

Erwartungsbildung im Dollar/Euro Devisenmarkt

Georg Stadtman, Michael Frenkel und Jan-Christoph Rülke*

WHU Otto Beisheim School of Management

Dieser Beitrag untersucht, wie die Teilnehmer am Devisenmarkt ihre Wechselkurserwartungen bilden. Grundlage der Untersuchung ist ein Datensatz, der aus halbjährlichen Umfragen des Wall Street Journals stammt. Hierbei überprüft die Studie, ob die Teilnehmer rationale Erwartungen bilden. Ferner analysiert sie, ob die Gruppe der Prognostiker als homogen oder heterogen einzustufen ist. Die Ergebnisse der Untersuchung deuten darauf hin, dass einige Prognostiker einer Verzerrung in ihrer Erwartungsbildung unterliegen, während dies für andere nicht nachgewiesen werden kann. Somit ist der Erwartungsbildungsprozess nicht für alle Prognostiker identisch, da erhebliche Heterogenitäten existieren.

Keywords: Foreign Exchange Market, Forecast Bias, Random Walk
JEL-Codes: F31, D84, C33

1 Motivation

Traditionelle makroökonomische Modelle offener Volkswirtschaften sind i.d.R. nicht geeignet, kurz- bis mittelfristige Wechselkursprozesse zu erklären oder gar zu prognostizieren (MEESE/ROGOFF 1983, NEELY/SARNO 2002, KILIAN/TAYLOR 2003). Allerdings hat die negative empirische Evidenz nicht zu einer Falsifizierung dieser makroökonomischen Modelle geführt. Vielmehr steht einer endgültigen Falsifizierung stets das Problem der zweifachen Hypothese gegenüber, gemäss dem sich nicht unterscheiden lässt, ob das zu Grunde liegende makroökonomische Modell falsch ist oder ob die Erwartungsbildung der Finanzmarktakteure in Bezug auf den Wechselkursprozess nicht rational erfolgt.

Eine weitere Annahme traditioneller makroökonomischer Modelle besteht darin, dass die Finanzmarktakteure in der Regel als homogene Gruppe modelliert werden. Die Modellierung eines repräsentativen Agenten steht jedoch in einem eklatanten Widerspruch zu den Ergebnissen einiger empirischer Untersuchungen, in denen die Devisenmarktakteure mittels eines Fragebogens bezüglich ihres Erwartungsbildungsprozesses bzw. des zur Wechselkursprognose eingesetzten Modelles befragt werden (siehe z. B. ALLEN/

* Wir bedanken uns bei ISABELL KOSKE, der Herausgeberin und einem Gutachter für wertvolle Hinweise zur Überarbeitung unseres Manuskripts. GEORG STADTMANN bedankt sich bei der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) für die finanzielle Unterstützung im Rahmen des Projektes «Wechselkursänderungserwartungen» (STA 987/2-1).

TAYLOR 1990 und MENKHOFF 1997).¹ In diesen Umfragen wurde häufig darauf abgestellt, welches Gewicht die Fundamentalanalyse im Vergleich zur Chartanalyse für die verschiedenen Prognosehorizonte einnimmt. Als stilisiertes Faktum dieser Befragungen lässt sich festhalten, dass in der Wechselkursprognose für die kurze Frist eher die Chartanalyse eingesetzt wird, während für die lange Frist die Fundamentalanalyse dominiert. Seit Beginn der 90er Jahre wurde damit begonnen, von der Annahme des repräsentativen Agenten abzuweichen, indem verschiedene Gruppen von Finanzmarktakteuren modelliert wurden, die jeweils einem anderen Erwartungsbildungsprozess unterliegen. So experimentieren beispielsweise DEGRAUWE et al. (1993) sowie WESTERHOFF (2003) mit Fundamentalisten und Chartisten in einem nicht-linearen Modell-Setup. DELONG et al. (1990) setzen in ihrem Modellrahmen rationale Agenten, informierte Händler und so genannte positive Feedback Trader ein, welche sich in ihrer Prognose an der Assetpreisentwicklung der Vergangenheit orientieren. Diese Modellklasse hat sich in der Literatur als *Noise-Trader* Modelle etabliert. Der Noise-Trader-Ansatz wurde unlängst von JEANNE/ROSE (2002) in einem makroökonomischen Modellrahmen eingesetzt.

Im vorliegenden Beitrag wird eine Umfrage unter Ökonomen im Wall Street Journal (WSJ) dazu verwendet, um der Frage nachzugehen, welche Modelle in der Wechselkursprognose eingesetzt werden. Hiermit lässt sich auch überprüfen, ob der Erwartungsbildungsprozess rational abläuft oder ob Verzerrungen existieren, die den Erwartungsbildungsprozess systematisch beeinflussen.

Ein grosser Vorteil des WSJ-Datensatzes besteht darin, dass die Wechselkursprognose einer grossen Anzahl von Individuen beobachtet werden kann und nicht nur der Mittelwert oder der Median veröffentlicht wird. Die Beobachtbarkeit individueller Erwartungen unterscheidet diesen Datensatz, von z. B. dem Reuters-Datensatz der von LEITNER, SCHMIDT und BOFINGER (2003) analysiert wird. Dieses Charakteristikum ermöglicht es, dass nicht nur die Zeitreiheneigenschaften des Datensatzes, sondern auch die Querschnittsvariabilität analysiert werden kann. Folglich werden in der nachfolgenden Untersuchung panelökonometrische Methoden eingesetzt. Die Existenz personenspezifischer Erwartungen erlaubt ausserdem eine Untersuchung, ob die Gruppe der Prognostiker als homogene oder heterogene Gruppe angesehen werden kann.

1 Siehe auch die Arbeiten von TAYLOR/ALLEN (1992) und FRANKEL/FROOT (1990). Zu jüngeren Arbeiten siehe auch MENKHOFF (1998, 2001), CHEUNG/WONG (2000) und CHEUNG/CHINN (2001).

Die vorliegende Studie ist wie folgt strukturiert: Der nächste Abschnitt erläutert die Eigenschaften des WSJ-Datensatzes mittels deskriptiver Statistik. Der dritte Abschnitt analysiert, ob der Erwartungsbildungsprozess als rational bezeichnet werden kann. Ferner wird überprüft, ob im Erwartungsbildungsprozess die Wechselkursentwicklung der Vergangenheit eine Rolle spielt. Ausserdem wird untersucht, ob die Gruppe der Prognostiker als homogen oder heterogen einzustufen ist. Der vierte Abschnitt fasst die wesentlichen Ergebnisse zusammen.

2 Beschreibung des WSJ-Datensatzes

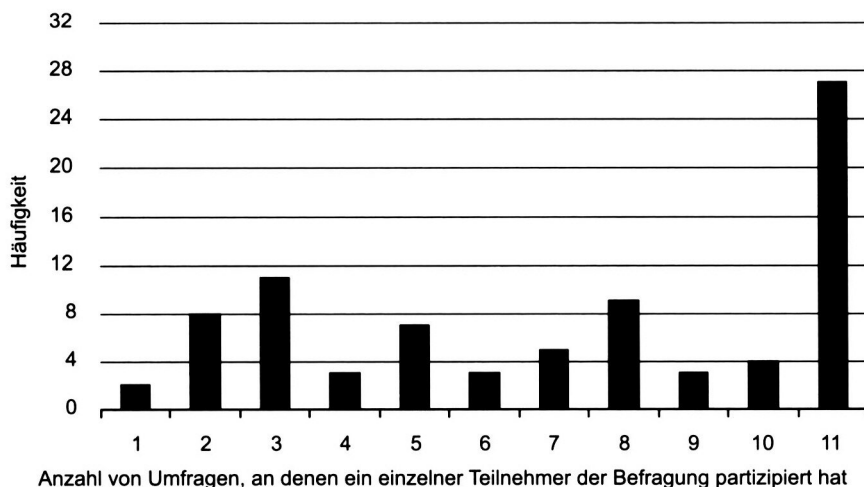
Die Wechselkursprognosen, die der Untersuchung dieses Beitrags zu Grunde liegen, stammen von einer im halbjährlichen Rhythmus durchgeführten Umfrage des WSJ. Im Jahr 1981 wurde diese Umfrage zum ersten Mal durchgeführt. Sie konzentrierte sich zunächst auf die Erwartungen in Bezug auf kurz- und langfristige U.S.-Zinssätze. Während zu Beginn der Umfrage die Anzahl der Befragten mit zwölf Teilnehmern noch relativ gering war, stieg die Teilnehmerzahl im Zeitablauf auf über 50 Ökonomen an. Im Laufe der Zeit vergrösserte sich nicht nur der Teilnehmerkreis, sondern auch die Anzahl der zu prognostizierenden makroökonomischen Grössen. So werden beispielsweise Fragen zu den Erwartungen in Bezug auf die Inflationsrate in den USA und das amerikanische Wachstum des Bruttoinlandsprodukts gestellt. Seit Juli 1999 wird auch der prognostizierte USD/Euro Wechselkurs abgefragt. Dies ist jene Variable, die der Untersuchung des vorliegenden Beitrags zu Grunde liegt.

Der WSJ Datensatz wurde bereits in einigen anderen Untersuchungen eingesetzt, wobei der Fokus der Untersuchung i. d. R. auf jenen makroökonomischen Variablen lag, mit denen die WSJ-Umfrage im Jahr 1981 begonnen hatte (Zinsen der T-Bill Rate sowie der 30-jährigen U.S.-Staatsanleihe). Die Studie von GREER (2003) konzentriert sich beispielsweise auf die Ein-Jahres-Prognose für die 30-jährige amerikanische Staatsanleihe. Diese Studie analysiert, ob die Prognostiker in der Lage sind, die Richtung der Zinsveränderung zu antizipieren und findet Hinweise dafür, dass dies tatsächlich der Fall ist. CHO/HERSCH (1998) analysieren, ob gewisse persönliche Merkmale der Prognostiker die Güte der Prognose – gemessen an der Grösse des Fehlers und der Verzerrung, letztere gemessen an der Richtung des Vorhersagefehlers – erklären. Während keine persönlichen Merkmale die Güte der Prognose zu beeinflussen scheinen, erklären andere Charakteristika – insbesondere eine etwaig existierende berufliche Erfahrung mit dem

Federal Reserve System – die Verzerrung in den Prognosen. KOLB/STREKLER (1996) untersuchen, ob ein Konsens zwischen den einzelnen Prognostikern existiert. In die gleiche Richtung zielt die Untersuchung von GULKO (2004), obwohl diese Analyse wiederum nur auf die Zinsvariablen der WSJ-Umfrage beschränkt ist. EISENBEIS, WAGGONER und ZHA (2002) stellen zur Diskussion, ob die vom WSJ verwendete Methode zur Erstellung eines Rankings adäquat ist. Da das WSJ den Erfolg der einzelnen Prognostiker anhand der Summe der gewichteten prozentualen Abweichungen der Prognose vom später realisierten Wert aller makroökonomischen Variablen festmacht, vernachlässigt diese Methode die Zusammenhänge zwischen den einzelnen makroökonomischen Variablen.

Die vorliegende Studie stellt den Erwartungsbildungsprozess in Bezug auf den USD/Euro Wechselkurs in den Vordergrund der Analyse und schliesst elf Prognosezeitpunkte (Juli 1999 – Juli 2004) in die Analyse ein. Da die Umfrage alle sechs Monate stattfindet und auch die Prognose für einen Sechsmonatszeitraum erfolgt, überschneiden sich die Erhebungs- und Prognosezeiträume nicht.

Abbildung 1 Häufigkeit der Teilnahme an den WSJ-Umfragen

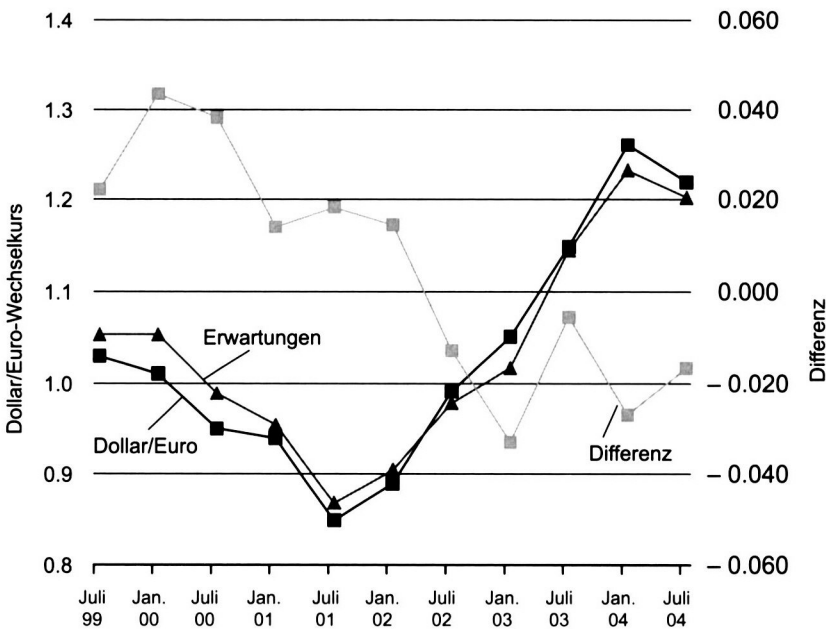


Insgesamt beteiligten sich 82 Befragte an den elf Umfragen. Abbildung 1 gibt eine Übersicht zur Häufigkeit, mit der die Befragten an den verschiedenen Umfragen teilgenommen haben. So haben beispielsweise 27 Ökonomen an allen elf Umfragen teilgenommen und lediglich zwei Ökonomen

haben nur an einer Umfrage partizipiert. Da sich ein Fokus dieses Papiers auf die Zeitreiheneigenschaften des zu Grunde liegenden Datensatzes bezieht, werden nur jene Ökonomen in die Analyse einbezogen, die an mindestens sieben Umfragen teilgenommen haben. In der folgenden Analyse werden somit Daten von 48 verschiedenen Ökonomen berücksichtigt. Somit gehen 471 Datenpunkte in die Analyse ein.

3 Erwartungsbildung und Wechselkursprozess

Abbildung 2 Dollar/Euro-Wechselkursentwicklung und Wechselkurserwartungen



Hinweis: Dollar Euro Wechselkurs (S_t) und der Mittelwert der Wechselkurserwartungen ($\bar{E}_t[S_{t+1}]$) werden gegenüber der linken Achse abgetragen. Die Differenz zwischen dem Mittelwert der Wechselkurserwartungen und dem Wechselkurs ($\bar{E}_t[S_{t+1}] - S_t$) wird gegenüber der rechten Achse abgetragen.

Abbildung 2 illustriert die Wechselkurserwartung und die Wechselkursentwicklung. Die Linie mit Vierecken kennzeichnet die Wechselkursentwicklung des Dollars gegenüber dem Euro (S_t). Die Linie mit Dreiecken

kennzeichnet den Mittelwert für den jeweils folgenden 6-Monatshorizont zum jeweiligen Zeitpunkt ($\bar{E}_t[S_{t+1}]$). Abbildung 2 verdeutlicht, dass der Mittelwert der Wechselkursprognose dem aktuellen Wechselkurs folgt, wobei im Zeitablauf jedoch auch kleinere oder grössere Abweichungen auftreten. Abbildung 2 zeigt auch die Differenz zwischen dem Mittelwert der Wechselkurserwartungen und dem Wechselkurs (links oben beginnende helle Linie).

3.1 Unverzerrtheit

In einem ersten Schritt wird untersucht, ob die Erwartungsbildung der befragten Ökonomen als rational bezeichnet werden kann. In der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur werden i. d. R. zwei verschiedene Kriterien zur Beurteilung der Rationalität der Erwartungsbildung herangezogen. Einerseits handelt es sich dabei um das Kriterium der Unverzerrtheit. Diese liegt vor, wenn die Wechselkursprognose einen unverzerrten Prediktor der zukünftigen Wechselkursveränderung darstellt. Andererseits wird im Rahmen der so genannten Orthogonalitätsbedingung überprüft, ob sich der im Zeitpunkt $t+1$ realisierte Prognosefehler systematisch durch Informationen erklären lässt, welche bereits zum Zeitpunkt der Prognose (t) bekannt waren. Wäre dies der Fall, so wäre dies ein Indiz, dass nicht alle verfügbaren Informationen mit dem entsprechenden Gewicht in der Prognose berücksichtigt wurden.

In einem ersten Schritt soll mit Hilfe einer Regression die Unverzerrtheithypothese überprüft werden. Auf Grund der Nicht-Stationarität der zu Grunde liegenden Wechselkurszeitreihe wird nach Differenzenbildung folgender Zusammenhang geschätzt:²

$$(1) \quad s_{t+1} - s_t = \alpha_i + \beta(\bar{E}_{i,t}[s_{t+1}] - s_t) + u_{i,t+1}$$

Hierbei stellt S_t den natürlichen Logarithmus des Wechselkurses im Zeitpunkt t dar. Die individuellen Prognostiker werden durch den Index i symbolisiert, E kennzeichnet den Erwartungsoperator und u ist der entsprechende Fehlerterm. Somit steht auf der linken Seite der Gleichung (1) die prozentuale Wechselkursänderung zwischen t und $t+1$ und auf der rechten Seite eine Konstante sowie als erklärende Variable die erwartete prozentua-

2 Es wurde der Einheitswurzeltest für Paneldaten von LEVIN, LIN und CHU (2002) eingesetzt, um für die Stationarität der log-differenzierten Zeitreihen zu testen. Alle Variablen, die Eingang in die Regression finden, sind stationär.

le Wechselkursveränderung. Unverzerrtheit setzt voraus, dass die beiden zu schätzenden Koeffizienten die folgenden Eigenschaften aufweisen: $\alpha = 0$ und $\beta = 1$.

Wir schätzen zunächst Gleichung (1) mittels eines Fixed-Effects-Modells. Somit berücksichtigt der Schätzansatz für jedes Individuum eine individuelle Konstante, was durch den Index i zum Ausdruck kommt. Hierauf aufbauend wird getestet, ob sich die geschätzten individuellen Konstanten signifikant voneinander unterscheiden, und es somit tatsächlich notwendig ist, individuelle Konstanten ins Modell aufzunehmen.

Tabelle 1 Test auf Unverzerrtheit

	Spezifikation I	Spezifikation II	Spezifikation III
	Fixed Effects	Pooled OLS	Mittelwert der Erwartungen OLS
Konstante (α)	.0279*** (.0032)	.0275** (.0031)	.0288 (.2161)
$E_i[s_{i,t}] - s_{t+1}$ (β)	-.3247*** (.0637)	-.2341*** (.0511)	-.0040 (.2075)
Model Fit	R ² within = .058 R ² between = 0.022 R ² overall = .043	R ² within = .058 R ² between = 0.02 R ² overall = .043	R ² = .000
Various Test-Stat.	Individuelle Konstante Prob. F(47, 422) = .99	$\alpha = 0$ & $\beta = 1$ Chi ² (2) = 633.9 & Prob = 0.00	$\alpha = 0$ & $\beta = 1$ F(2,9) = 974.4 Prob = 0.00
Anzahl an Beob.	471	471	11
Anzahl Gruppen	48	48	--

Standardfehler in Klammern. *** (**, *) kennzeichnet Signifikanz auf 1 % (5 %, 10 %) Niveau.

Tabelle 1 enthält unter der Spezifikation I die Ergebnisse dieser Schätzung. Es zeigt sich, dass der geschätzte β -Koeffizient den Wert $\hat{\beta} = -0,32$ annimmt. Unter Berücksichtigung des Standardfehlers, der in Klammern angegeben ist, wird deutlich, dass der geschätzte Koeffizient signifikant von eins verschieden ist. Ein Test der gemeinsamen H_0 -Hypothese $\alpha = 0$ und $\beta = 1$ ergibt, dass die Hypothese verworfen werden muss. Dies bedeutet, dass die Differenz zwischen dem erwarteten Wechselkurs und dem aktuellen Wechselkurs kein unverzerrter Prediktor für die zukünftige Wechselkursveränderung darstellt. Folglich deuten die Ergebnisse zum Kriterium der Unverzerrtheit nicht auf eine rationale Erwartungsbildung hin.

Der F-Test zeigt, dass die Schätzung von individuellen Konstanten nicht notwendig ist. Auf Grund dessen wird in der Spezifikation II die Gleichung (1) noch einmal mit einer für alle Ökonomen einheitlichen Konstanten geschätzt. Der geschätzte β -Koeffizient reduziert sich leicht auf $\hat{\beta} = -0,23$, ist jedoch weiterhin signifikant von eins verschieden.

Man könnte argumentieren, dass die Methode einer *pooled* Regression in diesem Ansatz nicht angebracht sei, da die linke Seite der Gleichung (1) – die Wechselkursänderung – nicht personenspezifisch sei und somit keine personenspezifische Variabilität aufweise. Deshalb wird als Sensitivitätsanalyse zu jedem Zeitpunkt der Mittelwert der Wechselkurserwartungen aller Befragten ($\bar{E}_t[S_{t+1}]$) berechnet und die folgende Gleichung mittels OLS geschätzt:

$$(2) \quad s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(\bar{E}_t[s_{t+1}] - s_t) + u_{t+1}$$

Der geschätzte β -Koeffizient ist wiederum signifikant von eins verschieden und die Hypothese der Unverzerrtheit ($\alpha = 0$ und $\beta = 1$) wird weiterhin abgelehnt. Auf Grund der geringen Anzahl an Beobachtungen ist eine tiefergehende Analyse der Regressionsergebnisse der Spezifikation III nicht angebracht.³

Die Ablehnung der Unverzerrtheithypothese wäre nicht verwunderlich, wenn man annimmt, dass es sich bei dem Devisenmarkt um einen effizienten Markt handelt, auf dem Preisänderungen nicht prognostiziert werden können. Unter dieser Annahme wäre die Nullhypothese $\alpha = 0$ und $\beta = 0$ zu testen, die zumindest in Spezifikation III der Tabelle 1 nicht verworfen werden kann. Wie JEONG/MADDALA (1991) zeigen, könnte der in Gleichung (2) geschätzte Wert von β nach unten verzerrt sein. Demnach kann die Hypothese unverzerrter Erwartungen an dieser Stelle noch nicht abgelehnt werden. Daher wird im Folgenden $\alpha = 0$ und $\beta = 1$ gesetzt und getestet, ob der Prognosefehler erstens signifikant von null verschieden und zweitens autokorreliert ist. Der Prognosefehler berechnet sich für den Prognostiker i zum Zeitpunkt t dann gemäss $u_{i,t} = s_t - E_{i,t-1}[S_t]$ und es wird folgende Gleichung geschätzt:

$$(3) \quad u_{i,t} = \alpha_i + \beta_j \sum_{j=1}^2 u_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

3 Die Differenz zwischen Spezifikation II (Pooled OLS) und Spezifikation III (Mittelwert der Erwartungen OLS) ergibt sich wahrscheinlich aus dem geringen Stichprobenumfang in Spezifikation III.

Aus Tabelle 2 geht hervor, dass der Prognosefehler aller Vorhersagen 0,033 beträgt und signifikant von null verschieden ist. Da der Wechselkurs in Mengennotierung erfolgt, sind die Prognosefehler systematisch zu einem starken Euro hin verzerrt. Die aggregierten Erwartungen sind demnach nicht rational. Betrachtet man den Prognosefehler für alle 48 Individuen separat, so zeigt sich, dass für 12 Individuen ebenfalls ein signifikanter Prognosefehler zu verzeichnen ist. Das bedeutet, dass jeder vierte Umfrageteilnehmer nicht rationale, sondern verzerrte Prognosen abgegeben hat. Tabelle 2 zeigt darüber hinaus, dass die Prognosefehler für verschiedene Verzögerungen j autokorreliert sind, so dass die Hypothese einer unverzerrten Erwartungsbildung erneut abgelehnt werden muss. Die Prognostiker machen demnach systematische, autokorrelierte Prognosefehler.

Tabelle 2 Test auf Autokorrelation des Prognosefehlers

	Spezifikation I	Spezifikation II	Spezifikation III
Methode	Fixed Effects	Fixed Effects	Fixed Effects
α	.0327***, † (.0052)	.0422*** (.0048)	.0528*** (.0053)
$\beta u_{i,t-1}$	–	.3449*** (.0498)	.1164** (.0625)
$\beta u_{i,t-2}$	–	–	.2805*** (.0566)
Model Fit	R ² within = .0000 R ² between = .0007 R ² overall = .0000	R ² within = .1267 R ² between = .9196 R ² overall = .1961	R ² within = .1384 R ² between = .7846 R ² overall = .2151
Hausman Test	–	Prob > Chi ² = .001	Prob > Chi ² = .001
Various Test-Stat.	Prob. F(47, 384) = .22	Individuelle Konstante Prob. F(47, 331) = .99	Individuelle Konstante Prob. F(47, 283) = .97
Anzahl an Beob.	432	380	332
Anzahl Gruppen	48	48	48

Bemerkungen: Die Schätzgleichung lautet: $u_{i,t} = \alpha_i + \beta_j \sum_{j=1}^2 u_{i,t-j} + \varepsilon_t$ (für $j = 1$ und 2); *** (**, *) kennzeichnet Signifikanz auf 1 % (5 %, 10 %) Niveau. Standardfehler in Klammern. †: Von null verschiedene individuelle Konstante in 12 von 48 Fällen.

Im Folgenden bezieht die Analyse das zweite Kriterium der rationalen Erwartungsbildung – die sogenannte Orthogonalitätsbedingung – in die Betrachtung ein.

3.2 Orthogonalitätsbedingung

Bei der Orthogonalitätsbedingung als zweitem wichtigen Aspekt der Rationalität der Erwartungsbildung wird überprüft, ob im Prozess der Erwartungsbildung alle zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung verfügbaren öffentlichen Informationen eingesetzt werden. Ist dies der Fall, so sollte es nicht möglich sein, die Prognosegenauigkeit zu erhöhen, indem man Informationen berücksichtigt, die bereits zum Zeitpunkt der Erwartungsbildung bekannt waren. Ein formaler Test der Orthogonalitätsbedingung erfolgt, indem man den Prognosefehler auf eine Konstante und die Wechselkursentwicklung der Vergangenheit regressiert:

$$(4) \quad s_{t+1} - E_{i,t}[s_{t+1}] = \alpha_i + \beta(s_t - s_{t-1}) + u_{i,t+1}$$

Da die Wechselkursentwicklung zwischen den Zeitpunkten t und $t-1$ bereits in t realisiert ist, stellt diese Information eine verfügbare öffentliche Information dar. Somit sollte diese Variable keinen Einfluss auf den Prognosefehler ausüben. Orthogonalität liegt mithin vor, wenn $\alpha=0$ und $\beta=0$. Schätzt man Gleichung (3) mit einem Fixed-Effects-Modell, so ist der β -Koeffizient signifikant von null verschieden und nimmt den Wert $\hat{\beta} = -0,46$ an (siehe Spezifikation I in Tabelle 3). Dies bedeutet, dass beispielsweise eine Aufwertung des Euro um 10 % dazu führt, dass in der zukünftigen Periode ein 4,6 % iger Prognosefehler gemacht wird.

Der F-Test zeigt an, dass individuelle Konstanten notwendig sind und somit für jeden Ökonomen ein individueller Achsenabschnitt geschätzt werden muss. Auf Grund dieser Information schliesst sich die Frage an, ob ein Fixed-Effects-Modell oder ein Random-Effects-Modell die geeignete Spezifikation darstellt. Um zwischen diesen beiden Spezifikationen zu testen, wird zunächst ein Fixed-Effects und anschliessend ein Random-Effects-Modell geschätzt. Abschliessend wird mittels des Hausman-Tests überprüft, ob die Null-Hypothese (H_0 : Random-Effects-Modell) zu Gunsten der alternativen Hypothese (H_1 : Fixed-Effects-Modell) verworfen werden kann. Wie aus Tabelle 3 zu erkennen ist, muss im vorliegenden Fall die H_0 -Hypothese verworfen werden, so dass das Fixed-Effects-Modell als richtige Spezifikation angesehen werden kann.

Fasst man die Ergebnisse der Tests auf Unverzerrtheit und auf Orthogonalität zusammen, so lässt sich feststellen, dass die Akteure im Dollar/Euro Markt für den betrachteten Prognosehorizont keine rationalen Erwartungen bilden, da sowohl die Unverzerrtheithypothese abgelehnt wird, als

auch die Orthogonalitätsbedingung nicht erfüllt ist. Dies wirft die Frage auf, wie die Akteure am Devisenmarkt ihre Wechselkurserwartungen bilden. Diese Frage ist Untersuchungsgegenstand des nachfolgenden Abschnitts.

3.3 Erwartungsbildungsprozess

3.3.1 *Schätzungen in ersten Differenzen*

Nach einer häufig geäußerten Hypothese (ITO 1990, ELLIOTT/ITO 1999, BENASSY-QUERE, LARRIBEAU und MACDONALD 2003) orientieren sich die Akteure an der Wechselkursentwicklung der Vergangenheit und extrapolieren sie. Deshalb wird diese Form des Erwartungsbildungsprozesses auch extrapolative Erwartungen genannt. Formal erfolgt die Überprüfung dieser Erwartungshypothese mittels folgenden Schätzansatzes:

$$(5) \quad E_{i,t}[s_{t+1}] - s_t = \alpha_i + \beta(s_t - s_{t-1}) + u_{i,t}$$

Falls $\beta > 0$, führt eine Aufwertung des Euro in der vergangenen Periode ($s_t > s_{t-1}$) zu einer Aufwertungserwartung für die zukünftige Periode ($E_t[s_{t+1}] > s_t$). Diese Erwartungsbildung wird auch als destabilisierend bezeichnet. Ist hingegen $\beta < 0$, so führt eine Aufwertung in der vergangenen Periode zu einer Abwertungserwartung für die Zukunft. Falls $\beta < 0$, so beeinflusst die Kursentwicklung der Vergangenheit die Wechselkursänderungserwartung nicht.

Die Schätzergebnisse für die Gleichung (4) sind als Spezifikationen III und IV in Tabelle 3 enthalten. Der geschätzte Koeffizient ist wiederum signifikant von null verschieden und nimmt den Wert $-0,2$ an. Eine Abwertung um 10 % führt somit zu einer 2 % Aufwertungserwartung für die zukünftige Periode. Dieser Erwartungsbildungsprozess kann somit als stabilisierend eingestuft werden.

Tabelle 3 Orthogonalitätsbedingung und Erwartungsbildung

	Orthogonalität		Erwartungsbildung	
	Spezifikation I	Spezifikation II	Spezifikation III	Spezifikation IV
	Fixed Effects	Random Effects	Fixed Effects	Random Effects
Konstante (α)	.0205*** (.0042)	.0205*** (.0050)	.0050** (.0023)	.0051 (.0049)
$E_t[s_{t+1}] - s_{t+1}$ (β)	.4640*** (.0540)	.4791*** (.0537)	-.2022*** (.0299)	-.2034*** (.0297)
Model Fit	R ² within = .149 R ² between = .218 R ² overall = .143	R ² within = .149 R ² between = .218 R ² overall = .143	R ² within = .098 R ² between = .027 R ² overall = .071	R ² within = .098 R ² between = .027 R ² overall = .071
Various Test-Stat.	Individ. Konstante F(47, 422) = 1.49 Prob. = 0.023	Hausman Test chi ² (1) = 6.02 & Prob. = 0.014	Individ. Konstante F(47, 422) = 1.49 Prob. = 0.023	Hausman Test chi ² (1) = 0.20 & Prob. = 0.6572
Anzahl an Beob.	471	471	471	471
Anzahl Gruppen	48	48	48	48

Standardfehler in Klammern. *** (**, *) kennzeichnet Signifikanz auf 1 % (5 %, 10 %) Niveau.

Wie zuvor sei zunächst im Fixed-Effects-Modell überprüft, ob individuelle Konstanten notwendig sind. Dies ist auch in der vorliegenden Regression induziert. Anschliessend wird mittels des Hausman-Tests zwischen einem Fixed-Effects-Modell und einem Random-Effects-Modell verglichen. Da die Teststatistik des Hausman-Tests in diesem Fall insignifikant ist, ist die Random-Effects Spezifikation vorzuziehen. Da sich die geschätzten Koeffizienten in den beiden Spezifikationen jedoch nur unwesentlich voneinander unterscheiden, ändert sich die ökonomische Interpretation der Ergebnisse relativ wenig.

An dieser Stelle erscheint es sinnvoll, ein kurzes Zwischenfazit zu ziehen. Auf Grund der Ergebnisse der Erwartungsbildung gilt: Nach einer 10 %igen Abwertung in den vergangenen sechs Monaten wird für die folgenden sechs Monate eine Aufwertung um 2 % erwartet. Ist z. B der Wechselkurs zwischen der Periode t-1 und der Periode t von 1,00 Dollar/Euro auf 1,10 Dollar/Euro gestiegen, so erwarten die Akteure im Durchschnitt ein Wechselkursniveau von 1,08 Dollar/Euro.

Auf Grund der Orthogonalitätsbedingung ist jedoch bekannt, dass auf eine 10 %ige Abwertung in der Vergangenheit ein positiver Prognosefehler $s_{t+1} - E_t[s_{t+1}]$ in Höhe von 4,7 % folgt. Greift man obiges Beispiel auf, so muss der Wechselkurs in der Periode t+1 ein Niveau von etwa 1,127 Dollar/Euro annehmen, damit die Ergebnisse konsistent sind. Dies bedeutet: Die

bisherigen Ergebnisse sind nur dann miteinander vereinbar, wenn der tatsächliche Wechselkursprozess eine leichte positive Autokorrelation aufweist. Es erscheint deshalb notwendig, in Abschnitt 3.4 eine Analyse des tatsächlichen Wechselkursprozesses vorzunehmen.

3.3.2 Kointegration und Fehlerkorrekturmodell

Ein generelles Problem der Schätzung im vorangehenden Abschnitt ergibt sich, falls die untersuchten Zeitreihen des Wechselkursniveaus $E_t[S_{t+1}]$ und der Wechselkurserwartung zwar nicht stationär, jedoch kointegriert sind. In diesem Fall könnten die geschätzten Koeffizienten aus der Spezifikation in ersten Differenzen (Gleichung 5) eine Verzerrung aufweisen. Einen ersten Eindruck zum Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung erhält man aus Abbildung 2, in der deutlich wird, dass die Zeitreihen des Wechselkursniveaus und der Wechselkurserwartung $E_t[S_{t+1}]$ im Gleichklang verlaufen und etwaig auftretende Abweichungen im Zeitablauf auch wieder geschlossen werden.

Tabelle 4 PEDRONI's (1999) Panel Kointegrationstest

	Test Statistik	p-Wert
Panel Cointegration		
v- Stat	-7.66222	.001***
p-Stat	-10.58070	.001***
Group Mean Cointegration		
p-Stat	-2.85318	.046**
Nsecs = 48	TPeriods =unbalanced	No. regressors = 1

Bemerkung: Die Test-Statistik folgt gemäss PEDRONI (1999) einer Standardnormalverteilung; *** (**, *) kennzeichnet die Ablehnung der H_0 -Hypothese (keine Kointegrationsbeziehung) auf dem 1 % (5 % , 10 %) Niveau.

Tabelle 5 Erwartungsbildung mit Fehlerkorrekturterm

	Niveaus	Veränderungen	
	Spezifikation I	Spezifikation II	Spezifikation III
alpha	.0063 (.0050)	-.0035 (.0033)	-.0009 (.0028)
beta	.8747*** (.0199)	.9073*** (.0466)	.8003*** (.0398)
gamma	–	–	-.6104*** (.0456)
Model Fit	R^2 within = .819 R^2 between = .271 R^2 overall = .757	R^2 within = .467 R^2 between = .827 R^2 overall = .476	R^2 within = .689 R^2 between = .310 R^2 overall = .634
Anzahl an Beob.	471	418	418
Anzahl Gruppen	48	48	48

Standardfehler in Klammern. *** (**, *) kennzeichnet Signifikanz auf 1 % (5 %, 10 %) Niveau.

Zur formalen Analyse wird der von PEDRONI (1999, 2004) entwickelte Panel-Kointegrationstest angewendet. Dieser Test hat den Vorteil, dass er heterogene Paneldaten mit mehreren Regressoren auf Kointegration testen kann. Da in den vorangegangenen Schätzgleichungen individuelle Konstanten unterstellt wurden, ist diese Methodik anderen Kointegrationstests vorzuziehen. Die Ergebnisse aus Tabelle 4 zeigen, dass die Nullhypothese (keine Kointegrationsbeziehung) für alle drei Panel-Kointegrationstests abgelehnt werden kann, somit für die verwendeten Zeitreihen eine Kointegrationsbeziehung vorliegt.

Im Folgenden wird daher ein Fehlerkorrekturmodell spezifiziert. Dazu wird zunächst die folgende Spezifikation geschätzt und die aus dieser Schätzung resultierenden Residuen extrahiert:

(6) $E_{i,t}[s_{t+1}] = \alpha + \beta s_{i,t} + u_{i,t}$

Die Ergebnisse dieser Schätzung sind als Spezifikation I in Tabelle 5 dargestellt. Es zeigt sich, dass der geschätzte $\hat{\beta}$ -Koeffizient den Wert von $\hat{\beta} = 0,87$ annimmt und signifikant kleiner ist als 1. Dies impliziert, dass die Prognostiker im Durchschnitt einen starken Euro erwarten.

Im Anschluss daran wird das folgende Fehlerkorrekturmodell geschätzt:

$$(7) \quad E_{i,t}[s_{t+1}] - E_{i,t-1}[s_t] = \alpha + \beta(s_t - s_{t-1}) + \gamma u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

Auf der linken Seite der Gleichung steht die Veränderung in den Wechselkurserwartungen und auf der rechten Seite eine Konstante sowie die Veränderung des Wechselkurses. Ferner wird in der Spezifikation III der um eine Periode verzögerte Fehler aus der Gleichung (6) eingesetzt, um zu überprüfen, ob ein Fehler im Zeitablauf abgebaut wird. Ist dies der Fall, so müsste der Koeffizient γ einen negativen Wert annehmen. Aus Tabelle 5 können die folgenden geschätzten Parameter entnommen werden. Für den Parameter β wird in der Spezifikation II (ohne den verzögerten Fehler) der Wert $\hat{\beta} = 0,9$ geschätzt, in der Spezifikation III (mit Fehlerkorrekturterm) der Wert $\hat{\beta} = 0,8$. Dies bedeutet, dass der β -Koeffizient leicht nach oben verzerrt ist. Unter Berücksichtigung des Standardfehlers wird jedoch deutlich, dass sich die beiden Koeffizienten nicht signifikant voneinander unterscheiden.

Spezifikation III zeigt, dass z. B. bei einer 10 %igen Abwertung in der Vergangenheit die Erwartungen nur um 8 % angepasst werden. Dieses Ergebnis ist konsistent mit den bisherigen Erkenntnissen, impliziert dieses Ergebnis doch auch, dass für die Zukunft tendenziell eine Aufwertung um 2 % erwartet wird.

Der geschätzte γ -Parameter nimmt den Wert $\hat{\gamma} = -0,6$ an und ist signifikant von null verschieden. Somit werden in jeder Periode 60 % des Fehlers der Vorperiode korrigiert. Obwohl gezeigt werden kann, dass γ signifikant ist, scheinen die bisherigen Ergebnisse keine allzu starken Verzerrungen aufzuweisen. Um konsistent mit der bisherigen Literatur zu bleiben, dient Gleichung (5) als Ausgangspunkt für alle nachfolgenden Modellerweiterungen.

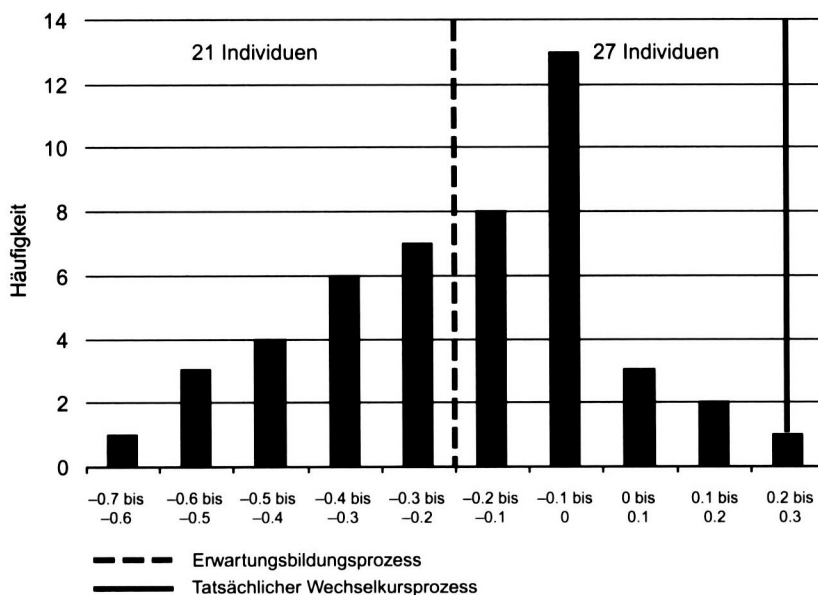
3.3.3 *Heterogenität und personenspezifische Parameter*

Bisher wurde nur geprüft, ob individuelle Konstanten geschätzt werden müssen, nicht jedoch, ob alle hier betrachteten Individuen mit der gleichen Stärke auf die Wechselkursentwicklung in der Vergangenheit reagieren. Deshalb wird für jeden Befragten ein individueller β -Koeffizient geschätzt, was im Vergleich zu Gleichung (5) durch den Index i gekennzeichnet ist.

$$(8) \quad E_{i,t}[s_{t+1}] - s_t = \alpha_i + \beta_i(s_t - s_{t-1}) + u_{i,t}$$

Um das Regressionsergebnis auf Grund der relativ hohen Anzahl an geschätzten Koeffizienten weiterhin übersichtlich zu gestalten, werden die Ergebnisse in Bezug auf die individuellen Steigungsparameter in Abbildung 3 grafisch aufbereitet. Aus Abbildung 3 ist zu erkennen, dass 21 Ökonomen einen β -Koeffizienten besitzen, der kleiner ist als der in Gleichung (5) geschätzte Mittelwert von $\hat{\beta} = -0,20$. Dieser Wert ist in Abbildung 3 durch eine gestrichelte Linie gekennzeichnet. 27 Ökonomen besitzen daher einen β -Koeffizienten, der grösser ist als der in Gleichung (5) geschätzte Durchschnittswert für alle Individuen.

Abbildung 3 Individuelle Koeffizienten



Anhand von Abbildung 3 wird deutlich, dass die Prognostiker keine homogene Gruppe bilden, sondern erhebliche Unterschiede untereinander aufweisen. Während die Mehrzahl der Ökonomen z. B. nach einer Aufwertung in der vergangenen Periode für die zukünftige Periode eine Abwertung erwarten, prognostizieren jene Ökonomen mit einem $\beta > 0$, dass sich der Wechselkurstrend der Vergangenheit auch in der Zukunft fortsetzen wird. Ferner sind auch relativ viele individuelle β -Koeffizienten in der Klasse von $-0,1$ bis 0 zu finden. Diese Koeffizienten sind auf Grund der existierenden Variabilität der geschätzten Koeffizienten statistisch nicht signifikant von null verschieden. Somit sind diese Ökonomen in der Tendenz einer Gruppe

zuzuordnen, deren Wechselkursprognose sich nicht an der Wechselkursentwicklung der Vergangenheit orientiert.

Auf Grund dieser Heterogenität der Ergebnisse stellt sich die Frage, welche Ökonomen eine relativ gute Wechselkursprognose abgeben und welche Ökonomen eine relativ schlechte Prognose erstellen. Die in Abbildung 3 gezeigte Heterogenität legt es nahe, in einem ersten Schritt zu analysieren, ob die Gruppe mit einem zum Mittel relativ kleinen Koeffizienten oder jene Gruppe mit einem relativ grossen Koeffizienten besser abschneidet. Diese Analyse ist Gegenstand des nachfolgenden Abschnitts.

3.4 Güte der Erwartungsbildung

In diesem Abschnitt wird analysiert, welche der beiden im vorausgehenden Abschnitt unterschiedenen Gruppen von Befragten bessere Wechselkursprognosen bilden. Um die Prognosegüte zu bestimmen, muss ein Gütemass angewendet werden. In der Literatur wird oftmals der Mittlere Quadrierte Fehler (MSE) als Gütemass verwendet. Als alternatives Mass bzw. auch als Sensitivitätsanalyse wird in der folgenden Untersuchung auch der Mittlere Absolute Fehler (MAE) berechnet.

Tabelle 6 Güte der Erwartungsbildung

		Individuen mit Koeffizienten kleiner als Mittelwert	Individuen mit Koeffizienten größer als Mittelwert	zweiseitiger T-Test auf Unterschied [#]
Mittlerer quadrierter Fehler	Mittelwert Std. Err. Beobachtungen	.01463 (.00150) 210	.00974 (.00069) 261	Ha: diff $\neq$ 0 t = -3.1510 P > t = 0.0017
Absoluter Fehler	Mittelwert Std. Err. Beobachtungen	.09852 (.00485) 210	.08360 (.00325) 261	Ha: diff $\neq$ 0 t = -2.6348 P > t = 0.0087

[#]Zweiseitiger t-Test mit identischen Varianzen.

Die Ergebnisse in Tabelle 6 zeigen, dass sowohl der MSE als auch der MAE für jene Gruppe signifikant kleiner ist, welche einen relativ grossen β -Koeffizienten besitzt. Um beurteilen zu können, warum dies der Fall ist, muss in einem weiteren Analyseschritt der zu Grunde liegende Wechselkursprozess genauer analysiert werden. Wie sich hierbei zeigen lässt, erlaubt diese Analyse eine Begründung, warum die Gruppe der Befragten mit einem grösseren β -Koeffizienten eine signifikant bessere Wechselkursprognose macht, als die Gruppe mit einem kleinen β -Koeffizienten.

Um den Wechselkursprozess zu bestimmen, wird folgende Regressionsgleichung aufgestellt:

$$(9) \quad s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta (s_t - s_{t-1}) + \varepsilon_t$$

Eine Schätzung der Gleichung (9) liefert folgende Ergebnisse (Standardfehler in Klammern):

$$(10) \quad s_{t+1} - s_t = 0,0240 + 0,2741(s_t - s_{t-1}) \\ (0,0219) \quad (0,2745) \quad R^2 = 0,100$$

Es zeigt sich, dass beim Dollar/Euro-Wechselkurs im Sechsmonatsbereich eine positive Autokorrelation vorliegt. Auf eine Aufwertung (Abwertung) in der vergangenen Periode folgt somit tendenziell auch eine Aufwertung (Abwertung) in der nachfolgenden Periode. Obwohl der geschätzte Koeffizient auf Grund der hohen Variabilität des Wechselkursprozesses und auf Grund der relativ geringen Anzahl an Beobachtungen nicht signifikant ist, bestätigt diese Regression bereits den optischen Eindruck, den man aus Abbildung 2 gewinnen kann: In der ersten Phase nach der Euro-Einführung wertete sich der Euro über mehrere Perioden hinweg gegenüber dem USD ab. Mitte 2001 kehrte sich dann der Wechselkurstrend um, und es setzte eine stetige Aufwertung ein. Es wird somit deutlich, dass der tatsächliche Wechselkursprozess im Sechsmonatsbereich kein *Random Walk* ist. Vielmehr spricht die empirische Evidenz dafür, dass der Wechselkursprozess eine positive Autokorrelation aufweist. Das Ergebnis, dass der Wechselkurs keinem *Random Walk* folgt, ist jedoch nicht unbedingt als neu einzustufen: Bereits ENGEL/HAMILTON (1990) weisen in ihrem Beitrag "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?" darauf hin, dass Wechselkursveränderungen eine positive Autokorrelation aufweisen. Auch LEBARON (1998, 1999) zeigt für verschiedene Währungen, dass technische Handelsstrategien profitabel sind, weil Wechselkursprozesse einen Trend aufweisen.

Zeichnet man auch den geschätzten Koeffizienten der Gleichung (10) in die Abbildung 3 ein (durchgezogene vertikale Linie), so wird deutlich, warum jene Gruppe von Ökonomen mit dem grösseren β -Koeffizienten eine bessere Prognose gemacht hat: Diese Gruppe der Befragten liegt näher am tatsächlichen Wechselkursprozess.

4 Zusammenfassung

Die im vorliegenden Beitrag vorgenommene Analyse der vom Wall Street Journal regelmässig durchgeführten Umfrage zeigt, dass Ökonomen nach einer Aufwertung des Euro eine Umkehr dieses Wechselkurstrends in der Zukunft prognostizieren. Nach einer 10 %igen Aufwertung erwarten sie eine 2,0 %ige Abwertung in den nächsten sechs Monaten. Der zu Grunde liegende Wechselkursprozess wird damit jedoch vom Grossteil der Ökonomen falsch eingeschätzt. Die Dollar/Euro Wechselkursveränderung weist im Untersuchungszeitraum und für die hier analysierte Datenfrequenz eine positive Autokorrelation auf. Der geschätzte Koeffizient für den Wechselkursprozess in Höhe von 0,27 impliziert, dass im Durchschnitt nach einer 10 %igen Aufwertung eine weitere Aufwertung in Höhe von 2,7 % eintritt. Da die befragten Ökonomen den wahren Wechselkursprozess nicht kennen bzw. nicht erkennen, stellt sich ein Prognosefehler ein. Dieser Prognosefehler wurde im Rahmen der Untersuchung des Orthogonalitätskriteriums quantifiziert. Im Durchschnitt erfolgt nach einer vorangegangenen 10 %igen Wechselkursänderung ein Prognosefehler in Höhe von 4,6 %. Dieser lässt sich aufspalten in:

- einen Fehler in Höhe von 2,0 % durch Erwartung einer Trendumkehr sowie,
- einen Fehler in Höhe von 2,7 % durch tatsächlich existierende positive Autokorrelation.

Die Analyse hat jedoch auch gezeigt, dass nicht alle Ökonomen dem gleichen Erwartungsfehler unterliegen. Vielmehr gibt es auch einige Ökonomen, die den Wechselkursprozess einer positiven Autokorrelation richtig eingeschätzt haben. Dieses Ergebnis der Analyse ist als empirische Unterstützung der Hypothese zu sehen, dass es sich bei den Devisenmarktakteuren nicht um eine homogene, sondern um eine heterogene Gruppe von Akteuren handelt.

Literatur

- ALLEN, HELEN and MARK P. TAYLOR (1990), Charts, Noise and Fundamentals in the London Foreign Exchange Market, *Economic Journal, Supplement* 100 (supplement), pp. 49–59.
- BENASSY-QUERE, AGNES, SOPHIE LARRIBEAU and ROLAND MACDONALD (2003), Models of Exchange Rate Expectations: How Much Heterogeneity?, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 13(2), pp. 113–136.
- BLACK, FISCHER (1986), Noise, *Journal of Finance* 41(3), pp. 529–543.
- CHEUNG, YIN-WONG and CLEMENT YUK-PANG WONG (2000), A Survey of Market Practitioners' Views on Exchange Rate Dynamics, *Journal of International Economics* 51(2), pp. 401–419.
- CHEUNG, YIN-WONG and MENZIE CHINN (2001), Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: a Survey of the US Market, *Journal of International Money and Finance* 20(4), pp. 439–471.
- CHO, DONG W. and PHILIP L. HERSCH (1998), Forecaster Characteristics and Forecast Outcomes, *Journal of Economics and Business* 50(1), pp. 39–48.
- DEGRAUWE, PAUL, HANS DEWACHTER and MARK EMBRECHTS (1993), *Exchange Rate Theory – Chaotic Models of Foreign Exchange Markets*, Oxford: Blackwell Publishers.
- DELONG, BRADFORD J., ANDREI SHLEIFER, LAWRENCE H. SUMMERS and ROBERT J. WALDMANN (1990), Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation, *Journal of Finance* 45(2), pp. 379–395.
- EISENBEIS, ROBERT, DANIEL WAGGONER and TAO ZHA (2002), Evaluating Wall Street Journal Survey Forecasters: A Multivariate Approach, *Business Economics* 37(3), pp. 11–21.
- ELLIOTT, GRAHAM and TAKATOSHI ITO (1999), Heterogeneous Expectations and Tests of Efficiency in the Yen/Dollar Forward Exchange Rate Market, *Journal of Monetary Economics* 43(2), pp. 435–456.
- ENGEL, CHARLES and JAMES HAMILTON (1990), Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?, *The American Economic Review* 80(4), pp. 689–713.
- FRANKEL, JEFFREY and KENNETH FROOT (1990), Chartists, Fundamentalists and Trading in Foreign Exchange Markets, *American Economic Review* 80(2), pp. 181–185.
- GREENE, WILLIAM H. (2000), *Econometric Analysis*, 4. Edition, New Jersey: Prentice Hall.
- GREER, MARK (2003), Directional Accuracy Tests of Long-Term Interest Rate Forecasts, *International Journal of Forecasting* 19(2), pp. 291–298.

- GULKO, LES (2004), *Efficient Irrational Markets*, Working Paper presented at the 11th Annual Global Finance Conference, Las Vegas.
- HILDRETH, CLIFFORD and JAMES P. HOUCK (1968), Some Estimators for a Linear Model with Random Coefficients, *Journal of the American Statistical Association* 63(322), pp. 584–595.
- ITO, TAKATOSHI (1990), Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data, *American Economic Review* 80(3), pp. 434–449.
- JEANNE, OLIVER and ANDREW ROSE (2002), Noise Trading and Exchange Rate Regimes, *The Quarterly Journal of Economics* 117(2), pp. 537–569.
- JEONG, JINOOK and GANGADHARRO S. MADDALA (1991), Measurement Errors and Tests for Rationality, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 9(4), pp. 431–439.
- KILIAN, LUTZ and MARK P. TAYLOR (2003), Why Is It So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?, *Journal of International Economics* 60(1), pp. 85–107.
- KOLB, R.A. and H.O. STEKLER (1996), Is There a Consensus among Financial Forecasters?, *International Journal of Forecasting* 12(4), pp. 455–464.
- LEBARON, BLAKE (1999), Technical Trading Rule Profitability and Foreign Exchange Intervention, *Journal of International Economics* 49(1), pp. 125–143.
- LEBARON, BLAKE (1998), *Technical Trading Rules and Regime Shifts in Foreign Exchange*, in: ACAR, EMMANUEL and STEPHEN SATCHELL (Eds.), *Advanced Trading Rules*, London: Butterworth-Heinemann, pp. 5–40.
- LEITNER, JOHANNES, ROBERT SCHMIDT and PETER BOFINGER (2003), *Biases of Professional Exchange Rate Forecasts: Psychological Explanations and an Experimentally Based Comparison to Novices*, Würzburg Economic Papers No. 39, Universität Würzburg.
- LEVIN, ANDREW, CHIEN-FU LIN and CHIA-SHANG JAMES CHU (2002), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties, *Journal of Econometrics* 108(1), pp. 1–24.
- MEESE, RICHARD A. and KENNETH ROGOFF (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?, *Journal of International Economics* 14(1-2), pp. 3–24.
- MENKHOFF, LUKAS (2001), Short-Term Horizons in Foreign Exchange? Survey Evidence from Dealers and Fund Managers, *Kyklos* 54(1), pp. 27–47.
- MENKHOFF, LUKAS (1998), The Noise Trading Approach – Questionnaire Evidence from Foreign Exchange, *Journal of International Money and Finance* 17(3), pp. 547–564.
- MENKHOFF, LUKAS (1997), Examining the Use of Technical Currency Analysis, *International Journal of Finance and Economics* 2(4), pp. 307–318.

- NEELY, CHRISTOPHER and LUCIO SARNO (2002), How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates?, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 84(5), pp. 51–74.
- PEDRONI, PETER (2004), Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis, *Econometric Theory* 20(3), pp. 597–625.
- PEDRONI, PETER (1999), Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61 (Special Issue Nov.), pp. 653–670.
- TAYLOR, MARK P. and HELEN ALLEN (1992), The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market, *Journal of International Money and Finance* 11(3), pp. 304–314.
- WESTERHOFF, FRANK (2003), Heterogeneous Traders and the Tobin Tax; *Journal of Evolutionary Economics* 13(1), pp. 53–70.