



# Fly with the Eagles or Scratch with the Chickens? Zum Herdenverhalten von Wechselkursprognostikern

Christian Pierdzioch

Dirk Schäfer

Georg Stadtmann

---

European University Viadrina Frankfurt (Oder)  
Department of Business Administration and Economics

Discussion Paper No. 287

September 2010

ISSN 1860 0921

---

**Fly with the Eagles or Scratch with the Chickens? –  
Zum Herdenverhalten von Wechselkursprognostikern**

**Fly with the Eagles or Scratch with the Chickens? –  
Herd Behavior of Exchange Rate Forecasters**

August 2010

**Abstract**

In diesem Beitrag wird analysiert, ob Wechselkursprognosen Anhaltspunkte dafür liefern, dass Prognostiker ein so genanntes Herdenverhalten zeigen. Auf der Basis unterschiedlicher theoretischer Modellansätze wird skizziert, warum Prognostiker einen Anreiz haben könnten, einem Herdentrieb zu folgen. In einer empirischen Untersuchung werden Prognosen für die Wechselkurse des Japanischen Yen, des Schweizer Franken, der Deutschen Mark und des Euros – gemessen jeweils gegenüber dem U.S.-Dollar – eingesetzt, um empirisch auf Herdenverhalten zu testen. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass nicht Herdenverhalten, sondern *Anti-Herding* vorzuherrschen scheint. Die Prognostiker scheinen daher im Hinblick auf ihre Prognosen "Produktdifferenzierung" zu betreiben.

**Abstract**

We analyze whether exchange-rate forecasters herd. To this end, we lay out two widely studied theoretical models of forecaster herding. The models illustrate why forecasters may herd. We then empirically analyze whether forecasts of the Yen/Dollar, Swiss franc/Dollar, German mark/Dollar, and Euro/Dollar exchange rates provide evidence of herding. Our results do not yield evidence of herding. On the contrary, we find strong evidence of anti-herding. Anti-herding could indicate that forecasters adhere to a strategy of "forecast differentiation".

**JEL Klassifikation:** F31, D84, C33

**Schlüsselbegriffe:** Wechselkurse; Wechselkursprognosen; Herdenverhalten

**Anschriften der Autoren:**

Christian Pierdzioch, Saarland University, Department of Economics,  
P.O.B. 15 11 50, 66041 Saarbruecken, Germany, c.pierdzioch@mx.uni-saarland.de.

*Für die Korrespondenz verantwortlich:* GEORG STADTMANN, Europa-Universität Viadrina, Department of Economics, P.O.B. 1786, 15207 Frankfurt (Oder), Germany, stadtmann@euv-frankfurt-o.de

Dirk Schäfer, Europa-Universität Viadrina, Department of Economics, P.O.B. 1786, Frankfurt (Oder), Germany; d.schaefer@kerkhoff-consulting.de.

Wir bedanken uns bei der Euro Area Macroeconomic Developments Division der Europäischen Zentralbank für den Zugang zum Datensatz. Ferner bedanken wir uns bei einem anonymen Gutachter und Jan Rülke (WHU, Otto Beisheim School of Management) für hilfreiche Kommentare.

## 1 Einführung

In diesem Beitrag wird analysiert, ob Wechselkursprognosen Anhaltspunkte dafür liefern, dass Prognostiker ein so genanntes *Herdenverhalten* zeigen. Auf der Basis unterschiedlicher theoretischer Modellansätze wird abgeleitet, warum Prognostiker u. U. einen Anreiz haben, einem Herdentrieb zu folgen. Diese zentrale Forschungsfrage beeinflusste die Wahl des Titels dieses Beitrags: *Fly with the eagles or scratch with the chickens*. Adler lieben das Risiko, sie fliegen hoch und sind mutig, so dass sie möglicherweise ihre Prognosen ganz bewusst von den Prognosen anderer Prognostiker abgrenzen. Die Hühnchen scheuen das Risiko und machen das, was die Mehrheit macht. Sie bleiben am Boden und schließen sich der Konsensprognose an.

Die Frage, ob die "Adler" oder die "Hühnchen" unter den Wechselkursprognostikern vorherrschen, ist deshalb besonders interessant, weil womöglich zahlreiche institutionelle und private Investoren derartige Prognosen bei ihren Anlageentscheidungen berücksichtigen. Treffen Investoren nämlich die Entscheidung, nicht allein auf nationale Assets zu setzen, sondern auch internationale Wertpapiere in ihr Portfolio zu integrieren, so führt zunächst einmal jede Aufwertung der ausländischen Währung zu einem Gewinnanstieg (gemessen in heimischen Währungseinheiten), auch wenn z. B. der Kurs der ausländischen Aktie stabil ist. Abwertungen der ausländischen Währung führen hingegen zu einer Gewinneinbuße. Um den erwarteten Gewinn eines ausländischen Investments zu ermitteln und über den etwaigen Einsatz von Hedginginstrumenten zu entscheiden, ist somit die erwartete Wechselkursänderung als eine Schlüsselvariable in die Entscheidungsfindung einzubeziehen.

Auch Ex- bzw. Importeure müssen Erwartungen über Wech-

selkursänderungen bilden, um etwa die zukünftige Vorteilhaftigkeit ausländischer Sourcing-Aktivitäten oder die Attraktivität ausländischer Absatzmärkte abzuschätzen. Ito (1990) konnte in einer einflussreichen empirischen Studie belegen, dass japanische Importeure im Durchschnitt eine Aufwertung des Yens erwarten, was ihre Gewinnposition verbessern würde. Japanische Exporteure erwarten hingegen im Durchschnitt eine Abwertung des Yens und somit eine Entwicklung, die sich ebenfalls positiv auf ihre Gewinnsituation auswirken würde. Es scheint daher, dass unter Exporteuren und Importeuren in Bezug auf die erwartete zukünftige Wechselkursentwicklung ein Phänomen vorherrscht, welches Ito (1990) als *Wishful Expectations* bezeichnet.

Mögliches Herdenverhalten von Prognostikern und das Phänomen der *Wishful Expectations* zeigen, dass die Erwartungsbildung von Wirtschaftssubjekten, so wie sie in vielen makroökonomischen Modellen offener Volkswirtschaften i.d.R. unterstellt wird, empirisch nicht unbedingt gestützt werden kann. Häufig wird im Rahmen der makroökonomischen Modellbildung unterstellt, dass Wirtschaftssubjekte bzw. Prognostiker als eine homogene Gruppe behandelt werden können, welche rationale Wechselkurs-erwartungen bildet. Das Phänomen der *Wishful Expectations* deutet an, dass in der Realität andere, möglicherweise verhaltenstheoretisch motivierte Elemente, für die Bildung von Wechselkursprognosen von zentraler Bedeutung sind.

Aber auch die Annahme der Homogenität der Prognostiker, obgleich zweifelsohne für bestimmte Analysezwecke sehr nützlich, ist – in Abhängigkeit von der Zielsetzung der Analyse – möglicherweise nicht unproblematisch. Die Homogenitätsannahme steht nämlich im Widerspruch zu den Ergebnissen empirischer Untersuchungen, in denen die Devisenmarktakteure mittels eines Fragebogens bezüglich ihres Erwartungsbildungsprozesses bzw. des

von ihnen zur Wechselkursprognose eingesetzten Modells befragt werden (vgl. u. a. Frankel/Froot 1990, Allen/Taylor 1990, Taylor/Allen 1992, Menkhoff 1997, 1998, 2001, Cheung/Wong 2000, Cheung/Chinn 2001). Als zentrales Ergebnis dieser Befragungen lässt sich festhalten, dass sich Wechselkursprognosen in der kurzen Frist eher durch markttechnische Faktoren erklären lassen, während längerfristig eher eine Orientierung an makroökonomischen Fundamentaldaten zu dominieren scheint. Das komplexe Zusammenspiel verschiedener Erwartungsbildungsprozesse am Devisenmarkt könnte ein Grund dafür sein, warum traditionelle makroökonomische Wechselkursmodelle insbesondere kurzfristige Wechselkursveränderungen nur schlecht prognostizieren (Meese/Rogoff 1983, Neely/Sarno 2002, Kilian/Taylor 2003).

Es scheint daher nicht unplausibel, von einer gewissen Heterogenität in Bezug auf die Erwartungsbildung auszugehen. Diese Überlegung wird durch neuere empirische Ergebnisse gestützt (vgl. MacDonald/Marsh 1996, Benassy-Quere/Larribeau/MacDonald 2003, Dreger/Stadtmann 2008). Seit Beginn der 90er Jahre wurde daher in der theoretischen Forschung damit begonnen, die Homogenitätsannahme durch die Annahme zu ersetzen, dass verschiedene Gruppen von Marktteilnehmern am Devisenmarkt aktiv sind, die jeweils einem anderen Erwartungsbildungsprozess folgen. So experimentieren beispielsweise DeGrauwe et al. (1993) sowie Westerhoff (2003) mit Fundamentalisten und Chartisten in einem nicht-linearen Wechselkursmodell. Grundlegende Bedeutung hat in diesem Zusammenhang eine frühe Arbeit von DeLong et al. (1990), die in einem allgemeinen Modellrahmen von rationalen Agenten, informierten Händler und sogenannten positiven Feedback-Tradern ausgehen, wobei letztere sich bei ihren Prognosen an der Preisentwicklung 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) und

Pierdzioch/Stadtmann (2007) aufgegriffen, um makroökonomische Wechselkursmodelle zu erweitern und die makroökonomischen Implikationen des Noise-Trader-Ansatzes zu untersuchen.

Während in modelltheoretischen Analysen häufig einfach eine Heterogenität der Marktteilnehmer unterstellt wird, soll in diesem Beitrag untersucht werden, wodurch eine solche Heterogenität möglicherweise entsteht. Es wird aufgezeigt, dass so genanntes Anti-Herding eine Ursache der Heterogenität sein kann. Dazu wird in Abschnitt 2 anhand zweier Modellansätze aufgezeigt, unter welchen Bedingungen ein Herdenverhalten (bzw. ein Anti-Herding) von Prognostikern auftreten kann. In Abschnitt 3 erfolgt eine empirische Analyse von Herdenverhalten bzw. Anti-Herding auf der Basis von Wechselkursprognosen für die wichtigsten Währungsrelationen (Japanischen Yen, Schweizer Franken, Deutsche Mark und Euro gegenüber dem U.S.-Dollar). In Abschnitt 4 fassen wir die wesentlichen Ergebnisse unserer Studie kurz zusammen.

## **2 Theoretische Überlegungen**

### **2.1 Die Entstehung von Herdenverhalten**

Um zu skizzieren, wie Herdenverhalten entstehen kann, eignet sich ein Modell von Bikhchandani et al. (1998). In dem Modell wird unterstellt, dass risikoneutrale Wirtschaftssubjekte sequentiell entscheiden müssen, ob sie ein Projekt durchführen oder ablehnen. Um eine solche Entscheidung zu treffen, kann ein Wirtschaftssubjekt sowohl aus den Handlungen seiner Vorgänger, die bereits eine Entscheidung getroffen haben, als auch aus einem privaten Signal Informationen gewinnen. Zu beachten ist, dass nur die Handlungen der Vorgänger beobachtbar sind, nicht aber deren private Signale. Die privaten Signale können sowohl positiv ("das Projekt ist gut")

als auch negativ ("das Projekt ist nicht gut") sein.

In einer solchen Entscheidungssituation kann Herdenverhalten entstehen. Im Falle von Herdenverhalten vernachlässigen die Wirtschaftssubjekte ihre privaten Informationen und orientieren sich stattdessen bei ihren Entscheidungen an den öffentlich bekannten Handlungen und Entscheidungen ihrer Vorgänger. In dem Modell von Bikhchandani et al. (1998) kann sowohl ein aufwärtsgerichtetes Herdenverhalten ("führe das Projekt durch, weil andere es auch getan haben") als auch ein abwärtsgerichtetes Herdenverhalten ("führe das Projekt nicht durch, weil andere es auch nicht getan haben") entstehen. Ob es zu auf- oder abwärtsgerichtetem Herdenverhalten kommt, hängt insbesondere von der Sequenz ab, in der positive ( $P$ ) bzw. negative ( $N$ ) private Signale auftreten.

Wenn z. B. die privaten Signale in der Reihenfolge  $PPN>NNN$  eintreffen, so entsteht ein aufwärtsgerichtetes Herdenverhalten, obwohl häufiger ein negatives Signal aufgetreten ist. Dies ist der Fall, weil der erste Entscheider nur seinem positiven privaten Signal folgt und das Projekt durchführt. Der zweite Entscheider erhält sowohl ein positives privates Signal als auch ein positives öffentliches Signal, welches durch die beobachtbare Entscheidung des ersten Entscheiders verfügbar ist. Folglich führt auch der zweite Entscheider das Projekt durch.

Der dritte Entscheider hat zwar ein negatives privates Signal erhalten, empfängt aber über die Handlungen seiner beiden Vorgänger zwei positive öffentliche Signale. Somit schließt er sich den Handlungen seiner Vorgänger an. Er entscheidet sich gegen sein negatives privates Signal und führt das Projekt durch. Alle nachfolgenden Entscheider sind in der gleichen Situation wie der Dritte und entscheiden sich folglich für die Durchführung des Projektes – trotz des negativen privaten Signals.

Treffen die privaten Signale hingegen in der Reihenfolge *NNPPPP* ein, so entsteht entsprechend eine abwärtsgerichtete Informationskaskade. In dem Fall *PNNNPP* wirft der zweite Akteur eine Münze, und mit der Wahrscheinlichkeit von  $1/2$  entsteht eine aufwärtsgerichtete (bzw. abwärtsgerichtete) Kaskade.

Die hier skizzierte Entscheidungssituation kann sehr einfach auf einen Prognostiker übertragen werden, der eine Wechselkursprognose abgeben muss. Zum einen stützt sich der Prognostiker auf private Signale im Rahmen seiner Informations- und Modellauswahl. Zum anderen kann er sich aber über die Prognosen anderer Prognostiker informieren und gewinnt so Einblicke in die Handlungen der anderen Akteure.

Somit hat ein Prognostiker die Möglichkeit seine private Prognose an die Konsensprognose anzupassen bzw. die veröffentlichte Prognose in Richtung der Konsensprognose zu adjustieren. In einem solchen Fall kommt es – in einem Prognosezyklus – zu Herdenverhalten unter den Prognostikern. Die Prognostiker verhalten sich dann nicht als "Adler", sondern als "Hühnchen". Sie verhalten sich so, wie von Keynes (1936) beschrieben: "*Worldly wisdom teaches that it is better for reputation to fail conventionally than to succeed unconventionally*" (zitiert nach Lamont 2002, S. 268).

## 2.2 Die Entstehung von Anti-Herding

Das Modell von Bikhchandani et al. (1998) illustriert, unter welchen Umständen Herdenverhalten auftreten kann. Ein von Laster et al. (1999) entwickeltes Modell kann hingegen genutzt werden, um Bedingungen herauszuarbeiten, unter denen einerseits Herdenverhalten, andererseits

aber auch ein so genanntes Anti-Herding und somit ein "Schwimmen gegen den Strom" auftreten kann. Anti-Herding wird in der Literatur auch als *Scattering* bezeichnet. Im Folgenden wird das Modell Laster et al. (1999) in seinen Grundzügen skizziert, so dass die Intuition für die dargestellten Zusammenhänge in relativ kompakter Form erörtert werden kann.

Dazu sei angenommen, dass zehn Prognostiker vor dem Problem stehen, den Wechselkurs prognostizieren zu müssen, wobei die Prognostiker im Hinblick auf ihre Nutzenfunktion, ihren Informationsstand und ihr Prognosemodell eine homogene Gruppe bilden. Trotz dieser Homogenität können die Prognostiker einen Anreiz haben, von der Konsensprognose abzuweichen.

Um dieses Ergebnis zu illustrieren, wird davon ausgegangen, dass die Prognostiker mit ihren Prognosen zwei verschiedene Zielgruppen bedienen. Die erste Zielgruppe wird von den *Stammkunden* gebildet. Die Stammkunden fragen häufig Prognosen ab und sind entsprechend an akkuraten Prognosen interessiert. Die zweite Zielgruppe wird von der *Laufkundschaft* gebildet, welche allein an dem Prognoseerfolg der Vorperiode interessiert ist. In die Gewinnfunktion des Prognostikers fließen somit zwei Elemente ein:

- Ein Verlust (Loss) von  $L = |x - x_0|$  entsteht, falls eine Prognose ( $x$ ) von dem später realisierten Wechselkurs ( $x_0$ ) nach unten oder oben abweicht. Falls also die Prognose nicht akkurat ist, wendet sich die Stammkundschaft von dem Prognostiker ab und es entsteht ein Verlust.
- Das Element  $B = V/n > 0$ , falls  $x = x_0$  und  $B = 0$  sonst, repräsentiert den Ertrag durch die Laufkundschaft. Falls der Kurs mit dem später realisierten Wert übereinstimmt und somit eine ex-post richtige Prognose gestellt wurde ( $x_0 = x$ ), dann ist das Element ( $B$ ) positiv, ansonsten gleich Null. Die Höhe von ( $B$ ) wird maßgeblich davon bee-

influsst, wie viele Prognostiker ( $n$ ) den Wechselkurs korrekt prognostiziert haben und sich entsprechend den Ertragstopf ( $V$ ) teilen, der durch die Laufkundschaft gefüllt wird.

Im folgenden Zahlenbeispiel wird zu Illustrationszwecken von einem Wert von  $V = 10$  ausgegangen, weshalb die Gewinnfunktion, gegeben eine Wechselkursprognose,  $x$ , geschrieben werden kann als

$$G(x_0 | x) = -a|x - x_0| + (1 - a) \left[ \frac{10}{n} \text{ falls } x = x_0, 0 \text{ sonst} \right] \quad (1)$$

wobei für die Gewichtung der beiden Komponenten der Gewinnfunktion gelte  $a = \{0, 1\}$ . Der Parameter  $a$  wird im Rahmen einer Szenarioanalyse später variiert.

Ferner betrage der aktuelle Wechselkurs 3 und eine Auf- bzw. Abwertung sei gleich wahrscheinlich. Es wird der Einfachheit halber eine symmetrische eingipflige Wahrscheinlichkeitsverteilung bezüglich des zukünftigen Wechselkurses unterstellt: der Wechselkurs kann die Werte  $x_0 = \{1; 2; 3; 4; 5\}$  mit den Wahrscheinlichkeiten  $P = \{0, 1; 0, 2; 0, 4; 0, 2; 0, 1\}$  annehmen. Die Wahrscheinlichkeit, dass der Wechselkurs am Ende der Prognoseperiode wieder das gegenwärtige Niveau annimmt, beträgt demnach 40%. Somit gilt  $P(x_0 = 3) = 0,4$ . Die Wahrscheinlichkeit, dass der Wechselkurs um eine Einheit ansteigt oder fällt, beträgt entsprechend 20%, und die Wahrscheinlichkeit eines Anstiegs bzw. einer Reduktion um zwei Einheiten beträgt jeweils 10%.

Nun sei angenommen, dass bereits neun Prognostiker ein Wechselkursniveau von  $x = 3$  vorhersagen. Für den zehnten Prognostiker stellt sich daher die Frage, ob er sich als "Hühnchen" verhalten und ebenfalls eine Prognose von  $x = 3$  abgeben sollte.

Zunächst sei der Fall  $a = 1$  betrachtet (Szenario 1). In diesem Fall gibt es nur Stammkundschaft. Falls der zehnte Prognostiker sich für die Prognose  $x = 3$  entscheidet, beträgt der erwartete Gewinn,  $G^e$ :

$$G^e = \sum_{i=-2}^2 G(x_0 = 3 + i | x = 3) \times P(x_0 = 3 + i) = -0,8. \quad (2)$$

Für die Prognosen  $x = 2$  und, wegen der Symmetrie der Verteilung,  $x = 4$  beträgt der erwartete Gewinn  $G^e = -1,2$ . Entsprechend gilt  $G^e = -2$  für die Prognosen  $x = 1$  und  $x = 5$ . Aus diesen Berechnungen folgt: Bestehen die Kunden der Prognostiker nur aus Stammkunden, sollte der Prognostiker den Wechselkurs  $x = 3$  prognostizieren. Es besteht daher kein Anreiz, von der Konsensprognose abzuweichen und alle Prognostiker verhalten sich als "Hühnchen".

Nur am Rande sei angemerkt, dass das Ergebnis, dass der erwartete Gewinn negativ ist, als Verletzung einer Partizipationsbedingung aufgefasst werden könnte. Diesbezüglich könnte man argumentieren, dass allein durch die Teilnahme an der Umfrage und der daraus entstehenden Reputation ein konstanter Betrag generiert werden kann, der den gleichgewichtigen Gewinn positiv werden lässt. Eine solche Konstante beeinflusst das Gewinnmaximierungsproblem jedoch nicht und wird daher in diesem Beitrag nicht betrachtet.

Nun sei  $a = 0$  (Szenario 2). Die Welt der Prognostiker wird somit nur von der Laufkundschaft bevölkert. Es gilt für den zehnten Prognostiker unter der Annahme, dass bereits neun Prognostiker  $x = 3$  prognostiziert haben, dass der erwartete Gewinn im Fall von  $x = 3$  bei  $G^e = 0,4$  liegt. Für  $x = 2$  bzw.  $x = 4$  gilt analog  $G^e = 2$  und für  $x = 1$  bzw.  $x = 5$  gilt  $G^e = 1$ . In Worten: Der zehnte Prognostiker hat einen Anreiz, von der Konsensprognose abzuweichen. Es besteht zwar nur eine geringe

Wahrscheinlichkeit, dass er den Ertragstopf ( $V$ ) gewinnt, aber er wäre dann als "Adler" der einzige Prognostiker, der diesen Kurs prognostiziert hat. Entsprechend müsste er sich den Ertragstopf nicht mit den anderen Prognostikern teilen.

Es ist unmittelbar einsichtig, dass auch die anderen neun Prognostiker einen Anreiz haben, ihre bisherige Prognose zu revidieren und "Adler" zu werden. In einem Nash-Gleichgewicht sollte kein Prognostiker mehr einen Anreiz haben, seine Prognose zu revidieren – bei gegebenen Prognosen der anderen Prognostiker. Es muss daher in einem Gleichgewicht der erwartete Gewinn für alle möglichen Prognosen identisch sein. Es ist einfach zu zeigen, dass dies genau dann der Fall ist, wenn jeweils ein Prognostiker  $x = 1$  bzw.  $x = 5$  prognostiziert, jeweils zwei Prognostiker  $x = 2$  bzw.  $x = 4$  prognostizieren und 4 Prognostiker  $x = 3$  vorhersagen. Der erwartete Gewinn ist dann  $G^e = 1$  für alle  $x = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ . Anti-Herding ist also eine gleichgewichtige Strategie.

Anti-Herding muss nicht zwangsläufig als "negativ" eingestuft werden. Eine interessante Frage besteht nämlich genau darin, in welchem der beiden analysierten Szenarien sich die Konsumenten der Prognosen besser stellen. Falls die Konsumenten lediglich an dem ersten Moment (dem Erwartungswert) interessiert sind, unterscheiden sich die beiden Szenarien nicht. Man würde stets einen Erwartungswert von  $x = 3$  berechnen. Im Szenario 2 würden die Konsumenten jedoch nicht nur eine Information über den Erwartungswert, sondern auch über alle weiteren Momente (Varianz, Schiefe und Wölbung) der erwarteten Verteilung erhalten. Obwohl sich die Prognostiker somit nicht ausschließlich an der Akkuratheit der Prognose ausrichten, ist der Output, welcher von der Gruppe der Prognostiker geliefert wird, möglicherweise informativer als in einem einfachen "*alle Prognostiker wählen die Konsensprognose-Szenario*".

### 2.3 Übertragung auf den Devisenmarkt

In der modelltheoretischen Analyse von Bikhchandani et al. (1998) wird davon ausgegangen, dass Herdenverhalten durch eine sequentielle Abfolge von Entscheidungen entstehen kann. Denn nur der sequentielle Aufbau des "Entscheidungsbaums" erlaubt es den Prognostikern, sich an den vorgelegerten Entscheidungen anderer Prognostiker und somit an der "Konsensprognose" zu orientieren. Insofern ist das Modell nicht unmittelbar auf unseren Datensatz – den wir im nächsten Abschnitt vorstellen – übertragbar, da die von uns betrachteten Wechselkursprognosen alle zu einem Zeitpunkt bekannt gegeben werden und die Prognostiker die Prognosen der anderen Teilnehmer somit nicht kennen. Folgende Aspekte sind jedoch zu berücksichtigen:

- Wir stellen nicht nur auf das Modell von Bikhchandani et al. (1998) ab, sondern betrachten auch das Modell von Laster et al. (1999). Wir haben eine sehr vereinfachte Variante dieses theoretischen Ansatzes präsentiert, so dass der Eindruck entstehen könnte, dass auch in diesem Modell die Prognostiker ihre Prognosen sequentiell offenlegen. Dies ist jedoch im Originalbeitrag nicht der Fall.
- Die von uns analysierten Wechselkursprognosen entstammen einer Umfrage, die nur eine von vielen Umfragen ist, welche von unterschiedlichen Institutionen durchgeführt werden. Ferner veröffentlichen die Prognostiker, die an solchen Umfragen teilnehmen, ihre Prognosen häufig auch auf ihren Internetseiten. Dies bedeutet, dass sich ein Prognostiker durchaus im Vorfeld der Prognoseerstellung über die Prognosen der anderen Prognostiker informieren kann und informieren wird. Somit können Prognostiker auch die vorherrschende "Konsensprognose" berechnen.

- Ferner besteht ein Unterschied zwischen Prognosen von Finanzmarktpreisen (und Wechselkursen) und Prognosen von makroökonomischen Variablen wie z. B. GDP-Wachstumsraten. Zum einen werden Finanzmarktpreise – anders als z. B. GDP-Daten – nicht mehrmals revidiert. Folglich steht ihr realisiertes Niveau sofort fest. Ferner ist die zeitliche Frequenz, mit der Finanzmarktpreise notiert werden, deutlich höher als bei den anderen Variablen. Dies bedeutet, dass jeder Prognostiker stets das aktuell realisierte Niveau in seine Prognose einfließen lassen kann.
- Das zuvor genannte Argument ist sehr wichtig, da wir in den Abbildungen 1 – 4 zeigen, dass die Konsensprognose  $\bar{E}_t[s_{t+1}]$  i.d.R. nahe am aktuell realisierten Wechselkursniveau  $s_t$  liegt. Dies bedeutet, dass ein Prognostiker nur den aktuellen Wechselkurs kennen muss, um die Konsensprognose hinreichend genau zu approximieren.

### 3 Empirische Analyse

#### 3.1 Beschreibung der Test-Statistik

Die empirische Analyse basiert auf der Überlegung, dass Prognostiker auf der Basis der ihnen zur Verfügung stehenden Informationen den zukünftigen Wechselkurs prognostizieren können. Die daraus entstehende Prognose ist die *private* Wechselkursprognose. Gleichzeitig können die Prognostiker leicht eine Durchschnittsprognose bzw. eine *Konsensprognose* berechnen. Die Konsensprognose ist ein öffentliches Signal, welches von jedem Prognostiker zur Anpassung seiner privaten Prognose genutzt werden kann. Wenn der Prognostiker seine schlussendlich veröffentlichte Prognose der durchschnittlichen Prognose bzw. der vorherrschenden Meinung anpasst, spricht man von *Herdenverhalten*.

Angenommen sei nun, dass ein Prognostiker eine private Wechselkursprog-

nose berechnet und dabei alle verfügbaren Informationen einbezieht. Die private Prognose ( $\tilde{E}_{i,t}[s_{t+1}]$ ) sollte dann *im Durchschnitt* mit dem später realisierten Wechselkurs übereinstimmen ( $s_{t+1}$ ), wobei eine unverzerrte Prognose sich bei einer asymmetrischen erwarteten Wechselkursverteilung am Median dieser Verteilung orientieren sollte. Die Wahrscheinlichkeit des *Überschießens* der Prognose sollte mithin gerade der Wahrscheinlichkeit des *Unterschießens* entsprechen.

Nun sei die private Prognose größer als die Konsensprognose ( $\bar{E}_t[s_{t+1}]$ ). In diesem Fall gilt:  $\tilde{E}_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$ . Falls ein Prognostiker seine veröffentlichte Prognose zumindest partiell an der Konsensprognose ausrichtet, so wird die veröffentlichte Prognose zwischen der unveröffentlichten privaten Prognose und der Konsensprognose liegen. Es gilt somit:  $\tilde{E}_{i,t}[s_{t+1}] > E_{i,t}[s_{t+1}]$ . Fügt man diese Argumentationslinien zusammen, so wird die veröffentlichte Prognose häufiger unter dem in der Zukunft realisierten Wechselkurs liegen als im Fall einer unverzerrten Prognose. Die bedingte Wahrscheinlichkeit, dass eine Prognose größer als der realisierte Wechselkurs ist – gegeben, dass die Prognose größer war als die Konsensprognose – sollte entsprechend kleiner als 1/2 sein. Eine analoge Argumentation kann für den Fall entwickelt werden, dass die private Prognose kleiner ist als die Konsensprognose.

Die bedingten Wahrscheinlichkeiten des Über- bzw. Unterschießens stehen in direkter Beziehung zu einem von Bernhardt et al. (2006) entwickelten Test auf Herdenverhalten. Diese Autoren argumentieren, dass die Wahrscheinlichkeit, dass die veröffentlichte Prognose des  $i$ -ten Prognostikers ( $E_{i,t}[s_{t+1}]$ ) den in der Zukunft realisierten Wechselkurs ( $s_{t+1}$ ) unter- bzw. überschießt, jeweils 1/2 betragen sollte, sofern sich ein Prognostiker mit seiner (dann unverzerrten) Prognose *nicht* an der Konsensprognose ausrichtet (Nullhypothese). Die bedingte Wahrscheinlichkeit des Überschießens, im Fall, dass

die Prognose über der Konsensprognose,  $\bar{E}_t[s_{t+1}]$ , lag, sollte daher gleich  $1/2$  sein:

$$P(s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}] \mid E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}], s_{t+1} \neq E_{i,t}[s_{t+1}]) = 1/2. \quad (3)$$

Ferner sollte die bedingte Wahrscheinlichkeit des Unterschießens im Fall, dass die Prognose unter der Konsensprognose lag, ebenfalls gleich  $1/2$  sein:

$$P(s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}] \mid E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}], s_{t+1} \neq E_{i,t}[s_{t+1}]) = 1/2. \quad (4)$$

Falls sich der Prognostiker durch die Konsensprognose beeinflussen lässt und seine Prognose näher an der Konsensprognose platziert, als es eigentlich seiner privaten Prognose entspricht (*Herdenverhalten*), sollten die bedingten Wahrscheinlichkeiten kleiner als  $1/2$  sein. Falls jedoch wie in dem Modell (Szenario 2) von Laster et al. (1999) ein so genanntes *Anti-Herding* vorliegt und ein Prognostiker – in einem Prognosezyklus – versucht, sich von der Konsensprognose abzugrenzen, sollten die Wahrscheinlichkeiten  $1/2$  übersteigen, da aufgrund des "Scattering" der Prognosen mehr "Raum" für ein Unterschießen bzw. Überschießen bleibt.

Berechnet man das arithmetische Mittel der bedingten Wahrscheinlichkeiten, so erhält man die Teststatistik  $S$ . Wenn weder Herdenverhalten noch Anti-Herding die Wechselkursprognosen charakterisieren, dann gilt  $S = 0,5$ . Herdenverhalten impliziert  $S < 0,5$  und Anti-Herding impliziert  $S > 0,5$ .

Bernhardt et al. (2006) können zeigen, dass die S-Statistik robust gegenüber einer großen Anzahl von Problemen ist, die z. B. durch korrelierte Prognosefehler, marktweite Schocks oder durch Pessimismus bzw. Optimismus

auf Seiten der Prognostiker entstehen können. Im Fall pessimistischer Prognosen könnte es z. B. sein, dass die Prognostiker systematisch die zukünftige Wechselkursentwicklung unterschätzen. Dieses Unterschätzen führt jedoch nur dazu, dass der Wechselkurs die Prognose häufiger überschießt. Die Häufigkeit eines Unterschießens wird jedoch zurückgehen. Da die bedingten Wahrscheinlichkeiten gemittelt werden, kommt es somit nicht zu einer Verzerrung der Teststatistik. Bernhardt et al. (2006) können sogar zeigen, dass unter der Nullhypothese unverzerrter Prognosen die Varianz der Teststatistik maximal ist. Dies bedeutet, dass die Teststatistik konservativ ist in dem Sinne, dass die Schwierigkeit der Ablehnung der Nullhypothese maximal ist.

### 3.2 Beschreibung des Datensatzes und der Ergebnisse

Die Teststatistik,  $S$ , wurde für Wechselkursprognosen berechnet, welche von *Consensus Economics Inc.* erhoben wurden. Es wurden Prognosen für den Wechselkurs des Japanischen Yen, des Schweizer Franken und der D-Mark – jeweils relativ zum U.S.-Dollar – analysiert, wobei ein Prognosehorizont von einem Monat betrachtet wurde. Weitere deskriptive Informationen zu dem jeweiligen Währungspaar findet man in den Anmerkungen unter den Tabellen 1 – 4.

Tabelle 1 fasst die Ergebnisse für den Yen/U.S.-Dollar Wechselkurs zusammen (Tab. 2: Schweizer Franken, Tab. 3: D-Mark/U.S.-Dollar, Tab. 4: Euro/U.S.-Dollar). Die Ergebnisse wurden in der Form von Kontingenztafeln aufbereitet. Die Kontingenztafeln enthalten Informationen darüber, wie häufig die Prognosen die Konsensprognose über- bzw. unterschossen und wie häufig der schlussendlich realisierte Wechselkurs über- bzw. unter den Prognosen lag. Aus diesen Angaben können die für die Berechnung der Teststatistik,  $S$ , benötigten bedingten Wahrscheinlichkeiten berechnet werden. Aus den Angaben in Tabellen 1 – 4 ist ersichtlich, dass für die Analyse des Yen/U.S.-Dollar (Schweizer Franken, D-Mark, Euro) Wechselkurses

insgesamt 3.164 (282, 696 bzw. 2471) Prognosen zur Verfügung standen.

Für alle analysierten Wechselkurse ergeben sich Werte für die Teststatistik, welche deutlich auf Anti-Herding hindeuten. Die Teststatistik,  $S$ , liegt stets über dem Wert von  $S = 0,5$ . Die ebenfalls angegebene Standardabweichung der Teststatistik zeigt, dass dieses Ergebnis statistisch signifikant ist. Die Signifikanz folgt aus der Tatsache, dass die Teststatistik,  $S$ , asymptotisch normalverteilt ist und bei Abwesenheit von Herdenverhalten bzw. Anti-Herding einen Mittelwert von  $0,5$  aufweisen sollte. Unter Berücksichtigung der in den Tabellen angegebenen Standardabweichungen wird deutlich, dass der Wert  $S = 0,5$  weit außerhalb der üblichen Konfidenzintervalle liegt.

In Tabelle 5 erfolgt eine Aggregation der Ergebnisse für die D-Mark und den Euro gegenüber dem U.S.-Dollar. Die Ergebnisse sind robust gegenüber dieser Sensitivitätsanalyse.

Es wurde bereits angesprochen, dass möglicherweise ein Sequencing-Problem vorliegt. Während z. B. in dem von Bernhardt et al. (2006) analysierten Fall von Aktienanalysten die Prognostiker ihre Prognosen sequentiell abgeben, muss man im Fall der von uns analysierten Wechselkursprognosen von einer Gleichzeitigkeit der Prognosestellung ausgehen. Dies wirft die Frage auf, ob den Prognostikern die Konsensprognose bei der Prognosestellung bekannt war. Obgleich man ökonomisch wohlbegründete Argumente finden kann, dass die Prognostiker die Konsensprognose zumindest approximativ kannten, haben wir eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt und die Forward Rate statt der Konsensprognose zur Berechnung der S-Statistik verwendet. Die Forward Rate war allen Wechselkursprognostikern zum Zeitpunkt, in dem sie ihre Prognosen veröffentlichten, bekannt. Eine Korrelationsanalyse zeigt eine sehr hohe signifikant positive Korrelation zwischen der Konsensprognose und der Forward Rate. Die S-Statistik ist

stets signifikant größer als 0,5 und deutet somit auf Anti-Herding hin. Die Ergebnisse für die Forward Rate werden aus Platzgründen nicht präsentiert, werden aber auf Nachfrage natürlich zur Verfügung gestellt.

Ito (1990) hat gezeigt, dass japanische Importeure im Durchschnitt eine Aufwertung und japanische Exporteure im Durchschnitt eine Abwertung des Yens erwarten. Eine alternative Interpretation der in Tabellen 1 – 5 dokumentierten Ergebnisse könnte mithin darin bestehen, dass sich der Markt aus Pessimisten und Optimisten in Bezug auf den Wert des Yens (des Schweizer Franken, der D-Mark, des Euros) zusammensetzt. In Anlehnung an eine von Batchelor/Dua (1990) vorgeschlagene Methode wurde aus diesem Grund eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt, um Optimisten und Pessimisten zu identifizieren und zu überprüfen, ob die bisher abgeleiteten Ergebnisse für beide Gruppen stabil sind.

Für jeden Umfragezeitpunkt wurden die Prognosen nach ihrer Größe sortiert und der Rang eines jeden Prognostikers ermittelt. Der durchschnittliche Rang wäre jedoch nur dann ein aussagekräftiges Maß für den Grad an Optimismus bzw. Pessimismus, falls die Anzahl der Teilnehmer an den Umfragen konstant gewesen wäre und somit ein vollständiger Paneldatensatz zur Verfügung gestanden hätte. Dies ist jedoch bei dem hier analysierten Datensatz nicht der Fall. Deshalb wurde der jeweilige Rang eines Prognostikers in einer Umfrage – nach Subtraktion des Wertes Eins – durch die Anzahl der Teilnehmer der jeweiligen Umfrage dividiert. Auf diese Weise wurde die durchschnittliche relative Rangposition eines jeden Prognostikers ermittelt, welche zwischen 0 % und 100 % liegen muss.

Der mittlere Teil der Tabelle 1 enthält die Ergebnisse für jene Prognostiker, für die der durchschnittliche relative Rang kleiner als 50 % ist und welche folglich als Optimisten für den Wert des Japanischen Yens angesehen werden

können. Optimisten erwarten im Durchschnitt eine stärkere Aufwertung des Yens gegenüber dem US-Dollar als die Pessimisten. Der untere Teil der Tabelle beschreibt die Ergebnisse für jene Prognostiker, welche im Durchschnitt einen relativen Rang haben, der größer ist als 50 % und welche folglich als Pessimisten für den Wert des Yens bezeichnet werden können. Pessimisten erwarten somit im Durchschnitt eine stärkere Aufwertung des Dollars als die Optimisten und entsprechend eine Abwertung des Yens. Analog werden entsprechende Angaben für den Schweizer Franken, den D-Mark- und den Euro-Wechselkurs in den Tabellen 2 und 4 ausgewiesen.

Es ist ersichtlich, dass die Ergebnisse in Bezug auf das Anti-Herding stabil sind. Alle Elemente der Nebendiagonalen sind größer als 50 %. Somit liegt die Vermutung nahe, dass sowohl die Optimisten als auch die Pessimisten Anti-Herding betreiben.

Eine interessante Frage besteht darin, ob das Prognoseverhalten – vom Konsensus abzuweichen – Einfluss auf den Prognoseerfolg hat. Insbesondere ist von Interesse, wie stark das hier unterstellte Abweichen der privaten Prognose von der veröffentlichten individuellen Prognose den Prognoseerfolg beeinflusst. Diese Frage muss jedoch leider unbeantwortet bleiben, da die private Prognose auch wirklich privat bleibt.

Jedoch kann untersucht werden, ob Prognostiker, die stark von der Konsensprognose abgewichen sind, eine signifikant bessere oder schlechtere Prognose abliefern, im Vergleich zu Prognosen, die nahe an der Konsensprognose lagen. Diese Frage wurde zum einen anhand des Zusammenhangs zwischen dem absoluten Prognosefehler und der absoluten Abweichung der Prognose vom Konsensus untersucht. Folglich wurde folgende Regressionsgleichung geschätzt:

$$|s_{t+1} - E_{i,t}[s_{t+1}]| = \alpha + \beta|\bar{E}_t[s_{t+1}] - E_{i,t}[s_{t+1}]| + \epsilon_{i,t+1} \quad (5)$$

Alternativ haben wir die nachfolgende Regressionsgleichung geschätzt:

$$(s_{t+1} - E_{i,t}[s_{t+1}])^2 = \alpha + \beta(\bar{E}_t[s_{t+1}] - E_{i,t}[s_{t+1}])^2 + \epsilon_{i,t+1} \quad (6)$$

Zum anderen wurde in Anlehnung an Batchelor/Dua (1990) für jeden Prognosezyklus der Rang des Prognosefehlers und der Rang der Abweichung von der Konsensprognose bestimmt und anschließend der Rangkorrelationskoeffizient ermittelt.

Die Ergebnisse sind in den Tabellen 6 und 7 dargestellt. Es zeigt sich ein signifikant positiver Zusammenhang. Eine um 1 Yen stärkere Abweichung von der Konsensprognose führt zu einem um 0,73 Yen höheren Prognosefehler. Der Rangkorrelationskoeffizient nimmt einen Wert von 0,55 an. Alle Ergebnisse sind für die anderen Währungsrelationen robust. Somit besteht ein deutlich ausgeprägter positiver Zusammenhang zwischen den beiden Größen. Dies impliziert, dass ein Prognostiker seine Prognose in Bezug auf die Akkuratheit verbessern könnte, wenn er seine Prognosen näher an den Konsensus anpassen würde.

Das theoretische Modell von Laster et al. (1999) kann jedoch erklären, warum die Prognostiker einen Anreiz haben, gerade nicht die akkurateste Prognose zu veröffentlichen. Durch die Existenz der *Laufkundschaft* ergibt sich der Anreiz, eine Prognose zu stellen, die von den anderen Prognostikern noch nicht so häufig abgegeben wurde. Auf diese Weise versuchen die Prognostiker sich von einander zu differenzieren.

## 4 Fazit

Aus den in diesem Beitrag vorgelegten empirischen Ergebnissen kann gefolgert werden, dass Wechselkursprognostiker Anti-Herding zu betreiben scheinen. Wechselkursprognostiker scheinen ihre Prognosen voneinander zu differenzieren und scheinen aktiv von der Konsensprognose abzuweichen. Anti-Herding könnte daher ein Grund sein, weshalb Heterogenität in Bezug auf Wechselkursprognosen entsteht, welche in modelltheoretischen Analysen bisweilen angenommen wird und welche in früheren empirischen Untersuchungen dokumentiert wurde.

Unser Ergebnis, dass Wechselkursprognostiker eher zu Anti-Herding als zu einem Herdenverhalten neigen, bestätigt die Ergebnisse empirischer Studien, die auf der Basis von Analystenprognosen von Unternehmensgewinnen abgeleitet wurden (Bernhardt et al. 2006, Naujoks et al. 2009). Ferner könnte es interessant sein, die empirische Evidenz zum Anti-Herding im Lichte neuerer experimenteller Studien zur Entstehung von Informationskaskaden zu interpretieren. In diesen wurde gezeigt, dass einige Teilnehmer der Experimente eine so genannte "Contrarian"-Strategie angewendet haben (Drehmann/Oechssler/Roider 2005, Cipriani/Guarino 2005). Im Hinblick auf die Prognosen von makroökonomischen Variablen wurde "Prognosedifferenzierung" von Batchelor/Dua (1990) nachgewiesen.

Bei der Interpretation unserer empirischen Ergebnisse ist zu beachten, dass in diesem Beitrag Herdenverhalten im Querschnitt über verschiedene Wechselkursprognostiker untersucht wurde. Aus einer solchen Querschnittsanalyse kann noch nicht zwingend eine Aussage über Herdenverhalten im Zeitablauf abgeleitet werden. Eine interessante Forschungsfrage für zukünftige Forschungsarbeiten ist daher, welche Auswirkungen das für die Querschnittsanalyse festgestellte Anti-Herding für etwaiges Herdenverhalten

über die Zeit hat.

## References

- Allen, H. und M. P. Taylor, 1990, Charts, Noise and Fundamentals in the London Foreign Exchange Market, *Economic Journal, Supplement* 100, 49–59.
- Batchelor, Roy A. und Dua, Pami, 1990, Product Differentiation in the Economic Forecasting Industry, *International Journal of Forecasting* 6, 311–316.
- Benassy-Quere, A., Larribeau, S., MacDonald, R., 2003, Models of Exchange Rate Expectations: How Much Heterogeneity? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 13, 113–136.
- Bernhardt, D., Campello, M., Kutsoati, E., 2006, Who Herds? *Journal of Financial Economics* 80, 657–675.
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D. und Welch, I. (1998): Learning from the Behaviour of Others: Conformity, Fads, and Informational Cascades, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 12(3), 151 — 170.
- Cheung, Y.-W., Wong, C., 2000, A Survey of Market Practitioners' Views on Exchange Rate Dynamics, *Journal of International Economics* 51, 401–419.
- Cheung, Y.-W. und M.D. Chinn, 2001, Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of the US Market, *Journal of International Money and Finance* 20, 439–471.
- Cipriani, M., A. Guarino, 2005, Herd Behavior in a Laboratory Financial Market, *American Economic Review* 95: 1427-1443.
- De Grauwe, P., H. Dewachter, und M. Embrechts, 1993, *Exchange Rate Theory – Chaotic Models of Foreign Exchange Markets*, Blackwell Publishers, Oxford and Cambridge, Mass.).

- De Long, J.B., A. Shleifer; L.H. Summers und R.J. Waldmann, 1990, Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation, *Journal of Finance* 45(2), 379–395.
- Dreger, C., Stadtmann, G., 2008, What Drives Heterogeneity in Foreign Exchange Rate Expectations: Insights from a New Survey, *International Journal of Finance and Economics* 13, 360–367.
- Drehmann, M., J. Oechssler, A. Roeder, 2005, Herding and Contrarian Behavior in Financial Markets: An Internet Experiment, *American Economic Review* 95: 1403-1426.
- Frankel, J. und K. Froot, 1990, Chartists, Fundamentalists, and Trading in Foreign Exchange Market, *American Economic Review* 80, 181–185.
- Ito, T., 1990, Foreign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data, *American Economic Review* 80, 434–449.
- Jeanne, O. und A. Rose, 2002, Noise Trading and Exchange Rate Regimes, *Quarterly Journal of Economics* 117, 537–569.
- Kilian, L. und M.P. Taylor, 2003, Why Is It So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates? *Journal of International Economics* 60, 85–107.
- Lamont, O.A., 2002, Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters, *Journal of Economic Behavior and Organization* 48, 265–280.
- Laster, D., P. Bennett und I.S. Geoum, 1999, Rational Bias in Macroeconomic Forecasts, *Quarterly Journal of Economics* 114, 293–318.
- MacDonald, R., Marsh, I.W., 1996, Currency Forecasters are Heterogeneous: Confirmation and Consequences, *Journal of International Money and Finance* 15, 665–685.

- Meese, R.A. und K. Rogoff, 1983, Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample? *Journal of International Economics* 14, 3–24.
- Menkhoff, L., 1997, Examining the Use of Technical Currency Analysis, *International Journal of Finance and Economics* 2, 307–318.
- Menkhoff, L., 1998, The Noise Trading Approach – Questionnaire Evidence from Foreign Exchange, *Journal of International Money and Finance* 17, 547–564.
- Menkhoff, L., 2001, Short-Term Horizons in Foreign Exchange? Survey Evidence from Dealers and Fund Managers, *Kyklos* 54, 27–47.
- Naujoks, M., Aretz, K., Kerl, A.G., Walter, A., 2009. Do German Security Analysts Herd? *Financial Markets and Portfolio Management* 23, 3–29.
- Neely, C.J. und Sarno, L., 2002, How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates?, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 84, 51–74.
- Pierdzioch, C. und Stadtmann, G., 2007, Exchange Rates, Expectations, and Monetary Policy: A NOEM Perspective, *Review of International Economics* 15, 252–268.
- Taylor, M.P. und H. Allen, 1992, The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market, *Journal of International Money and Finance* 11, 304–314.
- Westerhoff, F., 2003, Heterogeneous Traders and the Tobin Tax, *Journal of Evolutionary Economics* 13, 53–70.

Table 1: Japanischer Yen / U.S.-Dollar

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	383 / 24.8 %	1012 / 62.5 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	1163 / 75.2 %	606 / 37.5 %
Sum	1546 / 100.0 %	1618 / 100.0 %
S-Statistik	68.9 %	
Standardabweichung	0.0089	
Optimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	213 / 24.6 %	397 / 60.0 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	653 / 75.4 %	265 / 40.0 %
Sum	866 / 100.0 %	662 / 100.0 %
S-Statistik	67.7 %	
Standardabweichung	0.0129	
Pessimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	170 / 25.0 %	615 / 64.3 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	510 / 75.0 %	341 / 35.7 %
Sum	680 / 100.0 %	956 / 100.0 %
S-Statistik	69.7 %	
Standardabweichung	0.0125	

Anmerkung: Wechselkursprognosen von 34 verschiedenen Instituten im Zeitraum von 11/1995 bis 06/2009. Umfragen erfolgten einmal pro Monat, es handelt sich um ein *Unbalanced Panel*.

Table 2: Schweizer Franken / U.S.-Dollar

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	33 / 24.3 %	98 / 67.1 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	103 / 75.7 %	48 / 32.9 %
Sum	136 / 100.0 %	146 / 100.0 %
S-Statistik	71.4 %	
Standardabweichung	0.0298	
Optimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	10 / 15.9 %	29 / 67.4 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	53 / 84.1 %	14 / 32.6 %
Sum	63 / 100.0 %	43 / 100.0 %
S-Statistik	75.8 %	
Standardabweichung	0.0495	
Pessimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	23 / 31.5 %	69 / 67.0 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	50 / 68.5 %	34 / 33.0 %
Sum	73 / 100.0 %	103 / 100.0 %
S-Statistik	67.7 %	
Standardabweichung	0.0382	

Anmerkung: Wechselkursprognosen von 29 verschiedenen Instituten im Zeitraum von 11/1996 bis 10/2008. Umfragen erfolgten in unregelmäßigen Abständen ca. 2 bis 3 mal pro Jahr, es handelt sich um ein *Unbalanced Panel*.

Table 3: D-Mark / U.S.-Dollar

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	92 / 27.0 %	213 / 60.0 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	249 / 73.0 %	142 / 40.0 %
Sum	341 / 100.0 %	355 / 100.0 %
S-Statistik	66.5 %	
Standardabweichung	0.0190	
Optimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	47 / 24.4 %	71 / 59.2 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	146 / 75.6 %	49 / 40.8 %
Sum	193 / 100.0 %	120 / 100.0 %
S-Statistik	67.4 %	
Standardabweichung	0.0291	
Pessimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	45 / 30.4 %	142 / 60.4 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	103 / 69.6 %	93 / 39.6 %
Sum	148 / 100.0 %	235 / 100.0 %
S-Statistik	65.0 %	
Standardabweichung	0.0262	

Anmerkung: Wechselkursprognosen von 26 verschiedenen Instituten im Zeitraum von 11/1995 bis 12/1998. Umfragen erfolgten in monatlichen Abständen, es handelt sich um ein *Unbalanced Panel*.

Table 4: Euro / U.S.-Dollar

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	357 / 28.6 %	793 / 64.9 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	893 / 71.4 %	428 / 35.1 %
Sum	1250 / 100.0 %	1221 / 100.0 %
S-Statistik	68.2 %	
Standardabweichung	0.0101	

Optimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	174 / 26.0 %	302 / 65.5 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	496 / 74.0 %	159 / 34.5 %
Sum	670 / 100.0 %	461 / 100.0 %
S-Statistik	69.8 %	
Standardabweichung	0.0151	

Pessimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	183 / 31.6 %	491 / 64.6 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	397 / 68.4 %	269 / 35.4 %
Sum	580 / 100.0 %	760 / 100.0 %
S-Statistik	66.5 %	
Standardabweichung	0.0138	

Anmerkung: Wechselkursprognosen von 31 verschiedenen Instituten im Zeitraum von 01/1999 bis 12/2009. Die Umfragen erfolgten in monatlichen Abständen, es handelt sich um ein *Unbalanced Panel*. Obwohl die Forecaster eine Prognose für die USD/EUR-Relation abgeben, wird hier eine Analyse des Kehrwerts EUR/USD vorgenommen. Dies erlaubt eine übersichtlichere Aggregation der Daten mit dem D-Mark/USD-Wechselkurs. Die Ergebnisse für die USD/EUR-Relation unterscheiden sich *nicht* signifikant von den EUR/USD Ergebnissen. Wir stellen diese Ergebnisse auf Anfrage gerne zur Verfügung.

Table 5: D-Mark / U.S.-Dollar und Euro / U.S.-Dollar: Aggregierte Ergebnisse

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	449 / 28.2 %	1006 / 63.8 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	1142 / 71.8 %	570 / 36.2 %
Sum	1591 / 100.0 %	1576 / 100.0 %
S-Statistik	67.8 %	
Standardabweichung	0.0089	
Optimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	221 / 25.6 %	373 / 64.2 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	642 / 74.4 %	208 / 35.8 %
Sum	863 / 100.0 %	581 / 100.0 %
S-Statistik	69.3 %	
Standardabweichung	0.0134	
Pessimisten		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \bar{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \bar{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	219 / 26.8 %	444 / 63.8 %
$s_{t+1} > E_{i,t}[s_{t+1}]$	599 / 73.2 %	252 / 36.2 %
Sum	818 / 100.0 %	696 / 100.0 %
S-Statistik	68.5 %	
Standardabweichung	0.0129	

Table 6: Absolute Abweichung und absoluter Forecastingerfolg

	<i>Yen/USD</i>	<i>Swiss/USD</i>	<i>D – Mark/USD</i>	<i>Euro/USD</i>
$\alpha$	2.007*** (.0778)	.008625*** (.001588)	0.0226*** (0.00164)	0.0154*** (0.00063)
$\beta$	0.7299*** (0.039)	0.8326*** (.137)	0.6331*** (.079)	0.7755*** (0.0395)
Obs.	3165	282	701	2471
$R^2$	0.2385	0.2935	0.1476	0.2496
Rank Korr	0.5689	0.6651	0.6033	0.6327

Anmerkung: Die Ergebnisse beziehen sich auf Gleichung (5):

$$|s_{t+1} - E_{i,t}[s_{t+1}]| = \alpha + \beta|\bar{E}_t[s_{t+1}] - E_{i,t}[s_{t+1}]| + \epsilon_{i,t+1}$$

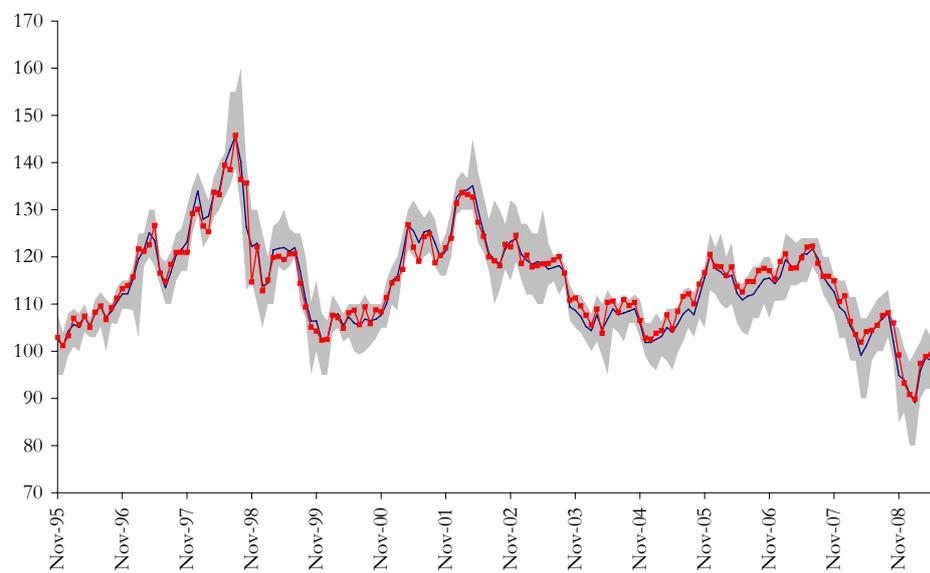
Table 7: Quadrierte Abweichung und quadrierter Forecastingerfolg

	<i>Yen/USD</i>	<i>Swiss/USD</i>	<i>D – Mark/USD</i>	<i>Euro/USD</i>
$\alpha$	10.02*** (.8427)	0.000117*** (0.000097)	.00128*** (.00014)	0.000743*** (0.0000479)
$\beta$	1.34*** (0.127)	1.91*** (0.421)	1.102*** (.212)	1.243*** (0.104)
Obs.	3165	282	701	2471
$R^2$	0.3847	0.4743	0.2217	0.354

Anmerkung: Die Ergebnisse beziehen sich auf Gleichung (6):

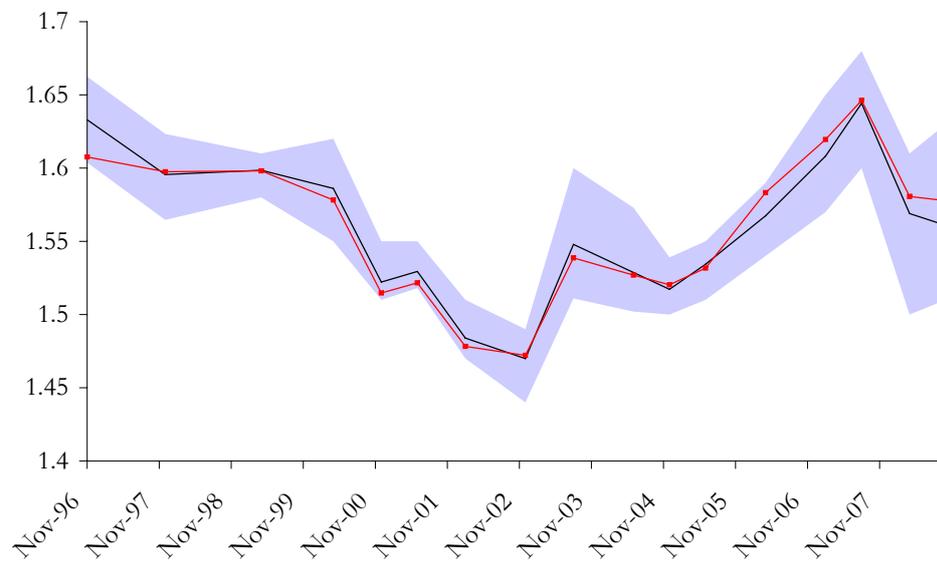
$$(s_{t+1} - E_{i,t}[s_{t+1}])^2 = \alpha + \beta(\bar{E}_t[s_{t+1}] - E_{i,t}[s_{t+1}])^2 + \epsilon_{i,t+1}$$

Figure 1: Wechselkurse und Erwartungen im Yen / U.S. Dollar



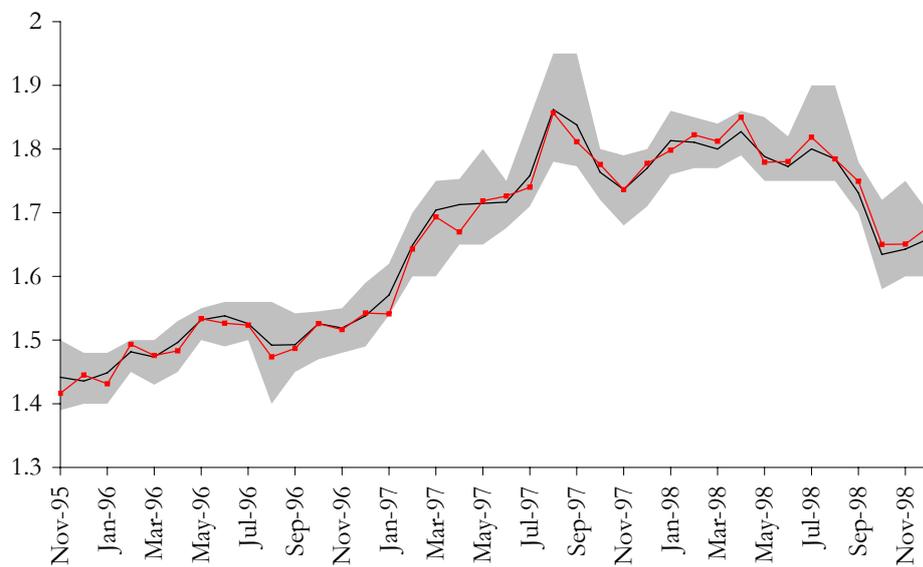
Anmerkung: Die rote Kurve mit den Quadraten zeigt den aktuellen Wechselkurs  $s_t$ , die schwarze Linie den Mittelwert der Erwartungen  $\bar{E}_t[s_{t+1}]$ . Die graue Fläche kennzeichnet die Bandbreite, in der Prognosen abgegeben wurden.

Figure 2: Wechselkurse und Erwartungen im Schweizer Franken / U.S. Dollar



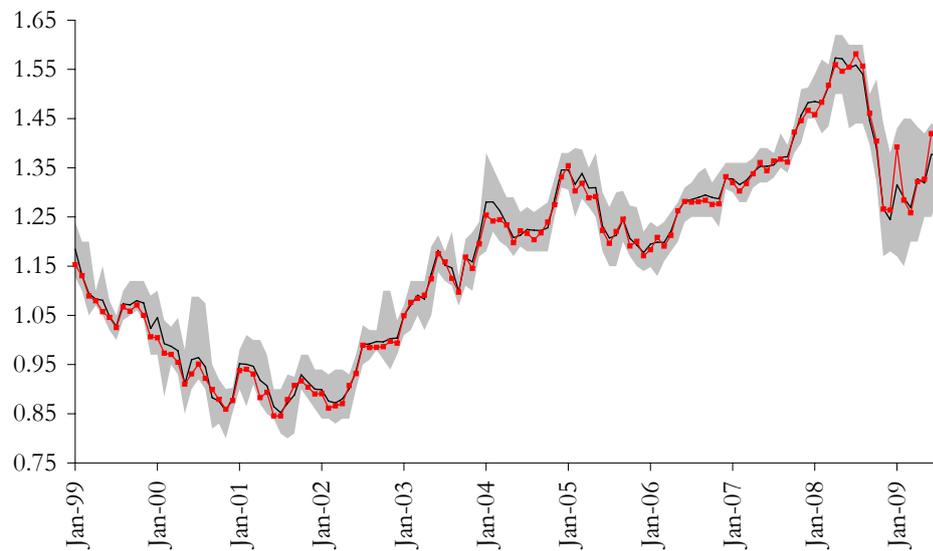
Anmerkung: Die rote Kurve mit den Quadraten zeigt den aktuellen Wechselkurs  $s_t$ , die schwarze Linie den Mittelwert der Erwartungen  $\bar{E}_t[s_{t+1}]$ . Die graue Fläche kennzeichnet die Bandbreite, in der Prognosen abgegeben wurden.

Figure 3: Wechselkurse und Erwartungen im D-Mark / U.S. Dollar



Anmerkung: Die rote Kurve mit den Quadraten zeigt den aktuellen Wechselkurs  $s_t$ , die schwarze Linie den Mittelwert der Erwartungen  $\bar{E}_t[s_{t+1}]$ . Die graue Fläche kennzeichnet die Bandbreite, in der Prognosen abgegeben wurden.

Figure 4: Wechselkurse und Erwartungen im Euro / U.S. Dollar



Anmerkung: Die rote Kurve mit den Quadraten zeigt den aktuellen Wechselkurs  $s_t$ , die schwarze Linie den Mittelwert der Erwartungen  $\bar{E}_t[s_{t+1}]$ . Die graue Fläche kennzeichnet die Bandbreite, in der Prognosen abgegeben wurden.

## Diskussionspapiere der Europa-Universität Viadrina Frankfurt (Oder)

### Fakultät Wirtschaftswissenschaften (ab 2000\*)

146. **Jan Winiecki:** Successes of Trade Reorientation and Trade Expansion in Post - Communist Transition: an Enterprise - Level Approach. Januar 2000.
147. **Jan Winiecki:** Cost and Benefits of European Union's Enlargement: a (largely) Sanguine View. Januar 2000.
148. **Alexander Kritikos:** The Enforcement of Environmental Policy under Incomplete Information. Januar 2000.
149. **Stefan Schipper und Wolfgang Schmid:** Trading on the Volatility of Stock Prices. Januar 2000.
150. **Friedel Bolle und Alexander Kritikos:** Solidarity. Januar 2000.
151. **Eberhard Stickle:** Entrepreneur or Manager: Who really runs the Firm?. Februar 2000.
152. **Wolfgang Schmid und Stefan Schipper:** Monitoring Financial Time Series. Februar 2000.
153. **Wolfgang Schmid und Sven Knoth:** Kontrollkarten für abhängige Zufallsvariablen. Februar 2000.
154. **Alexander Kritikos und Frank Wießner:** Ein zweiter Kreditmarkt für eine zweite Chance. Februar 2000.
155. **Alexander Kritikos:** A Discussion on the Viability of the Indenture Game, between G. Holt and F. Bolle and A. Kritikos. März 2000.
156. **Claudia Kurz:** Regional Risk Sharing and Redistribution by the Unemployment Insurance: The Case of Germany. April 2000.
157. **Friedel Bolle und Andreas Paul:** Preventing International Price Discrimination – Are Fines Welfare Enhancing?. Mai 2000.
158. **Dorothea Baun:** Operationalisierung der Determinanten von Impulskäufen – Ergebnisse einer empirischen Untersuchung. Mai 2001.
159. **Alexander Haupt:** Environmental Policy and Innovations in Open Economies. Juni 2000.
160. **Jochen Hundsdoerfer:** Lock-In-Effekte bei Gewinnen von Kapitalgesellschaften vor und nach der geplanten Steuerreform. Juni 2000.
161. **Alexander Kritikos und Friedel Bolle:** Distributional Concerns: Equity or Efficiency Oriented?. Juli 2000.
162. **Sandra Große und Lars-Olaf Kolm:** Anrechnung nach § 34c Abs. 1 oder Abzug nach § 34c Abs. 2 EStG – Modellierung einer Entscheidungshilfe. August 2000.
163. **Swantje Heischkel und Tomas Oeltze:** Grundzüge des russischen Umsatzsteuerrechts. August 2000.
164. **Friedel Bolle:** Do you really want to know it?. September 2000.
165. **Friedel Bolle und Alexander Kritikos:** Reciprocity, Altruism, Solidarity: A dynamic model. September 2000.
166. **Jan Winiecki:** An inquiry into the early drastic fall of output in post-communist transition: An unsolved puzzle. Oktober 2000.

---

\* Eine Übersicht über die zwischen 1993 bis 1999 erschienenen Diskussionspapiere kann beim Dekanat der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät angefordert werden.

167. **Jan Winiecki:** Post Foreign Trade Problems and Prospects: The Economics and Political Economy of Accession. Januar 2001.
168. **Helmut Seitz:** Demographischer Wandel und Infrastrukturaufbau in Berlin-Brandenburg bis 2010/2015: Herausforderungen für eine strategische Allianz der Länder Berlin und Brandenburg. März 2001.
169. **Wolfgang Schmid und Yarema Okhrin:** Tail Behaviour of a General Family of Control Charts. April 2001.
170. **Jan Winiecki:** Polish Generic Private Sector In Transition: Developments And Characteristics. Juni 2001.
171. **Nadejda Pachomova, Alfred Endres und Knut Richter:** Proceedings des ersten Seminars über Umweltmanagement und Umweltökonomie. Mai 2001.
172. **Maciej Rosolowski and Wolfgang Schmid:** Ewma charts for monitoring the mean and the autocovariances of stationary gaussian processes. Juli 2001.
173. **Sven Knoth und Wolfgang Schmid:** Control Charts for Time Series: A Review. Oktober 2001.
174. **Adam Gieralka:** Die Unternehmenssteuerreform 2001 und die fundamentale Bewertung von Kapitalgesellschaften. Oktober 2001.
175. **Friedel Bolle:** If you want me, I don't want you. December 2001.
176. **Friedel Bolle:** Signals for Reliability: A possibly harmful institution? December 2001.
177. **Tomas Oeltze und Swantje Heischkel:** Das neue Umsatzsteuergesetz in der Russischen Föderation. Dezember 2001.
178. **Andrea Gröppel-Klein and Dorothea Baun:** The more the better? – Arousing merchandising concepts and in-store buying behavior. Februar 2002.
179. **Yves Breitmoser:** Collusion and Competition in Laboratory Simultaneous Multiple-Round Auctions. Mai 2002.
180. **Alexander Kritikos and Friedel Bolle:** Utility versus Income Based Altruism – in Favor of Gary Becker. Mai 2002.
181. **Elzbieta Kuba and Friedel Bolle:** Supply Function Equilibria under Alternative Conditions with Data from the Polish Electricity Market. Mai 2002.
182. **Friedel Bolle:** Altruism, Beckerian Altruism, or Intended Reciprocity? Remarks on an Experiment by Selten and Ockenfels. Mai 2002.
183. **Yves Breitmoser:** Subgame-Perfect Equilibria of Small Simultaneous Multiple-Round Auctions. Juni 2002.
184. **Yves Breitmoser:** Moody Behavior in Theory, Laboratory, and Reality. Juni 2002.  
- *Diskussionspapier wurde zurückgezogen und wird neu überarbeitet* -
185. **Antje Baier und Friedel Bolle:** Zyklische Preisentwicklung im offenen Call-by-Call-Markt: Irreführung der Konsumenten?. Oktober 2002.
186. **Yves Breitmoser:** Long-term Equilibria of Repeated Competitive Games. Januar 2003.
187. **F. Bolle und J. Kaehler:** "The Conditional Efficiency of Signaling. An Experimental Investigation." Frankfurt (Oder). October 2002.
188. **Friedel Bolle,** „The Envelope Paradox, the Siegel Paradox, and the Impossibility of Random Walks in Equity and Financial Markets“. February 2003.
189. **Friedel Bolle and Jessica Kaehler,** "Is there a Harmful Selection Bias when Experimenters Choose their Experiments?". February 2003.

- 190. Helmut Seitz:** Die langfristige Entwicklung der Einnahmen der Kommunen im Land Brandenburg vor dem Hintergrund der Ergebnisse der Solidarpakt-Verhandlungen unter besonderer Berücksichtigung der Zuweisungen des Landes. März 2003.
- 191. Thomas Otte:** Die Praxis der Arbeitsbewertung in polnischen Unternehmen. April 2003.
- 192. Tomas Oeltze/Swantje Heischkel:** Die Struktur des russischen Körperschaftssteuergesetzes. April 2003.
- 193. Knut Richter/Barbara Gobsch (Hrsg.):** Proceedings des 2. deutsch-russischen Workshops zum Thema: Aktuelle Fragen und Trends der Wirtschaftswissenschaften. Mai 2003.
- 193. под ред. К. Рихтера/Б. Гобш:** Материалы 2-ого немецко-русского семинара «Актуальные вопросы и тенденции экономической науки». май 2003.
- 194. Thomas Otte:** Die arbeitgeberseitige Finanzierung der MBA-Ausbildung als Investition in Humankapital. Juni 2003.
- 195. Lars-Olaf Kolm:** Die Konvergenz der Rechnungslegungsstandards: Eine stille Revolution IAS, die realistischere Bilanzierung?. Juni 2003.
- 196. Sven Knoth:** Accurate ARL computation for EWMA-S<sup>2</sup> control charts. June 2003.
- 197. Sven Knoth:** EWMA schemes with non-homogeneous transition kernels. June 2003.
- 198. Alfred Kötzle u. a.:** Standortvorteile in Ostbrandenburg/Westpolen für grenzüberschreitende Kooperation. Juli 2003.
- 199. Thomas Otte:** Das französische Hochschulsystem als Sortiereinrichtung für Humankapital. August 2003.
- 200. M. Rosołowski and W. Schmid:** EWMA charts for monitoring the mean and the autocovariances of stationary processes. August 2003.
- 201. Adrian Cloer:** Die Grundzüge des polnischen Einkommenssteuerrechts 2003. September 2003.
- 202. Jonathan Tan and Daniel J. Zizzo:** Groups, Cooperation and Conflict in Games, October 2003.
- 203. Sven Knoth:** Computation of the ARL for CUSUM-S<sup>2</sup> schemes, November 2003.
- 204. Jonathan Tan:** Religion and Social Preferences: An Experimental Study. Januar 2004.
- 205. Adrian Cloer:** Eine fallorientierte Einführung in das polnische Ertragsteuerrecht (einschließlich DBA-Rechts). Februar 2004.
- 206. Adam Gieralka:** Steuerliche Vorteilhaftigkeit der Zwischenschaltung einer vermögensverwaltenden Kapitalgesellschaft – eine Fallstudie zum steueroptimalen Bezug polnischer Einkünfte in Deutschland unter Berücksichtigung der Hinzurechnungsbesteuerung nach §§ 7 – 14 AStG -. Februar 2004.
- 207. Friedel Bolle und Yves Breitmoser:** Dynamic Competition with Irreversible Moves: Tacit Collusion (Almost) Guaranteed. Februar 2004.
- 208. Andrea Gröppel-Klein and Claas Christian Germelmann:** Is Specific Consumer Behaviour Influenced by Terminal Values or does Yellow Press Set the Tone?. Februar 2004.

209. **Andrea Gröppel-Klein and Anja Domke:** The Relevance of Living-Style Match for Customer Relationship Marketing of Housing Companies. Februar 2004.
210. **Michael Grüning and Kathalin Stöckmann:** Corporate Disclosure Policy of German DAX-30 Companies. März 2004.
211. **Elena Klimova:** Ergebnisse einer Unternehmensumfrage zum Thema: "Betriebliches Umweltmanagement und Wertsteigerung im Unternehmen: Gegensätze oder zwei Namen für eine Erfolgsstrategie?". März 2004.
212. **Thomas Otte:** Dynamische Aspekte von Differenzierungsstrategien, April 2004.
213. **Olha Bodnar and Wolfgang Schmid:** CUSUM Control Schemes for Multivariate Time Series. April 2004.
214. **Jonathan Tan and Friedel Bolle:** On the Relative Strengths of Altruism and Fairness. Mai 2004.
215. **Susanne Leist:** Integration von Techniken verschiedener Methoden der Unternehmensmodellierung, Arbeitspapier des Lehrstuhls für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Wirtschaftsinformatik, Finanz- und Bankwirtschaft der Europa-Universität Viadrina. Juni 2004.
216. **Susanne Leist:** Methoden der Unternehmensmodellierung – Möglichkeiten und Grenzen ihrer Anwendung, Arbeitspapier des Lehrstuhls für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Wirtschaftsinformatik, Finanz- und Bankwirtschaft der Europa-Universität Viadrina. Juni 2004.
217. **Susanne Leist und Krzysztof Woda:** Analyse der Erfolgsfaktoren mobiler Zahlungssysteme, Arbeitspapier des Lehrstuhls für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Wirtschaftsinformatik, Finanz- und Bankwirtschaft der Europa-Universität Viadrina. Juli 2004.
218. **Jonathan H. W. Tan and Friedel Bolle:** Team Competition and the Public Goods Game. Juli 2004.
219. **Jonathan H. W. Tan and Anders Poulsen:** The Role of Information in Ultimatum Bargaining. Juli 2004.
220. **Olha Bodnar and Wolfgang Schmid:** Multivariate Control Charts based on a Projection Approach. Oktober 2004.
221. **Irena Okhrin and Knut Richter:** Inventory and Transportation Models in the Mobile Business Environment. Oktober 2004.
222. **Michael Krohn:** Die virtuelle Falle - Konfliktpotentiale der Informationsgesellschaft und ihre Überwindung durch Investitionen in Sozialkapital. November 2004.
223. **Friedel Bolle, Jana Heimel and Claudia Vogel:** Crowding Out and Imitation Behavior in the Solidarity Game. Dezember 2004.
224. **Andrea Gröppel-Klein and Claas Christian Germelmann:** The Impact of Terminal Values and Yellow Press on Consumer Behavior. Januar 2005.
225. **Friedel Bolle and Antje Baier:** Cyclical Price Fluctuations caused by Information Inertia - Evidence from the German Call-by-Call Telephone Market. Januar 2005.
226. **Grigori Pichtchoulov and Knut Richter:** Economic Effects of Mobile Technologies on Operations of Sales Agents. Januar 2005.
227. **Jens Jannasch:** Erfolgsfaktoren mobiler, integrierter Geschäftsprozesse. Januar 2005.
228. **Michael Grüning, Kathalin Stöckmann and Marek Maksymowicz:** A Comparison of Corporate Disclosure in Germany and Poland. Februar 2005.

- 229. Friedel Bolle and Alexander Kritikos:** Altruistic Behavior Under Incomplete Information, Februar 2005.
- 230. Alexander S. Kritikos:** The Impact of Compulsory Arbitration on Bargaining Behavior – An Experimental Study - . Februar 2005.
- 231. Alexander S. Kritikos and Denitsa Vigenina:** Key Factors of Joint-Liability Loan Contracts an Empirical Analysis. Februar 2005.
- 232. Alexander S. Kritikos and Friedel Bolle:** Utility-Based Altruism: Evidence in Favour Gary Becker. Februar 2005.
- 233. Alexander S. Kritikos, Friedel Bolle and Jonathan H. W. Tan:** The Economics of Solidarity: A Conceptual Framework. Februar 2005.
- 234. Thomas Otte:** Personalwirtschaftliche Rahmenbedingungen und Strategien bei der Marktbearbeitung in Transformationsländern am Beispiel Polens. Februar 2005.
- 235. Thomas Otte:** Das französische Hochschulsystem als Sortiereinrichtung für Humankapital. Februar 2005.
- 236. Jonathan Tan and Daniel J. Zizzo:** Which is the More Predictable Gender? Public Good Contribution and Personality. März 2005.
- 237. Maciej Wojtaszek und André Winzer:** Praxisnahe Steuerbilanzpolitik unter Berücksichtigung des Zinseffektes (veröffentlicht im EWZ). Mai 2005.
- 238. Sven Husmann:** On Estimating an Asset's Implicit Beta. Juni 2005.
- 239. Adam Gieralka:** Neue Runde im Kampf um Steuerquellen. Eine fallbezogene Analyse der Steuerfolgen aus dem Einsatz einer polnischen Zwischengesellschaft für eine deutsche Kapitalgesellschaft unter expliziter Berücksichtigung aktueller Steuerreformvorschläge, insbesondere des geplanten Gesetzes zur Verbesserung der steuerlichen Standortbedingungen vom 4. Mai 2005 (Europäisches Wissenschaftszentrum am Collegium Polonicum). Juni 2005.
- 240. Jonathan H. W. Tan and Claudia Vogel:** Religion and Trust: An Experimental Study. Juli 2005.
- 241. Alexander S. Kritikos and Jonathan H.W. Tan:** Indenture as a Commitment Device in Self-Enforced Contracts. August 2005.
- 242. Adam Gieralka:** Die Hinzurechnungsbesteuerung als ein Weg aus der Falle des Halbeinkünfteverfahrens?. August 2005.
- 243. Michael Grüning:** Divers of Corporate Disclosure – An Empirical Investigation in a Central European Setting. Oktober 2005.
- 244. Andrea Gröppel-Klein, Claas Christian Germelmann, Martin Glaum:** Polnische und Deutsche Studierende an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Europa-Universität Viadrina: Ein Längsschnittvergleich 1998 - 2004. Oktober 2005.
- 245. Tessa Haverland:** Anonymity matters - Zur Relevanz einer Anonymitätsbetrachtung in den Wirtschaftswissenschaften. Dezember 2005.
- 246. Sven Husmann, Martin Schmidt, Thorsten Seidel:** The Discount Rate: A Note on IAS 36. Februar 2006.
- 247. Yves Breitmoser:** A Theory of Coalition Bargaining. Februar 2006.
- 248. Volodymyr Perederiy:** Insolvenzprognose anhand von ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüssen: explorative Analyse. August 2006.
- 249. Alexander Kritikos and Friedel Bolle:** Utility versus Income-Based Altruism. September 2006.

- 250. Friedel Bolle:** A Price is a Signal – On Intrinsic Motivation and Crowding – out. September 2006.
- 251. Alexander Kritikos, Christoph Kneiding and Claas Christian Germelmann:** Is there a Market for Microlending in Industrialized Countries?. September 2006.
- 252. Marco Caliendo** (DIW Berlin), **Frank M. Fossen** (DIW Berlin), **Alexander S. Kritikos** (EUV): Risk Attitudes of Nascent Entrepreneurs – New Evidence from an Experimentally-Validated Survey. September 2006.
- 253. Marco Caliendo** (DIW Berlin, IZA Bonn, IAB Nürnberg), **Alexander S. Kritikos** (Europa-Universität Viadrina, GfA Berlin, IAB Nürnberg), **Frank Wießner** (IAB Nürnberg): Existenzgründungsförderung in Deutschland - Zwischenergebnisse aus der Hartz-Evaluation. November 2006.
- 254. Alfred Kötzle, Michael Grüning, Oleksandra Vedernykova:** Unternehmenspublizität aus Sicht der Praxis. November 2006.
- 255. Friedel Bolle and Yves Breitmoser:** On the Allocative Efficiency of Ownership Unbundling. November 2006.
- 256. Friedel Bolle and Yves Breitmoser:** Are Gas Release Auctions Effective?. November 2006.
- 257. Karl Kurbel:** Process Models and Distribution of Work in Offshoring Application Software Development. Januar 2007.
- 258. Friedel Bolle and Rostyslav Ruban:** Competition and Security of Supply: Let Russia Buy into the European Gas Market! Februar 2007.
- 259. Marco Caliendo** (DIW Berlin) **and Alexander S. Kritikos** (Europa-Universität Viadrina): Is Entrepreneurial Success Predictable? An Ex-Ante Analysis of the Character-Based Approach. März 2007.
- 260. Stephan Kudert und Ivonne Kaiser** (Europäisches Wissenschaftszentrum am Collegium Polonicum): "Die Unternehmenssteuerreform 2008: Eine Untersuchung zur Existenz von steuerlichen Lock-in-Effekten". Mai 2007.
- 261. Knut Richter and Irena Okhrin:** Solving a production and inventory model with a minimum lot size constrain. September 2007.
- 262. Olha Bodnar, Michela Cameletti, Alessandro Fassò, Wolfgang Schmid:** Comparing air quality among Italy, Germany and Poland using BC indexes. Februar 2008.
- 263. Alfred Kötzle, Michael Grüning, Dmitry Kusmin:** Оптимизация системы мотивации промышленных предприятий : на примере ОАО Уральская Химическая Компания. März 2008.
- 264. Friedel Bolle (EUV), Yves Breitmoser (EUV), Jonathan Tan (Nottingham University Business School, University of Nottingham):** „Gradual but Irreversible Adjustments to Public Good Contributions“. April 2008.
- 265. Friedel Bolle:** „Over- and Under-Investment According to Different Benchmarks“. Mai 2008.
- 266. Stephan Kudert und Ivonne Klipstein:** Steuerlastgestaltung im deutsch-polnischen Kontext mithilfe einer Produktionsaufspaltung. Mai 2008.
- 267. Michael Lamla and Alfred Kötzle:** "German Schuldschein coming back into Fashion". Juni 2008.
- 268. Olha Bodnar and Wolfgang Schmid:** Nonlinear Locally Weighted Kriging Prediction for Spatio-Temporal Environmental Processes. Dezember 2008.
- 269. Hermann Ribhegge:** Zur Harmonie von Wettbewerbsrecht und Gesundheitspolitik: Kritische Anmerkungen zu den Beschlüssen des Bundeskartellamtes zur Fusion im Krankenhausbereich. Dezember 2008.

- 270. Philipp E. Otto and Friedel Bolle:** Small Numbers Matching Markets: Unstable and Inefficient Due to Over-competition? Januar 2009.
- 271. Sven Knoth, Manuel C. Morais, Antonio Pacheco and Wolfgang Schmid:** Misleading signals in simultaneous residual schemes for the mean and variance of a stationary process. Februar 2009.
- 272. Manuel C. Morais, Yarema Okhrin and Wolfgang Schmid:** On the limiting behaviour of EWMA charts with exact control limits. Februar 2009.
- 273. Adam Gieralka:** Optionale Schedulenbesteuerung unternehmerischer Einkünfte als praktikable Alternative zur Regelbesteuerung? – Eine vergleichende Analyse der deutschen und polnischen Steuerregelungen –. März 2009.
- 274. Adam Gieralka:** Optionen und Pflichten zur Schedulenbesteuerung von Kapitaleinkünften – Eine vergleichende Analyse der deutschen und polnischen Steuerregelungen –. März 2009.
- 275. Adam Gieralka:** Besteuerung der Kapitaleinkünfte nach der Unternehmensteuerreform 2008 - Eine Fallstudie zum steueroptimalen Bezug der Kapitaleinkünfte durch natürliche Personen -. April 2009.
- 276. Adam Gieralka:** „Das Teileinkünfteverfahren als Alternative zur Abgeltungsteuer? - Eine Fallstudie zur Besteuerung der Kapitalerträge unter expliziter Berücksichtigung von Refinanzierungsaufwendungen –“. Mai 2009.
- 277. Stephan Kudert, Ivonne Klipstein und Paula Jarzynska:** "Die steuerliche Vorteilhaftigkeit der grenzüberschreitenden Betriebsaufspaltung bei DBA-Staaten am Beispiel Österreich - Deutschland". Juni 2009.
- 278. Jano Costard:** More Risk – Less Solidarity? An Experimental Investigation. September 2009.
- 279. Taras Bodnar and Taras Zabolotsky:** Estimation and inference of the vector autoregressive process under heteroscedasticity. September 2009.
- 280. Taras Bodnar and Wolfgang Schmid:** On the Exact Distribution of the Estimated EU Portfolio Weights: Theory and Applications. September 2009.
- 281. Olha Bodnar and Wolfgang Schmid:** CUSUM Charts for Monitoring the Mean of a Multivariate Gaussian Process. September 2009.
- 282. Mikhail M. Kovalev, Nikita A. Lomagin, Sergei F. Sutyryin, József Vörös, Rustem M. Nureev and Knut Richter, Alexander Klebe:** Crisis and sustainable business in Central and Eastern Europe. November 2009.
- 283. Irena Okhrin and Knut Richter:** The linear dynamic lot size problem with minimum order quantities. April 2010.
- 284. Irena Okhrin and Knut Richter:** An  $O(T^3)$  algorithm for the capacitated lot sizing problem with minimum order quantities. April 2010.
- 285. Vasyl Golosnoy, Iryna Okhrin and Wolfgang Schmid:** Online Surveillance of Volatility Forecasting Models. April 2010.
- 286. Manuel Cabral Morais, Yarema Okhrin and Wolfgang Schmid:** Limit properties of EWMA charts for stationary processes. Juni 2010.
- 287. Christian Pierdzioch, Dirk Schäfer and Georg Stadtmann:** Fly with the Eagles or Scratch with the Chickens? – Zum Herdenverhalten von Wechselkursprognostikern. August 2010.