

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

Von Christian Pierdzioch, Hamburg, Georg Stadtmann,
Odense/Frankfurt (Oder), und Dirk Schäfer, Frankfurt (Oder)*

I. Einführung

In diesem Beitrag wird analysiert, ob Wechselkursprognosen Anhaltspunkte dafür liefern, dass Prognostiker ein sogenanntes *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, sodass 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 Invest-

* Wir bedanken uns bei der Euro Area Macroeconomic Developments Division der Europäischen Zentralbank für den Zugang zum Datensatz sowie bei der Deutschen Bundesbank für die finanzielle Unterstützung im Rahmen des Projektes „Geld und Währung“ (S126/10081/11). Ferner bedanken wir uns bei einem anonymen Gutachter und Jan Rülke (WHU, Otto Beisheim School of Management) für hilfreiche Kommentare.

ments 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 Wechselkursänderungen 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 Yen erwarten, was ihre Gewinnposition verbessern würde. Japanische Exporteure erwarten hingegen im Durchschnitt eine Abwertung des Yen 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 Wechselkurserwartungen 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 Analyse Zwecke 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 Händlern und sogenannten positiven Feedback-Tradern ausgeht, 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 sogenanntes Anti-Herding eine Ursache der Heterogenität sein kann. Dazu wird in Abschnitt II. anhand zweier Modellansätze aufgezeigt, unter welchen Bedingungen ein Herdenverhalten (bzw. ein Anti-Herding) von Prognostikern auftreten kann. In Abschnitt III. erfolgt eine empirische Analyse von Herdenverhalten bzw. Anti-Herding auf der Basis von Wechselkursprognosen für die wichtigsten Währungsrelationen (Japanischen Yen, Schweizer Franken, D-Mark und Euro gegenüber dem US-Dollar). In Abschnitt IV. fassen wir die wesentlichen Ergebnisse unserer Studie kurz zusammen.

II. Theoretische Überlegungen

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 sequenziell 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 *PPNNNNN* 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 *NNPPPPP* 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. 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 sogenanntes Anti-Herding und somit ein „Schwimmen gegen den Strom“ auftreten kann. Anti-Herding wird in der Literatur auch als *Scattering* bezeichnet. Im Folgenden wird in Anlehnung an *Pierdzioch/Stadtmann* (2010a) das Modell von *Laster* et al. (1999) in seinen Grundzügen skizziert, sodass 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 beeinflusst, 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

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

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 :

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

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). Es gibt nur Laufkundschaft. 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.

3. Übertragung auf den Devisenmarkt

In der modelltheoretischen Analyse von *Bikhchandani et al.* (1998) wird davon ausgegangen, dass Herdenverhalten durch eine sequenzielle Abfolge von Entscheidungen entstehen kann. Denn nur der sequenzielle Aufbau des „Entscheidungsbaums“ erlaubt es den Prognostikern, sich an den vorgelagerten 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, sodass der Eindruck entstehen könnte, dass auch in diesem Modell die Prognostiker ihre Prognosen sequenziell 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 Prog-

nostiker durchaus im Vorfeld der Prognoseerstellung über die Prognosen der anderen Prognostiker informieren kann und informiert wird. Somit können Prognostiker auch die vorherrschende „Konsensprognose“ berechnen.

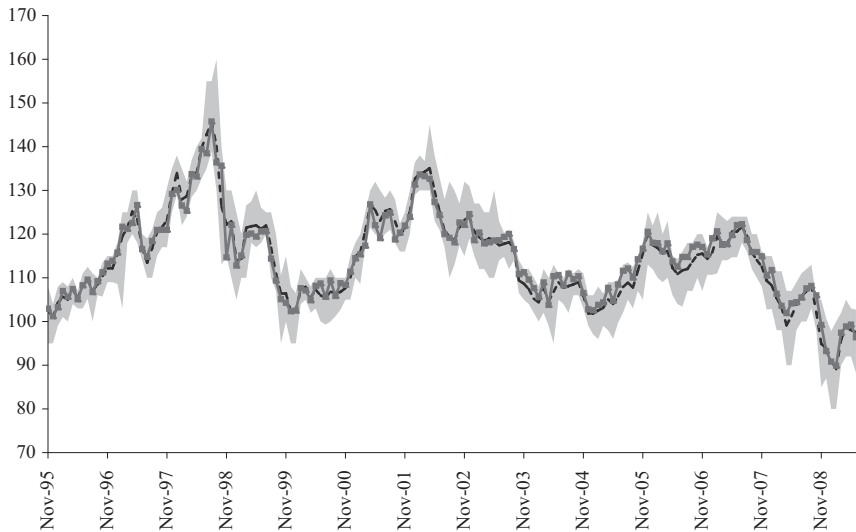
- Ferner besteht ein Unterschied zwischen Prognosen von Finanzmarktpreisen (und Wechselkursen) und Prognosen von makroökonomischen Variablen wie z.B. GDP-Wachstumsraten. Zum einen werden Finanzmarktpreise – anders als z.B. GDP-Daten – nicht mehrmals revidiert. Folglich steht ihr realisiertes Niveau sofort 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.

III. Empirische Analyse

1. Beschreibung der Test-Statistik

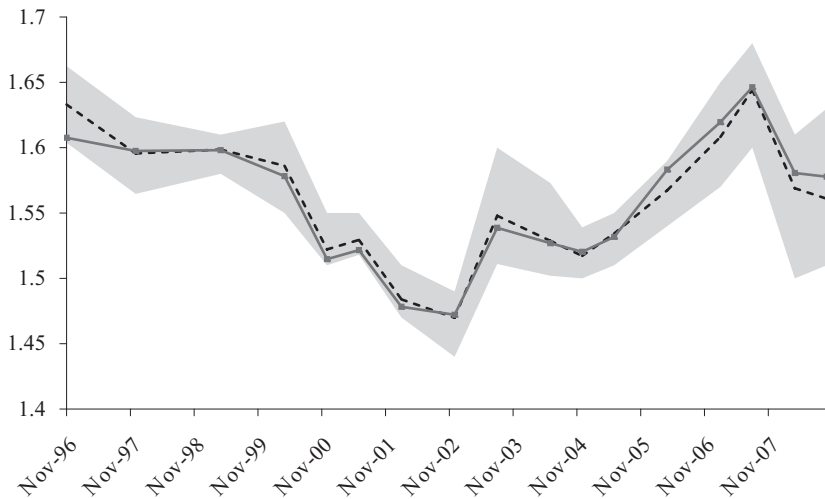
Die empirische Analyse basiert auf der Überlegung, dass Prognostiker auf der Basis der ihnen zur Verfügung stehenden Informationen den zukünftigen Wechselkurs prognostizieren können. Die daraus entstehende Prognose ist die *private* Wechselkursprognose. Gleichzeitig können die Prognostiker leicht eine 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 Wechselkursprognose berechnet und dabei alle verfügbaren Informationen einbezieht. Die private Prognose ($\bar{E}_{i,t}[s_{t+1}]$) 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 Wahr-



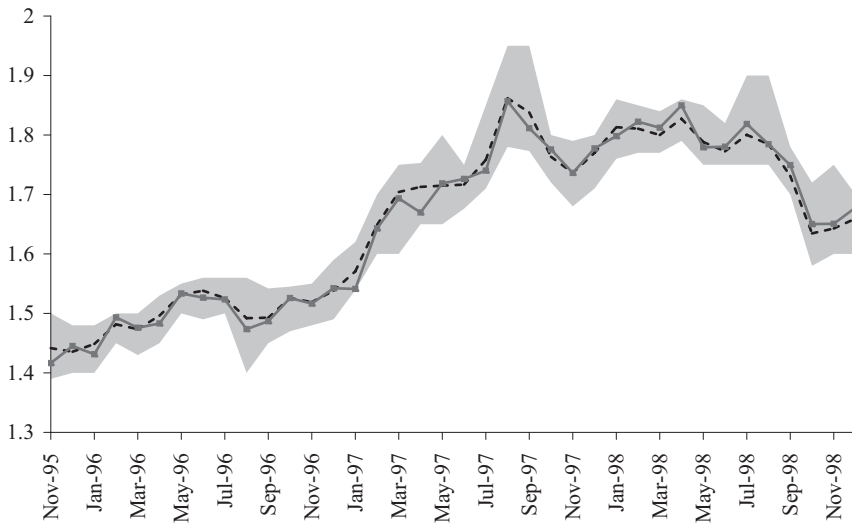
Anmerkung: Die Kurve mit den Quadraten zeigt den aktuellen Wechselkurs s_t , die gestrichelte Linie den Mittelwert der Erwartungen $\bar{E}_t[s_{t+1}]$. Die graue Fläche kennzeichnet die Bandbreite, in der Prognosen abgegeben wurden.

Abbildung 1: Wechselkurse und Erwartungen in Yen/US-Dollar



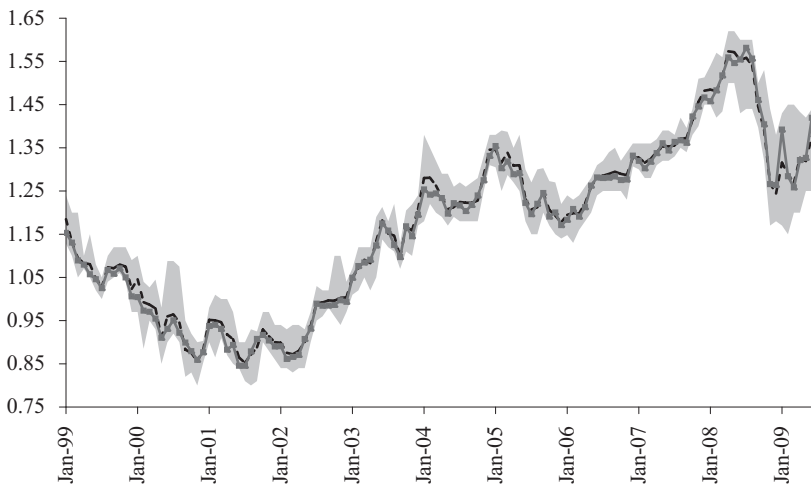
Anmerkung: Die Kurve mit den Quadraten zeigt den aktuellen Wechselkurs s_t , die gestrichelte Linie den Mittelwert der Erwartungen $\bar{E}_t[s_{t+1}]$. Die graue Fläche kennzeichnet die Bandbreite, in der Prognosen abgegeben wurden.

Abbildung 2: Wechselkurse und Erwartungen in Schweizer Franken/US-Dollar



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

Abbildung 3: Wechselkurse und Erwartungen in D-Mark/US-Dollar



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

Abbildung 4: Wechselkurse und Erwartungen in Euro/US-Dollar

scheinlichkeit des *Überschießens* der Prognose sollte mithin gerade der Wahrscheinlichkeit des *Unterschießens* entsprechen.

Nun sei die private Prognose größer als die Konsensprognose ($\tilde{E}_t[s_{t+1}]$). In diesem Fall gilt: $\tilde{E}_{i,t}[s_{t+1}] > \tilde{E}_t[s_{t+1}]$. 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: $\tilde{E}_{i,t}[s_{t+1}] > E_{i,t}[s_{t+1}]$. Die veröffentlichte Prognose wird 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. Die Argumentation kann entsprechend für den Fall aufgebaut 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, $\tilde{E}_t[s_{t+1}]$, lag, sollte daher gleich 1/2 sein:

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

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

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

Lässt sich der Prognostiker durch die Konsensprognose beeinflussen und positioniert er seine Prognose näher an der Konsensprognose, als es 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 sogenanntes *Anti-Herding* vorliegt und ein Prognostiker – in einem Prognosezyklus – versucht, seine Prognose von der Konsensprognose abzugrenzen, sollten die

Wahrscheinlichkeiten verstärkt 1/2 übersteigen, da aufgrund des „Scattering“ der Prognosen Unterschließen bzw. Überschießen auftreten kann.

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 aufseiten 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 Unterschließens 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.

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 US-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/US-Dollar-Wechselkurs zusammen (Tab. 2: Schweizer Franken, Tab. 3: D-Mark/US-Dollar, Tab. 4: Euro/US-Dollar)¹. Die Ergebnisse wurden in der Form von Kontingenz-

¹ Die Prognosen für den Euro gegenüber dem US-Dollar erfolgen – wie in Abbildung 4 dargestellt – in der Notierung US-Dollar/Euro. In den Tabellen wird jedoch der Kehrwert Euro/US-Dollar gebildet. Dieser Schritt wurde eingefügt, um die Prognosen mit den D-Mark/US-Dollar-Prognosen vergleichen und aggregieren zu können (vgl. Tabelle 5).

tafeln 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/US-Dollar-(Schweizer-Franken-, D-Mark-, Euro-)Wechselkurses insgesamt 3.164 (282, 696 bzw. 2.471) 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 US-Dollar. Die Ergebnisse sind robust gegenüber dieser Sensitivitätsanalyse.

Als eine weitere Sensitivitätsanalyse wurden hinsichtlich des Euro/US-Dollar-Wechselkurses die ersten zwei Jahre aus der Stichprobe herausgenommen. Der Grund dafür war die Überlegung, dass die Prognostiker sich womöglich zunächst auf das neue währungspolitische Umfeld einstellen mussten oder z.B. auch die Europäische Zentralbank zunächst Reputation aufbauen musste (für eine Analyse des letzteren Aspekts vgl. Pierdzioch/Stadtmann (2011)). Die S -Statistik beträgt für diese Stichprobe 70,2% und ist signifikant (eine entsprechende Kontingenztafel ist von den Autoren auf Anfrage erhältlich). Die Ergebnisse sind mithin auch in Bezug auf diese Sensitivitätsanalyse stabil und werden daher nicht von Sonderfaktoren getrieben, die nach dem Übergang der Verantwortung für die Geldpolitik auf die Europäische Zentralbank möglicherweise wirksam waren.

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

Tabelle 1
Japanischer Yen/US-Dollar

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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*.

Tabelle 2
Schweizer Franken/US-Dollar

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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*.

Tabelle 3
D-Mark/US-Dollar

Gesamte Stichprobe	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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*.

Tabelle 4
Euro/US-Dollar

Gesamte Stichprobe		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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		
	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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.

Tabelle 5
**D-Mark/US-Dollar und Euro/US-Dollar:
 Aggregierte Ergebnisse**

Gesamte Stichprobe	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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	$E_{i,t}[s_{t+1}] < \ddot{E}_t[s_{t+1}]$	$E_{i,t}[s_{t+1}] > \ddot{E}_t[s_{t+1}]$
$s_{t+1} < E_{i,t}[s_{t+1}]$	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	

sequenziell 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 Yen 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 Yen (des Schweizer Franken, der D-Mark, des Euro) 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 Yen angesehen

hen werden können. Optimisten erwarten im Durchschnitt eine stärkere Aufwertung des Yen 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 Yen bezeichnet werden können. Pessimisten erwarten somit im Durchschnitt eine stärkere Aufwertung des Dollar als die Optimisten und entsprechend eine Abwertung des Yen. 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:

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

Alternativ haben wir die nachfolgende Regressionsgleichung geschätzt:

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

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 Abwei-

Tabelle 6

Absolute Abweichung und absoluter Forecastingerfolg

	Yen/USD	Swiss/USD	D-Mark/USD	Euro/USD
α	2.007*** (.0778)	.008625*** (.001588)	0.0226*** (0.00164)	0.0154*** (0.00063)
β	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):

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

Tabelle 7

Quadrierte Abweichung und quadrierter Forecastingerfolg

	Yen/USD	Swiss/USD	D-Mark/USD	Euro/USD
α	10.02*** (.8427)	0.000117*** (0.000097)	.00128*** (.00014)	0.000743*** (0.0000479)
β	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):

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

chung 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 akkura-

teste 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 voneinander zu differenzieren.

IV. 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 sogenannte „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.

Die in diesem Beitrag dokumentierten Ergebnisse bestätigen frühere Befunde von *Pierdzioch/Stadtmann (2010b)*, gehen allerdings in entscheidenden Punkten über deren Ergebnisse hinaus. Erstens weisen wir Anti-Herdenverhalten für „Managed Floater“ wie den Yen/USD-Wechselkurs und nicht ausschließlich für „Floater“ nach. Dieses Ergebnis könnte darauf hindeuten, dass Interventionen von Zentralbanken am Devisenmarkt auf das Anti-Herdenverhalten eher nicht wirken. Dieses Ergebnis sollte vor dem Hintergrund der „Noise-Trader“-Literatur zu Zentralbankinterventionen vertieft analysiert werden. Zweitens weisen wir Anti-Herding für Optimisten und Pessimisten nach, was darauf hindeuten könnte, dass Anti-Herdenverhalten auch dann festgestellt werden kann, wenn man das empirisch dokumentierte Phänomen der Wishful

Expectations berücksichtigt. Auch dieser Befund sollte zukünftig eingehender beleuchtet werden. Drittens dokumentieren wir einen negativen Zusammenhang von Anti-Herding und der Genauigkeit von Prognosen, was indirekt Hinweise auf den von *Laster et al.* (1999) beschriebenen Effekt liefert.

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.

Literatur

Allen, H./Taylor, M. P., (1990): Charts, Noise and Fundamentals in the London Foreign Exchange Market, *Economic Journal*, Supplement 100, 49–59. – *Batchelor, Roy A./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./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./Chinn, M. D.*, (2001): Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of the US Market, *Journal of International Money and Finance* 20, 439–471. – *Cipriani, M./Guarino, A.*, (2005): Herd Behavior in a Laboratory Financial Market, *American Economic Review* 95: 1427–1443. – *De Grauwe, P./Dewachter, H./Embrechts, M.*, (1993): *Exchange Rate Theory – Chaotic Models of Foreign Exchange Markets*, Blackwell Publishers, Oxford and Cambridge, Mass.). – *De Long, J. B./Shleifer, A./Summers, L. H./Waldmann, R. J.*, (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./Oechssler, J./Roeder, A.*, (2005): Herding and Contrarian Behavior in Financial Markets: An Internet Experiment, *American Economic Review* 95: 1403–1426. – *Frankel, J./Froot, K.*, (1990): Chartists, Fundamentalists, and Trading in Foreign Exchange Market, *American Economic Review* 80, 181–185. – *Ito, T.*, (1990): For-

eign Exchange Rate Expectations: Micro Survey Data, *American Economic Review* 80, 434–449. – *Jeanne, O./Rose, A.*, (2002): Noise Trading and Exchange Rate Regimes, *Quarterly Journal of Economics* 117, 537–569. – *Kilian, L./Taylor, M. P.*, (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./Bennett, P./Geoum, I. S.*, (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./Rogoff, K.*, (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./Sarno, L.*, (2002): How Well Do Monetary Fundamentals Forecast Exchange Rates?, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 84, 51–74. – *Pierdzioch, C./Stadtmann, G.*, (2007): Exchange Rates, Expectations, and Monetary Policy: A NOEM Perspective, *Review of International Economics* 15, 252–268. – *Pierdzioch, C./Stadtmann, G.* (2010a): Wechselkursprognosen: „Herding oder Anti-Herding?“, *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen* 63, 520–523. – *Pierdzioch, C./Stadtmann, G.* (2010b): Herdenverhalten von Wechselkursprognostikern?, *Journal of Economics and Statistics/Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 230, 436–452. – *Pierdzioch, C./Stadtmann, G.* (2011): Does the ECB Have a Time-Inconsistency Problem? – A Note, *Scottish Journal of Political Economy* 58, 189–199. – *Taylor, M. P./Allen, H.*, (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.

Zusammenfassung

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

In diesem Beitrag wird analysiert, ob Wechselkursprognosen Anhaltspunkte dafür liefern, dass Prognostiker ein sogenanntes 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 Euro – gemessen jeweils gegenüber dem US-Dollar – eingesetzt, um empirisch auf Herdenverhalten zu tes-

ten. 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. (JEL F31, D84, C33)

Summary

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

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“.