

Modellierung und Prognose des EUR/USD-Wechselkurses: die Bedeutung nichtlinearer Anpassungen an die Kaufkraftparität

Verlässliche mittelfristige Prognosen sind für eine vorausschauende geldpolitische Entscheidungsfindung unerlässlich. Wechselkursprognosen orientieren sich in der Regel an einem aus der Kaufkraftparitätentheorie abgeleiteten Gleichgewichtskonzept, wobei das traditionelle Referenzmodell für mittelfristige Wechselkursprognosen auf einer linearen Anpassung des Wechselkurses an die Kaufkraftparität basiert. Liegen jedoch Aggregationseffekte, Transaktionskosten oder Unsicherheiten vor, so sind nichtlineare Bewegungen des nominalen Wechselkurses rund um diesen Gleichgewichtskurs zu erwarten.

In der vorliegenden Studie werden einige Schwachstellen des konventionellen linearen Wechselkursmodells dargestellt. Darüber hinaus wird untersucht, ob alternative nichtlineare Spezifikationen zu besseren Prognosen führen als das traditionelle Modell. Insbesondere wird gezeigt, dass die Schätzung eines Schwellenwert-Kointegrationsmodells für den monatlichen EUR/USD-Wechselkurs zwischen 1990 und 2010 die Theorie eines nichtlinearen Anpassungsprozesses des Wechselkurses an die Kaufkraftparität unterstützt, und dass die Qualität der Prognose durch die Verwendung dieser nichtlinearen Spezifikation über einen mittelfristigen Zeitrahmen bedeutend verbessert werden kann.

Jesús Crespo
Cuaresma,
Anna Orthofer¹

Die Zinspolitik wirkt sich zeitverzögert auf die Inflation aus, weshalb geldpolitische Entscheidungen künftigen Entwicklungen Rechnung tragen und sich auf Prognosen über zukünftige Preisentwicklungen stützen müssen. Die geldpolitische Strategie des Eurosystems hat eine mittelfristige Ausrichtung: Angesichts der zeitlichen Verzögerung des geldpolitischen Transmissionsmechanismus trifft die EZB ihre Zinssatzentscheidungen auf der Grundlage regelmäßig durchgeführter wirtschaftlicher und monetärer Analysen, die dazu dienen, die Risiken für die Preisstabilität über einen kurz- bis mittelfristigen bzw. einen mittel- bis langfristigen Zeitrahmen offenzulegen. Da sich Wechselkurse durch ihren Einfluss auf die Importpreise direkt auf die Preisentwicklung auswirken, sind sie für die wirtschaftlichen Analysen und Prognosen des Eurosystems von zentraler Bedeutung. Gleichzeitig gehören sie jedoch zu den am schwersten

prognostizierbaren gesamtwirtschaftlichen Kenngrößen. Da modellgestützte Wechselkursprognosen häufig unzureichend sind, beruhen die vom Eurosystem veröffentlichten Wirtschaftsprognosen auf der technischen Annahme, dass die Wechselkurse über den Prognosehorizont hinweg unverändert bleiben.

In der vorliegenden Studie werden einige Schwachstellen des konventionellen Referenzmodells für mittelfristige Wechselkursprognosen – die Annahme einer linearen Anpassung des nominalen Wechselkurses an den aus der Theorie der Kaufkraftparitäten (KKP) abgeleiteten Gleichgewichtskurs – dargestellt. Darüber hinaus wird untersucht, ob ein alternativer, nichtlinearer Ansatz zu genaueren Prognoseergebnissen führt als das konventionelle Modell.

Die KKP ist ein volkswirtschaftliches Konzept, das besagt, dass internationale Güterarbitrage auf längere Frist die Preisniveaus zwischen Ländern angleicht: Wenn das inländische Preis-

Wissenschaftliche
Begutachtung:
Harald Badinger,
Wirtschafts-
universität Wien;
Michael Frömmel,
Ghent University

¹ *Wirtschaftsuniversität Wien, Jesus.CrespoCuaresma@wu.ac.at und Oesterreichische Nationalbank; Oesterreichische Nationalbank, Abteilung für die Analyse wirtschaftlicher Entwicklungen im Ausland, Anna.Orthofer@oenb.at. Der vorliegende Text ist eine Übersetzung aus dem Englischen.*

niveau in Land A niedriger ist als in Land B, wird die Wahrung von Land A gegenuber jener von Land B aufgrund internationaler Arbitragegeschafte so weit aufwerten, bis die Preise – in ein- und derselben Wahrung ausgedruckt – ausgeglichen sind und keine Arbitragemoglichkeiten verbleiben. Daraus folgt, dass der Wechselkurs – das heit der relative Preis zweier Wahrungen – dem relativen Preisniveau der jeweiligen Lander entsprechen muss. Bezeichnet S_t den nominalen Wechselkurs in Preisnotierung (Preis der Fremdwahrung ausgedruckt in inlandischer Wahrung), und stehen P_t und P_t^* fur das inlandische und das auslandische Preisniveau, verlangt die KKP-Theorie, dass $S_t = P_t/P_t^*$ sei oder in Kleinbuchstaben fur naturliche Logarithmen:

$$s_t = p_t - p_t^* \quad (1)$$

Aus der Definition des realen Wechselkurses als der um das Preisdifferenzial bereinigte nominale Wechselkurs, $q_t = s_t - (p_t - p_t^*)$, folgt, dass der reale Wechselkurs der Theorie zufolge konstant bleibt. Empirisch betrachtet sollte der reale Wechselkurs, sofern die KKP-Theorie ein relevantes Gleichgewichtskonzept darstellt, aufgrund der gleichlaufigen Bewegung des nominalen Wechselkurses und des relativen Preisniveaus nahe um seinen konstanten Mittelwert schwanken. In diesem Fall sind Schwankungen des realen Wechselkurses hauptsachlich auf vorubergehende Schocks zuruckzufuhren.

Auch wenn die Literatur zunehmend Hinweise auf Mittelwertstationaritat der realen Wechselkurse findet, ist die geschatzte Persistenz der

Schwankungen mit Halbwertszeiten von drei bis funf Jahren weiterhin auerordentlich hoch (Rogoff, 1996). Solche langen Halbwertszeiten lassen sich nicht durch Preisrigiditaten rechtfertigen. Rogoff schreibt: „The purchasing power parity puzzle then is this: How can one reconcile the enormous short-term volatility of real exchange rates with the extremely slow rate at which shocks appear to damp out?“ (Rogoff, 1996, S. 647). Taylor (2001) zeigt, dass es aufgrund zweier statistischer Probleme zu einer Uberzeichnung der Halbwertszeiten kommt, was die hohe Persistenz der realen Wechselkurse weitgehend erklaren konne: der temporalen Datenaggregation einerseits (d. h. die Umwandlung von hochfrequenten in niederfrequente Zeitreihen) und einer inadaquaten – weil linearen – Modellspezifikation andererseits. Die Uberlegung, dass reale Wechselkurse auf *nichtlineare* Art und Weise um ihren Mittelwert schwanken konnen, geht zuruck auf das Jahr 1916, als Eli Heckscher annahm, dass Transaktionskosten im internationalen Guterhandel zu einem „Tragheitsbereich“ (Band-of-Inaction) fuhren, innerhalb dessen es zu keiner Guterarbitrage kommt, und zwar selbst dann nicht, wenn Kaufkraftunterschiede zwischen zwei Landern bestehen. Erst wenn die Arbitragemoglichkeiten die Transaktionskosten ubersteigen, kommt es zu internationaler Guterarbitrage und zu einer Ruckkehr des Wechselkurses Richtung Mittelwert.² Andere Ansatze (O’Connell und Wei, 1997) betrachten zusatzlich zu den fixen auch die variablen Handelskosten. Letztere fuhren zusatzlich zur fehlenden Mittelwertkorrektur in-

² Das Transaktionskostenargument kam bei der Wechselkursbestimmung wahrend des Goldstandards zum Tragen. Da Abweichungen des nominalen Wechselkurses von der Goldparitat Arbitragemoglichkeiten eroffneten, wurden Wechselkursschwankungen auf beiden Seiten durch die Kosten fur Goldtransporte beschrankt; inkludiert sind Frachtkosten, Versicherung, Opportunitatskosten sowie Risikoaufschlage (Mooslechner, 2008).

nerhalb des Band-of-Inaction dazu, dass die Wechselkurse den Mittelwert nur selten überschreiten. Kilian und Taylor (2001) entwickelten einen alternativen Erklärungsansatz für die nichtlineare Anpassung, wobei sie sich auf die Bildung der Wechselkurse auf den Finanz- anstatt auf den Gütermärkten konzentrieren. In diesem Modell folgen Händler einerseits dem Rat von Volkswirten, die angesichts der Unsicherheit über das wahre Gleichgewichtsmodell unterschiedliche Meinungen zur Über- oder Unterbewertung einer Währung vertreten, und andererseits jenem technischer Analysten, die sich bei ihrer Prognoseerstellung auf Extrapolationen vergangener Trends stützen. Je größer die Uneinigkeit zwischen den Volkswirten hinsichtlich des Gleichgewichtswechselkurses, umso mehr Gewicht wird den Prognosen der technischen Analysten beigemessen, die nahelegen, dass sich der Wechselkurs über einen längeren Zeitraum von seinem Gleichgewichtswert entfernt. Währenddessen wächst unter den Volkswirten die Einigkeit über das Bestehen von Kursverzerrungen, und ihren Prognosen – die nun immer schlüssiger erscheinen – wird mehr Bedeutung beigemessen, sodass allmählich die Rückkehr zum Mittelwert einsetzt.

Auf Grundlage dieser theoretischen Diskussion wird im vorliegenden Beitrag ein empirisches Modell für den EUR/USD-Wechselkurs formuliert, mit dem eine nichtlineare Rückkehr zum KKP-Gleichgewicht explizit abgebildet werden kann. Der Band-of-Inaction-Theorie folgend wird die Wechselkursentwicklung innerhalb bestimmter Schwellenwerte als nichtstationärer Prozess und jenseits des dadurch abgegrenzten Bands als mittelwertstationär modelliert. Es wird analysiert, ob die Persistenz des realen EUR/USD-Wechselkurses anhand der Band-

of-Inaction-Theorie erklärt werden kann (d. h., ob es bei der Anpassung des nominalen Wechselkurses an das KKP-Gleichgewicht einen Schwelleneffekt gibt) und ob die Unterschätzung der Anpassungsgeschwindigkeit an den KKP-Gleichgewichtswert auf die zuvor genannten Rigiditäten zurückzuführen ist (d. h. ob das Tempo, mit dem der reale Wechselkurs jenseits des Schwellenwerts zum Mittelwert zurückkehrt, bedeutend größer ist als die Geschwindigkeit, die im linearen Modell gemessen wird). Ferner wird untersucht, ob die Out-of-Sample-Prognosegüte für den Wechselkurs durch die explizite Modellierung des nichtlinearen Anpassungsprozesses verbessert werden kann.

Die vorliegende Studie gliedert sich wie folgt: Kapitel 1 gibt einen Überblick über den Verlauf des EUR/USD-Wechselkurses zwischen 1990 und 2009 und setzt größere Abweichungen vom KKP-Gleichgewichtskurs zu der Entwicklung des geldpolitischen Rahmens im Euroraum in Beziehung. In Kapitel 2 wird das Rahmenwerk für die empirische Analyse, das heißt das lineare kointegrierte vektorautoregressive Modell (VAR), die Schätzung der Schwellenwerte bzw. das Band-of-Inaction und das daraus abgeleitete nichtlineare Modell, vorgestellt. Danach werden in Kapitel 3 die Out-of-Sample-Prognoseeigenschaften des linearen und des nichtlinearen Modells verglichen. Abschließend folgen in Kapitel 4 eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und ein Ausblick auf weiterführende Forschungsarbeiten.

1 Zwanzig Jahre KKP-Theorie und EUR/USD-Wechselkurs

Seit Beginn des Prozesses zur Gründung der WWU im Jahr 1990 kann der Verlauf der Wechselkurse der Euro-Vorgängerwährungen und des US-Dollar besser verstanden werden, wenn

man sich die Entwicklung des institutionellen Rahmens der WWU vor Augen führt. Das erste Jahrzehnt, von der Liberalisierung des Kapitalverkehrs in der Europäischen Wirtschaftsgemeinschaft im Jahr 1990 bis zur Einführung der Gemeinschaftswährung im Jahr 1999, war von dauerhaften Abweichungen des synthetischen EUR/USD-Wechselkurses³ vom KKP-Gleichgewicht geprägt. Während das Preisdifferenzial zwischen dem Euroraum und den USA über das Jahrzehnt nahezu konstant blieb, verzeichnete der nominale Wechselkurs länger andauernde Auf- und Abwertungsphasen. Der EUR/USD-Wechselkurs und das Preisdifferenzial zwischen dem Euroraum und den USA sind in den Grafiken 1 und 2 dargestellt.

Die Wechselkursentwicklung der frühen 1990er-Jahre stand in engem Zusammenhang mit dem europäischen Wechselkursmechanismus (WKM) und dessen bilateralen Schwankungsbreiten von $\pm 2,25\%$ zwischen den jeweiligen Währungspaaren. Als die Deutsche Bundesbank Anfang der 1990er-Jahre als Maßnahme gegen den bestehenden Inflationsdruck, der zumindest teilweise durch die Wiedervereinigung entstanden war, ihre Zinssätze stark an hob, rief sie damit eine Aufwertung der D-Mark, aber auch der übrigen WKM-Währungen gegenüber dem US-Dollar hervor. Einige europäische Währungen wurden daraufhin von den Märkten als überbewertet betrachtet, und die hohen Zinssätze wurden für Länder mit schwächeren wirtschaftlichen Fundamentaldaten (wie z. B. das Vereinigte Königreich und Frankreich) als auf Dauer nicht tragbar erachtet. Letztendlich führte die Spekulation gegen einige der WKM-Währungen

zur WKM-Krise von 1992/93, während der das Pfund Sterling den WKM verlassen musste und die Schwankungsbreite der verbleibenden Währungen auf $\pm 15\%$ angepasst wurde. Diese Krise löste einen drastischen Aufwärtstrend des synthetischen EUR/USD-Wechselkurses zwischen 1992 und 1993 aus, obwohl das KKP-Niveau über diesen Zeitraum weitgehend gleich blieb.

Um die wirtschaftliche Konvergenz zwischen den Volkswirtschaften des zukünftigen Euroraums zu fördern, formulierte man im Vertrag über die Europäische Union von 1992 – in dem auch die Vollendung der WWU bis 1999 als formales Ziel festgelegt wurde – eine Reihe von wirtschaftlichen Kriterien im Hinblick auf Inflation, langfristige Zinssätze, Wechselkurse und Staatsfinanzen. Zur selben Zeit kündigte die US-amerikanische Regierung unter Präsident Clinton eine Politik des „starken Dollar“ an. Der politische Wille, den Außenwert des US-Dollar zu erhalten, führte 1995 zu einer koordinierten Intervention des Federal Reserve System (Fed), der Bank of Japan und der Deutschen Bundesbank, um eine Abwertung des US-Dollar abzuwenden. Diese Intervention leitete einen Trend hin zu einer nachhaltigen nominalen Aufwertung des US-Dollar ein. Da die Inflationsunterschiede bis zur Einführung des Euro relativ konstant blieben, war der Wertverlust des synthetischen Euro gegenüber dem US-Dollar ab 1995 nicht mit der Vorhersage der KKP-Theorie vereinbar.

Im Jänner 1999 wurden die Umrechnungskurse der auslaufenden nationalen Währungen gegenüber dem Euro unwiderruflich festgelegt, der Euro wurde als Buchgeld eingeführt und die

³ Die Berechnung des synthetischen EUR/USD-Wechselkurses beruht auf einem gewichteten Durchschnitt der Wechselkurse der Mitgliedstaaten im Euroraum und wurde von Thomson Reuters bereitgestellt.

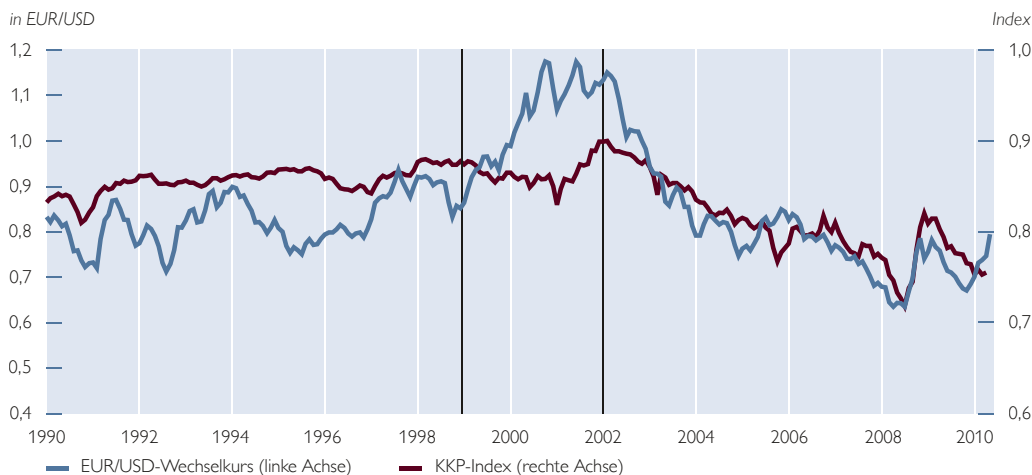
WWU trat somit in ihre dritte Stufe ein. Möglicherweise hat die Übertragung der geldpolitischen Kompetenz auf die EZB zum relativen Rückgang der europäischen Erzeugerpreise zwischen 1999 und 2001 beigetragen. Das hätte für eine Aufwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar in diesem Zeitraum gesprochen. Stattdessen war die Phase zwischen der Euro-Einführung im Jänner 1999 (als Buchgeld) und der tatsächlichen Euro-Bargeldeinführung im Jänner 2002 durch einen deutlichen Rückgang im Außenwert der gemeinsamen Währung (von rund 0,85 EUR/USD im Jänner 1999 auf fast 1,20 EUR/USD im Jahr 2001) gekennzeichnet. Im Herbst 2000 wurden von der EZB und der Fed mehrere koordinierte Deviseninterventionen vorgenommen, um der Abwertung des Euro Einhalt zu gebieten. Dies waren die bislang einzigen bekannten offiziell abgestimmten Interventionen, an denen die EZB beteiligt war. 2001 trugen die Rezession und die darauf folgende Disinflation in den USA dazu bei, dass sich der nominale Wechselkurs weiter an den KKP-Gleichgewichtskurs annäherte.

Im Jänner 2002 wurden die Euro-Banknoten und -Münzen als alleiniges gesetzliches Zahlungsmittel im Euro-Raum eingeführt. Seither war die Erzeugerpreis-inflation im Euroraum bedeutend niedriger als in den USA, was zu einem deutlichen Rückgang des vormals relativ konstanten Preisdifferenzials führte. Diese Entwicklung wurde von einem starken Wertzuwachs des Euro (von über 1,10 EUR/USD im Jänner 2002 auf rund 0,60 EUR/USD im Sommer 2008) begleitet, sodass das Ausmaß der Wechselkursverzerrungen im Hinblick auf das KKP-Gleichgewicht seit der Euro-Bargeldeinführung im Jahr 2002 abgenommen zu haben scheint. Seither ist der Euro-Kurs leicht gefallen. So kostete im Jahr 2009 1 USD durchschnittlich 0,70 EUR.

Vor dem Hintergrund bedeutender Wechselkursschwankungen in den letzten 20 Jahren kann der jüngste – von der griechischen Staatsschuldenkrise ausgelöste – Wertverlust des Euro gegenüber dem US-Dollar derzeit nicht als eine größere Abweichung vom KKP-Gleichgewicht gewertet werden. Zum Redaktionsschluss (Juni 2010) lag

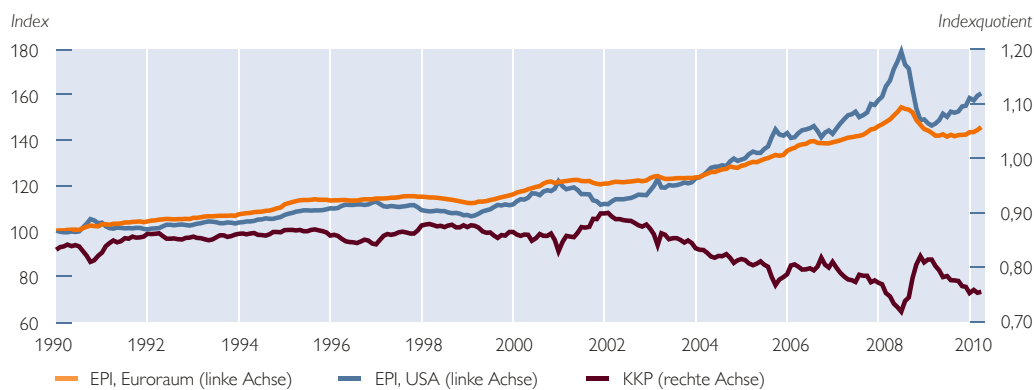
Grafik 1

EUR/USD-Wechselkurs und Kaufkraftparität (KKP)



Quelle: Eurostat, Fed, OeNB.

Erzeugerpreisindex (EPI) und Kaufkraftparität (KKP)



der EUR/USD-Wechselkurs geringfügig über dem historischen Durchschnittskurs.

2 KKP, Nichtlinearität und Wechselkurse: eine empirische Analyse

2.1 Daten

Für die empirische Analyse werden Monatsdaten für Wechselkurse und Preisindizes des Euroraums und der USA zwischen Jänner 1990 und Dezember 2009 verwendet. Der EUR/USD-Wechselkurs wird als der nominale Wechselkurs in Preisnotierung definiert, sodass ein Anstieg des Wechselkurses als eine nominale Abwertung des Euro interpretiert wird (bis Dezember 1998: synthetischer EUR/USD-Wechselkurs). Das Preisniveau wird als Erzeugerpreisindex (EPI) anstatt als Verbraucherpreisindex (VPI) definiert. Aufgrund des großen Gewichts der Dienstleistungen im VPI ist der Anteil von handelbaren und gehandelten Waren geringer als im EPI; darüber hinaus dürften die Erzeugerpreise weniger Verzerrungen durch Steuern

unterliegen als die Verbraucherpreise.⁴ Die EPI-Zeitreihen wurden für die Schätzung saisonal bereinigt.

Empirisch betrachtet gilt die KKP-Theorie dann, wenn der reale Wechselkurs $s_t - (p_t - p_t^*)$ stationär ist. Wenn s_t und $(p_t - p_t^*)$ jeweils nicht stationär sind, gilt die KKP in weiterem Sinn solange, wie s_t und $(p_t - p_t^*)$ integriert erster Ordnung sind ($I(1)$) und eine Linearkombination aus s_t und $(p_t - p_t^*)$ stationär ist, das heißt, wenn s_t und $(p_t - p_t^*)$ kointegriert sind. Erweiterte Dickey-Fuller-Tests auf die Nullhypothese einer Einheitswurzel (Unit Root) legen nahe, dass der nominale Wechselkurs und das Preisdifferential beide $I(1)$ sind und damit die Voraussetzungen für weitere Kointegrationsanalysen erfüllen.

2.2 Kointegration und kaufkraftparitätischer Wechselkurs

Existiert zwischen nicht stationären $I(1)$ -Zeitreihen ein langfristiges Gleichgewicht in Form einer Kointegrationsbeziehung, ist der adäquate Modellrahmen durch eine Fehlerkorrektur-

⁴ Der durchschnittliche monatliche EUR/USD-Wechselkurs stammt von Thomson Reuters (bis Dezember 1998: synthetischer EUR/USD-Wechselkurs). Die saisonal bereinigten monatlichen EPI-Werte stammen von der Fed für die USA und von der OECD für den Euroraum in seiner jeweiligen Zusammensetzung.

spezifikation (*Vector Error Correction – VEC*) gegeben (Engle und Granger, 1987). Fasst man den Wechselkurs und das Preisdifferenzial im Vektor $x_t = (s_t, (p_t - p_t^*))$ zusammen, ergibt sich das VEC-Modell aus

$$\begin{aligned} \Delta x_t &= \Gamma(0) + \sum_{j=1}^k \Gamma(j) \Delta x_{t-j} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \\ x_t &= [s_t, p_t - p_t^*]' \quad (2) \\ \varepsilon_t &= [\varepsilon_t^1, \varepsilon_t^2]': NID(0, \Sigma) \end{aligned}$$

wobei $\Gamma(0)$ ein Vektor der Konstanten ist, die Matrizen $\Gamma(j)$ die kurzfristigen Koeffizienten beinhalten und die Matrix $\Pi = \alpha\beta'$ die Elastizitäten des langfristigen Gleichgewichts (β) und die Anpassungsparameter (α) der Variablen s_t und $(p_t - p_t^*)$ zu diesem Gleichgewicht zusammenfasst. Die Anpassung des nominalen Wechselkurses an die KKP impliziert, dass das erste Element von α negativ sein muss. Was die statistische Belegbarkeit einer Kointegrationsbeziehung zwischen dem Wechselkurs und den relativen Preisen betrifft, fällt der Johansen-Kointegrationstest uneindeutig aus. Insbesondere variieren die Ergebnisse stark je nach den im Modell inkludierten deterministischen Elementen und der Wahl der Lag-Länge des Fehlerkorrekturterms. Insofern als die Nichtlinearität eine wichtige Rolle bei der Anpassung an das langfristige Gleichgewicht spielen dürfte, ist das Fehlen einer eindeutigen Kointegrationsbeziehung innerhalb der linearen Spezifikationen nicht überraschend. Daher wird, trotz der schwachen empirischen Hinweise auf eine Kointegrationsbeziehung, an der VEC-Spezifikation festgehalten. Die Schätzungen von Modell (2) werden in Tabelle 1 (erste Spalte) angeführt. Eine Vereinfachung

von (2) ergibt sich aus der Annahme, dass die KKP in ihrer theoretischen „Reinform“ gilt, das heißt mit der Einschränkung, dass der langfristige Parametervektor gleich $\beta = (1, -1)'$ ist.

Das Ergebnis des Likelihood-Tests in Tabelle 1 zeigt, dass die aus dem reinen KKP-Modell abgeleitete Restriktion durch die Daten nicht verworfen werden kann. Die geschätzten Anpassungskoeffizienten des Wechselkurses an die KKP sind bei beiden Modellspezifikationen negativ und marginal signifikant, was darauf hindeutet, dass eine gewisse Korrektur des nominalen Wechselkurses hin zum KKP-Gleichgewicht erfolgt. Mit Halbwertszeiten zwischen 3,2 Jahren im nicht restringierten und 2,6 Jahren im restringierten Modell verläuft diese Anpassung jedoch sehr langsam.⁵ Dieses Ergebnis deckt sich weitgehend mit jenen der besprochenen empirischen Literatur, in der im Rahmen von linearen Modellen Halbwertszeiten zwischen drei und fünf Jahren gefunden werden (Rogoff, 1996).

Interessanterweise ergeben sich keine Hinweise auf eine deutliche Transmission von Wechselkurseffekten zwischen dem Euroraum und den USA, da die Daten die Hypothese, wonach sich die relativen Preise an den Wechselkurs anpassen, nicht bestätigen. Die Tatsache, dass sowohl der Euroraum als auch die USA große und relativ geschlossene Volkswirtschaften sind, spricht ebenfalls intuitiv dafür, dass Wechselkursschwankungen nur geringe Auswirkungen auf das Preisniveau haben. Aus ökonometrischer Sicht ist das Preisdifferenzial gegenüber dem Wechselkurs schwach exogen. Dies könnte als Rechtfertigungsgrund betrachtet werden, univariate Spezifi-

⁵ Die Schätzung der Halbwertszeit, die der geschätzten Zeit entspricht, die der Wechselkurs zur Korrektur der halben Abweichung vom Gleichgewichtskurs benötigt, erfolgt durch: $\hat{h} = \frac{\log(2)}{-\hat{\alpha}_s}$

Tabelle 1

Kointegrationsvektoren, Anpassungskoeffizienten und Halbwertszeiten langfristiger Abweichungen – Lineare Modelle

	(1)	(2)
Langfristige Elastizität	2,576 (1,148)	1,000 unter der Annahme $\beta = (1, -1)$
Anpassungsparameter des Wechselkurses ($\alpha_\$$)	-0,018 (0,013)	-0,021 (0,013)
Anpassungsparameter des Preisdifferenzials (α_{p-p^*})	0,006 (0,005)	0,002 (0,004)
Halbwertszeit der Abweichung von der KKP (in Jahren)	3,2	2,6
Likelihood-Ratio-Test für $\beta = (1, -1)$	1,061	
p-Wert	0,302	

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Standardfehler sind in Klammern angegeben. Anzahl der Beobachtungen: 238. Der Kointegrationsvektor in Spalte (2) wurde als $(1, -1)$ angenommen.

kationen zur Modellierung zu verwenden. Nichtsdestoweniger wird in der vorliegenden Studie an einem bivariaten Vektormodell festgehalten: Einerseits berücksichtigt das Modell den unabhängigen Einfluss vergangener und aktueller Bewegungen des Preisdifferenzials und des nominalen Wechselkurses auf den aktuellen Wechselkurs und schließt dadurch den Fall ein, in dem nur der reale Wechselkurs von seinem eigenen Verlauf abhängt. Andererseits ist eine Spezifikation für die Dynamik der relativen Preise erforderlich, da in der vorliegenden Studie Out-of-Sample-Wechselkursprognosen von besonderem Interesse sind.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die hohe Persistenz der Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht, die sich in der langsamen Anpassung zur KKP ausdrückt, die Verwendung einer nichtlinearen Modellspezifikationen nahelegt.

2.3 Schwelleneffekte und nicht-lineare Anpassung an die KKP

Folgt man den Ausführungen von Heckscher (1916) und Taylor (2001), wonach die Tendenz des nominalen

Wechselkurses zum KKP-Gleichgewicht vom Grad der Abweichung abhängen dürfte, ist zu erwarten, dass lineare Modelle die Anpassungsgeschwindigkeit tendenziell unterschätzen, was durch eine explizite Modellierung des nichtlinearen Anpassungsprozesses verhindert werden kann. Ein einfacher Ansatz zur Berücksichtigung von Heckschers Band-of-Inaction-Theorie besteht darin, die Abweichungen des Wechselkurses vom KKP-Gleichgewicht in Regime einzuteilen – starke Abweichung nach unten, geringe Abweichung, starke Abweichung nach oben – und eventuelle Unterschiede in der Anpassungsgeschwindigkeit für jedes einzelne dieser Regime zu untersuchen.

Solche sogenannten Schwellenwertmodelle werden häufig zur Darstellung nichtlinearer Anpassungsprozesse in makroökonomischen Zeitreihen verwendet. Allgemeine autoregressive Schwellenwertmodelle wurden zuerst von Tong (1993) eingeführt; der Sonderfall der Schwellenwertkointegration wurde von Balke und Fomby (1997) formuliert. Um die nichtlineare Anpassung an das langfristige Gleichgewicht darzustellen, wird das folgende Schwellenwertmodell

lenwert-VEC (*Threshold VEC* – T-VEC)-Modell eingeführt:

$$\begin{aligned} \Delta x_t = & \Gamma(0) + \sum_{j=1}^k \Gamma(j) \Delta x_{t-j} + \\ & + \alpha_1 \beta' x_{t-1} I(\beta' x_{t-1} < \theta_1) + \\ & + \alpha_2 \beta' x_{t-1} I(\beta' x_{t-1} > \theta_2) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

wobei θ_1 und θ_2 , $\theta_1 < \theta_2$, die Schwellenwerte darstellen, die die drei Regime abgrenzen. $I(\cdot)$ ist die Indikatorfunktion, die bei wahren Aussagen den Wert 1 annimmt und anderenfalls 0 ist. Im mittleren Regime ($\theta_1 < \beta' x_{t-1} < \theta_2$), das heißt innerhalb des Band-of-Inaction, findet keine Anpassung an das KKP-Gleichgewicht statt, und das VEC-Modell ist im Grunde ein VAR-Modell in ersten Differenzen. Wenn die Abweichung vom Gleichgewichtskurs sich jedoch außerhalb des Band-of-Inaction bewegt, setzt der Anpassungsprozess ein, und zwar mit einer Geschwindigkeit, die von der Größe der Variablen α_1 bei Unterschreitungen und der Variablen α_2 bei Überschreitungen des Band-of-Inaction bestimmt wird.

Dank dieser Spezifikation können die aus der ökonomischen Theorie abgeleiteten nichtlinearen Verläufe explizit berücksichtigt werden, wobei erwartet wird, dass die Anpassungsgeschwindigkeit für ausreichend große Abweichungen vom KKP-Gleichgewicht höher ist als die durchschnittliche Geschwindigkeit für alle Abweichungen aus dem linearen Modell.

Die im linearen Modell aufgezeigte eingeschränkte Kointegrationsbeziehung wird für die Schätzung der nichtlinearen Spezifikation weiterhin als $\beta = (1, -1)'$ angenommen. In weiterer Folge werden die Schwellenwerte, die das Band-of-Inaction definieren, durch eine Rastersuche über alle möglichen Paare von Schwellenwerten bestimmt, wobei jenes Paar ausgewählt wird, für das die Fehlerquadratsumme für Gleichungssystem (2) minimiert wird.

Um zu vermeiden, dass Regime mit zu wenigen Beobachtungen entstehen und um ein relevantes Band-of-Inaction zu definieren, wird festgelegt, dass mindestens 10 % der Beobachtungen in den äußeren Regimen und mindestens 30 % innerhalb des mittleren Regimes liegen müssen.

Die Schätzergebnisse des T-VEC-Modells sind in Tabelle 2 abgebildet, und das geschätzte Band-of-Inaction wird in Grafik 3 dargestellt. Es wird deutlich, dass das mittlere Regime im Vergleich zu den äußeren Regimen sehr groß ist, was bedeutet, dass der Anpassungsmechanismus während des Schätzzeitraums nur auf wenige, große Abweichungen vom Gleichgewicht gewirkt hat. Die geschätzten Schwellenwerte sind in Bezug auf den KKP-Gleichgewichtskurs (definiert als Mittelwert des realen Wechselkurses im gesamten Beobachtungszeitraum) symmetrisch. Ferner ist die geschätzte Anpassungsgeschwindigkeit wie erwartet in beiden äußeren Regimen höher als im linearen Modell, obgleich die Abwärts- im Vergleich zur Aufwärtskorrektur statistisch nicht signifikant erscheint. Das zeigt sich auch in der Struktur der Daten: Während das untere Regime von einigen kurzlebigen Abweichungen gekennzeichnet ist, findet sich im oberen Regime eine einzelne längerfristige Abweichung, die den Zeitraum von 2000 bis 2002 umfasst.

Schlussendlich werden auch Nichtlinearitätstests im Sinn von Hansen (1996) sowie Hansen und Seo (2002) durchgeführt, wobei die Likelihood des linearen Modells gegen jene des T-VEC-Modells getestet wird. Mangels einer theoretischen Verteilung für das nichtlineare Modell wird die empirische Verteilung der Likelihood-Statistik durch ein Bootstrap-Verfahren ermittelt. Das Testergebnis spricht gegen

Tabelle 2

Anpassungskoeffizienten, Schwellenwerte und Halbwertszeiten langfristiger Abweichungen – T-VEC-Modell

	$\beta x_{t-1} < \theta_1$	$\beta x_{t-1} > \theta_2$
	Unteres Regime	Oberes Regime
Anpassungsparameter des Wechselkurses ($\alpha_\$$)	-0,038 (0,014)	-0,054 (0,062)
Anpassungsparameter des Preisdifferenzials (α_{p-p^*})	-0,002 (0,006)	0,008 (0,020)
Halbwertszeit der Abweichung von der KKP (in Jahren)	1,5	1,1
θ_1		-0,129
θ_2		0,131
Likelihood-Ratio-Test für Linearität		4,999
p-Wert (Bootstrap)		0,050

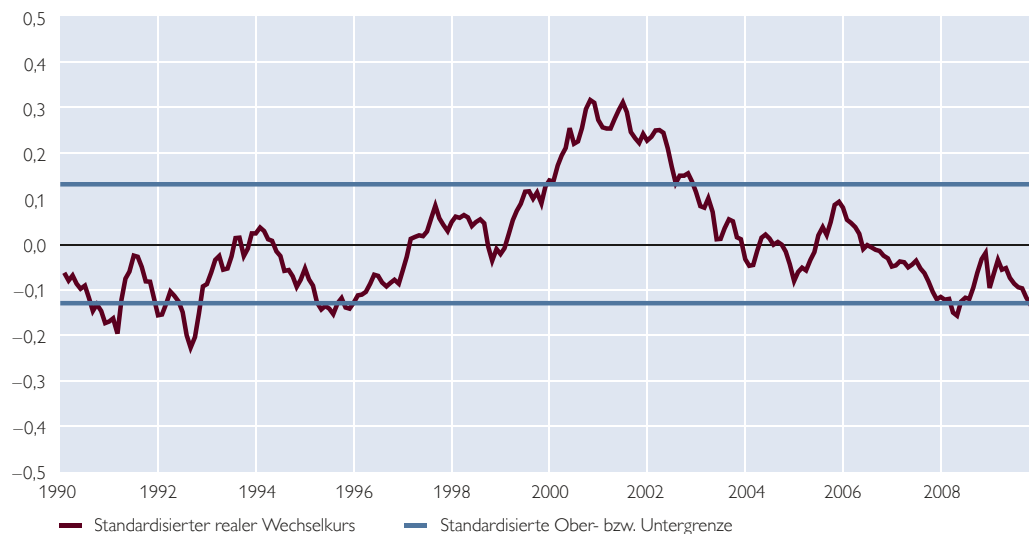
Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Standardfehler sind in Klammern angegeben. Anzahl der Beobachtungen: 238. Der Kointegrationsvektor wurde wie in Tabelle 1, Spalte (2) als (1, -1) angenommen.

Grafik 3

Realer Wechselkurs und Bands-of-Inaction

Index (um den Mittelwert standardisiert)



Quelle: Eurostat, Fed, Thomson Reuters, eigene Berechnungen.

die lineare Spezifikation und bestätigt das Schwellenwertanpassungsmodell.

Die Halbwertszeiten der Abweichungen, die nun als Anpassungsgeschwindigkeit an das Band-of-Inaction interpretiert werden, sind im Vergleich zu linearen Modellen nunmehr deutlich kürzer und deuten darauf hin, dass sich

die Hälfte des Abstands zwischen dem Wechselkurs und dem Band-of-Inaction in rund einem bis eineinhalb Jahren schließt.

Alternative Schätzungen anhand von Single-Threshold-Modellen mit unterschiedlichen Anpassungsgeschwindigkeiten für positive und negative Ab-

weichungen (d.h. ohne mittleres Regime) bestätigen eine signifikante Tendenz zum KKP-Gleichgewicht für negative Abweichungen, während derartige Anpassungen bei positiven Abweichungen statistisch insignifikant sind. Da ein positiver Fehlerkorrekturterm einer Unterbewertung des Euro in Bezug auf das KKP-Gleichgewicht entspricht, ist aus der Asymmetrie des Anpassungsprozesses zu schließen, dass Wechselkursentwicklungen leichter prognostizierbar sind, wenn der Euro in Bezug auf das KKP-Gleichgewicht überbewertet ist. Im folgenden Prognoseexperiment wird diese Hypothese überprüft.

3 Rolle nichtlinearer Anpassung an die KKP für die Prognose von Wechselkursentwicklungen

Es stellt sich die Frage, ob die nachgewiesene Nichtlinearität zur Verbesserung politischer Empfehlungen beitragen kann, da Wechselkursbewegungen in nichtlinearen Modellen präziser vorhergesagt werden können, als dies unter der Verwendung von linearen Modellen möglich ist. Zu diesem Zweck wird eine Out-of-Sample-Prognose erstellt, anhand der die Prognosegüte des T-VEC-Modells zur Erfassung von Wechselkursbewegungen mit dem linearen VEC-Modell verglichen wird.

Die Prognose wird folgendermaßen durchgeführt: Unter Verwendung der Daten bis 1999 werden die Schwellenwerte des nichtlinearen Modells geschätzt. Mittels dieses T-VEC-Modells und des linearen VEC-Modells wird der EUR/USD-Wechselkurs für den Zeitraum Jänner 2000 bis Dezember 2001 prognostiziert. Zur Bewertung der Prognose wird der mittlere quadratische Prognosefehler (*Root Mean Squared Prediction Error – RMSE*) für jeden Prognosehorizont zwischen einem Monat und zwei Jahren berechnet. Danach

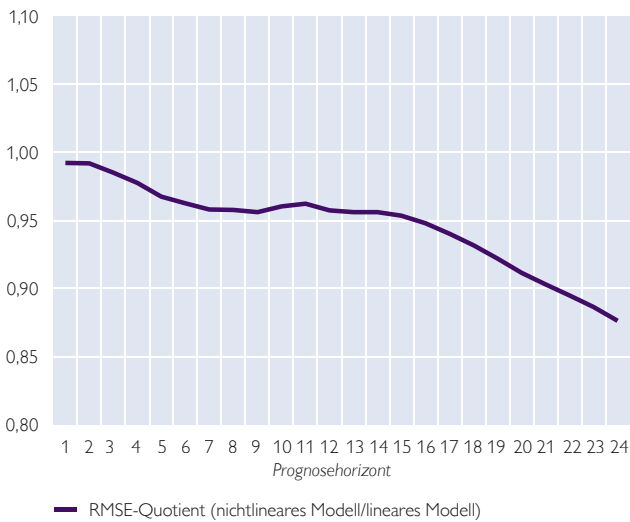
werden die für Jänner 2000 beobachteten Werte dem Schätzsample hinzugefügt und die Prognose neu berechnet. Dies wird solange wiederholt, bis das Ende des Samples erreicht ist und der durchschnittliche RMSE sowohl für das lineare als auch das nichtlineare Modell für jeden Prognosehorizont ermittelt wurde. Außerdem wird die Prognoseleistung des Modells dahingehend bewertet, ob die vorhergesagte Richtung der Wechselkursbewegungen den tatsächlichen Bewegungen entspricht. Die durchschnittliche Trefferquote wird in der Statistik der Änderungsrichtung (*Direction of Change – DOC*) zusammengefasst.

Grafik 4 zeigt den RMSE-Quotienten, das heißt RMSE des T-VEC-Modells geteilt durch RMSE des linearen VEC-Modells. Der RMSE-Quotient ist für alle Prognosezeiträume kleiner als 1, was bedeutet, dass die Vorhersagequalität des T-VEC-Modells in jedem Fall besser ist als die des linearen VEC-Modells. Darüber hinaus nimmt der RMSE-Quotient bei zunehmender Länge des Prognosezeitraums weiter ab, woraus geschlossen werden kann, dass die Überlegenheit des T-VEC-Modells bei längerfristigen Prognosezeiträumen stärker zutage tritt. Die Verbesserung der Prognosequalität beträgt bei einjährigen Prognosezeiträumen rund 5% und bei zweijährigen Betrachtungsperioden 15%. Abschließend wird ein Diebold-Mariano-Test zur Überprüfung der statistischen Signifikanz dieses Ergebnisses durchgeführt. Der Test zeigt statistisch signifikante Verbesserungen der Prognoseleistung durch das T-VEC-Modell bei über 18-monatigen Prognosezeiträumen und marginal signifikante Verbesserungen für Prognosezeiträume zwischen vier und zehn Monaten. Weiters zeigt Grafik 4 die DOC-Statistik beider Modelle für die 24 Prognosehorizonte zwischen einem Monat und

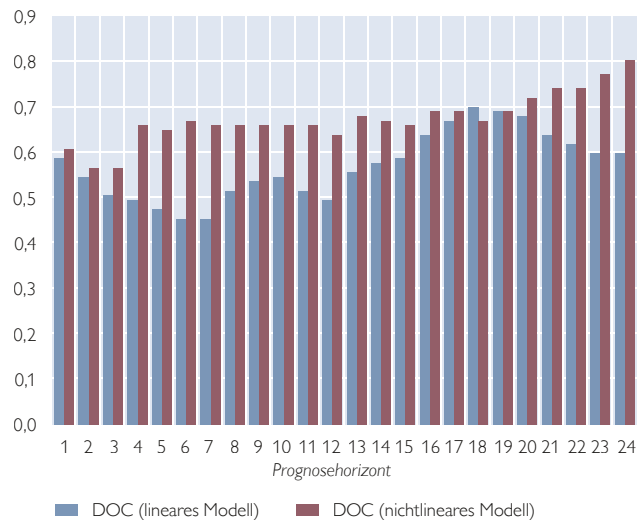
Grafik 4

Out-of-Sample-Prognoseleistung

Quotient der mittleren quadratischen Prognosefehler (RMSE)



Statistik der Änderungsrichtung (DOC)

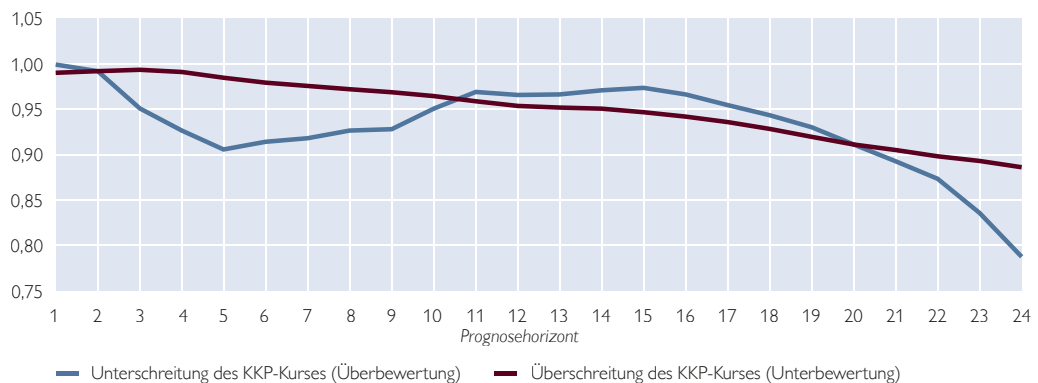


Quelle: Eigene Berechnungen.

Grafik 5

Out-of-Sample-Prognoseleistung nach Subsample

RMSE-Quotient (nichtlineares Modell/lineares Modell)



Quelle: Eigene Berechnungen.

zwei Jahren. Mit Ausnahme der Prognosezeiträume von rund eineinhalb Jahren, für die die Aussagekraft beider Modelle sehr ähnlich ist, übertrifft das T-VEC-Modell die lineare Spezifikation deutlich, insbesondere für Zeiträume von vier bis zwölf und mehr als 20 Monaten.

Um herauszufinden, worin die Verbesserungen der Prognoseleistung des

nichtlinearen Modells bestehen, wird der RMSE-Quotient innerhalb zweier Untergruppen berechnet, die sich darin unterscheiden, ob der nominale Wechselkurs hinsichtlich des KKP-Gleichgewichts über- oder unterbewertet erscheint. Obwohl das T-VEC-Modell hinsichtlich seiner Prognosequalität für beide untersuchte Untergruppen überlegen ist, zeigen die Ergebnisse in

Grafik 5, dass es zwischen den Untergruppen interessante Unterschiede gibt.

Besonders große Verbesserungen zeigten sich in Phasen der Überbewertung des Euro (Abweichungen unterhalb des KKP-Kurses), insbesondere für drei- bis neunmonatige sowie für sehr langfristige Prognosen. Da Abweichungen im unteren Regime tendenziell schnell in Richtung des Band-of-Inaction korrigiert werden, signalisieren diese Ergebnisse, dass die nichtlineare Spezifikation die Modellierung und Prognose des EUR/USD-Wechselkurses besonders dann verbessern kann, wenn der Euro gegenüber dem KKP-Gleichgewichtskurs überbewertet ist.

4 Schlussfolgerungen und Gebiete für weiterführende Forschungsarbeiten

In der vorliegenden Studie wird die Verwendung eines einfachen nichtlinearen Modells (in Form eines Schwellenwert-VEC-Modells) für die Abbildung der Anpassung des EUR/USD-Wechselkurses an den KKP-Gleichgewichtskurs angeregt. Die öko-

nometrischen Ergebnisse zeigen, dass die Daten das Vorhandensein von Nichtlinearitäten im Anpassungsprozess deutlich belegen. Weiters wird gezeigt, dass durch die nichtlineare Modellierung signifikante Verbesserungen der Out-of-Sample-Prognosegüte für den EUR/USD-Wechselkurs erzielt werden können. Diese Ergebnisse implizieren, dass Träger geldpolitischer Entscheidungen zukünftige Wechselkursbewegungen besser einschätzen könnten, wenn sie ihre Annahmen auf solche nichtlineare Modellspezifikationen stützten.

Freilich wird mit der in dieser Studie vorgeschlagenen Spezifikation nur eine von verschiedenen Möglichkeiten beschrieben, nichtlineare Anpassungen des Wechselkurses an den Gleichgewichtskurs zu berücksichtigen. Ein Vergleich von Schwellenwertmodellen, wie dem hier vorgeschlagenen, mit anderen nichtlinearen Modellen, die fließende Übergänge zulassen oder nicht parametrische Methoden verwenden, stellt ein vielversprechendes Forschungsziel für weiterführende Arbeiten in diesem Bereich dar.

Literaturverzeichnis

- Balke, N. S. und T. B. Fomby. 1997.** Threshold Co-Integration. In: *American Economic Review* 38(3). 627–645.
- Crespo Cuaresma, J. und J. Hlouskova. 2005.** Beating the Random Walk in Central and Eastern Europe. In: *Journal of Forecasting* 24(3). 189–201.
- Engle, R. F. und C. W. J. Granger. 1987.** Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. In: *Econometrica* 55(2). 251–276.
- Granger, C. W. J. und T. Teraesvirta. 1993.** *Modelling Non-linear Economic Relationships. Advanced Texts in Econometrics.* Oxford University Press.
- Hansen, B. E. 1996.** Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis. In: *Econometrica* 64(2). 413–430.
- Hansen, B. E. und B. Seo. 2002.** Testing for Two-Regime Threshold Co-Integration in Vector Error-Correction Models. In: *Journal of Econometrics* 110. 293–318.
- Heckscher, E. F. 1916.** Vaxelkursens Grundval vid Pappersmyntfot. In: *Ekonomisk Tidskrift* 18. 309–312.
- Johansen, S. 1996.** *Likelihood-based Inference in Co-integrated Vector Autoregressive Models.* Oxford University Press.
- Juselius, K. 2006.** *The Co-integrated VAR Model. Methodology and Applications. Advanced Texts in Econometrics.* Oxford University Press.
- Kilian, L. und M. P. Taylor. 2001.** Why Is it so Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates? In: *American Economic Review* 42(4). 1015–1042.
- Lo, M. und E. Zivot. 2001.** Threshold Co-Integration and Non-linear Adjustment to the Law of One Price. In: *Macroeconomic Dynamics* 5. 533–576.
- Mooslechner, P. 2008.** Fundamentally Lost? On the Role of Fundamentals in Exchange Rate Economics in History and Theory. In: Liebscher, K., J. Christl, P. Mooslechner und D. Ritzberger-Grünwald (Hrsg.). 2008. *Currency and Competitiveness in Europe.* 65–81.
- Obstfeld, M. und A. M. Taylor. 1997.** Non-linear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited. In: *Journal of the Japanese and International Economies* 11(4). 441–479.
- O'Connell, P. G. J. und S. J. Wei. 1997.** The Bigger They Are, The Harder They Fall: How Price Differences Across U.S.-Cities Are Arbitrated. NBER Working Paper 6089.
- Rogoff, K. 1996.** The Purchasing Power Parity Puzzle. In: *Journal of Forecasting* 34. 647–668.
- Sarno, L. und A. M. Taylor. 2009.** *The Economics of Exchange Rates.* Cambridge University Press (7. Auflage).
- Taylor, A. M. 2001.** Potential Pitfalls for the Purchasing-Power-Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean-Reversion Tests of the Law of One Price. In: *Econometrica* 69(2). 473–498.
- Taylor, M. P. und D. A. Peel. 2000.** Non-linear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals. In: *Journal of International Money and Finance* 19. 33–53.
- Taylor, M. P., D. A. Peel und L. Sarno. 2001.** Non-linear Mean-reversion in Real Exchange Rates: Toward a Solution of the Purchasing-Power-Parity Puzzles. In: *American Economic Review* 42(4). 1015–1042.
- Tong, H. 1993.** *Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach.* In: *Oxford Statistical Science Series* 6.