

Kapitalmobilität in Europa aus empirischer Sicht

Befunde und wirtschaftspolitische Implikationen

Capital Mobility in Europe from an Empirical Viewpoint

Evidence and Implications for Economic Policy

Von Andre Jungmittag, Potsdam, und Gerhard Untiedt, Münster

JEL C22, F21, F32, F4

Kapitalmobilität, Ersparnisse, Investitionen, Feldstein-Horioka.

Capital mobility, savings, investment, Feldstein-Horioka.

Zusammenfassung

Die hohe Korrelation zwischen nationalen Investitions- und Sparquoten ist seit der Studie von Feldstein/Horioka (1980) ein umstrittener, aber zunächst häufig bestätigter empirischer Befund. In diesem Beitrag wird dieser Zusammenhang erneut für die EU-Staaten im Zeitraum von 1960 bis 1997 untersucht. In Erweiterung der bisherigen Untersuchungen werden in unserer auf Zeitreihen basierenden Analyse für die Länder einerseits unterschiedliche Grade an Kapitalmobilität zugelassen und andererseits wird für die interessierenden Größen explizit zwischen den lang- und kurzfristigen Zusammenhängen unterschieden. Zusammenfassend ergeben sich die folgenden Schlußfolgerungen. Erstens bestehen in den EU-Staaten kaum langfristige Beziehungen zwischen den nationalen Investitions- und Sparquoten, sondern die beobachtbaren Korrelationen sind vielmehr der Ausdruck von Scheinkorrelationen zwischen trendbehafteten Variablen. Die Analyse der kurzfristigen Zusammenhänge sowie die sich daran anschließenden Strukturbruchüberprüfungen legen zweitens nahe, daß auch in diesem Fall für die EU-Staaten im untersuchten Zeitraum allgemein ein hoher Grad an Kapitalmobilität vorliegt, der häufig im Zeitablauf zunimmt.

Summary

Since the study of Feldstein/Horioka (1980), the high correlation between investment and saving rates is a controversial, but first of all often confirmed empirical evidence. In this paper, this correlation is investigated once again for the EU-countries in the time period from 1960 to 1997. In expansion of previous analyses, in our analysis based on time series, on the one hand different degrees of capital mobility for the individual countries are admitted, and on the other hand, we distinguish between the long-term and short-term relations between the variables of interest. Taking all results together, the following conclusions can be drawn. Firstly, no long-term relationships exist between the national investment- and saving-rates of the EU-countries but the observable correlations are the result of spurious correlations between trending variables. The analysis of the short-term relations and the subsequent examination for structural breaks suggest secondly, that also in this case a high degree of capital mobility is present, that frequently increases in the course of time.

1. Einleitung

Die Korrelationen zwischen nationalen Ersparnissen und nationalen Investitionen und ihre Implikationen für die internationale Kapitalmobilität sind Gegenstand einer zu Beginn der 80er Jahre einsetzenden und bis heute andauernden Debatte. Ausgelöst wurde sie durch eine in Feldstein/Horioka (1980) vorgestellte Studie, in der zwischen den durchschnittlichen nationalen Spar- und Investitionsquoten für den Zeitraum von 1960 bis 1974 in einem Querschnitt von 16 OECD-Staaten ein enger positiver Zusammenhang konstatiert wurde. Feldstein und Horioka sahen aufgrund ihrer Ergebnisse die Hypothese einer hohen internationalen Kapitalmobilität als nicht bestätigt an, da bei perfekter Kapitalmobilität keine Korrelation zwischen inländischem Sparen und inländischen Investitionen bestehen dürfte. Dann würden nämlich die jeweiligen nationalen Ersparnisse auf die weltweit vorhandenen Investitionsmöglichkeiten reagieren, während die Finanzierung von Investitionen aus einem internationalen Kapitalpool erfolgen würde. M. a. W. seien hohe Korrelationen zwischen nationalen Spar- und Investitionsquoten als Ausdruck einer geringen internationalen Kapitalmobilität zu interpretieren, so daß das inländische Sparverhalten entscheidend für die inländische Investitionstätigkeit sei.

Nur wenige Autoren waren bereit, der Interpretation von Feldstein und Horioka zu folgen, obwohl deren Ergebnisse durch weitere Studien (Feldstein 1983, Feldstein/Barchetta 1991, Frankel 1991, Tesar 1991, Sinn 1992) für andere Zeiträume und/oder Ländergruppen weitgehend bestätigt wurden. Zumindest ermittelten jedoch Feldstein/Barchetta (1991), Frankel (1991) und Sinn (1992) eine Abnahme der positiven Korrelationen zwischen Sparen und Investitionen, wenn Daten für die 80er Jahre in die empirische Analyse einbezogen wurden. Auch für die neunziger Jahre zeigt sich eine weitere Reduktion des positiven Zusammenhangs (Ostfeld/Rogoff 2000). Die Korrelationen bleiben aber bei diesen Untersuchungen weiterhin positiv und signifikant von Null verschieden. Überwiegend keine Korrelationen wurden jedoch gefunden, wenn die relativ homogene Gruppe der EU-Staaten betrachtet wurde. So fanden Lemmen/Eijffinger (1995) bei Querschnittsregressionen für die EU-9-Staaten und die EWS-6-Staaten nur für die EU-9-Staaten in der Subperiode 1967–1978 einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Investitions- und Sparquote. Ähnlich ermittelten Armstrong/Balasubramanyam/Salisu (1996) für die EU-12-Staaten für vier Fünfjahresperioden von 1971 bis 1991 kaum signifikante Korrelationen zwischen den Investitions- und zwei unterschiedlich definierten Sparquoten und schlossen daraus, daß der Kapitalmarkt der EU-Staaten dem von intranationalen Regionen ähnlich sei.

Zusätzlich belegen zunächst auch einige Studien auf der Basis von Zeitreihenuntersuchungen die hohen Korrelationen zwischen Sparen und Investitionen (Obstfeld 1986, Bayoumi 1990, Tesar 1991). Dieser Befund änderte sich jedoch, als begonnen wurde, die Zeitreiheigenschaften der Spar- und Investitionsquoten zu berücksichtigen, die zumindest für die EU-Staaten und die USA überwiegend integriert von der Ordnung 1 sind (Alexakis/Apergis 1994, Lemmen/Eijffinger 1995, Abschnitt 3 dieses Beitrags). Zeitreihenkorrelationen zwischen den Investitions- und Sparquoten spiegeln dann jedoch nur eine langfristige Beziehung wider, wenn die beiden Quoten kointegriert sind. Für die USA fanden Alexakis/Apergis (1994) zwar innerhalb der Bretton-Woods-Ära vom ersten Quartal 1955 bis zum vierten Quartal 1973 eine Kointegrationsbeziehung, für die Zeit danach bis zum zweiten Quartal 1990 aber nicht mehr. Für die EU-12-Staaten ermittelten Lemmen/Eijffinger (1995) in einer extensiven Zeit-

reihenanalyse bei sieben EU-Staaten Kointegrationsbeziehungen, die sich aber überwiegend auf die erste Teilperiode von 1967 bis 1978 beschränkten. Für Italien und Spanien fanden sie eine Kointegrationsbeziehung über die Gesamtperiode von 1967 bis 1990, nicht aber für die beiden Teilperioden, so daß es scheint, als ob ein nicht berücksichtigter Strukturbruch eine solche Beziehung vortäuscht. Hussein (1998) verwendete einen dynamischen OLS-Ansatz (DOLS) zur Überprüfung auf Kointegrationsbeziehungen zwischen den Investitions- und Sparquoten in 23 OECD-Staaten und konnte nur für Irland über den gesamten Beobachtungszeitraum von 1960 bis 1991 und für Österreich und Großbritannien für den Teilzeitraum von 1970 bis 1993 die Hypothese einer Kointegrationsbeziehung nicht ablehnen. Eher unbefriedigend ist das methodische Vorgehen in Jansen (1998), wo keine Kointegrationsbeziehungen zwischen der Investitions- und Sparquote geschätzt werden, sondern der Fehlerkorrekturterm, daß die Spar- gleich der Investitionsquote sei, gesetzt und in die Gleichung zur Schätzung der kurzfristigen Beziehung eingefügt wird. Über den gesamten Schätzzeitraum ist dieser für die Mehrzahl der betrachteten OECD-Staaten zwar signifikant, bei einer Aufspaltung des Schätzzeitraums zeigt sich jedoch auch hier häufiger ein Verschwinden der Signifikanz im zweiten Teilzeitraum.

Bei den alternativen Hypothesen zur Erklärung der in Feldstein/Horioka (1980) vorgestellten und durch weitere Studien bestätigten empirischen Befunde lassen sich grundsätzlich zwei Argumentationslinien unterscheiden. Im ersten Fall wird betont, daß die nationalen Sparquoten selbst endogen und mit den Investitionsquoten positiv korreliert seien. Als mögliche Ursachen hierfür werden genannt, daß erstens beide Quoten prozyklische Verläufe aufweisen, zweitens exogene Einflußgrößen wie das Bevölkerungswachstum und/oder Produktivitätsschocks zu einer gleichgerichteten Entwicklung von Investitions- und Sparquoten führen (Obstfeld, 1986) und drittens durch wirtschaftspolitische Maßnahmen bei der Verfolgung des Ziels einer ausgeglichenen Leistungsbilanz hohe Korrelationen zwischen Investitions- und Sparquoten auftreten können (Tobin 1983, Westphal 1983). Ähnlich argumentiert auch Levy (1998), der anhand eines dynamischen intertemporalen Optimierungsmodells für offene Volkswirtschaften zeigt, daß die langfristige Korrelation zwischen Investitionen und Ersparnissen sich aus der dynamischen Budgetbeschränkung einer offenen Volkswirtschaft ergibt und nicht vom Grad der Kapitalmobilität abhängt. Explizit zwischen den lang- und kurzfristigen Korrelationen zwischen Investitions- und Sparquoten unterschieden wird in Jansen (1998); er argumentiert, daß die langfristigen Korrelationen durch eine intertemporale Budgetrestriktion, begrenzte Kapitalmobilität und ein Leistungsbilanzziel determiniert seien, während die kurzfristigen Korrelationen begrenzte Kapitalmobilität und Anpassungen an Angebots- und Nachfrageschocks reflektierten.

Im zweiten Fall wird die Bedeutung „großer Volkswirtschaften“ für das Zustandekommen der beobachteten Korrelationen als zentral erachtet. In einer ersten Variante wird davon ausgegangen, daß mit zunehmender Größe einer Volkswirtschaft die Notwendigkeit, Kapital aus dem Ausland zu importieren, abnimmt und somit eine hohe Korrelation zwischen heimischer Investitions- und Sparquote durchaus bestehen kann (Harberger, 1980). In einer zweiten Variante wird hervorgehoben, daß große Volkswirtschaften über die inländischen Zinssätze Einfluß auf den Weltmarktzins ausüben und ein Anstieg des inländischen Zinssatzes über eine Erhöhung des Weltmarktzinses sowohl die heimischen als auch die ausländischen Investitionen negativ beeinflusst (Tobin 1983, Murphy 1984). Neben diesen beiden Argumentationslinien wird in Sachida/Caetano (2000) angeführt, daß der Feldstein-Horioka-Koeffizient nicht den Grad

der Kapitalmobilität widerspiegeln, sondern die Substitutionsfähigkeit von internem und externem Sparen.

Für die Staaten der EU ist die Frage der internationalen Kapitalmobilität schon deshalb von großer Bedeutung, weil eine hohe Kapitalmobilität, wie sie z. B. durch die Liberalisierung des Geld- und Kapitalverkehrs von 1990 erreicht werden soll, als eine wesentliche Voraussetzung für den europäischen Konvergenzprozeß angesehen wird. Genauso gilt eine hohe Kapitalmobilität als eine wesentliche Voraussetzung für erfolgreiche Währungsunion (Mundell 1961). Mithin spricht eine Reihe von theoretischen als auch darauf aufbauend von wirtschaftspolitischen Argumenten dafür, daß sowohl der Erfolg der realwirtschaftlichen als auch der monetären Integration an eine hohe Kapitalmobilität gebunden ist.

In diesem Beitrag wird die Feldstein/Horioka-Methodologie aufgegriffen und auf die Zeitreihen der Investitions- und Sparquoten der 15 EU-Staaten für den Zeitraum von 1960 bis 1997 angewendet. Die Nutzung von individuellen Zeitreihen bietet gegenüber der Querschnittsanalyse für Ländergruppen eine Reihe von Vorteilen. So wird die Annahme aufgegeben, daß alle Länder in der Stichprobe den gleichen Grad an Kapitalmobilität aufweisen. Damit kann unmittelbar die Hypothese geprüft werden, daß große Volkswirtschaften über eine geringere Kapitalmobilität verfügen als kleine Volkswirtschaften. Auf die Aufdeckung von Kointegrationsbeziehungen zielende zeitreihenanalytische Verfahren erlauben es dabei, zwischen langfristigen Beziehungen und Scheinkorrelationen zu diskriminieren. Liegen bei Variablen, die von der Ordnung eins integriert sind, keine Kointegrationsbeziehungen vor, so spiegeln die dann notwendigen Schätzungen für die ersten Differenzen nur Beziehungen kurzfristiger Natur wider. Zudem kann für jedes Land die zeitliche Stabilität des Grades der Kapitalmobilität überprüft werden.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut. Im zweiten Abschnitt werden die verwendeten Daten und das methodische Vorgehen beschrieben. Die empirischen Ergebnisse werden im dritten Abschnitt vorgestellt. Die wesentlichen Schlußfolgerungen und wirtschaftspolitischen Implikationen werden dann im vierten Abschnitt zusammengefaßt.

2. Daten und methodisches Vorgehen

Bei der Untersuchung der Beziehungen zwischen Sparen und Investitionen wurde in Feldstein/Horioka (1980) von folgender Querschnittsregression ausgegangen:

$$\left(\frac{I}{Y}\right)_i = a + \beta \left(\frac{S}{Y}\right)_i + u_i, \quad (1)$$

wobei I die Bruttoinlandsinvestitionen, S die Bruttoinlandsersparnisse und Y das Bruttoinlandsprodukt eines Landes i repräsentiert. Die Störgröße u_i weist die üblichen Eigenschaften auf. Wird angenommen, daß die nationalen Ersparnisse und Investitionen unkorreliert sind, so ist $a \geq 0$ und $\beta = 0$. Sind hingegen die nationalen Investitionen nicht (linear) unabhängig von den Ersparnissen, wird $\beta > 0$ sein. Je größer der Koeffizient für β ist, desto geringer ist nach Feldstein und Horioka das Ausmaß der internationalen Kapitalmobilität. Für $\beta = 1$ ist Kapital vollständig immobil.

Tesar (1991) u. a. haben festgestellt, daß die Korrelation zwischen I/Y und S/Y sowohl innerhalb eines Querschnitts von Ländern für eine bestimmte Zeitperiode als auch innerhalb nationaler Ökonomien im Zeitablauf zu beobachten sei und daraus den Schluß gezogen:

Thus, the evidence suggests that savings and investment rates are closely linked not only in a cross-section of countries, but also over time within a particular country (Tesar 1991, S. 64).

Allerdings wird in Bayoumi (1990) gezeigt, daß im Rahmen von Zeitreihenuntersuchungen die Wahl der Investitionsvariable einen großen Einfluß auf die Stärke des Zusammenhangs zwischen Investitions- und Sparquote besitzt. Dort wurde eine deutliche Abnahme der Größenordnung und der Signifikanz des Steigungskoeffizienten (und damit der Korrelation) festgestellt, wenn statt der in Feldstein/Horioka (1980) herangezogenen Bruttoinlandsinvestitionen die Bruttoanlageinvestitionen als Investitionsvariable verwendet wurden. Dennoch blieb der Steigungskoeffizient in zahlreichen Fällen signifikant von Null verschieden. Aus der Definition, daß die Differenz zwischen den Bruttoinlandsinvestitionen und den Bruttoanlageinvestitionen den Lagerbestandsinvestitionen entspricht, die relativ allgemein als Widerspiegelung unerwarteter Schocks in einer Volkswirtschaft interpretiert werden können, wird dann der Schluß gezogen, daß aggregierte Nachfrage- und Angebotsschocks einen erheblichen Anteil der Zeitreihenkorrelationen erklären könnten. Demnach bestätigen diese empirischen Befunde die in Obstfeld (1986) vertretene These, daß unerwartete Produktivitätsschocks und Nachfrageveränderungen für die beobachteten Korrelationen mitverantwortlich seien.

Auch in diesem Beitrag werden deshalb die Bruttoanlageinvestitionen als Investitionsvariable herangezogen.¹ Weiterhin wird zur Quotenbildung nicht wie sonst häufig das Bruttoinlandsprodukt verwendet, sondern das Bruttosozialprodukt. In der Mehrzahl der Länder werden die Quoten durch diese Nennerwahl nur marginal beeinflußt, bei kleineren Ländern, die starke Direktinvestitionszuflüsse und damit auch hohe abfließende Kapitaleinnahmen aufweisen (insb. Irland) ist diese Unterscheidung jedoch wesentlich (Welfens/Jungmittag 2001, S. 92). Zur Veranschaulichung sind sowohl die so ermittelten Investitions- als auch die Sparquoten für den Zeitraum von 1960 bis 1997 der 15 EU-Staaten in Abbildung 1 (s. S. 48/49) dargestellt.²

Dabei zeigt sich für eine Reihe von EU-Mitgliedern im Zeitablauf eine deutliche Abnahme der Spar- und Investitionsquoten, so insbesondere bei Deutschland, Finnland und Italien. Bei anderen Ländern lassen sich keine so eindeutigen Aussagen bezüglich des zeitlichen Verlaufs treffen. So wird z. B. Luxemburg regelmäßig bei Querschnittsuntersuchungen aufgrund seiner atypischen Quoten aus der Stichprobe ausgeschlossen. In Feldstein/Horioka (1980) wurde auch Frankreich aus der Stichprobe entfernt. Auch dort ist der Verlauf der Quoten zumindest bis Mitte der sechziger Jahre atypisch, da sich die Investitions- und die Sparquote in diesem Zeitraum gegenläufig entwickelten.

¹ In *Amirkhalkhali/Dar* (1993), wo in einer Zeitreihen-Querschnittsanalyse ein random coefficients Modell, daß länderspezifische Grade der Kapitalmobilität zuläßt, vorgestellt wird, dienen ebenfalls die Bruttoanlageinvestitionen als Investitionsvariable.

² Alle Ursprungsdaten wurden der VGR-Statistik der OECD entnommen.

2.1. Lang- und kurzfristige Beziehungen zwischen Investitions- und Sparquoten

Zur Identifikation der länderspezifischen langfristigen Korrelationen zwischen Spar- und Investitionsquoten in den EU-Staaten werden verschiedene Ansätze der modernen Zeitreihentheorie eingesetzt. Ausgangspunkt ist die Überprüfung der Stationaritätseigenschaften der einzelnen Reihen mit dem Augmented Dickey-Fuller-Test (Dickey/Fuller 1981) und dem Phillips-Perron-Test (Phillips/Perron 1988). Anschließend werden die Quotienten aus Investitionen und Sozialprodukt sowie Sparvolumen und Sozialprodukt auf ihren Integrationsgrad untersucht. Zeigt sich, daß die Investitions- und Sparquoten nichtstationär sind, so sollten im Untersuchungszeitraum die Residuen einer Linearkombination zwischen den Quoten stationär sein, damit von einer langfristigen Beziehung zwischen den nationalen Spar- und Investitionsquoten ausgegangen werden kann (Engle/Granger 1987). Mit dem Johansen-Verfahren werden die linearen Zusammenhänge der nichtstationären Zeitreihen untersucht (Johansen 1988). Da die Trace-Statistik des Johansen-Verfahrens dazu tendiert, die Nullhypothese fehlender Kointegration (oder eines niedrigeren Kointegrationsranges) zu verwerfen, obwohl sie korrekt ist (Gregory 1994), wird zusätzlich das statische Engle-Granger Verfahren eingesetzt und die Nichtstationarität der Residuen wird mit dem Augmented Dickey-Fuller Test (MacKinnon 1994) überprüft.

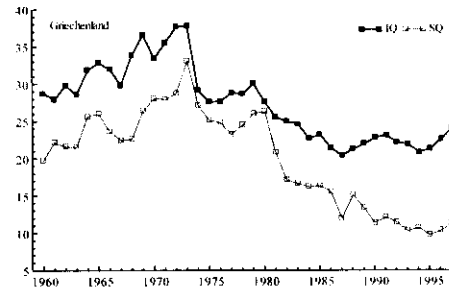
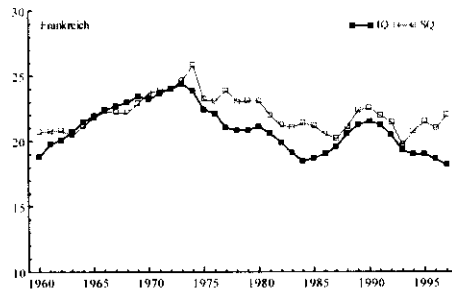
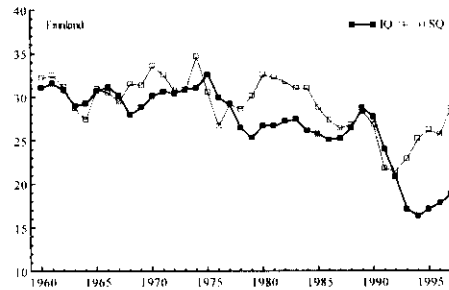
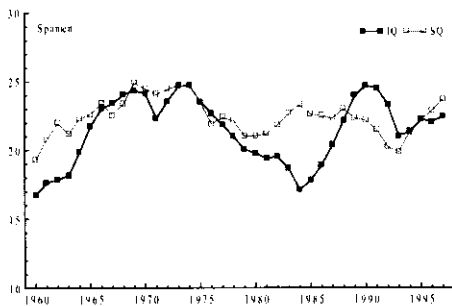
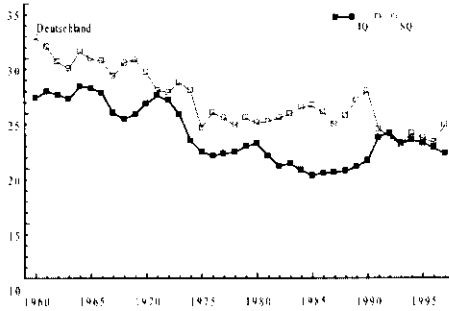
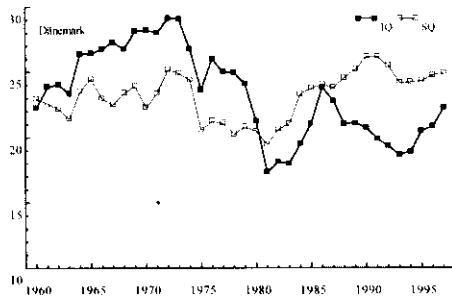
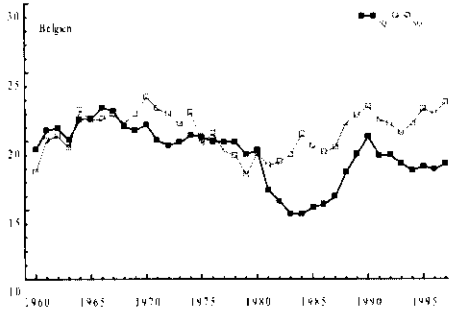
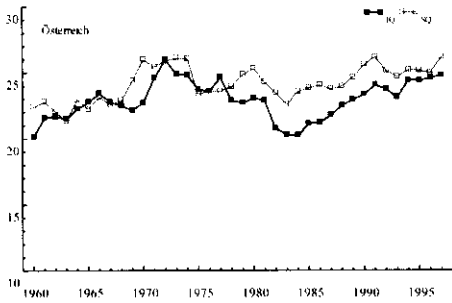
Sind die Linearkombinationen zwischen der jeweiligen nationalen Spar- und Investitionsquote nichtstationär, bestehen keine langfristigen Korrelationen und die in Querschnittsregressionen ermittelten hohen Korrelationskoeffizienten stellen sich als Scheinkorrelationen dar. Es verbleiben dann lediglich kurzfristige lineare Zusammenhänge zwischen den beiden Zeitreihen, die im zweiten Teil der empirischen Untersuchung betrachtet werden.

2.2. Die Aufdeckung von Strukturbrüchen

Zur Aufdeckung von Strukturbrüchen bei den in den ersten Differenzen erfaßten kurzfristigen Zusammenhängen zwischen Investitions- und Sparquoten werden zwei Verfahren herangezogen. In einem ersten Schritt werden die rekursiven Regressionskoeffizienten für jede Schätzgleichung bestimmt und graphisch wiedergegeben (vgl. Harvey 1994, S. 53–56). So kann bereits ein Eindruck gewonnen werden, ob diese Beziehungen im Zeitablauf stabil sind oder ob sie Änderungen unterliegen und in welche Richtung die Änderungen ggf. gehen. In einem zweiten Schritt wird die Schätzgleichung für jedes EU-Land unter Verwendung einer gleitenden Dummy-Variable, die sukzessive überprüft, ob die Konstante und/oder der Steigungskoeffizient zwischen 1967 und 1990 Strukturbrüche aufweist, erneut geschätzt. Anschließend wird, wenn die empirische Beziehung signifikante Strukturbrüche aufweist, der am stärksten ausgeprägte Bruchpunkt ausgewählt, um die kurzfristige Beziehung erneut unter Berücksichtigung dieses Bruchpunktes zu schätzen.

3. Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Zur Untersuchung der Zeitreiheneigenschaften wurden die in der Analyse einbezogenen Niveauvariablen der Bruttoanlageinvestitionen, des Sparvolumens und des Brutto-sozialprodukts zunächst logarithmiert und anschließend mit dem Augmented-Dickey-Fuller Test und dem Phillips-Perron Test auf Stationarität untersucht. Tabelle 1 (S. 50)



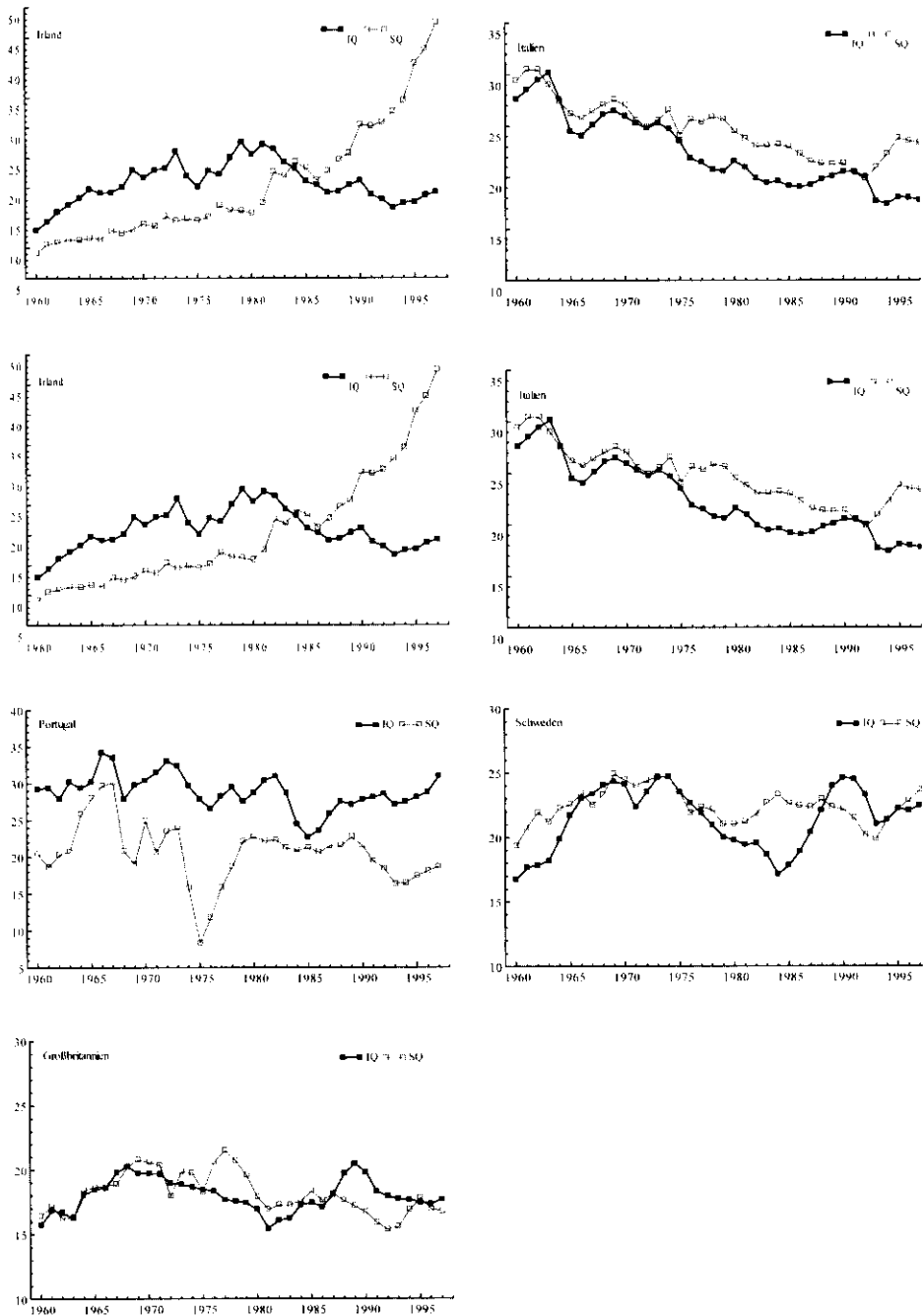


Abbildung 1: Investitions- und Sparquoten in den 15 EU-Staaten, 1960–1997

Tabelle 1: Test auf eine Unit-Root im Bruttoinlandsprodukt (Y), den Investitionen (I) und der Sparsumme (S)

| | ln Y | | | | ln I | | | | ln S | | | |
|----------------|-------------------------|----------------|-----------------|----------------|-------------------------|----------------|-----------------|----------------|-------------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | Augmented Dickey-Fuller | | Phillips-Perron | | Augmented Dickey-Fuller | | Phillips-Perron | | Augmented Dickey-Fuller | | Phillips-Perron | |
| | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen |
| Österreich | -1,60 | -1,81 | -1,96 | -30,03 | -2,14 | -2,76 | -6,32 | -30,97 | -2,08 | -3,15 | -5,62 | -33,82 |
| Belgien | -2,04 | -2,00 | -2,98 | -31,30 | -3,19 | -2,75 | -8,60 | -36,70 | -2,36 | -3,20 | -11,31 | -50,39 |
| Dänemark | -2,52 | -3,10 | -6,74 | -37,40 | -3,38 | -3,45 | -9,37 | -38,24 | -2,28 | -4,13 | -10,50 | -37,08 |
| Finnland | -1,90 | -3,06 | -5,27 | -37,79 | -1,81 | -3,90 | -6,42 | -37,67 | -2,25 | -3,40 | -8,12 | -36,99 |
| Frankreich | -2,39 | -2,37 | -2,62 | -36,37 | -2,56 | -2,50 | -4,94 | -34,74 | -2,20 | -3,81 | -4,21 | -35,81 |
| Deutschland | -2,71 | -3,08 | -7,04 | -37,20 | -2,47 | -3,62 | -8,83 | -37,52 | -2,72 | -5,23 | -17,00 | -36,57 |
| Griechenland | -2,52 | -1,70 | -1,94 | -20,25 | -2,55 | -3,46 | -5,32 | -28,98 | -2,30 | -2,58 | -4,34 | -34,80 |
| Irland | -1,45 | -3,02 | -3,20 | -37,04 | -2,24 | -3,49 | -6,90 | -34,47 | -0,55 | -3,74 | -4,26 | -37,58 |
| Italien | -1,20 | -3,21 | -2,40 | -36,81 | -1,58 | -3,49 | -10,31 | -36,63 | -1,89 | -4,51 | -9,43 | -36,61 |
| Luxemburg | -2,43 | -4,08 | -10,99 | -37,00 | -1,85 | -3,93 | -7,46 | -37,22 | -0,62 | -4,20 | -1,88 | -36,88 |
| Niederlande | -3,02 | -2,61 | -3,24 | -36,05 | -3,89 | -3,31 | -6,86 | -38,17 | -1,95 | -3,81 | -6,08 | -35,90 |
| Portugal | -2,57 | -3,48 | -4,56 | -36,61 | -2,40 | -3,87 | -8,86 | -35,78 | -4,24 | -3,55 | -14,01 | -32,36 |
| Spanien | -1,79 | -2,58 | -4,76 | -8,71 | -3,02 | -2,76 | -6,83 | -38,60 | -2,74 | -3,19 | -7,28 | -14,88 |
| Schweden | -2,34 | -2,88 | -3,96 | -37,26 | -2,24 | -3,39 | -7,88 | -37,44 | -3,22 | -4,35 | -12,20 | -37,38 |
| Großbritannien | -2,93 | -3,76 | -9,93 | -36,99 | -3,37 | -3,49 | -8,87 | -38,28 | -3,10 | -3,70 | -8,96 | -37,69 |

Anmerkungen: Die Niveaugleichungen zur Überprüfung auf eine Einheitswurzel enthalten eine Konstante und eine Trendvariable. Die Gleichungen der ersten Differenzen enthalten eine Konstante. Das maximale Lag in den ADF-Schätzungen beträgt drei Perioden. Das optimale Lag wird mit dem AIC-Kriterium bestimmt, vgl. Pantula et al. (1994). Prüfwerte, die auf dem 5 %-Niveau die Existenz einer Einheitswurzel ablehnen, sind hervorgehoben, kritische Werte nach MacKinnon (1994).

zeigt die Ergebnisse. Der Augmented Dickey-Fuller Test (ADF-Test) zeigt in der Mehrzahl der Länder eine Ablehnung der Nullhypothese einer Einheitswurzel in den ersten Differenzen an und weist damit die Zeitreihen in der Mehrzahl als stationär in den ersten Differenzen aus. Noch deutlicher als der ADF-Test fällt das Ergebnis unter dem Phillips-Perron-Test aus. Von den insgesamt 45 Zeitreihen kann lediglich für eine Zeitreihe (BSP für Spanien) die Nullhypothese einer nichtstationären ersten Differenz nicht verworfen werden. Insgesamt werden die Zeitreihen im folgenden als differenzstationär angesehen.

In einem nächsten Schritt werden die logarithmierten Spar- und Investitionsquoten auf Nichtstationarität untersucht. Die Ergebnisse in Tabelle 2 zeigen eindeutig an, dass beide Reihen für alle Länder auf der Basis des Phillips-Perron-Test als nichtstationär im Niveau aber in den ersten Differenzen als stationär anzusehen sind. Der ADF-Test weist im Prinzip ähnliche Ergebnisse aus, die Investitionsquote wird lediglich für Belgien und Spanien auf dem 5 %-Niveau als nichtstationär in den ersten Differenzen ausgewiesen, für die Sparquote ergeben sich nichtstationäre erste Differenzen für Österreich, Belgien, Frankreich und Spanien auf dem 5 %-Niveau. Auf einem 20 %-Niveau sind jedoch auch diese Reihen differenzstationär. Es kann somit davon ausgegangen werden, daß Investitions- und Sparquote integriert vom Grade 1 sind und somit nichtstationäre Zeitreihen darstellen, die scheinbar korreliert sein können, falls sie nicht kointegriert sind.

Mit dem Johansen-Verfahren und dem statischen Engle-Granger Verfahren wird der langfristige Zusammenhang zwischen Investitions- und Sparquote für jedes der 15 EU-Länder untersucht (s. Tab. 3). Das Johansen-Verfahren zeigt für 10 der 15 EU-Staaten keine signifikante Kointegrationsbeziehung an, Investitions- und Sparquote sind nicht kointegriert und entwickeln sich langfristig unabhängig voneinander. Lediglich für Frankreich, Finnland, Luxemburg, Niederlande und Portugal ergeben sich langfristige Zusammenhänge. Wird auf die Ergebnisse des Engle-Granger-Verfahren übergegangen, so erweisen sich die mit dem Johansen-Verfahren ermittelten Kointegrationsbeziehungen als nicht stabil. Lediglich Belgien hat bei Anwendung dieses Verfahrens eine signifikante langfristige Beziehung zwischen Spar- und Investitionsquote. Die hier vorgestellten Ergebnisse zu den langfristigen Zusammenhängen zwischen Investitions- und Sparquote stimmen in weiten Teilen mit den Ergebnissen insbesondere der Untersuchungen von Lemmen/Eijffinger (1995) und Hussein (1998) überein. Im Gegensatz zur Hypothese von Feldstein und Horioka finden sich in den Quoten kaum Hinweise auf langfristige Zusammenhänge.

Da die Kointegrationsanalyse nahelegt, daß zwischen den Spar- und Investitionsquoten der EU-Staaten keine langfristigen Beziehungen existieren, wird im folgenden analysiert, ob zwischen diesen Größen zumindest kurzfristige Beziehungen bestehen. Den Ausgangspunkt bilden die KQ-Einfachregressionen zwischen den ersten Differenzen der logarithmierten Investitions- und Sparquoten der 15 EU-Staaten zwischen 1961 und 1997. Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 4 wiedergegeben. Insgesamt weisen sieben der 15 Schätzgleichungen die wünschenswerte Eigenschaft auf, daß die Durbin-Watson-Testgrößen auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent die Abwesenheit von residualer Autokorrelation erster Ordnung anzeigen. Bei den Gleichungen für Dänemark und Italien ist keine Entscheidung möglich. Bei den verbleibenden sechs Ländern deutet bereits die Durbin-Watson-Testgröße auf einen fehlspezifizierten Zusammenhang hin. Die Überprüfung der Hypothese, daß $\beta = 0$ ist, gegen die Alternativhypothese, daß $\beta > 0$ ist, zeigt, daß bei einem Signifikanzniveau von mindestens fünf Pro-

Tabelle 2: Test auf eine Einheitswurzel in der Spar- und Investitionsquote

| | ln(I/Y) | | | | ln(S/Y) | | | |
|----------------|-------------------------|----------------|-----------------|----------------|-------------------------|----------------|-----------------|----------------|
| | Augmented Dickey-Fuller | | Phillips-Perron | | Augmented Dickey-Fuller | | Phillips-Perron | |
| | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen | Niveau | 1. Differenzen |
| Österreich | -2,93 | -4,16 | -11,70 | -35,04 | -1,88 | -3,30 | -6,73 | -29,58 |
| Belgien | -1,37 | -3,14 | -10,87 | -47,43 | -2,70 | -3,24 | -8,00 | -41,89 |
| Dänemark | -1,81 | -3,87 | -8,20 | -33,16 | -3,02 | -3,18 | -9,87 | -27,22 |
| Finnland | -2,50 | -3,44 | -12,06 | -29,58 | -1,85 | -4,09 | -7,95 | -27,94 |
| Frankreich | -2,06 | -3,46 | -7,17 | -35,02 | -2,68 | -3,10 | -7,51 | -18,26 |
| Deutschland | -2,04 | -3,56 | -13,89 | -35,61 | -1,57 | -3,14 | -5,55 | -31,24 |
| Griechenland | -2,25 | -3,75 | -6,31 | -37,48 | -2,54 | -4,21 | -7,78 | -34,70 |
| Irland | -1,38 | -5,72 | -7,66 | -43,95 | -2,26 | -3,62 | -6,33 | -39,14 |
| Italien | -1,76 | -3,94 | -8,18 | -39,56 | -2,70 | -5,24 | -12,61 | -27,80 |
| Luxemburg | -0,43 | -4,09 | -1,10 | -29,22 | -1,34 | -3,72 | -6,45 | -34,05 |
| Niederlande | -1,05 | -3,80 | -5,60 | -37,06 | -3,06 | -2,60 | -8,41 | -32,10 |
| Portugal | -3,04 | -4,39 | -12,96 | -25,73 | -2,41 | -4,65 | -12,58 | -29,36 |
| Spanien | -3,13 | -3,13 | -11,70 | 26,15 | -3,03 | -3,20 | -7,61 | -36,91 |
| Schweden | -1,27 | -4,54 | -6,07 | -32,18 | -2,26 | -3,31 | -10,50 | -21,84 |
| Großbritannien | -3,00 | -4,28 | -9,34 | -37,66 | -3,30 | -2,74 | -8,83 | -29,29 |

Anmerkungen: Die Niveaugleichungen zur Überprüfung auf eine Einheitswurzel enthalten eine Konstante und eine Trendvariable. Die Gleichungen der ersten Differenzen enthalten eine Konstante. Das maximale Lag in den ADF-Schätzungen beträgt drei Perioden. Das optimale Lag wird mit dem AIC-Kriterium bestimmt, vgl. Pantula et al. (1994). Prüfwerte, die auf dem 5 %-Niveau die Existenz einer Einheitswurzel ablehnen, sind hervorgehoben, kritische Werte nach MacKinnon (1994).

zent diese Alternativhypothese für elf von 15 Ländern nicht abgelehnt werden kann. Nur bei Deutschland, Irland, Italien und Luxemburg muß aufgrund dieser Schätzergebnisse davon ausgegangen werden, daß kein signifikanter Zusammenhang zwischen der nationalen Investitions- und Sparquote besteht. Gleichzeitig kann die Alternativhypothese, daß $\beta < 1$ ist, in 14 Fällen nicht abgelehnt werden. Nur für Dänemark kann die Nullhypothese, daß $\beta = 1$ ist, nicht verworfen werden.

Zusammenfassend läßt sich für die erste Stufe der Analyse der kurzfristigen Beziehungen feststellen, daß auf der Basis der KQ-Einfachregressionen für den gesamten Schätzzeitraum nur bei Dänemark kurzfristig von einer perfekten Kapitalimmobilität ausgegangen werden muß. Bei zehn Ländern wird eine hohe, aber nicht perfekte kurzfristige Kapitalmobilität angezeigt, während bei vier Ländern auf eine perfekte Kapitalmobilität geschlossen werden kann. Allerdings bestätigt sich nicht die Vermutung, daß hohe Korrelationen vor allem bei großen Volkswirtschaften auftraten. Die höchsten Schätzwerte für die β -Koeffizienten entfallen nämlich auf Dänemark und Belgien, gefolgt von Spanien und den Niederlanden. Erst dann folgen auf etwa gleichem Niveau wie Österreich und Schweden die relativ großen Volkswirtschaften Frankreich und Großbritannien. Bei anderen relativ großen Volkswirtschaften wie Deutschland und Italien muß sogar aufgrund dieser Schätzungen – wie bereits angesprochen – von perfekter Kapitalmobilität ausgegangen werden. Dieses Bild ändert sich etwas, wenn als Maß für die Stärke des Zusammenhangs das adjustierte lineare Bestimmtheitsmaß herangezogen

Tabelle 3: Kointegration der Investitions- und der Sparquote $\ln(I/Y) = a + b \ln(S/Y) + c \text{Trend} (1960 = 1) + \varepsilon$

| Land | Engle-Granger-Verfahren | | | | | | | Johansen-Verfahren | | | | |
|----------------|-------------------------|----------------|------|------------|----------------|-------------|------------------------|------------------------|--------------|-------------|--------------|-------------|
| | mit Trend | | | ohne Trend | | | | mit Trend | | ohne Trend | | |
| | CDF | R ² | DW | CDF | R ² | DW | H ₀ : r = 0 | H ₀ : r = 0 | | | | |
| Österreich | -2,49 | <i>0,52</i> | 0,47 | 0,72 | -2,21 | 0,42 | 0,45 | 0,61 | 16,26 | <i>0,09</i> | 11,76 | <i>0,30</i> |
| Belgien | - 3,87 | <i>0,04</i> | 0,59 | 0,33 | -2,18 | 0,43 | 0,18 | 0,19 | 12,61 | 0,26 | 8,61 | <i>0,57</i> |
| Dänemark | -2,98 | <i>0,27</i> | 0,53 | 0,33 | -1,65 | <i>0,70</i> | 0,03 | 0,19 | 12,26 | 0,26 | 6,88 | <i>0,71</i> |
| Finnland | -2,32 | <i>0,61</i> | 0,68 | 0,32 | -1,99 | <i>0,53</i> | 0,44 | 0,37 | 31,20 | <i>0,00</i> | 26,24 | <i>0,01</i> |
| Frankreich | -2,25 | <i>0,66</i> | 0,71 | 0,57 | -1,04 | <i>0,89</i> | 0,53 | 0,46 | 18,78 | <i>0,04</i> | 11,22 | <i>0,34</i> |
| Deutschland | -1,94 | <i>0,80</i> | 0,59 | 0,29 | -2,06 | <i>0,50</i> | 0,53 | 0,46 | 13,84 | <i>0,19</i> | 11,34 | <i>0,33</i> |
| Griechenland | -1,70 | <i>0,87</i> | 0,80 | 0,60 | -1,57 | <i>0,73</i> | 0,79 | 0,59 | 17,57 | <i>0,06</i> | 12,98 | <i>0,21</i> |
| Irland | -2,70 | <i>0,41</i> | 0,24 | 0,46 | -2,06 | <i>0,50</i> | 0,06 | 0,20 | 14,35 | <i>0,16</i> | 12,19 | <i>0,27</i> |
| Italien | -2,72 | <i>0,40</i> | 0,89 | 0,60 | -2,53 | <i>0,26</i> | 0,71 | 0,43 | 12,79 | <i>0,25</i> | 9,15 | <i>0,52</i> |
| Luxemburg | -3,13 | <i>0,21</i> | 0,70 | 0,80 | -2,31 | <i>0,37</i> | 0,42 | 0,41 | 21,49 | <i>0,02</i> | 9,55 | <i>0,48</i> |
| Niederlande | -3,33 | <i>0,14</i> | 0,80 | 0,50 | -1,10 | <i>0,88</i> | 0,16 | 0,13 | 19,67 | <i>0,03</i> | 3,73 | <i>0,89</i> |
| Portugal | -2,19 | <i>0,68</i> | 0,24 | 0,67 | -2,06 | <i>0,50</i> | 0,12 | 0,57 | 23,89 | <i>0,01</i> | 18,03 | <i>0,05</i> |
| Spanien | -3,36 | <i>0,14</i> | 0,32 | 0,29 | - 3,37 | <i>0,05</i> | 0,27 | 0,26 | 14,61 | <i>0,15</i> | 13,85 | <i>0,17</i> |
| Schweden | -2,51 | <i>0,52</i> | 0,60 | 0,42 | -1,16 | <i>0,87</i> | 0,05 | 0,26 | 13,85 | <i>0,19</i> | 7,61 | <i>0,66</i> |
| Großbritannien | -2,29 | <i>0,64</i> | 0,22 | 0,34 | -2,46 | <i>0,30</i> | 0,20 | 0,32 | 10,94 | 0,39 | 8,40 | <i>0,59</i> |

Anmerkungen: Signifikanzniveaus der Teststatistiken kursiv. Teststatistiken, die die Nullhypothese zum 5 %-Niveau ablehnen sind hervorgehoben. CDF bezeichnet den Kointegrationstest nach Dickey-Fuller, kritische Werte *Mackinnon* (1990, 1994). Zahl der gelagten Residuen in der CDF-Gleichung nach dem AIC-Kriterium, *Pantula et al.* (1994), R² Bestimmtheitsmaß. DW: Durbin-Watson-Prüfgröße auf Autokorrelation 1. Ordnung. r: Zahl der Kointegrationsvektoren. Kritische Werte nach *Osterwald-Lenum* (1992) unter Verwendung der von *Gregory* (1994) entwickelten Korrektur für endliche Stichproben.

Tabelle 4: Schätzungen in den ersten Differenzen, 1961–1997

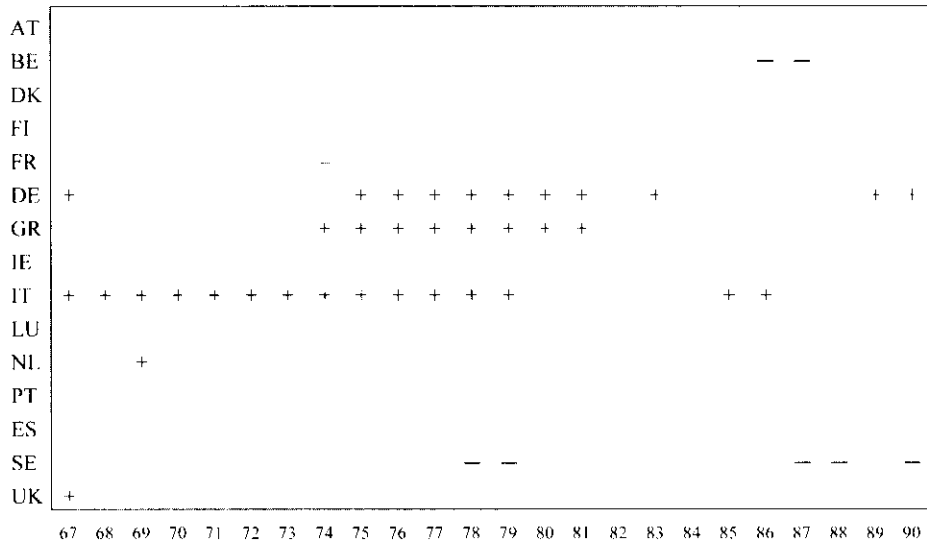
| | Konstante | t-Wert $H_0: \alpha = 0$ | $\Delta \ln(S/Y)$ | t-Wert $H_0: \beta = 0$ | t-Wert $H_0: \beta = 1$ | Adj. R ² | DW-Wert |
|----------------|-----------|-----------------------------|-------------------|----------------------------|----------------------------|---------------------|---------|
| Österreich | 0,00 | 0,71 | 0,35 | 2,20 | -4,08 | 0,10 | 1,82 |
| Belgien | -0,00 | -0,73 | 0,51 | 3,98 | -3,84 | 0,29 | 1,14 |
| Dänemark | -0,00 | -0,16 | 0,73 | 3,67 | -1,39 | 0,26 | 1,42 |
| Finnland | -0,01 | -1,30 | 0,25 | 1,82 | -5,53 | 0,06 | 1,06 |
| Frankreich | -0,00 | -0,34 | 0,36 | 2,94 | -5,27 | 0,18 | 0,89 |
| Deutschland | -0,01 | -1,06 | -0,07 | -0,56 | -8,24 | -0,02 | 1,17 |
| Griechenland | -0,00 | -0,03 | 0,29 | 3,07 | -7,43 | 0,19 | 2,13 |
| Irland | 0,01 | 0,53 | 0,06 | 0,35 | -5,31 | -0,02 | 1,84 |
| Italien | -0,01 | -1,57 | 0,16 | 0,83 | -4,52 | -0,01 | 1,35 |
| Luxemburg | -0,00 | -0,22 | 0,15 | 1,00 | -5,80 | -0,00 | 2,01 |
| Niederlande | -0,00 | -0,68 | 0,40 | 2,45 | -3,75 | 0,12 | 1,79 |
| Portugal | 0,00 | 0,18 | 0,13 | 2,22 | -15,48 | 0,10 | 1,93 |
| Spanien | 0,01 | 0,68 | 0,45 | 2,12 | -2,58 | 0,09 | 0,99 |
| Schweden | -0,01 | -1,25 | 0,34 | 2,17 | -4,21 | 0,09 | 1,23 |
| Großbritannien | 0,00 | 0,48 | 0,31 | 2,76 | -6,22 | 0,16 | 1,50 |

wird. Nun weisen Belgien und Dänemark die höchsten Bestimmtheitsmaße auf, dann folgen aber mit relativ deutlichem Abstand von den verbleibenden Ländern Griechenland, Frankreich und Großbritannien.

Im nächsten Schritt wurde die zeitliche Stabilität der KQ-Einfachregressionen überprüft. Zu diesem Zweck wurden die Absolutglieder und die Steigungskoeffizienten über den gesamten Schätzzeitraum rekursiv berechnet. Die hier interessierenden zeitlichen Entwicklungen der Steigungskoeffizienten β sind in Abbildung 2 (S. 56/57) wiedergegeben. Insgesamt zeigt sich, daß die Steigungskoeffizienten in den einzelnen Ländern mehr oder weniger starken Veränderungen unterliegen, wenn neue Beobachtungen hinzukommen. Nur für Belgien und Großbritannien kann davon ausgegangen werden, daß der Steigungskoeffizient vom Beginn des Stützbereichs an signifikant von Null verschieden ist und eine sukzessive Hinzunahme von Beobachtungspunkten diesen Zusammenhang auch nicht ändert. Allerdings kann für Großbritannien bei einer Reichweite des Stützbereichs bis 1971 nicht ausgeschlossen werden, daß $\beta = 1$ ist. Bei Österreich, Finnland, den Niederlande und Schweden führt erst die Berücksichtigung der Beobachtungen am aktuellen Rand dazu, daß die Steigungskoeffizienten signifikant größer als Null sind. Für Deutschland, Irland und Luxemburg läßt sich von Beginn an mit zunehmender Erweiterung des Stützbereichs kein signifikanter Zusammenhang zwischen den ersten Differenzen der logarithmierten Spar- und Investitionsquoten finden.

Da der Verlauf der rekursiven Regressionskoeffizienten bei einer Reihe von EU-Ländern die Vermutung nahelegt, daß die Schätzgleichungen signifikante Strukturbrüche aufweisen, wurden sie erneut unter Einbeziehung von gleitenden Dummy-Variablen für das Absolutglied und den Steigungskoeffizienten geschätzt. Als erster möglicher Strukturbruchpunkt wurde 1967/68 ($d = 1$ für 1961 bis 1967, sonst 0) gewählt und als letzter 1990/1991. Die Ergebnisse dieser Strukturbruchüberprüfungen sind in Tabelle 5 zusammengefaßt. Dabei zeigt ein Minuszeichen in einem bestimmten Jahr an, daß bis einschließlich dieses Jahres der Steigungskoeffizient signifikant kleiner war als in den darauf folgenden Jahren, während ein Pluszeichen symbolisiert, daß der

Tabelle 5: Signifikante Strukturbrüche in den Steigungskoeffizienten bei der Verwendung gleichender Dummy-Variablen

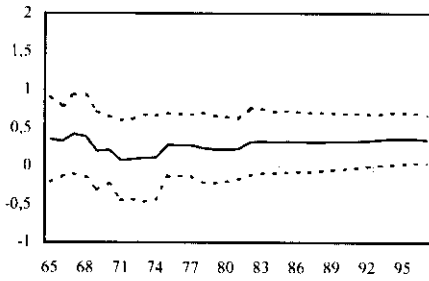


Steigungskoeffizient bis zu diesem Jahr signifikanter größer war als in den Folgeperioden. So kommt es zu einer signifikanten Erhöhung des Steigungskoeffizienten in Belgien in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre, in Frankreich ab 1975 und in Schweden am Ende der siebziger bzw. der achtziger Jahre. Signifikante Verringerungen der Steigungskoeffizienten werden zu verschiedenen Zeitpunkten für Deutschland, Griechenland, Italien und die Niederlande aufgedeckt.

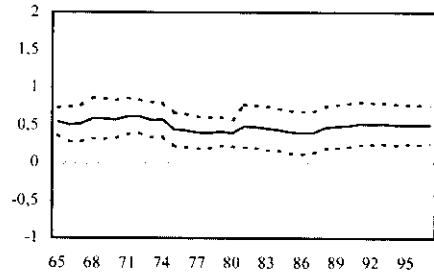
Tabelle 5 verdeutlicht ebenfalls, daß für eine Reihe von Ländern zu verschiedenen Zeitpunkten signifikante Strukturbrüche festgestellt werden konnten. Deshalb wurde für die Länder, die für das Absolutglied und/oder die Steigungskoeffizienten solche Brüche aufweisen, jeweils der Strukturbruchpunkt ausgewählt, der anhand des adjustierten R^2 -Kriteriums den höchsten zusätzlichen Erklärungsbeitrag leistet. Die Neuschätzungen der Gleichungen in den ersten Differenzen unter Berücksichtigung dieses Strukturbruchs sind in Tabelle 6 (S. 58/59) wiedergegeben.

So kann für Belgien davon ausgegangen werden, daß bis 1986 zwar ein signifikanter kurzfristiger Zusammenhang zwischen der Investitions- und Sparquote bestand, dieser aber auf hohem Signifikanzniveau kleiner als eins war. Hingegen kann ab 1987 die Nullhypothese, daß $\beta = 1$ ist, nicht mehr abgelehnt werden. Für Finnland bleibt der Steigungskoeffizient trotz der Berücksichtigung eines Strukturbruchs für das Absolutglied nahezu unverändert. Anders für Frankreich: hier bestand bis 1974 kein signifikanter Zusammenhang zwischen den beiden interessierenden Variablen, während ab 1975 der Steigungskoeffizient signifikant größer als null, aber kleiner als eins ist. Ein Sonderfall ist in gewisser Weise Deutschland. Der zuvor ermittelte nicht signifikante kurzfristige Zusammenhang zwischen der Spar- und Investitionsquote gilt augenscheinlich nur bis 1990, ab 1991 besteht für das vereinigte Deutschland sogar ein negativer Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen. Der für Griechenland ermit-

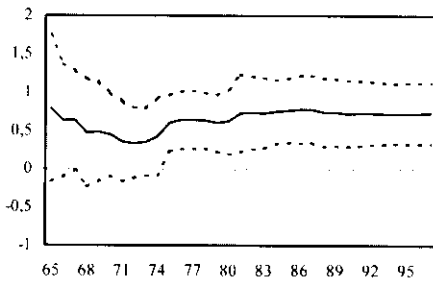
Österreich



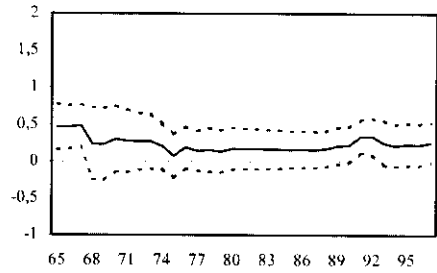
Belgien



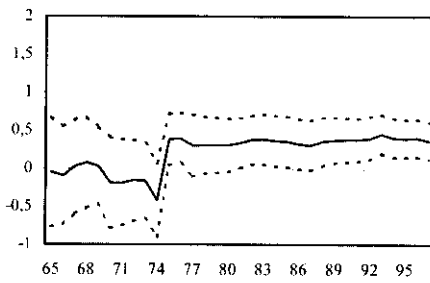
Dänemark



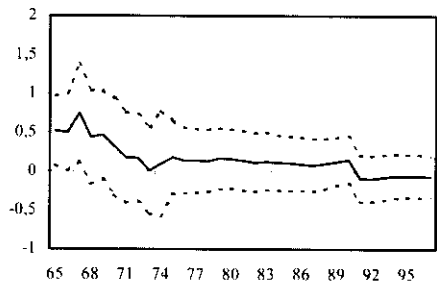
Finnland



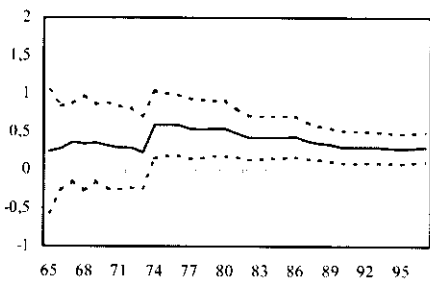
Frankreich



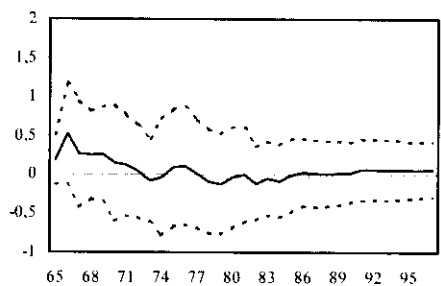
Deutschland



Griechenland



Irland



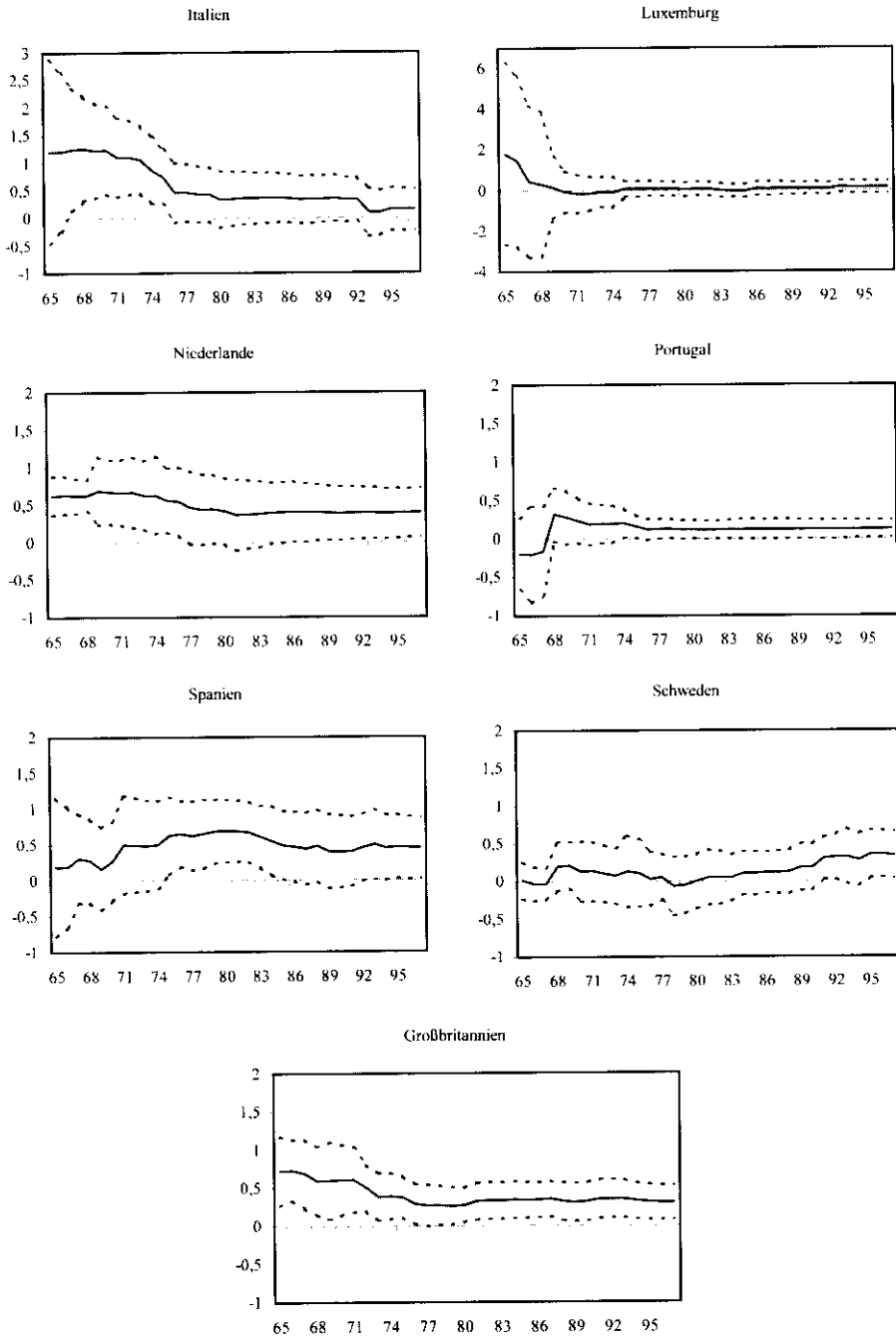


Abbildung 2: Entwicklung der rekursiven Steigungskoeffizienten (+/- 2 Standardfehler)

Tabelle 6: Schätzungen in den ersten Differenzen unter Berücksichtigung des Strukturbruchs mit dem höchsten Signifikanzniveau

| | Koeffizient | t-Wert $H_0: \beta = 0$ | t-Wert $H_0: \beta = 1$ |
|----------------------------|-------------|----------------------------|----------------------------|
| <i>Belgien</i> | | | |
| Konstante | -0,01 | -1,15 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ bis 1986 | 0,39 | 2,98 | -4,59 |
| $\Delta \ln(S/Y)$ ab 1987 | 1,11 | 3,71 | -0,38 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,36 | DW-Wert = | 1,26 |
| <i>Finnland</i> | | | |
| Konstante bis 1990 | -0,00 | -0,20 | |
| Konstante ab 1991 | -0,06 | -2,74 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ | 0,27 | 2,14 | -5,65 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,17 | DW-Wert = | 1,20 |
| <i>Frankreich</i> | | | |
| Konstante bis 1974 | 0,02 | 2,82 | |
| Konstante ab 1975 | -0,01 | -1,89 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ bis 1974 | -0,42 | -1,20 | -4,07 |
| $\Delta \ln(S/Y)$ ab 1975 | 0,34 | 2,87 | -5,47 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,35 | DW-Wert = | 1,12 |
| <i>Deutschland</i> | | | |
| Konstante | -0,01 | -1,18 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ bis 1990 | 0,15 | 0,99 | -5,62 |
| $\Delta \ln(S/Y)$ ab 1991 | -0,47 | -2,33 | -7,31 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,11 | DW-Wert = | 1,38 |
| <i>Griechenland</i> | | | |
| Konstante | -0,01 | -0,53 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ bis 1975 | 0,58 | 3,68 | -2,68 |
| $\Delta \ln(S/Y)$ ab 1976 | 0,14 | 1,29 | -7,62 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,27 | DW-Wert = | 2,07 |
| <i>Irland</i> | | | |
| Konstante bis 1979 | 0,04 | 2,04 | |
| Konstante ab 1980 | -0,03 | -1,47 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ | 0,15 | 0,91 | -5,09 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,13 | DW-Wert = | 2,19 |
| <i>Italien</i> | | | |
| Konstante | -0,01 | -1,40 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ bis 1973 | 0,94 | 3,08 | -0,19 |
| $\Delta \ln(S/Y)$ ab 1974 | -0,17 | -0,87 | -5,90 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,19 | DW-Wert = | 1,44 |
| <i>Niederlande</i> | | | |
| Konstante bis 1968 | 0,03 | 1,95 | |
| Konstante ab 1969 | -0,01 | -1,86 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ | 0,39 | 2,57 | -4,11 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,25 | DW-Wert = | 2,00 |

Tabelle 6: ff.

| | Koeffizient | t-Wert $H_0: \beta = 0$ | t-Wert $H_0: \beta = 1$ |
|----------------------------|-------------|----------------------------|----------------------------|
| <i>Spanien</i> | | | |
| Konstante bis 1967 | 0,04 | 2,23 | |
| Konstante ab 1968 | -0,00 | -0,23 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ | 0,36 | 1,72 | -3,10 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,17 | DW-Wert = 1,10 | |
| <i>Schweden</i> | | | |
| Konstante bis 1990 | 0,00 | 0,14 | |
| Konstante ab 1991 | -0,06 | -3,67 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ bis 1990 | 0,19 | 1,01 | -4,38 |
| $\Delta \ln(S/Y)$ ab 1991 | 0,66 | 3,15 | -1,64 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,30 | DW-Wert = 1,62 | |
| <i>Großbritannien</i> | | | |
| Konstante | 0,00 | 0,12 | |
| $\Delta \ln(S/Y)$ bis 1967 | 0,81 | 3,29 | -0,75 |
| $\Delta \ln(S/Y)$ ab 1968 | 0,19 | 1,64 | -6,91 |
| Adj. $R^2 =$ | 0,24 | DW-Wert = 1,42 | |

telte Strukturbruch dürfte Ausdruck des Endes der Militärdiktatur im Juli 1974 und der Verabschiedung einer demokratischen Verfassung in 1975 sein, bis 1975 ist nämlich der Steigungskoeffizient größer als null aber kleiner als eins, während ab 1976 kein signifikanter Zusammenhang mehr besteht. Im Falle Irlands besteht trotz der Berücksichtigung eines Strukturbruchs beim Absolutglied weiterhin für keine Teilperiode ein signifikanter Einfluß der Sparquote auf die Investitionsquote. Für Italien ist nach der Berücksichtigung des Strukturbruchs mit dem höchsten zusätzlichen Erklärungsgehalt davon auszugehen, daß bis 1973 der Steigungskoeffizient nicht signifikant von eins verschieden war, erst ab 1974 besteht kein signifikanter kurzfristiger Zusammenhang mehr zwischen den beiden interessierenden Größen. In den Fällen der Niederlande und Spaniens hat die Berücksichtigung jeweils eines Strukturbruchs bei den Absolutgliedern kaum Einflüsse auf die Steigungskoeffizienten. Hingegen muß die Schätzung für Schweden über den gesamten Stützbereich nach der Berücksichtigung eines Strukturbruchs zwischen 1990 und 1991 deutlich revidiert werden. Es ist nun davon auszugehen, daß bis 1990 kein kurzfristiger Zusammenhang zwischen der Investitions- und Sparquote bestand, während dieser Zusammenhang ab 1991 größer als null, aber kleiner als eins ist. Das Ergebnis für Großbritannien ändert sich nach der Berücksichtigung eines Strukturbruchs beim Steigungskoeffizienten ebenfalls: bis 1967 war demnach der Steigungskoeffizient nicht von eins verschieden, während er für die danach folgende Periode zumindest auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent (einseitige Fragestellung) nicht von null verschieden ist. Insgesamt mußten also bei elf der 15 EU-Staaten die Schätzungen aufgrund von Strukturbrüchen revidiert werden, wobei aber bei drei Staaten die Berücksichtigung eines Strukturbruchs beim Absolutglied kaum eine Auswirkung auf den zuvor ermittelten kurzfristigen Zusammenhang zwischen Investitions- und Sparquote hatte.

4. Schlußfolgerungen und wirtschaftspolitische Implikationen

In diesem Beitrag wurde die Feldstein-Horioka-Methodologie aufgegriffen, um aufgrund von Zeitreihenkorrelationen den Grad der internationalen Kapitalmobilität für die 15 EU-Staaten im Zeitraum von 1960 bis 1997 zu überprüfen. Im Gegensatz zum Vorgehen in Feldstein/Horioka (1980), das auf Querschnittsdaten für 16 OECD-Staaten beruhte, bot die Nutzung von individuellen Zeitreihen die Möglichkeit a) zwischen lang- und kurzfristigen Zusammenhängen zu unterscheiden, b) länderspezifische und c) temporale Variationen des Grades der Kapitalmobilität zu erfassen. Zudem wurden einerseits an Stelle der in Feldstein/Horioka (1980) herangezogenen Bruttoinlandsinvestitionen die Bruttoanlageinvestitionen als Investitionsvariable verwendet, so daß die Lagerbestandsinvestitionen, die relativ allgemein als Widerspiegelung unerwarteter Schocks in einer Volkswirtschaft interpretiert werden können, keinen Einfluß auf die Korrelationen zwischen den Investitions- und Sparquoten ausüben. Andererseits wurde zur Quotenbildung nicht wie sonst üblich das Bruttoinlandsprodukt, sondern das Bruttosozialprodukt verwendet, um den Einfluß von Einkommensübertragungen, die in Form abfließender Kapitalerträge bei einigen kleineren Ländern (z. B. Irland) von großer Bedeutung sind, herauszurechnen.

Die Überprüfung der Integrationseigenschaften zeigte, daß sowohl die einzelnen Zeitreihen (reale Bruttoanlageinvestitionen, reale Bruttoinlandsersparnisse und reale Bruttosozialprodukte) als auch die daraus gebildeten Quoten integriert von der Ordnung eins sind. Kointegrationsbeziehungen zwischen den Quoten können jedoch in den allermeisten Fällen nicht bestätigt werden. In den wenigen Fällen, bei denen Kointegrationsbeziehungen angezeigt werden, widersprechen sich die Ergebnisse des Engle-Granger- und des Johansen-Verfahrens. Dieses Ergebnis legt nahe, daß die beobachtbaren Korrelationen zwischen den Niveaugrößen der Ausdruck von Scheinkorrelationen zwischen trendbehafeten nichtstationären Variablen sind.

Die Ergebnisse der Analyse der kurzfristigen Zusammenhänge zwischen den Investitions- und Sparquoten zeigen bereits bei den KQ-Einfachregressionen für den gesamten Beobachtungszeitraum, daß hier erhebliche Unterschiede in den Graden der kurzfristigen Kapitalmobilität bestehen. Es bestätigt sich allerdings nicht die in der Literatur anzutreffende Vermutung, daß hohe Korrelationen vor allem bei großen Volkswirtschaften auftraten. Dieses Ergebnis erfährt auch durch die Strukturüberprüfungen keine Veränderungen.

Zudem belegen die Strukturüberprüfungen sowie die sich daran anschließende Neuschätzung der Modelle unter Berücksichtigung des Strukturbruchs mit dem höchsten zusätzlichen Erklärungsbeitrag, daß nur in vier der 15 EU-Staaten von keinem Strukturbruch ausgegangen werden kann. Dabei ist bei acht Staaten von einer signifikanten Veränderung des Steigungskoeffizienten auszugehen. Insgesamt weisen nur Belgien und Dänemark am aktuellen Rand einen Steigungskoeffizienten auf, für den die Hypothese, daß er gleich eins sei, nicht abgelehnt werden kann. Bei sieben Ländern (Österreich, Finnland, Frankreich, Niederlande, Portugal, Spanien und Schweden) ist entweder von Beginn an oder nach einem Strukturbruch davon auszugehen, daß eine hohe aber keine perfekte kurzfristige Kapitalmobilität vorliegt. Bei fünf Ländern besteht entweder von Beginn des Schätzzeitraums an (Irland und Luxemburg) oder nach einem Strukturbruch kein kurzfristiger Zusammenhang zwischen der Investitions- und Sparquote. Bei Deutschland, daß bis 1990 keinen signifikanten kurzfristigen Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen aufweist, wurde ab 1991 ein signifikanter negativer Zusammenhang gefunden.

Aus theoretischer und wirtschaftspolitischer Sicht wirft dieses Ergebnis ein positives Licht auf den europäischen Integrationsprozeß, da eine hohe Mobilität, insbesondere Kapitalmobilität, als eine wesentliche Voraussetzung zur Erreichung einer wirtschaftlichen Konvergenz innerhalb der EU angesehen werden kann. Begründet werden kann diese Auffassung schon mit dem neoklassischen Wachstumsmodell von Solow (1956), wenn im Zuge einer wirtschaftlichen Integration die Mobilität des Faktors Kapital möglich ist. Wenn nämlich der einzige Grund, warum ein Land ärmer als ein anderes ist, darin besteht, daß der Faktor Arbeit geringer mit Kapital ausgestattet ist, so ist dort auch die Grenzproduktivität des Kapitals höher als in einem reicheren Land. Mithin wandert Kapital aus dem reicheren in das ärmere Land, und es kommt zu einer Beschleunigung des Konvergenzprozesses. Dieses intuitiv einleuchtende Ergebnis wird auch durch eine detailliertere theoretische Analyse in Barro/Mankiw/Sala-i-Martin (1995) bestätigt. Die Autoren verwenden ein erweitertes Solow-Modell mit intertemporal gewinnmaximierenden Unternehmen und nutzenmaximierenden Haushalten.

Die Erweiterung des Solow-Modells besteht darin, daß der Kapitalstock in physisches Kapital und Humankapital aufgespalten wird, so daß der Kapitalanteil am gesamten Einkommen nun deutlich höher liegt als im einfachen Solow-Modell und in der Folge der Konvergenzprozeß wesentlich langsamer vonstatten geht.³ Es wird dann weiterhin modelliert, daß das Inland (von dem angenommen wird, daß es sich um ein kleines Land handelt) auf dem Weltkreditmarkt Kredite aufnehmen kann, um physisches Kapital zu finanzieren, während Humankapital nur durch inländisches Sparen finanziert werden kann. Die Gesamtverschuldung darf also nicht den physischen Kapitalstock übersteigen.⁴ Diese Annahme impliziert eine partielle internationale Kapitalmobilität. Sie ist schon deshalb notwendig, weil bei perfekter Kapitalmobilität ein kleines Land sofort in seinen Gleichgewichtszustand springen würde; die Konvergenzgeschwindigkeit wäre also unendlich hoch. Unter der weiteren Annahme, daß die Zeitpräferenzrate (also die Neigung der Haushalte gegenwärtigen Konsum höher zu schätzen als Konsum in zukünftigen Perioden) im In- und Ausland gleich ist, läßt sich dann als Ergebnis ableiten, daß sich der Gleichgewichtszustand gegenüber der geschlossenen Wirtschaft nicht ändert, daß er aber aufgrund der Möglichkeit der Auslandsverschuldung früher erreicht wird. Nur wenn angenommen würde, daß die inländischen Haushalte ungeduldiger als die Haushalte des Restes der Welt wären, würde die Möglichkeit der Auslandsverschuldung auch die Höhe des physischen Kapitalstocks und des Humankapitalstocks im Gleichgewichtszustand des Inlandes beeinflussen. Beide wären dann höher als bei einer geschlossenen Volkswirtschaft.

³ Das erweiterte Solow-Modell mit Berücksichtigung des Faktors Humankapitals wurde in *Mankiw/Romer/Weil* (1992) eingeführt, um die empirisch beobachtete Einkommenskonvergenz mit einer Rate von nur ca. 2 % pro Jahr auch theoretisch besser herleiten zu können. Dazu bedarf es nämlich eines Kapitalanteils am Einkommen von rund 80 %. In *Mankiw/Romer/Weil* (1992), S. 417 wird anhand von US-Zahlen hochgerechnet, daß der Anteil von Humankapitalerträgen am gesamten Arbeitseinkommen zwischen 50 und 70 % beträgt, so daß sich dann bei einem Ertragsanteil des physischen Kapitals von 30 bis 35 % diesem Wert annähert. Weil der Faktor Kapital insgesamt aber weiterhin abnehmende Grenzerträge hat, ändern sich die grundsätzlichen Aussagen des Solow-Modells dadurch nicht.

⁴ In dem Modell wird implizit angenommen, daß die Inländer den physischen Kapitalstock zwar besitzen, ihn aber teilweise oder ganz über die Ausgabe von Bonds an das Ausland finanzieren. Die sich ergebenden Modellresultate wären jedoch identisch, wenn alternativ unterstellt würde, daß Ausländer aufgrund von Direktinvestitionen einen Teil des physischen Kapitalstocks besitzen würden (vgl. *Barro/Mankiw/Sala-i-Martin* 1995, S. 109–110).

Allerdings wird dieser erweiterte Konvergenzoptimismus durch Proberechnungen der Autoren bereits wieder gebremst. Für realistische Parameterwerte zeigen sie nämlich, daß bei der angenommenen partiellen Kapitalmobilität die Konvergenzgeschwindigkeit bei offenen Volkswirtschaften nur relativ geringfügig höher als bei geschlossenen Volkswirtschaften sein dürfte. Ungeachtet sonstiger Einwände gegen das neoklassische Wachstumsmodell bleiben also selbst modellimmanent zur zügigen Erreichung einer Angleichung der Einkommen innerhalb der EU auch andere Politikmaßnahmen notwendig.

Literatur

- Alexakis, P., N. Apergis (1994), The Feldstein-Horioka puzzle and exchange rate regimes: Evidence from cointegration tests, in: *Journal of Policy Modeling* 16, S. 459–472.
- Amirkhalkhali, S., A. A. Dar (1993), Testing for capital mobility: a random coefficients approach, in: *Empirical Economics* 18, S. 523–541.
- Armstrong, H. W., V. N. Balasubramanyam, M. A. Salisu (1996), Domestic savings, intranational and intra-European capital flows, 1971–1991, in: *European Economic Review* 40, S. 1229–1235.
- Barro, R. J., N. G. Mankiw, X. Sala-i-Martin (1995), Capital mobility in neoclassical models of growth, in: *The American Economic Review* 85, S. 103–115.
- Bayoumi, T. (1990), Saving-investment correlations – Immobile capital, government policy, or endogenous behavior?, in: *IMF Staff Papers* 37, S. 360–387.
- Dickey, R. F., W. A. Fuller (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, in: *Econometrica* 49, S. 1057–1072.
- Engle, R. F., C. W. J. Granger (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, in: *Econometrica* 55, S. 251–276.
- Feldstein, M. (1983), Domestic savings and international capital movements in the long run and the short run, in: *European Economic Review* 21, S. 129–151.
- Feldstein, M., P. Barchetta (1991), National savings and international investment, in: Bernheim, D./Shoven, J. (Ed.), *National savings and economic performance*, Chicago, University of Chicago Press, S. 201–220.
- Feldstein, M., C. Horioka (1980), Domestic saving and international capital flows, in: *The Economic Journal* 90, S. 314–329.
- Frankel, J. (1991), Quantifying international capital mobility in the 1990s, in: Bernheim, D./Shoven, J. (Ed.), *National savings and economic performance*, Chicago, University of Chicago Press, S. 227–260.
- Gregory, A. W. (1994), Testing for cointegration in linear quadratic models, in: *Journal of Business and Economic Statistics* 12, S. 347–360.
- Harberger, A. C. (1980), Vignettes on the world capital market, in: *American Economic Review* 70, S. 331–337.
- Harvey, A. (1994), *Ökonometrische Analyse von Zeitreihen*, München/Wien, Oldenbourg-Verlag.
- Hussein, K. A. (1998), International capital mobility in OECD countries: The Feldstein-Horioka 'puzzle' revisited, in: *Economics Letters* 59, S. 237–242.
- Jansen, W. J. (1998), Interpreting saving-investment correlations, in: *Open Economies Review* 9, S. 205–217.
- Johansen, S. (1988), Statistical analysis of cointegration vectors, in: *Journal of Economic Dynamic and Control* 12, S. 231–254.
- Lemmen, J. J. G., S. C. W. Eijffinger (1995), The quantity approach to financial integration: The Feldstein-Horioka criterion revisited, in: *Open Economies Review* 6, S. 145–165.
- Levy, D. (1998), Is the Feldstein-Horioka puzzle really a puzzle?, Discussion Paper, Department of Economics, Emory University Atlanta.
- MacKinnon, J. (1994), Approximate asymptotic distribution functions for unit-root and cointegration tests, in: *Journal of Business and Economic Statistics* 12, S. 167–176.
- Mankiw, N. G., D. Romer, D. N. Weil (1992), A contribution to the empirics of economic growth, in: *The Quarterly Journal of Economics* 107, S. 407–438.

- Mundell, R. (1961), A theory of optimum currency areas, in: *American Economic Review* 51, S. 657–665.
- Murphy, R. G. (1984), Capital mobility and the relationship between saving and investment rates in OECD countries, in: *Journal of International Money and Finance* 3, S. 327–342.
- Obstfeld, M. (1986), Capital mobility in the world economy: theory and measurement, in: *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 24, S. 55–104.
- Obstfeld, M., K. Rogoff (2000), The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?, NBER Working Paper 7777, Cambridge, MA.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), Practitioners corner: A note with quantiles for the asymptotic distribution of the maximum-likelihood cointegration rank test statistic, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, S. 461–471.
- Pantula, S. G., G. Gonzalez-Farias, W. A. Fuller (1988), A Comparison of unit-root criteria. *Journal of Business and Economic Statistics* 12, S. 449–459.
- Phillips, P. C. B., P. Perron (1988), Testing for a unit root in times series regression, in: *Biometrika* 75, S. 335–346.
- Sachsida, A., M. A. Caetano (2000), The Feldstein-Horioka puzzle revisited, in: *Economics Letters* 68, S. 85–88.
- Sinn, S. (1992), Saving-investment correlations and capital mobility: on the evidence from annual data, in: *The Economic Journal* 102, S. 1162–1170.
- Solow, R. M. (1956), A contribution to the theory of economic growth, in: *The Quarterly Journal of Economics* 70, S. 65–94.
- Tesar, L. L. (1991), Savings, investment and international capital flows, in: *Journal of International Economics* 31, S. 55–78.
- Tobin, J. (1983), Comments: “Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run” by M. Feldstein, in: *European Economic Review* 21, S. 153–156.
- Welfens, P. J. J., A. Jungmittag (2001), Die Integration Osteuropas in die EU, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium* 30, S. 87–92.
- Westphal, U. (1983), Comments: “Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run” by M. Feldstein, in: *European Economic Review* 21, S. 157–159.

Dr. Andre Jungmittag, Lehrstuhl für Wirtschaftspolitik/Internationale Wirtschaftsbeziehungen, Universität Potsdam, August-Bebel-Straße 89, D-14482 Potsdam. Tel.: ++49/+331/977-4609, Fax: ++49/+331/977-4631. E-mail: jungm@rz.uni-potsdam.de

Dr. Gerhard Untiedt, Gesellschaft für Finanz- und Regionalanalysen (GEFRA), Salzmannstraße 152, D-48159 Münster. Tel.: ++49/+251/263931-0, Fax: ++49/+251/263931-9. E-mail: gerhard.untiedt@gefra-muenster.de