestet. Im Falle zweier nicht-stationärer Zeitreihen besteht dabei die Alternative  $r = 0$  oder  $r = 1$ . Kointegration liegt genau dann vor, wenn die Nullhypothese  $r = 0$  abgelehnt werden kann.

Für die Gleichungen (1) und (3) ergeben sich in den jeweiligen ersten Differenzen die folgenden Ergebnisse ( $t$ -Werte in Klammern):

$$(1a) \quad \Delta \left( \frac{Y}{Y} \right)_t = -0,01 + 0,48^{***} \Delta \left( \frac{S}{Y} \right)_t + u_t \quad \text{mit } R^2 = 0,29 \quad \text{DW} = 1,45 \\ (-0,24) (3,59) \quad \text{GQ-Test: } F(12, 14) = 3,27^{**}$$

$$(3a) \quad \Delta \left( \frac{I}{Y} \right)_t = -0,01^* - 0,01^* \Delta Y_t + 0,46^{***} \Delta \left( \frac{S}{Y} \right)_t + u_t$$

(-1, 77) (1, 92) (3, 55) mit  $R^2 = 0,36$  DW = 1,41

GQ-Test:  $F(11, 13) = 2,56^*$

Die Schätzergebnisse weisen einen positiv signifikanten „saving retention coefficient“ von 0,48 beziehungsweise 0,46 aus. Der Durbin-Watson (DW) Test zeigt allerdings, daß in beiden Gleichungen die Residuen autokorreliert sind. Hinzukommt, daß der Goldfeld / Quandt (GQ) Test<sup>16</sup> auf Homoskedastizität der Residuen jeweils Heteroskedastizität anzeigt.<sup>17</sup> Die Schätzergebnisse sind somit nur mit Einschränkungen interpretierbar. Die Schätzergebnisse für die Spezifizierung (2') sind in Tabelle 3 ausgewiesen (*t*-Werte in Klammern).<sup>18</sup>

Der Langfristkoeffizient für die Ersparnis ist positiv signifikant und liegt in einer Größenordnung von 0,63. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R^2$  – also der Erklärungsgehalt der Regressionsgleichung – liegt mit 0,89 deutlich höher als in den Gleichungen (1a) und (3a). Der hier verwendete LM-Test gibt an, daß die Residuen in Spezifizierung (2') weißes Rauschen darstellen, der GQ-Test zeigt Homoskedastizität der Residuen an; für die Interpretation der Langfristbeziehung zwischen Ersparnis und Investitionen wird damit Spezifizierung (2') herangezogen.

Der kurzfristige Zusammenhang wird durch den Koeffizienten  $\lambda_3$  dargestellt. Im Vergleich zum langfristigen Effekt liegt er mit 1,07 dem Niveau nach sogar über diesem.<sup>19</sup> In Anlehnung an Taylor (1994) wurden die Varia-

<sup>16</sup> Der Goldfeld/Quandt-Test bietet sich an, wenn die Beobachtungen entsprechend der Varianz der Störvariable geordnet werden können (vgl. Judge et al. 1992, S. 370 f.).

<sup>17</sup> Für alle Spezifikationen werden zwei Teilzeiträume gebildet: Der erste umfasst die Jahre 1960 bis 1977, der zweite die Jahre 1980 bis 1994. Zur besseren Trennschärfe der Tests bleiben die mittleren Beobachtungen unberücksichtigt.

<sup>18</sup> Für die Parameter  $\alpha_2$  und  $\beta$  können keine  $t$ -Werte direkt angegeben werden, da sie jeweils als Quotient aus zwei direkt geschätzten Parametern berechnet werden. Da diese signifikant sind, ist davon auszugehen, daß auch  $\alpha_2$  und  $\beta$  einen statistisch signifikanten Einfluß widerspiegeln.

<sup>19</sup> Dieses Ergebnis deckt sich mit dem von Sarno und Taylor (1998). Die Autoren führen hierfür als Erklärung an, daß die Kosten der Grenzüberwindung von Spar-

blen  $I$ ,  $S$  und  $Y$  in Abhängigkeit von verschiedenen demografischen Variablen und der Pro-Kopf-Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts geschätzt. In einem zweiten Schritt sollten die sich ergebenden Residuen in der Spezifizierung (2') verwendet werden. Die Hilfsschätzungen ergaben jedoch keine interpretierbaren Ergebnisse, so daß die Schätzkoeffizienten in Tabelle 3 eine gewisse Korrelationsbeziehung abbilden. Als Vergleichsgröße für die Korrelationskoeffizienten auf nationaler Ebene sollen im weiteren kurz- und langfristige Beziehungen zwischen Investitionen und Ersparnis in den alten Bundesländern untersucht werden.

**Tabelle 3**  
**Schätzung des Fehlerkorrekturmodells (2')**

$\phi$	-0,71** (-6,69)
$\alpha_2$	0,14***
$\beta$	0,63***
$\lambda_1$	0,45*** (3,78)
$\lambda_2$	0,09*** (6,18)
$\lambda_3$	1,08*** (3,04)
$\lambda_4$	0,43*** (5,29)
$R^2$	0,89
LM-Test	$\chi^2(1) = 0,64$
GQ-Test	$F(9, 10) = 0,13$

#### 4. Paneluntersuchung für die alten Bundesländer

Um eine empirische Untersuchung zur Korrelation von Ersparnis und Investitionen innerhalb der alten Bundesländer durchzuführen, wird auf einen Panelansatz zurückgegriffen. Beim Panelansatz werden Daten aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) der Länder zu konstanten

kapital auf die kurze Frist stärker zu Buche schlagen als auf die lange Frist. Es ist deshalb nicht verwunderlich, daß ein Anstieg der Ersparnis kurzfristig eher in der Region bleibt als langfristig.

Preisen von 1991 verwendet. Die Variable  $Y_{i,t}$  ist als Bruttowertschöpfung, die Variable  $I_{i,t}$  als Bruttoinvestitionen und die Variable  $S_{i,t}$  als Bruttoersparnis aller Wirtschaftsbereiche des Jahres  $t$  in Bundesland  $i$  operationalisiert. Die gesamtwirtschaftlichen Bruttoinvestitionen in den einzelnen Bundesländern ergeben sich, indem zu den regionalisierten Anlageinvestitionen jeweils die Vorratsveränderungen addiert werden. Da die Vorratsveränderungen nicht regionalisiert vorliegen, werden sie entsprechend dem Anteil eines Bundeslandes an den Anlageinvestitionen insgesamt umgelegt. Der Zeitraum umfaßt die Jahre 1970 bis 1994, so daß sich durch das Poolen der Daten ein Panel mit 275 Beobachtungen ergibt. Im Panel dominiert der Zeitreihencharakter der makroökonomischen Daten den Querschnittscharakter, so daß auch hier die Annahme der schwachen Stationarität für die Daten im Zeitablauf zu überprüfen ist.

Auf einen Panelansatz ist die Untersuchung der Integrationseigenschaften der Zeitreihen anhand des ADF-Tests in einfacher Weise übertragbar (vgl. Breitung und Meyer, 1994). Die Testgleichung ist bei einem Panel nicht nur vom Zeitpunkt  $t$ , sondern auch von der Region  $i$  abhängig. Ein raumspezifischer fixer Effekt kann durch eine Konstante  $\mu_i$  berücksichtigt werden. Schätzungen für die verwendeten Variablen ergeben, daß für mehr als ein Lag die Koeffizienten insignifikant sind, so daß für die ADF-Tests eine Lagstruktur von eins unterstellt wird (vgl. zu der Vorgehensweise Breitung und Meyer, 1994). Hausmann-Spezifikationstests (Ergebnisse im Beitrag nicht dargestellt) zeigen, daß eine Berücksichtigung von spezifischen räumlichen fixen Effekten keinen zusätzlichen Erklärungsgehalt bietet; die Modellvariante des Poolens der Daten ohne Berücksichtigung dieser spezifischen Effekte kann nicht abgelehnt werden.<sup>20</sup> In diesem Beitrag stehen den 11 Untersuchungseinheiten (Bundesländer) 25 Zeitbeobachtungen gegenüber, so daß  $t > i$  gilt. Levin und Lin (1992) haben u. a. für diesen Fall kritische  $t$ -Werte tabelliert, die für den ADF-Test herangezogen werden können.<sup>21</sup>

Die Ergebnisse aus Tabelle 4 lassen erkennen, daß die Zeitreihen der untersuchten Variablen integriert vom Grade eins sind. Die Frage nach einer Kointegrationsbeziehung stellt sich damit auch in Panelanalysen. Ein Test auf Kointegration kann analog zu der Vorgehensweise bei Zeitreihenanalysen anhand der Fehlerkorrekturdarstellung der Gleichungen erfolgen (vgl. Breitung und Meyer, 1994). Die Ergebnisse von LM-Tests zeigen, daß für die Gleichungen (1), (2) und (3) jeweils ein Lag zu berücksichtigen ist, damit die Residuen weißes Rauschen darstellen (vgl. die Ergebnisse in der drittletzten Zeile in Tabelle 5). Für die Panelanalyse ergeben sich die Fehlerkorrektur-

<sup>20</sup> Die Testergebnisse sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich.

<sup>21</sup> Die kritischen  $t$ -Werte sind für unterschiedliche Panelkonstellationen tabelliert.

darstellungen der Gleichungen mit den Störtermen  $u_{i,t}$  und  $w_{i,t}$  demnach wie folgt:

$$(1'') \quad \Delta \left( \frac{I}{Y} \right)_{i,t} = \alpha_1 + \phi \left[ \left( \frac{I}{Y} \right)_{i,t-1} - \frac{\lambda_1}{(-\phi)} \left( \frac{S}{Y} \right)_{i,t-1} \right] + \lambda_3 \Delta \left( \frac{S}{Y} \right)_{i,t} + u_{i,t}$$

$$(2'') \quad \Delta I_{i,t} = \phi \left[ I_{i,t-1} - \frac{\lambda_1}{(-\phi)} S_{i,t-1} - \frac{\lambda_2}{(-\phi)} Y_{i,t-1} \right] + \lambda_3 \Delta S_{i,t} + \lambda_4 \Delta Y_{i,t} + w_{i,t}$$

$$(3'') \quad \Delta \left( \frac{I}{Y} \right)_{i,t} = \alpha_1 + \phi \left[ \left( \frac{I}{Y} \right)_{i,t-1} - \frac{\lambda_1}{(-\phi)} \left( \frac{S}{Y} \right)_{i,t-1} - \frac{\lambda_2}{(-\phi)} Y_{i,t-1} \right] \\ + \lambda_3 \Delta \left( \frac{S}{Y} \right)_{i,t} + \lambda_4 \Delta Y_{i,t} + u_{i,t} .$$

*Tabelle 4*  
Tests auf Integrationsgrad der Variablen (Panelansatz)<sup>a</sup>

Augmented-Dickey-Fuller (ADF)-Tests			
Test auf $I(0)$		Test auf $I(1)$	
Variablen	Test-Statistik	Variablen	Test-Statistik
$I_{i,t}$	-0,36	$\Delta I_{i,t}$	-10,39***
$S_{i,t}$	-0,41	$\Delta S_{i,t}$	-12,86***
$Y_{i,t}$	-1,14	$\Delta Y_{i,t}$	-11,51***
$(I/Y)_{i,t}$	-1,29	$\Delta(I/Y)_{i,t}$	-8,61***
$(S/Y)_{i,t}$	-0,89	$\Delta(S/Y)_{i,t}$	-10,56***

<sup>a</sup> Die kritischen  $t$ -Werte liegen bei einer Konstellation von  $t = 25$  und  $i = 10$  bei einem Signifikanzniveau von 1% (5% bzw. 10%) bei -2,48 (-1,81 beziehungsweise -1,44). Für die Konstellation  $t = 25$  und  $i = 15$  lauten die kritischen  $t$ -Werte -2,44 (-1,78 beziehungsweise -1,41). Vgl. hierzu Levin und Lin (1992, S. 45).

Die Modellvariante des Poolens der Daten ohne Berücksichtigung von räumlich spezifischen fixen Effekten kann mit Hilfe von Hausmann-Spezifikationstests (Ergebnisse im Beitrag nicht dargestellt) nicht abgelehnt werden.<sup>22</sup> In Tabelle 5 werden die Ergebnisse der Schätzungen der Fehlerkorrekturmodelle ausgewiesen.<sup>23</sup>

<sup>22</sup> Die Testergebnisse sind auf Anfrage bei den Autoren erhältlich. Die von Fujiki und Kitamura (1995) angesprochenen Probleme, die mit einer möglichen Heterogenität von Paneldaten einhergehen, haben somit hier keine Relevanz.

*Tabelle 5*  
**Schätzungen der Fehlerkorrekturmodelle (Panelansatz)**

	(1'')	(2'')	(3'')
$\phi$	-0,09*** (-4,97)	-0,99*** (-9,31)	-0,11*** (-5,85)
$\alpha_1$	0,02***	-	0,02***
$\alpha_2$	-	0,11***	-1,5*10 <sup>-7</sup> **
$\beta$	-0,06	0,38***	-0,15
$\lambda_1$	-0,01 (-0,47)	0,38*** (3,81)	-0,02 (-1,23)
$\lambda_2$	-	0,39*** (11,54)	-1,5*10 <sup>-8</sup> *** (5,58)
$\lambda_3$	0,38*** (6,92)	0,83*** (8,19)	0,25** (4,31)
$\lambda_4$	-	0,39*** (11,54)	9,1*10 <sup>-7</sup> *** (5,58)
$R^2$	0,22	0,74	0,29
LM-Test	$\chi^2(1) = 2,15$	$\chi^2(1) = 1,78$	$\chi^2(1) = 0,69$
LR-Test	$\chi^2(2) = 23,02***$	$\chi^2(2) = 22,61***$	$\chi^2(2) = 30,34***$
GQ-Test	$F(106,106) = 2,09**$	$F(104,104) = 0,96$	$F(104,104) = 1,85***$

Die Hypothese der Kointegration wird mit Hilfe eines LR-Tests auf Signifikanz der Niveauvariablen in der Fehlerkorrekturdarstellung überprüft (vgl. Breitung und Meyer, 1994, S. 358). Die Testergebnisse sind in der zweitletzten Zeile in Tabelle 5 ausgewiesen. Bei allen Spezifizierungen zeigt der Test eine Signifikanz der Niveauvariablen innerhalb der Fehlerkorrekturdarstellung an, so daß die Null-Hypothese „keine Kointegration“ verworfen werden kann. Der Langfristkoeffizient für die Ersparnis ist aber nur in der Spezifizierung (2'') signifikant.<sup>24</sup> Analog zum nationalen Ansatz ergeben die GQ-Tests, daß die Residuen in den Gleichungen (1'') und (3'') heteroskedastisch sind, während die in der Gleichung (2'') Homoskedastizität

<sup>23</sup> Ein Hausmann-Test für Spezifizierung (2''), der eine Variante ohne gegen eine mit instrumentierter Ersparnis testet, liefert das folgende Ergebnis:  $F(2, 248) = 2,85^*$ . Die Ersparnis geht daher in Spezifikation (2'') als Proxyvariable ein. In die Hilfsregression für  $S_{it}$  gehen als Instrumente eine Konstante, die Anzahl der Erwerbstätigten im Inland und die Einwohnerzahl ein. Ein weiterer Hausmann-Test, der eine Variante ohne gegen eine mit instrumentiertem Output testet, führt zu dem Ergebnis:  $F(2, 248) = 0,29$ , so daß die Outputvariable nicht instrumentiert in die Schätzungen eingeht.

<sup>24</sup> Der Parameter  $\lambda_1$  ist in den Spezifizierungen (1'') und (3'') nicht signifikant.

aufweisen.<sup>25</sup> Der langfristige Koeffizient in der Spezifizierung (2'') beträgt 0,38 und ist auf einem 1 %-Niveau signifikant. Die Kurzfristbeziehung liegt mit 0,83 sogar noch erheblich höher. Obwohl es auf der Grundlage von Hilfsregressionen nicht gelungen ist, die Schätzkoeffizienten in Spezifizierung (2'') auf den Einfluß exogener Variablen zurückzuführen, liegt es doch nahe, den Koeffizienten  $\beta = 0,38$  als benchmark für einen zu erwartenden Regressionskoeffizienten innerhalb eines währungs- und steuerpolitisch integrierten Wirtschaftsraums zu interpretieren.

## 5. Abschließende Bemerkungen

Im ausgehenden zwanzigsten Jahrhundert kann Finanzkapital mehr oder minder frei von institutionellen Einschränkungen über die meisten nationalen Grenzen transferiert werden. Vor diesem Hintergrund sind die hohen Regressionskoeffizienten, die zwischen Investitionen und Ersparnis in einer Vielzahl von Untersuchungen nachgewiesen wurden, nur schwer zu erklären. In der Literatur werden allerdings verschiedene Erklärungsmuster angeboten: Zu nennen sind u. a. hohe Wechselkursrisiken, hohe Transaktionskosten von Seiten der Investoren – wenn sie Anlagemöglichkeiten im Ausland suchen – oder der bereits erwähnte „home bias“ (vgl. Gordon und Bovenberg, 1996). Ein immer wieder zitiert Erklärungsansatz ist der Einfluß nationaler Leistungsbilanzpolitik auf die Nettokapitalimporte beziehungsweise -exporte. Eine an der gesamtwirtschaftlichen Zielsetzung des außenwirtschaftlichen Gleichgewichts orientierte Politik wird versuchen, anhaltend hohe Leistungsbilanzsalden – beispielsweise durch die Budgetpolitik – zu vermeiden. Alle diese Erklärungsansätze interpretieren den Nationalstaat als homogenen Wirtschaftsraum, dessen Grenzen zu überschreiten Kosten verursacht.

Die Annahme, daß eine Korrelation von Investitionen und Ersparnis auf intranationaler Ebene nicht nachweisbar ist, erscheint daher naheliegend. Tatsächlich zeigt unsere Untersuchung jedoch, daß die Ersparnisbildung in den Bundesländern einen hohen Erklärungsanteil an den regionalen Investitionen hat. Der sich ergebende „saving retention coefficient“ beträgt 0,38 und ist statistisch auf dem 1 %-Niveau signifikant. Dieses Ergebnis stellt die von Feldstein und Horioka (1980) aufgestellte Hypothese, wonach Ersparnis und Investitionen bei integrierten Kapitalmärkten nicht korreliert sind, in Frage. Demgegenüber steht unser Ergebnis in gewissem Einklang mit theoretischen Überlegungen, wonach bestimmte Wachstumsfaktoren

<sup>25</sup> Für die GQ-Tests werden zwei Teilzeiträume von 1970 bis 1981 und von 1983 bis 1994 gebildet. Analog zu der Vorgehensweise bei der nationalen Untersuchung bleibt die mittlere Beobachtung zur besseren Trennschärfe der Tests unberücksichtigt.

die Spar- und Investitionsentscheidungen simultan bedingen. Es liegt nahe, den Regressionskoeffizienten von 0,38, der sich im Rahmen unserer intranationalen Untersuchung ergeben hat, auf einen entsprechenden „omitted variable bias“ zurückzuführen. Es ist uns jedoch nicht gelungen, den Einfluß exogener Variablen zu isolieren. Hier liegt weiterer Forschungsbedarf.

Die vorliegende Untersuchung stellt auch eine kritische Auseinandersetzung mit der in der Literatur allgemein verwendeten Schätzgleichung dar. Es wird aufgezeigt, daß die Verwendung von Investitions- und Sparquoten anstelle von Niveaus Autokorrelation und Heteroskedastizität der Residuen verursachen kann. Des Weiteren zeigt sich, daß sowohl die Quoten als auch die Niveaus der verwendeten Zeitreihen einen Trend aufweisen, der in der Regressionsanalyse berücksichtigt werden muß. Dabei ist zu beachten, daß eine einfache Differenzenbildung potentielle Langfristbeziehungen zwischen den Variablen vernachlässigen kann. Aus unserer Sicht liefert die von Engle und Granger (1987) vorgeschlagene Fehlerkorrekturdarstellung der verwendeten Zeitreihen sowie die Verwendung von Niveauvariablen einen sinnvollen Ansatz zur Ermittlung des lang- und kurzfristigen Zusammenhangs von Investitionen und Ersparnissen.

## Literatur

- Anselin, L. (1988), Spatial Econometrics: Methods and Models, London.*
- Barro, R. J. / Mankiw, N. G. / Sala-i-Martin, X. (1995), Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth, American Economic Review, 85, pp. 103 – 115.*
- Baxter, M. / Crucini, J. (1993), Explaining Saving-Investment Correlations, American Economic Review, 83, pp. 416 – 436.*
- Bayoumi, T. A. (1990), Saving-Investment Correlations, IMF Staff Papers, 37, pp. 360 – 387.*
- Bayoumi, T. A. / Rose, A. K. (1993), Domestic savings and intra-national capital flows, European Economic Review, 37, pp. 1197 – 1202.*
- Bayoumi, T. A. / Sterne, G. (1993), Regional Trading Blocks, Mobile Capital and Exchange Rate Coordination, Bank of England, Discussion Paper, 12.*
- Berndt, E. R. (1991), The Practice of Econometrics, Classic and Contemporary, Boston.*
- Breitung, J. (1992), Dynamische Modelle für die Paneldatenanalyse, Schriften zur angewandten Ökonometrie, 24, Frankfurt am Main.*
- Breitung, J. / Meyer, W. (1994), Testing for unit roots in panel data: are wages on different bargaining levels cointegrated?, Applied Economics, 26, pp. 353 – 361.*
- Coakley, J. / Kulasi, F. / Smith, R. (1996), Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle, The Economic Journal, 106, pp. 620 – 627.*

*Deutsche Bundesbank* (1997), Die Bedeutung internationaler Einflüsse für die Zinsentwicklung am Kapitalmarkt, Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, 7, pp. 23–40.

*Dickey, D. A. / Fuller, W. A.* (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp. 427–431.

– (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, pp. 1057–1072.

*Dooley, M. / Frankel, J. / Mathieson, D. J.* (1987), International Capital Mobility: What Do Saving–Investment Correlations Tell Us?, *IMF Staff Papers*, 34, pp. 503–530.

*Engle, R. F. / Granger, C. W. J.* (1987), Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, pp. 251–276.

*Feldstein, M.* (1983), Domestic Saving and International Capital Movements in the long run and the short run, *European Economic Review*, 21, pp. 129–151.

– (1995), Tax Policy and International Capital Flows, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 130, pp. 675–697.

*Feldstein, M. / Horioka, C.* (1980), Domestic Saving and International Capital Flows, *The Economic Journal*, 90, pp. 314–329.

*Feldstein, M. / Bacchetta, P.* (1991), National Saving and International Investment, in: Bernheim, D. B., J. B. Shoven (eds.), *National Saving and Economic Performance*, London.

*Finn, M. G.* (1990), On Savings and Investment in a Small Open Economy, *Journal of International Economics*, 29, pp. 1–21.

*Frankel, J. A.* (1986), International Capital Mobility and Crowding-Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration of Financial Markets or of Goods Markets?, in: Hafer, R. W. (ed.), *How open is the U.S. economy?*, Lexington Books for the Federal Reserve Bank of St. Louis, Lexington.

– (1991), Quantifying International Capital Mobility in the 1980s, in: Bernheim, D. B., J. B. Shoven (eds.), *National Saving and Economic Performance*, London.

– (1992), Measuring International Capital Mobility: A Review, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 82, pp. 197–202.

*Fujiki, H. / Kitamura, Y.* (1995), Feldstein–Horioka Paradox Revisted, *Bank of Japan, Monetary and Economic Studies*, 13, pp. 1–16.

*Fuller, W. A.* (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York.

*Goldstein, M. / Mussa, M.* (1993), The Integration of World Capital Markets, *IMF Working Paper*, 95.

*Gordon, R. H. / Bovenberg, A. L.* (1996), Why Is Capital So Immobile Internationally? Possible Explanations and Implications for Capital Income Taxation, *American Economic Review*, 86, pp. 1057–1075.

*Gundlach, E. / Sinn, S.* (1992), Unit root test of the current account balance: implications for international capital mobility, *Applied Economics*, 24, pp. 617–625.

*Johansen, S.* (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Dynamics and Control*, 12, pp. 231–254.

- (1992), Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp. 383–397.
- Judge, G. et al.* (1992), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Second Edition, New York.
- Kennedy, P.* (1992), *A Guide to Econometrics*, Third Edition, Oxford.
- Koskela, E. / Virén, M.* (1991), Monetary Policy Reaction Functions and Saving-Investment Correlations: Some Cross-Country Evidence, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 127, pp. 452–471.
- Leachman, L. L.* (1991), Saving, Investment, and Capital Mobility among OECD Countries, *Open Economies Review*, 2, pp. 137–163.
- Levin, A. / Lin, C.-F.* (1992), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, University of California, San Diego, Discussion Paper, 23.
- MacKinnon, J. G.* (1991), Critical Values for Cointegration Tests, in: Engle, R. G., C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford.
- Miller, S. M.* (1988), Are Saving and Investment Co-Integrated?, *Economic Letters*, 27, pp. 31–34.
- Modigliani, F. / Brumberg, R.* (1954), Utility analysis and aggregate consumption function: An interpretation of cross-section data, in: Kurihara, K. K. (ed.), *Post Keynesian economics*, New Brunswick.
- (1980), Utility analysis and aggregate consumption functions: An attempt at integration, in: Abel, A. (ed.), *The collected papers of Franco Modigliani*, 2, Cambridge (MA).
- Niehans, J.* (1992), The International Allocation of Savings with Quadratic Transaction (or Risk) Costs, *Journal of International Money and Finance*, 11, pp. 222–234.
- Obstfeld, M.* (1986), Capital Mobility in the World Economy: Theory and Measurement, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policies*, 24, pp. 55–104.
- (1994), International Capital Mobility in the 1990s, *Board of Governors of the Federal Reserve System* (ed.), *International Finance Discussion Papers*, 472.
- Obstfeld, M. / Rogoff, K.* (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge (MA).
- Sarno, L. / Taylor, M. P.* (1998), Exchange Controls, International Capital Flows and Saving-Investment Correlations in the UK: An Empirical Investigation, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 134, pp. 69–98.
- Sinn, H.-W.* (1997), Deutschland im Steuerwettbewerb, *CES Working Paper*, 132.
- Sinn, S.* (1992), Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from annual data, *The Economic Journal*, 102, pp. 1162–1170.
- Summers, L. H.* (1988), Tax Policy And International Competitiveness, in: Frankel, J. A. (ed.), *International Aspects of Fiscal Policies*, NBER Conference Report, Chicago.
- Taylor, A. M.* (1994), Domestic Saving and International Capital Flows Reconsidered, *NBER Working Paper*, 4892.
- (1996), International Capital Mobility in History: The Saving-Investment Relationship, *NBER Working Paper*, 5743.

*Tesar, L. (1991), Saving, Investment and International Capital Flows, Journal of International Economics, 31, pp. 55 – 78.*

*Vikøren, B. (1994), The Saving-Investment Correlation in the Short and in the Long Run, in: Vikøren, B. (ed.), Interest Rate Differentials, Exchange Rate Expectations and Capital Mobility: Norwegian Evidence, Norges Bank Skriftserie 21, Oslo.*

## **Zusammenfassung**

Der vorliegende Beitrag untersucht den Zusammenhang von Investitionen und Ersparnis in Deutschland auf nationaler sowie auf Bundesländerebene. Der ermittelte „saving retention coefficient“ beträgt auf nationaler Ebene 0,63 und auf Länderebene 0,38. Der Beitrag kritisiert die Verwendung von Investitions- und Ersparnisquoten zum Nachweis der Korrelationsbeziehung. Auf der Grundlage dieser Kritik wird eine Regressionsgleichung hergeleitet, die sich anhand entsprechender Spezifikationstests als überlegen erweist. Der lang und kurzfristige Zusammenhang von Investitionen und Ersparnis wird sowohl im zeitreihenanalytischen als auch im Panelansatz mit Hilfe von Kointegrationsmethoden ermittelt.

## **Abstract**

We analyze the correlation between saving and investment in Germany using national data as well as data from the old german Bundesländer. The empirical results shows that the national saving retention coefficient between 1960 and 1994 is 0.63 and the intranational saving retention coefficient between 1970 and 1994 is 0.38. In our paper we argue on theoretical and empirical grounds that the application of saving and investment shares are inappropriate. In our regression model the long-run effect between saving and investment is analyze with cointegration methods in a time series and a panel approach.

*JEL-Klassifikation: F21, R10*