
Die Auswirkung staatlicher Investitionen auf private Investitionen in der Eurozone*

CHRISTIAN DREGER UND HANS-EGGERT REIMERS

Christian Dreger (Korrespondenzautor), DIW Berlin – Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, E-Mail: cdreger@diw.de
Hans-Eggert Reimers, Universität Wismar, E-Mail: hans-eggert.reimers@hs-wismar.de

Zusammenfassung: Diese Arbeit untersucht die langfristige Beziehung zwischen öffentlichen und privaten Investitionen in der Eurozone im Rahmen eines Strom-Bestands-Modells. Mit diesem Ansatz lassen sich die unterschiedlichen Integrationseigenschaften der beteiligten Variablen erfassen. Die Ergebnisse basieren auf panelökonometrischen Verfahren, die die Interdependenzen zwischen den Ländern mit berücksichtigen. Private und staatliche Kapitalstöcke stehen in einem langfristigen Zusammenhang, sind also kointegriert. Allerdings sind die Abweichungen vom Bestandsgleichgewicht nicht (trend)stationär, sondern enthalten noch eine Einheitswurzel. Gleichwohl können sie genutzt werden, um das Erklärungsmodell für die privaten Investitionen zu verbessern. Standardansätze des Investitionsverhaltens, die als Erklärungsgrößen das Bruttoinlandsprodukt und den Realzinssatz enthalten, lassen sich verbessern, wenn zusätzlich die Abweichungen vom Bestandsgleichgewicht berücksichtigt werden. Insgesamt dürfte die schwache staatliche Investitionstätigkeit die privaten Investitionen und das wirtschaftliche Wachstum in der Eurozone restringiert haben.

Summary: This paper explores the long-term relationship between public and private investment in the euro area. A stock-flow approach is proposed to control for the integration properties of the variables. Panel econometric techniques including international spillovers are employed. Private and public capital stocks are cointegrated. However, the residuals from the stock equilibrium are not (trend) stationary, but rather include

→ JEL Classification: C23, E22, E62

→ Keywords: Public and private investment, capital stocks, fiscal austerity

* Diese Arbeit ist eine politikorientierte Fassung von Christian Dreger und Hans-Eggert Reimers (2014): On the relationship between public and private investment in the euro area (über die Beziehung zwischen öffentlichen und privaten Investitionen in der Eurozone). DIW Diskussionspapier Nr. 1365.

a random walk component. Nonetheless, they can be exploited to improve the model for private investment flows. In fact, standard models that include private investment flows, GDP, and the real interest rate are only valid if the deviations from the stock equilibrium are considered. The corresponding error correction equation is well behaved, as deviations from the stock relationship are crucial for explaining the changes in private investment. Thus, the lack of public investment may have been restricting private investment and GDP growth in the euro area.

I Einleitung

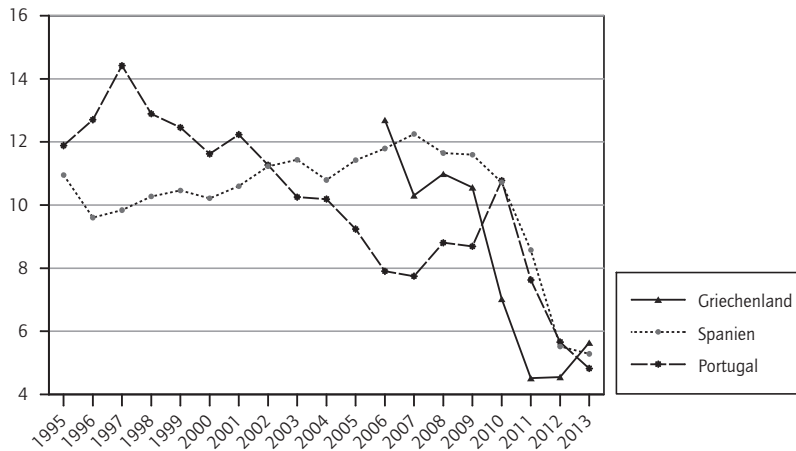
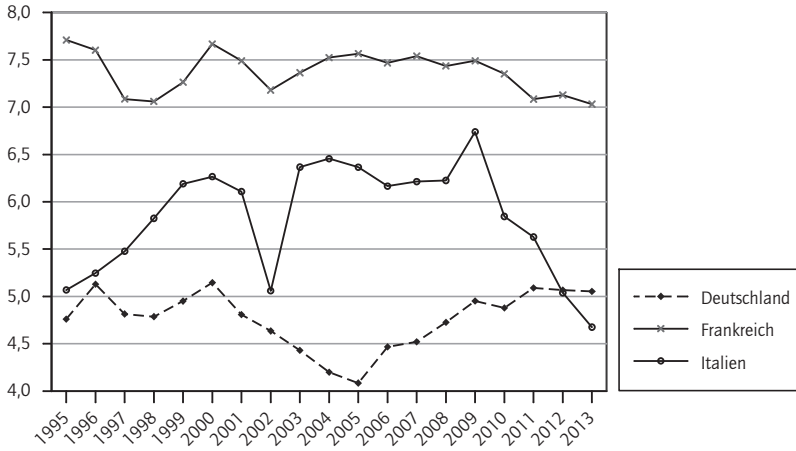
Entsprechend den Vorgaben des Stabilitäts- und Wachstumspaktes sind für die Staatsschulden Obergrenzen definiert, deren Einhaltung zumeist als Voraussetzung für ein höheres und nachhaltiges Wachstum in der Wirtschafts- und Währungsunion angesehen werden. Dem Pakt zufolge darf das Haushaltsdefizit drei Prozent des Bruttoinlandsprodukts und die Schuldenquote, also der Schuldenstand gemessen am Bruttoinlandsprodukt 60 Prozent nicht übersteigen. Sofern ein Mitgliedstaat die Grenzen verletzt, können Korrekturmaßnahmen beschlossen und sogar Sanktionen verhängt werden. Auch wenn der Pakt ursprünglich oft verletzt und verwässert wurde, insbesondere durch die großen Mitgliedstaaten in den Jahren vor der Finanzkrise, ist er seitdem verschärft worden, um den Vertrauensverlust an den internationalen Finanzmärkten zu kompensieren. Um die Nachhaltigkeit der öffentlichen Haushalte zu fördern, wurden verschiedene Sparmaßnahmen umgesetzt. Sie sind Teil des Restrukturierungsprozesses, insbesondere in Ländern in finanziellen Schieflagen. Mehrere Länder der Eurozone (Griechenland, Spanien, Portugal und Irland) waren nicht in der Lage, ihre Schulden zu refinanzieren oder überschuldete Banken ohne supranationale Hilfe zu retten. Griechenland erhält derzeit noch die an Bedingungen geknüpften Mittel aus dem Europäischen Stabilisierungsmechanismus (ESM) als Gegenleistung für die Umsetzung von Strukturreformen und Fortschritten bei der Konsolidierung der Staatsfinanzen. Die erfolgreiche Umsetzung der Rettungsprogrammschritte hat es Irland, Portugal und Spanien inzwischen erlaubt, den Rettungsschirm zu verlassen.

Der Sparkurs kann durchaus dazu beitragen, das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts langfristig anzuschieben. Dagegen sind die kurz- und mittelfristigen Auswirkungen oftmals negativ (Perotti 2011). Tatsächlich kann dies auch den langfristigen Erfolg beeinträchtigen. Die Konsolidierung der öffentlichen Finanzen über eine Reduzierung der Haushaltsausgaben und eine Erhöhung der Steuern hat in vielen Ländern zu einer wirtschaftlichen Rezession beigetragen (Auerbach und Gorodnichenko 2012, Dreger und Reimers 2013). Die Arbeitslosenquoten in Griechenland und Spanien liegen mittlerweile bei über 25 Prozent und die Arbeitslosigkeit unter jungen Menschen ist erheblich höher. Da die wirtschaftliche Erholung zunächst wohl nur bescheiden ausfallen wird, dürfte die Beschäftigungskrise über viele Jahre anhalten (Lin 2016). Der Anteil der öffentlichen Investitionen an den öffentlichen Gesamtausgaben, der beispielsweise in Griechenland vor der Krise über zwölf Prozent lag, ist um mehr als die Hälfte zurückgegangen. Obwohl sich zuletzt eine gewisse Erholung ergeben hat, liegt der Anteil noch deutlich unter dem Vorkrisenniveau. Öffentliche Investitionen waren in den großen Ländern der Eurozone während der letzten zwei Jahrzehnte stabiler, auch weil hier Kürzungen im Rahmen früherer Konsolidierungsprogramme erfolgten. Die nun erreichten Quoten sind recht niedrig, vor allem

Abbildung 1

Öffentliche Investitionen in ausgewählten Ländern des Euroraums

In Prozent



Quelle: AMECO-Datenbank.

in Deutschland.¹ Der entsprechende Quotient lag Anfang der 1980er Jahre noch bei knapp zehn Prozent (Abbildung 1).

In einer Periode mit niedrigen Inflationsraten gestaltet sich die Haushaltskonsolidierung noch schwieriger. Bei niedrigen Inflationsraten geht das nominelle Wachstum zurück, was die Schuldenquote des Staates erhöht. Daneben führt ein Rückgang der Inflation zu höheren

1 Hier ist allerdings zu berücksichtigen, dass ein Teil des Rückgangs auf Privatisierungen zurückzuführen ist.

Realzinssätzen, wenn die Nominalzinssätze praktisch auf der Nullgrenze fixiert sind. Eine Erhöhung der Realzinssätze kann zur Verdrängung von Privatkonsum und Investitionen führen. Die Förderung von Wirtschaftswachstum in Zeiten der Haushaltskonsolidierung ist eine Herausforderung für die wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger. Neben der Stärkung der Produktivitätskräfte durch Reformen für den Arbeits-, Güter- und Kapitalmarkt ist dabei im Bereich der Fiskalpolitik ein Mix zwischen den Zielen der Haushaltskonsolidierung und des Wirtschaftswachstums zu finden (Lin 2016). Der eingeschlagene Konsolidierungskurs der Eurozone ist einer der Gründe dafür, dass die wirtschaftliche Erholung in Europa bislang trotz noch günstiger finanzieller Bedingungen eher schwach war. Kürzungen bei öffentlichen Investitionen können die Entwicklung mitverursacht haben, da geringere öffentliche Investitionen zu einer schwächeren privaten Investitionstätigkeit führen können. Daher wird hier die Beziehung zwischen öffentlichen und privaten Investitionen in der Eurozone betrachtet.

Aus theoretischer Sicht ist die Wirkungsrichtung nicht eindeutig, weil sich positive und negative Effekte erwarten lassen. Wenn öffentliche und private Sektoren um dieselben Ressourcen konkurrieren, dürfte ein Anstieg bei den öffentlichen Investitionen höhere Kapitalnutzungskosten nach sich ziehen, was zu einem Rückgang privater Investitionen führt. Die Finanzierung von öffentlichen Investitionen geht mit einer höheren Steuerbelastung für Unternehmen und Haushalte und einer vermehrten Inanspruchnahme der Kapitalmärkte mit steigenden Zinsen einher. Zinseffekte dürften in Krisenzeiten in der Regel verstärkt zu Buche schlagen, da eine höhere Staatsschuld die länderspezifischen Risikoaufschläge erhöhen kann, vor allem für bereits hoch verschuldete Länder. Allerdings können öffentliche Investitionen auch günstigere Bedingungen für private Investitionen schaffen, wenn sie beispielsweise für eine bessere Infrastruktur sorgen. Die Existenz von Einrichtungen und die Verfügbarkeit von öffentlichen Gütern können zur Erhöhung der Rentabilität privater Investitionen führen. So dürften öffentliche Investitionen in Energie, Telekommunikation oder andere Netzindustrien private Investitionen stimuliert haben (Pereira und Andraz 2013).

Aufgrund der gegenläufigen Effekte kann die Nettowirkung öffentlicher Investitionen nicht von vornherein bestimmt, sondern ist empirisch zu untersuchen. Frühere Studien haben unterschiedliche Ergebnisse gezeigt, die auch von der Wahl des empirischen Verfahrens abhängig sind. In jedem Fall sollte die Nettowirkung sowohl statische als auch dynamische Effekte berücksichtigen, so dass kurzfristige und langfristige Wirkungen einzubeziehen sind. Während es sich bei der Verdrängung privater Investitionen vor allem um einen kurzfristigen Effekt handelt, der unter anderem durch Zinssteigerungen hervorgerufen wird, sind positive Effekte eher längerfristig und können im Wesentlichen auf die höhere Produktivität von privatem Kapital zurückgeführt werden.

Mit einer neoklassischen Produktionsfunktion hat Aschauer (1989) gezeigt, dass steigende staatliche Investitionen private Investitionen nach sich ziehen können. Obwohl eine höhere Akkumulation von staatlichem Kapital meist dazu führt, dass die Gesamtinvestitionen über das Niveau angehoben werden, das rationale Unternehmen wählen würden, dominieren am Ende die positiven Effekte. Auch nach der Analyse von Baxter und King (1993) können staatliche Investitionen private Investitionen und die Wirtschaftsleistung stimulieren. Nachfolgende Untersuchungen, die auf regionalen Produktionsfunktionen, disaggregierten öffentlichen Kapitalgütern und Branchen beruhen, haben diese Ergebnisse bestätigt, insbesondere für Straßen und Autobahnen. Nach Argimón, González-Páramo und Roldán (1997) führt eine Zunahme staatlicher Investitionen zu steigenden privaten Investitionen in OECD-Ländern, weil eine verbesserte Infrastruktur

die Produktivität erhöht. Im Gegensatz dazu bewirkt ein Anstieg des staatlichen Konsums eine Verdrängung privater Investitionen.

Die positive Sicht der Wirkung öffentlicher Investitionen ist allerdings wenig robust, weil die empirischen Verfahren oftmals methodische Defizite aufweisen. So werden in den genannten Studien Zeitreihenverfahren verwendet, ohne die Nichtstationarität der involvierten Variablen zu berücksichtigen. Außerdem werden Einflussgrößen vernachlässigt, wenn beispielsweise Panelmodelle ohne länderspezifische Effekte geschätzt werden. Beseitigt man die methodischen Defizite, bleiben die positiven Wirkungen in der Regel nicht mehr bestehen. In einigen Fällen werden sogar negative Effekte berichtet (Perotti 2007). Folgt man Afonso und Aubyn (2009), ist die Wirkung öffentlicher Investitionen länderspezifisch. Darüber hinaus ist die Richtung der Kausalität keineswegs geklärt. Eine Beschleunigung privater Investitionen erhöht das Bruttoinlandsprodukt und die Steuereinnahmen, die für staatliche Investitionen verfügbar sind. Damit können steigende private Investitionen auch zu höheren öffentlichen Ausgaben führen.

In dieser Arbeit wird die Beziehung zwischen öffentlichen und privaten Investitionen auf der Grundlage eines Strom-Bestandsansatzes untersucht. Obwohl die Unterscheidung zwischen Beständen und Strömen aus theoretischer Sicht zu empfehlen ist, wird sie in den bisherigen Studien in der Regel ignoriert. Nach dem hier vorgelegten Befund sind die Abweichungen vom Gleichgewicht zwischen den Kapitalbeständen geeignet, um die privaten Investitionen zu erklären. Die Abweichungen vom Bestandsgleichgewicht sind zwar nichtstationär. Allerdings verbessert ihre Einbeziehung die Standardmodelle für das Investitionsverhalten. Die Arbeit gliedert sich wie folgt: Abschnitt 2 gibt eine Begründung für die Existenz eines langfristigen Zusammenhangs zwischen privaten und öffentlichen Kapitalbeständen. In Abschnitt 3 wird die ökonometrische Methodik vorgestellt. Abschnitt 4 diskutiert die empirischen Ergebnisse, und Abschnitt 5 bietet schließlich einige Empfehlungen für wirtschaftspolitische Maßnahmen.

2 Langfristiges Gleichgewicht zwischen privatem und staatlichem Kapital

Ein langfristiger Zusammenhang zwischen öffentlichen und privaten Kapitalbeständen lässt sich auf der Grundlage einer Produktionsfunktion motivieren. Die Wirtschaftsleistung Y hängt vom technischen Fortschritt A , der Arbeit L , dem Privatkapital K und dem staatlichen Kapital G ab:

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta G_t^\gamma \quad (1)$$

Der Einfachheit halber wird hier eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen unterstellt. Die Parameter α , β und γ bezeichnen Produktionselastizitäten, während das Grenzprodukt des privaten Kapitals gleich $\beta Y_t/K_t$ und das Grenzprodukt des staatlichen Kapitals gleich $\gamma Y_t/G_t$ ist. Im Gleichgewicht entsprechen die Grenzprodukte den Realzinssätzen

$$\beta Y_t/K_t = r p_t, \quad \gamma Y_t/G_t = r g_t \quad (2)$$

im privaten ($r p$) und im staatlichen Sektor ($r g$). Weil Renditeunterschiede auf integrierten Finanzmärkten durch Arbitrage beseitigt werden, ist eine parallele Entwicklung der beiden Zinssätze zu

erwarten. Ihre Niveaus können infolge von Risikoaufschlägen unterschiedlich ausfallen (Hatano 2010). Im Fall eines konstanten Verhältnisses zwischen den Zinssätzen, $\rho\pi = \lambda r_g$, ergibt sich:

$$K_t = \frac{\beta}{\lambda\gamma} G_t \quad (3)$$

Damit ist eine langfristige Beziehung zwischen privaten und staatlichen Kapitalbeständen zu erwarten. Sind die Grenzprodukte gleich, spiegeln die langfristigen Parameter das Verhältnis der Produktionselastizitäten. Das potenzielle Gleichgewicht zwischen den Kapitalbeständen kann von entscheidender Bedeutung für die Erklärung der privaten Investitionen sein und kann die üblichen Einflussgrößen, wie Konjunktur und Kapitalnutzungskosten, ergänzen.

3 Panel-Integration und -Kointegration

Sind die beteiligten Variablen nichtstationär, ist eine Integrations- und Kointegrationsanalyse zu bevorzugen. Mit sogenannten Einheitswurzeltests werden die Integrationseigenschaften der Größen überprüft. Darauf aufbauend untersucht die Kointegrationsanalyse, ob langfristige Zusammenhänge zwischen den nichtstationären Variablen bestehen. Beispielsweise erfordert eine langfristige Beziehung zwischen den Kapitalstöcken, dass die privaten und öffentlichen Kapitalbestände kointegriert sind. Die Untersuchung erfolgt in einem Panelmodell, das für die Länder der Eurozone spezifiziert wird. Die Anzahl der Beobachtungen wird durch die simultane Betrachtung mehrerer Länder erhöht. Daher können Panelmodelle genauere Ergebnisse als Zeitreihenansätze liefern. Allerdings sind keine länderspezifischen Ergebnisse mehr möglich. Ein weiteres Problem ergibt sich, wenn die Paneleinheiten nicht unabhängig sind, weil eine Korrelation im Querschnitt die Teststatistiken verzerren kann. Abhängigkeiten sind in der vorliegenden Anwendung wahrscheinlich, da die Länder der Eurozone gleichen Schocks unterliegen.

Mithilfe des von Pesaran (2007) entwickelten CADF-Tests wird überprüft, ob die Variablen nichtstationär sind. Dabei wird die Testgleichung um einen Faktor erweitert, der die Korrelation über den Querschnitt erfasst. Die Kointegrationseigenschaften werden durch die Verfahren überprüft, die Westerlund (2007) vorgeschlagen hat. Durch die gleichzeitige Betrachtung von langfristigen Zusammenhang und kurzfristigen Anpassungsvorgängen können im Allgemeinen verlässlichere Aussagen abgeleitet werden, siehe Kremers, Ericsson und Dolado (1992). Der Kointegrationstest basiert nicht auf einer statischen Gleichung, sondern wird also auf der Grundlage von Fehlerkorrekturmodellen vorgenommen, die getrennt für die einzelnen Panelmitglieder geschätzt werden. Daher kann die Heterogenität zwischen Ländern einbezogen werden, sie ist jedoch auf die deterministischen Komponenten wie Konstanten und Trends und auf die kurzfristigen Anpassungsreaktionen beschränkt. Der Fehlerkorrekturparameter wird sodann auf unterschiedliche Weisen aggregiert, was zu unterschiedlichen Tests führt. Während in der Nullhypothese stets die Abwesenheit einer Kointegrationsbeziehung unterstellt wird, kann eine Ablehnung unterschiedliche Konsequenzen nach sich ziehen. Bei der sogenannten Panelstatistik gilt die Kointegration in diesem Fall für alle Länder, bei der Gruppenstatistik ist sie mindestens für ein Land erfüllt. Da die Querschnitte nicht unabhängig sind, werden kritische Werte mithilfe des Bootstrap-Verfahrens simuliert.

Mithilfe der Panel-Kointegrationstests wird geprüft, ob zwischen nichtstationären Variablen ein langfristiger Zusammenhang besteht. Die Tests schätzen allerdings nicht die langfristigen Para-

meter des Zusammenhangs. Letztere werden mit einer Panelregression ermittelt, die mit festen länderspezifischen Effekten durchgeführt wird. Die langfristigen Koeffizienten sind über den gesamten Querschnitt identisch.

4 Datenprobleme und empirische Belege

Der Untersuchung der Beziehung zwischen öffentlichen und privaten Investitionen liegen jährliche Daten für den Zeitraum 1991–2012 zugrunde. Das Panelmodell basiert auf den zwölf alten Mitgliedsstaaten der Eurozone: Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien, Portugal, Griechenland, Irland, Österreich, Finnland, Niederlande, Belgien und Luxemburg. Länder, die erst vor kurzem beigetreten sind, bleiben entsprechend der Datenlage unberücksichtigt. Alle Zeitreihen stammen aus der AMECO-Datenbank, die von der EU-Kommission berichtet wird.

Nettoinvestitionsflüsse sind auf der Ebene der Sektoren verfügbar. Dagegen beziehen sich die Daten zu Kapitalbeständen auf die gesamte Volkswirtschaft. Daher sind zunächst private und staatliche Kapitalbestände abzuleiten, was über die Kumulierung der Nettoinvestitionen erfolgt. Anfangsbestände ergeben sich aus der Aufschlüsselung des Gesamtkapitalbestands im Anfangszeitpunkt (1990). Hier wird angenommen, dass der Anteil des staatlichen Kapitals gleich dem Verhältnis aus kumulierten staatlichen Nettoinvestitionen zu den kumulierten Gesamt-Nettoinvestitionen ist, wobei die 1980er Jahre als Referenzzeitraum gewählt wurden. Die Variablen werden durch den entsprechenden Deflator (2005 = 100) dividiert, um reale Größen zu erhalten.

Um belastbare Ergebnisse zu erhalten, sind die Standardeinflussgrößen der Investitionen zu berücksichtigen. Das reale Bruttoinlandsprodukt und die Realzinssätze approximieren die Gesamtnachfrage und die Finanzierungskosten der Unternehmen. Um das reale Bruttoinlandsprodukt zu erhalten, wird die nominale Reihe durch den Deflator (2005 = 100) dividiert. Ex-post-Realzinssätze sind als Differenz zwischen dem langfristigen Nominalzinssatz und der Inflation definiert. Letztere entspricht der jährlichen Veränderung des Deflators des Bruttoinlandsprodukts. Darüber hinaus haben Brautzsch und Dreger (1999) argumentiert, dass die Schuldenquote des Staates ein wichtiger Erklärungsfaktor für die Privatinvestitionen in Deutschland ist. Ein Anstieg der Schuldenquote verschlechtert die Finanzierungsbedingungen für Unternehmen durch höhere Zinssätze und kann auf eine schwächere Nachfrage deuten, weil künftig Konsolidierungsmaßnahmen erforderlich sind. Nach Mehrotra und Väilä (2005) dämpft ein Anstieg der Staatsschulden die öffentlichen Investitionen in der EU. Die hier verwendeten Variablen sind in ihren Logarithmen gemessen, ausgenommen die Realzinssätze und die Schuldenquote des Staates, die in Prozent definiert sind.

Die nichtstationären Charakteristika der Variablen werden in Tabelle 1 berichtet. Danach enthalten die Kapitalbestände zwei Einheitswurzeln. Dies widerspricht den Resultaten von Calderón, Moral-Benito und Servén (2014), die in einem gemischten Panel aus Industrie- und Entwicklungsländern zu dem Resultat kommen, dass der Kapitalbestand lediglich eine Einheitswurzel enthält. Alle anderen Variablen sind nichtstationär in ihren Niveaus und stationär in den ersten Differenzen, das heißt integriert ersten Grades, $I(1)$. Da Realzinssätze und Staatsschuldenquoten sich nicht unbegrenzt entwickeln können, kann das Ergebnis für diese Variablen aus theoretischer Sicht angezweifelt werden. Die Variablen sind jedoch in einem statistischen Sinne integriert und sollten daher auch als solche in der empirischen Analyse behandelt werden.

Tabelle 1

Integrations-eigenschaften der beteiligten Variablen

	Niveaus	Erste Differenzen	Entscheidung
<i>CS_PRI</i>	0,695 (0,756)	0,624 (0,734)	I (2)
<i>CS_PUB</i>	0,215 (0,585)	-1,402 (0,080)	I (2)
<i>PRI</i>	0,341 (0,633)	-2,859 (0,002)	I (1)
<i>PUB</i>	-0,245 (0,403)	-3,561 (0,000)	I (1)
<i>Y</i>	0,205 (0,581)	-2,264 (0,012)	I (1)
<i>R</i>	1,203 (0,886)	-3,105 (0,001)	I (1)
<i>DEBT</i>	1,000 (0,841)	-3,418 (0,000)	I (1)

Anmerkung: Test von Pesaran (2007). 12 Euroländer (Deutschland, Frankreich, Italien, Spanien, Portugal, Irland, Österreich, Finnland, Niederlande, Belgien, Luxemburg, Griechenland, 1991-2012). PRI = Private Investitionen, PUB = Öffentliche Investitionen, Y = Bruttoinlandsprodukt, R = Realzinssatz, DEBT = Schuldenstand des Staates relativ zum Bruttoinlandsprodukt, CS_PRI = Privater Kapitalbestand, CS_PUB = Öffentlicher Kapitalbestand. Verzögerungsstruktur und deterministische Terme nach Maßgabe des Kriteriums von Akaike, Angaben sind t-Statistiken, p-Werte in Klammern.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Private und staatliche Kapitalbestände sind integriert zweiter Ordnung, $I(2)$, und langfristig miteinander verbunden. Tatsächlich sind sie kointegriert, sowohl nach der Panel- als auch nach der Gruppenstatistik (Tabelle 2). Die Abweichungen von der kointegrierenden Beziehung sind nichtstationär (Teststatistik $-0,108$, p -Wert $0,457$). Gleichwohl besitzen sie wegen der Kointegration nur eine Einheitswurzel, da ihre Differenz eindeutig stationär ist (Teststatistik $-2,820$, p -Wert $0,002$). Abgesehen von festen Ländereffekten entwickeln sich die Abweichungen vom Bestandgleichgewicht gemäß:

$$DEV_t = CS_PRI_t - 0,604 CS_PUB_t \sim I(1) \quad (4)$$

Um die Lesbarkeit zu erhöhen, ist der kointegrierende Vektor auf den Koeffizienten des Privatkapitalbestands normalisiert. Standardabweichungen sind in Klammern angegeben. Ein Anstieg des staatlichen Kapitalbestands um einen Prozent ist durchschnittlich mit einem Anstieg des Privatkapitalbestands um $0,6$ Prozent verbunden. Die Abweichungen vom Bestandgleichgewicht können die $I(1)$ -Variablen erweitern und für eine bessere Erklärung der Privatinvestitionen sorgen. Man beachte, dass die Kapitalbestände in die erweiterten Modelle nur implizit über ihre lineare Kombination eingehen.

Tabelle 2 zeigt die Kointegrationseigenschaften für mehrere Gruppen von Variablen. Das Ziel ist, geeignete Modelle für die Kointegration zu bestimmen. Standarddeterminanten für private Investitionen sind die Wirtschaftstätigkeit und Kapitalnutzungskosten. Während erstere in der Regel durch das Bruttoinlandsprodukt ausgedrückt wird, werden letztere durch den Realzinssatz

Tabelle 2

Panel-Kointegrationstests

	Panelstatistik	Gruppenstatistik
<i>CS_PRI, CS_PUB</i>	-5,522 (0,000)	-3,768 (0,002)
<i>PRI, Y, R</i>	-2,513 (0,030)	-1,097 (0,110)
<i>PRI, Y, DEBT</i>	0,079 (0,445)	0,493 (0,445)
<i>PRI, PUB, Y, R</i>	-0,401 (0,195)	0,311 (0,285)
<i>PRI, Y, R, DEV</i>	-3,344 (0,000)	-4,182 (0,005)

Anmerkung: Siehe Tabelle 1. Tests nach Westerlund (2007), siehe auch Persyn und Westerlund (2008).

Quelle: Eigene Berechnungen.

gemessen (Eklund 2013). Dies ist das Referenzmodell, das in der Folge erweitert wird. Wenn die Staatsschuldenquote oder die staatlichen Investitionen hinzugefügt werden, geht die Eigenschaft der Kointegration verloren. Obwohl die Staatsschulden für Privatinvestitionen in Deutschland relevant sind, lässt sich dieses Ergebnis nicht auf die Eurozone verallgemeinern. Trotz der Kointegration der Kapitalbestände sind die öffentlichen und privaten Bruttoinvestitionen nicht verbunden. Dies erklärt, warum viele Autoren, wie etwa Afonso und Aubyn (2009), Modelle mit ersten Differenzen spezifizieren. Belege zur Kointegration sind auch in der Basisspezifikation nicht eindeutig, weil die Tests in gegensätzliche Richtung weisen. Wenn man die Gruppe von Variablen aber durch die Abweichungen vom Bestandsgleichgewicht erweitert, zeigt sich in jedem Fall ein langfristiger Zusammenhang, an dieser Stelle freilich auf der Basis der Stromgrößen. Insgesamt ist das Modell, das die privaten Investitionen, das Bruttoinlandsprodukt, den Realzinssatz und die Abweichungen von der Kapitalbestandsbeziehung beinhaltet, den vorher betrachteten Modellen überlegen. Abgesehen von landesspezifischen festen Effekten ergibt sich als langfristige Gleichung:

$$PRI_t = 1.058 Y_t - 0.027 R_t - 0.384 DEV_{t-1} \quad (5)$$

(0.044) (0.002) (0.023)

Die Variablen haben das korrekte Vorzeichen und sind nach ihren Standardabweichungen (in Klammern) hoch signifikant. Wie erwartet, werden die Unternehmensinvestitionen langfristig durch das Bruttoinlandsprodukt stimuliert. Dagegen führt ein Anstieg des Realzinssatzes dazu, dass ein Rückgang der privaten Investitionen ausgelöst wird. Die zeitlich verzögerten Abweichungen vom Bestandsgleichgewicht gehen mit negativem Vorzeichen ein. Wenn der private Kapitalbestand relativ zum staatlichen Bestand steigt, gehen die privaten Investitionen in der Folge zurück.

Um die Robustheit der Ergebnisse zu beurteilen, werden in Tabelle 3 zwei Fehlerkorrekturmodelle gezeigt, die das Wachstum der Privatinvestitionen erklären. Das erste Modell enthält allein den Fehlerkorrekturterm, das heißt die zeitverzögerten Abweichungen von Gleichung (5). Das zweite Modell berücksichtigt zusätzliche Effekte, die kurzfristig wirksam sind. Der Fehlerkorrekturterm ist in beiden Spezifikationen hoch signifikant und zeigt eine ähnliche Größenordnung. Während

Tabelle 3

Fehlerkorrekturmodelle für die privaten Investitionen

	ΔPRI	ΔPRI
ΔPUB		0,008 (0,016)
ΔY		0,631 (0,062)
ΔR		-0,009 (0,001)
$ECM (-1)$	-0,215 (0,027)	-0,326 (0,036)
R -Quadrat	0,213	0,493
F -Statistik	6 384 (0,000)	16 467 (0,000)

Anmerkung: Siehe Tabelle 1: Panelmodell mit länderindividuellen festen Effekten. Angaben in Klammern sind Standardfehler, bei der F-Statistik p-Werte.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Fluktuationen des Bruttoinlandsprodukts und des Realzinssatzes ebenfalls bedeutsam sind, um das Wachstum der Unternehmensinvestitionen zu erklären, ist ein kurzfristiger Effekt staatlicher Investitionen nicht auszumachen.

5 Schlussfolgerungen

Diese Arbeit untersucht den Zusammenhang zwischen öffentlichen und privaten Investitionen in der Eurozone. In einem Panelmodell wird ein Strombestandsansatz verwendet, um die verschiedenen Integrationsgrade der beteiligten Variablen zu berücksichtigen. Private und staatliche Kapitalbestände sind kointegriert, die Abweichungen vom Bestandsgleichgewicht sind allerdings nicht (trend)stationär. Verwendet man sie in einem Modell zur Erklärung der Investitionsnachfrage, so verbessert sich die Anpassung entscheidend. Private Investitionen, Bruttoinlandsprodukt und Realzinssatz sind nur dann kointegriert, wenn die Abweichungen vom Bestandsgleichgewicht einbezogen werden. In der Fehlerkorrekturgleichung sind die Variablen hoch signifikant.

Insgesamt kann das Fehlen von öffentlichem Kapital als Folge geringer staatlicher Investitionstätigkeit zu einer Schwächung privater Investitionen und des wirtschaftlichen Wachstums in der Eurozone geführt haben. Dieser Zusammenhang ist auch für Griechenland evident. Dort ist der Anteil der öffentlichen Investitionen an den öffentlichen Gesamtausgaben im Zuge der Konsolidierungsanstrengungen zurückgegangen und liegt noch immer weit unter dem Vorkrisenniveau. Dies dürfte die Investitionsschwäche im Land nicht unwesentlich verstärkt und zur tiefen wirtschaftlichen Rezession beigetragen haben. Höhere öffentliche Investitionen können nicht nur dazu beitragen, die Verkehrsinfrastruktur im Land zu verbessern, sondern auch die Einrichtung von Innovationssystemen zu unterstützen.

Die Ergebnisse haben Auswirkungen auf die effiziente Gestaltung von Programmen zur Konsolidierung der Staatsfinanzen, mit denen die Schuldenkrise überwunden werden soll. So könnte das Wirtschaftswachstum in der Eurozone von Haushaltsreformen profitieren. Einerseits ist eine Umschichtung der staatlichen Ausgaben vom staatlichen Konsum hin zu staatlichen Investitionen ratsam. Andererseits sollten Ausgaben für öffentliche Investitionen bei der Berechnung von Defiziten abgewichtet werden, falls sie dazu dienen, das Wachstum im Land nachhaltig zu fördern. Mittel für die nationale Ko-Finanzierung von EU-Investitionsprogrammen sollten bei der Überwachung des Stabilitäts- und Wachstumspaktes nur noch eine untergeordnete Rolle spielen. Dies könnte eine geeignete Strategie zur Förderung von Investitionen und der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in der Eurozone sein (Barbiero und Darvas 2014). Das kürzlich eingeführte Europäische Semester, das geschaffen wurde, um die Haushaltsplanung einzelner Länder besser einschätzen zu können, sollte eine stärkere Investitionstätigkeit in den einzelnen Mitgliedsstaaten begünstigen. Dies gilt insbesondere in den Staaten, die über relativ gesunde Finanzen und geringe Investitionsraten verfügen. Insgesamt kann eine stärker an Wachstumszielen orientierte Abstimmung nationaler Wirtschaftspolitiken zur Überwindung der aktuellen Krise beitragen.

Literaturverzeichnis

- Afonso, A. und M. Aubyn (2009): Macroeconomic rates of return of public and private investment: Crowding-in and crowding-out effects. *Manchester School*, 77, 21–39.
- Argimón, I., J. M. González-Páramo und J. M. Roldán (1997): Evidence of public spending crowding-out from a panel of OECD Countries. *Applied Economics*, 29, 1001–1010.
- Aschauer, D.A. (1989): Does public capital crowd out private capital? *Journal of Monetary Economics*, 24, 171–188.
- Auerbach, A. und Y. Gorodnichenko (2012): Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4, 1–27.
- Barbiero, F. und Z. Darvas (2014): In sickness and health: Protecting and supporting public investment in Europe. *Bruegel Policy Contribution 2014/02*.
- Baxter, M. und R. G. King (1993): Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 83, 315–334.
- Calderón, C., E. Moral-Benito und L. Servén (2014): Is infrastructure capital productive? A dynamic heterogeneous approach. *Journal of Applied Econometrics*, DOI: 10.1002/jae.2373.
- Dreger, C. und H.-U. Brautzsch (1999): Die Entwicklung der Unternehmensinvestitionen in Deutschland (Firm investment behaviour in the German economy). *Journal of Economics and Statistics*, 219, 284–297.
- Dreger, C. und H.-E. Reimers (2013): Does euro area membership affect the relation between GDP growth and debt? *Journal of Macroeconomics*, 38, 481–486.
- Eklund, J. E. (2013): Theories of investment: A theoretical review with empirical applications. Working Paper 2013:22. Swedish entrepreneurship forum. www.entrepreneurskapsforum.se
- Hatano, T. (2010): Crowding-in effect of public investment on private investment. *Japan Public Policy Review*, 6, 105–119.
- Kremers, J. M., N. R. Ericsson und J. J. Dolado (1992): The power of cointegration tests. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 325–348.
- Lin, H. (2016): Risks of stagnation in the euro area. IMF Working Paper 16/9. Washington, D. C.

- Mehrotra, A. und T. Välilä (2005): Evolution and determinants of public investment in Europe. Economic and Financial Reports 2005/1. European Investment Bank, Luxemburg.
- Pereira, A. M. und J. M. Andraz (2013): On the economic effects of public infrastructure investment: A survey of the international evidence. *Journal of Economic Development*, 38, 1–37.
- Perotti, R. (2007): In search of the transmission mechanism of fiscal policy. NBER Working Paper 13143. London.
- Perotti, R. (2011): The „Austerity Myth“: Gain without pain? NBER Working Paper 17571. London.
- Persyn, D. und J. Westerlund (2008): Error correction based cointegration tests for panel data. *Stata Journal*, 8, 232–241.
- Pesaran, M. H. (2007): A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265–312.
- Westerlund, J. (2007): Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709–748.