

kurselastizitäten der Exporte der einzelnen Länder relativ nah beieinander liegen. Eine Abwertung der Währung um 1 % erhöht demnach die Ausfuhren zwischen 0,6 % (Frankreich) und 1 % (Österreich und Spanien). Der vergleichsweise geringe Wert für die niederländische Wechselkurselastizität von 0,3 unterschätzt dabei möglicherweise aufgrund der Rolle der Niederlande als Transitland die Wechselkurssensitivität der Ausfuhren, da die in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Niederlande ausgewiesenen Exporte teilweise auch die über holländische Häfen erfolgenden Warenausfuhren anderer europäischer Länder enthalten.

Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse machen deutlich, dass sich die Wirkungen einer Wechselkursänderung auf das langfristige Exportwachstum der betrachteten Euro-Länder zwar unterscheiden. Die Abweichungen sind aber (sieht man den Niederlanden ab) – gemessen an einer sich im Mittel aller Volkswirtschaften ergebenden langfristigen Elastizität (ungewichtet) von rund -0,8 – nicht allzu groß. Damit bestätigt sich die Vermutung nicht, dass Wechselkursschwankungen aufgrund der regional verschiedenen Exportquoten deutlich differenzierte

Auswirkungen auf den langfristigen Wachstumspfad der Exporte haben. Gravierende Strukturänderungen der Exporte infolge einer länger anhaltenden Auf- oder Abwertung der gemeinsamen Währung sind demnach für die Euro-Länder nicht zu erwarten.

Die Anpassungsprozesse an das durch die Kointegrationsbeziehung abgebildete langfristige Gleichgewicht und damit auch die kurzfristigen Wirkungen auf das reale Bruttoinlandsprodukt in den einzelnen Ländern lassen sich auf Basis der Analyse nicht hinreichend beurteilen. In der Kurzfristregression, die die direkten Zusammenhänge zwischen den Veränderungsraten der Variablen modelliert, lassen sich nur für Italien, für Finnland und für Portugal statistisch von Null verschiedene Koeffizienten für den Einfluss von Wechselkursänderungen auf den Anstieg der Exporte nachweisen. In den übrigen Ländern sind diese Wirkungen zwar auch vorhanden. Sie scheinen aber eher indirekt zu wirken und können damit in der Schätzung nicht erfasst werden.

Michael Seifert
(*mst@iwh-halle.de*)

Gibt es den Weltrealzinssatz?

Eine Analyse mit panelökonomischen Verfahren für die Länder der G7

Die wachsende Integration der internationalen Güter- und Kapitalmärkte lässt eine zunehmende Angleichung der nationalen Realzinssätze erwarten. Nach der Hypothese der Realzinsparität wird weltwirtschaftlich ein einheitlicher Realzinssatz oder zumindest eine feste Zinsdifferenz prognostiziert. In der vorliegenden Arbeit wird untersucht, inwieweit die Angleichung der Realzinssätze bereits fortgeschritten ist.

Ob die Realzinsparität eine realistische Beschreibung der Wirklichkeit darstellt, ist eine rein empirische Frage. Im Folgenden wird die Hypothese für die Länder der G7 überprüft. Dabei wird die Panelstruktur der Daten mit einbezogen. Auf diese Weise lässt sich ein relativ starker empirischer Test der Hypothese durchführen.

Die empirischen Ergebnisse sprechen für die langfristige Geltung der Realzinsparität. Offenbar hat die wachsende weltwirtschaftliche Integration zu einer stärkeren Übereinstimmung der nationalen Realrenditen geführt.

Nach der Hypothese der Realzinsparität gleichen sich die realen Renditen unterschiedlicher Länder im Zeitablauf an, sodass sich weltweit ein einheitliches Zinsniveau einstellt. Nationale Zinssätze können sich daher nur temporär auseinanderentwickeln und sind durch ein gemeinsames Band miteinander verbunden.

Angesichts der fortschreitenden Integration der internationalen Güter- und Kapitalmärkte lässt sich vermuten, dass die Annahme der Realzinsparität im wesentlichen Gültigkeit besitzt. Bisherige empirischen Studien haben jedoch nur vereinzelt Belege für die Geltung der Beziehung gefunden.³⁴

³⁴ Vgl. etwa GOODWIN, B. K.; GRENNES, T. J. (1994): Real Interest Rate equalization and the Integration of International Financial Markets. *Journal of Money and Finance*, Vol. 13, S. 107-124. – WU, J.-L.; CHEN, S.-L. (1998): A Re-examination of Real Interest Parity. *Canadian Journal of Economics*, Vol. 31, S. 837-851.

Tatsächlich wird die Hypothese von der überwiegenden Mehrzahl der Analysen abgelehnt.³⁵

Die fehlende empirische Evidenz mag substantielle Ursachen haben und in einer unvollkommenen Marktintegration begründet sein. Aber auch die Wahl eines adäquaten ökonometrischen Verfahrens ist nicht von unerheblicher Bedeutung. So haben etwa gewöhnliche Einheitswurzeltests oft eine nur geringe Trennschärfe, die keine zuverlässige Beurteilung der Gleichgewichtsbedingung erlaubt.³⁶ Dieser Einwand kann mit Panel-Einheitswurzeltests abgeschwächt werden. Durch die Einbeziehung der Querschnittsdimension wird insbesondere eine Erweiterung der langfristigen Informationsmenge erreicht, die geeignet ist, die Aussagekraft der Tests zu erhöhen.³⁷ Die Verfahren sind bisher vor allem bei der Evaluation der Kaufkraftparitätentheorie angewendet worden.³⁸ Sie werden hier für die Überprüfung der Realzinsparität in den Ländern der G7 eingesetzt.³⁹

Ableitung der Realzinsparität

Die Angleichung der Realzinssätze setzt die Wirksamkeit von Arbitragebedingungen an den internationalen Güter- und Kapitalmärkten voraus. Tatsächlich lässt sich der Zusammenhang zwischen Wechselkurs, Preisniveaus und nominalen Zinssätzen im Rahmen von drei internationalen Pa-

ritäten beschreiben, von denen jeweils zwei Beziehungen die verbleibende dritte Gleichgewichtsbedingung implizieren.⁴⁰ Die Realzinsparität folgt zum einen aus der relativen Form der Kaufkraftparitätentheorie, nach der die Änderung des nominalen Wechselkurses dem Inflationsgefälle zwischen den betrachteten Ländern entspricht. Damit ist der reale Wechselkurs konstant.

Bei Geltung der Beziehung ist die im Zeitpunkt t erwartete Wechselkursänderungsrate gleich der prognostizierten Differenz der Inflationsraten, sodass man

$$(1) \quad E_t(s_{t+j} - s_t) = E_t(\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*)$$

erhält. In dieser Formulierung bezeichnet s den (logarithmierten) Wechselkurs in Preisnotierung und π die für den Zeitraum von t bis $t+j$ geltende Inflationsrate. Entsprechende ausländische Variablen sind mit einem * indiziert. Die Prognosen ergeben sich als bedingte Erwartungswerte und werden auf der Basis der im Vorhersagezeitpunkt verfügbaren Informationsmenge formuliert. Sie entsprechen damit rationalen Erwartungen.

Die zweite Arbitragebedingung ist die ungedeckte Zinsparität. Danach stimmt die rational erwartete Wechselkursänderung näherungsweise mit der Differenz zwischen den nominalen Renditen

$$(2) \quad E_t(s_{t+j} - s_t) = i_{j,t} - i_{j,t}^*$$

überein, sofern sich die internationalen Kapitalanleger risikoneutral verhalten. Darin ist i der Nominalzinssatz für Finanzanlagen, die im Zeitpunkt t eine Restlaufzeit von j Perioden haben. Sind die Bedingungen (1) und (2) gemeinsam erfüllt, gilt

$$(3) \quad i_{j,t} - i_{j,t}^* = E_t(\pi_{t+j} - \pi_{t+j}^*),$$

sodass die Nominalzinsdifferenz zwischen In- und Ausland dem erwarteten Inflationsgefälle entspricht. Durch Umstellung ergibt sich die Realzinsparität

$$(4) \quad i_{j,t} - E_t\pi_{t+j} = i_{j,t}^* - E_t\pi_{t+j}^*,$$

die eine internationale Übereinstimmung der erwarteten realen Renditen im In- und Ausland für Anlagen mit gleicher Maturität beinhaltet. Dabei sind die ex ante Realzinssätze approximativ als Differenz zwischen dem Nominalzinssatz und der Inflationsprognose für eben diese Anlageperiode definiert.

³⁵ Vgl. z. B. RAGNITZ, J.: Der internationale Zinszusammenhang. Köln, 1989. – EDISON, H. J.; PAULS, D. (1993): A Re-Assessment of the relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rates: 1974-1990. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 31, S. 165-187. – PARIKH, A. (1994): Tests of Real Interest Parity in International Currency Markets. *Journal of Economics*, Vol. 59, S. 167-191.

³⁶ Einen Überblick über Einheitswurzeltests gibt zum Beispiel HASSLER, U. (1994): Einheitswurzeltests – Ein Überblick. *Allgemeines Statistisches Archiv*, Vol. 78, S. 207-228. Vgl. auch CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. (1991): Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists should know about Unit Roots. *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual*, S. 141-201.

³⁷ Vgl. LEVIN, A.; LIN, C.-F. (1992): Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties. Discussion Paper 92-23. University of California at San Diego. – LEVIN, A.; LIN, C.-F. (1993): Unit Root Tests in Panel Data: New Results. Discussion Paper 93-55. University of California at San Diego.

³⁸ Vgl. MacDONALD, R. (1996): Panel Unit Root Tests and Real Exchange Rates. *Economics Letters*, Vol. 50, S. 7-11. – O'CONNELL, P. G. J. (1998): The Overvaluation of Purchasing Power Parity. *Journal of International Economics*, Vol. 44, S. 1-19.

³⁹ Zu der Gruppe der G7-Länder zählen die USA, Kanada, Großbritannien, Japan, Deutschland, Frankreich und Italien.

⁴⁰ Vgl. auch KRUGMAN, P.; OBSTFELD, M. (1998): *International Economics*, Kapitel 16. New York.

Nach Gleichung (4) sind die Realzinssätze im In- und Ausland nicht notwendig konstant. Sie werden sich jedoch im Zeitablauf gleichartig entwickeln, sodass ihre Differenz gleich 0 oder zumindest unverändert ist.

Operationalisierung der Realzinsparität

Ein empirischer Test der Realzinsparität kann nicht davon ausgehen, dass die Bedingung in jedem Zeitpunkt exakt erfüllt ist. So können Differenzen zwischen zwei Realzinssätzen innerhalb einer Bandbreite auf das Vorliegen von Transaktionskosten zurückzuführen sein.⁴¹ Die Abweichungen von der Realzinsparität beschreiben dann keine unausgenutzten Arbitragemöglichkeiten, weil das erzielbare Renditedifferential durch die auftretenden Kosten kompensiert wird.

Aber auch bei einer Aufweichung der Paritäten (1) und (2) können sich temporäre Schwankungen um die Gleichgewichtsbedingung einstellen. Zum Beispiel kann eine international unterschiedliche Produktivitätsentwicklung Abweichungen von der Kaufkraftparität begründen.⁴² Dennoch bleibt die Parität als langfristige Gleichgewichtsbeziehung erhalten, sofern sich die Produktivitäten nicht systematisch über einen längeren Zeitraum auseinander entwickeln.

Die ungedeckte Zinsparität unterstellt, dass sich internationale Kapitalanleger risikoneutral verhalten. Sind die Akteure risikoavers, ist Gleichung (2) um eine Risikoprämie zu ergänzen. Die Bedingung der Realzinsparität bleibt jedoch valide, sofern die Prämie im Zeitablauf näherungsweise unverändert ist. In diesem Fall ist eine Realzinsdifferenz zu erwarten, die im Zeitablauf näherungsweise konstant bleibt.

Schließlich ist zu berücksichtigen, dass die Hypothese für die erwarteten realen Renditen gilt, die sich jedoch einer direkten Beobachtung entziehen. Für die empirische Analyse sind diese Variablen zu operationalisieren. Dazu lassen sich ex post Realzinssätze verwenden, die auf Basis der in der Anlageperiode realisierten Inflationsraten berechnet werden. Die Betrachtung der ex post Reihen ist dann gerechtfertigt, wenn die Abweichun-

gen zwischen realisierter und erwarteter Inflationsrate nur temporär relevant sind.

Insgesamt kann die Realzinsparität nur noch als langfristig geltende Beziehung überprüft werden. Dies erfolgt auf der Grundlage von Einheitswurzeltests.

Einheitswurzeltests mit Paneldaten

Allgemein lässt sich mit Einheitswurzeltests beurteilen, ob eine bestimmte Variable ein stationäres Verhalten zeigt oder nicht. Bei einer stationären Entwicklung sind der Mittelwert und die Varianz der betrachteten Größe im Zeitablauf konstant. Auftretende Schocks können sich nur temporär auf die Variable auswirken. Es kann daher erwartet werden, dass eine stationäre Variable ein einmal erreichtes Niveau mit hoher Wahrscheinlichkeit wieder erreicht. In diesem Sinne kann die Realzinsparität als langfristige Gleichgewichtsbedingung gerechtfertigt werden, wenn die Differenz je zweier Realzinssätze stationär ist. Ist die Realzinsparität temporär infolge von Schocks verletzt, wird das Gleichgewicht im Zeitablauf wieder hergestellt.

Die Nullhypothese kann bei Einheitswurzeltests sowohl in der Nichtstationarität als auch in der Stationarität der untersuchten Größe bestehen. In dieser Arbeit werden jedoch nur Tests herangezogen, welche die Nichtstationarität unter der Nullhypothese vermuten. Die Ablehnung einer solchen Hypothese kann als starkes Indiz für die Gültigkeit der Realzinsparität herangezogen werden.

Allerdings haben die üblichen Einheitswurzeltests nur eine geringe sogenannte Macht, d. h. die Wahrscheinlichkeit, eine falsche Nullhypothese beizubehalten, ist relativ groß. Dies gilt um so mehr, je schwächer die Anpassung an das langfristig geltende Gleichgewicht ausgeprägt ist.⁴³

Die Macht der Tests kann jedoch durch eine Verbreiterung der Beobachtungsbasis gesteigert werden. Dies kann durch die Einbeziehung der Querschnittsdimension erfolgen. Auf dieser Vorgehensweise fußen die Panel-Einheitswurzeltests. Darin werden verschiedene Untersuchungseinheiten respektive Realzinsdifferenzen gemeinsam betrachtet. In dieser Arbeit werden die Paneltests von Levin und Lin (LL-Test) und von Im, Pesaran und Shin (IPS-Test) durchgeführt.⁴⁴

⁴¹ Vgl. CLINTON, K. (1988): Transaction Costs and Covered Interest Arbitrage: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, Vol. 96, S. 358-370.

⁴² Vgl. BALASSA, B. (1964): The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, Vol. 72, S. 584-596.

⁴³ Vgl. CAMPBELL, J. Y.; PERRON, P. (1991), a. a. O.

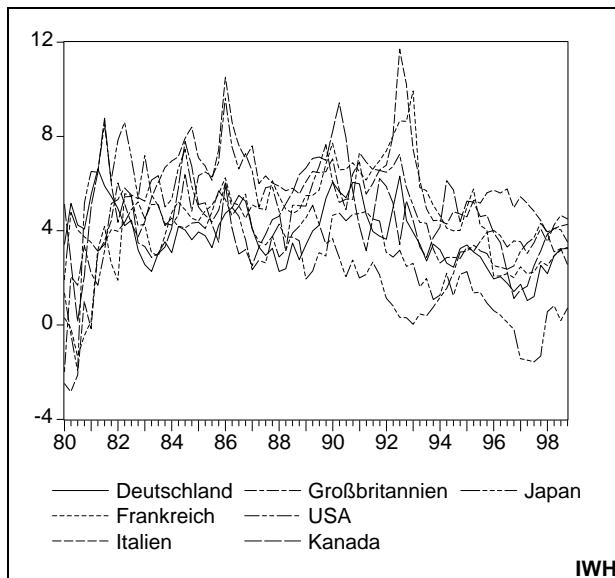
⁴⁴ Vgl. LEVIN, A.; LIN, C.-F. (1993), a. a. O., S. 8 ff. – IM, K. S.; PESARAN, H. M.; SHIN, Y. (1997): Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Department of Ap-

Empirische Analyse

In der Untersuchung wird die Hypothese der Realzinsparität für die Ländergruppe der G7 auf der Basis von Quartalsdaten im Zeitraum von I/1980 bis IV/1998 überprüft, sodass für die Panel-einheiten jeweils 76 Beobachtungen vorliegen. Dabei werden ex post Realzinssätze verwendet, die sich als Differenz zwischen den nationalen Geldmarktzinssätzen und der realisierten Inflation ergeben. Konkret werden nominale Dreimonatszinssätze und Inflationsraten verwendet, die für die Anlageperiode gelten. Die Inflationsraten sind annualisiert und werden auf der Grundlage der Konsumentenpreisindices berechnet. Da das Verhalten der Akteure weniger von saisonalen Schwankungen bestimmt sein dürfte, werden die Preisindices vorab mit dem multiplikativen Census-X11-Verfahren saisonbereinigt. Die Variablen sind den Main Economic Indicators der OECD entnommen. Der Verlauf der realen ex post Renditen ist in der Abbildung dargestellt.

Abbildung:

Entwicklung der ex post Realzinssätze in den Ländern der G7 im Zeitraum von I/1980 bis IV/1998



Quelle: OECD, Main Economic Indicators; Berechnungen des IWH.

Sofern sich die Realzinsparität als langfristige Gleichgewichtsbedingung rechtfertigen lässt, ist die Differenz je zweier Realzinssätze stationär. Zunächst werden die Realzinssdifferenzen relativ zu den USA berechnet. Damit ein Eindruck hinsicht-

lich der Sensitivität der Ergebnisse entsteht, wird in einer zweiten Runde Deutschland als Ausland gewählt. Dies erfolgt auch, weil in früheren Studien oftmals unterschiedliche Ergebnisse gefunden wurden, je nachdem, welches Land bei den Berechnungen der Realzinssdifferenzen die Rolle des Auslands übernimmt. Die Ergebnisse der Panel-einheitstests werden in der folgenden Tabelle berichtet.

Tabelle:

Stationarität der Realzinssdifferenz: LL- und IPS-Test

	Ausland	
	USA	Deutschland
LL	-6.12*	-4.33*
IPS	-4.90*	-4.08*

LL = Levin-Lin-Test, IPS = Im-Pesaran-Shin-Test. Ein * bedeutet die Signifikanz der Prüfgröße auf dem 0.05-Niveau. Die Berechnungen erfolgen mit mittelwertbereinigten Größen, in denen zeitindividuelle Effekte nicht mehr enthalten sind.

Quelle: Berechnungen des IWH.

Offenbar können beide Panel-einheitstests die Nullhypothese der Nichtstationarität widerlegen, sodass sich die Annahme der Realzinsparität im untersuchten Zeitraum rechtfertigen lässt. Die Verwerfung der Nullhypothese ist insbesondere unabhängig davon, ob als Ausland die USA oder Deutschland betrachtet wird.

Fazit

Realzinssätze unterschiedlicher Länder können sich im Zeitablauf nicht unbegrenzt auseinander entwickeln, da die Differenz aus je zwei Realzinssätzen stationär ist. Das Ergebnis gilt unabhängig davon, welches Land in den Berechnungen als Ausland herangezogen wird. Damit bestätigt der Befund eine wachsende weltwirtschaftliche Integration.

Christian Dreger
(cdr@iwh-halle.de)

Christian Schumacher
(christian.schumacher@hwwa.de)