

Bofinger, Peter; Schmidt, Robert

## Article

# Wie gut sind professionelle Wechselkursprognosen?

ifo Schnelldienst

### Provided in Cooperation with:

Ifo Institute – Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich

*Suggested Citation:* Bofinger, Peter; Schmidt, Robert (2003) : Wie gut sind professionelle Wechselkursprognosen?, ifo Schnelldienst, ISSN 0018-974X, ifo Institut für Wirtschaftsforschung an der Universität München, München, Vol. 56, Iss. 17, pp. 7-14

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/163954>

#### Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

#### Terms of use:

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

# Wie gut sind professionelle Wechselkursprognosen?

Eine empirische Analyse für den Euro/US-Dollar-Wechselkurs

7

Peter Bofinger\* und Robert Schmidt\*\*

Künftige Wechselkursentwicklungen sind bei vielen wirtschaftlichen Entscheidungen von besonderer Bedeutung. Gerade die jüngste Aufwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar hat sehr deutlich vor Augen geführt, wie negativ sich unerwartete Wechselkursänderungen auf Unternehmen und Investoren auswirken können.<sup>1</sup> Viele Unternehmen betreiben daher ein aktives Währungsmanagement, d.h. sie versuchen, Risiko und Ertrag von Wechselkursänderungen zu optimieren (siehe Adam-Müller und Franke 2001). Grundlage des Währungsmanagements stellt immer auch eine Prognose der Wechselkursentwicklung dar. Allerdings ist es für Unternehmen und Anleger schwer, die künftige Wechselkursentwicklung richtig einzuschätzen, da es kein allgemein gültiges Wechselkursmodell gibt, das zu befriedigenden Prognoseergebnissen führt (siehe hierzu Sarno and Taylor 2002). Sie greifen daher häufig auf die Prognosen professioneller Analysten zurück. Am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, Geld und internationale Wirtschaftsbeziehungen der Universität Würzburg wurde der Frage nachgegangen, ob es für Unternehmen sinnvoll ist, sich bei der Einschätzung der künftigen Wechselkursentwicklung an solchen Marktprognosen zu orientieren.

## Sind professionelle Wechselkursprognosen mit dem Konzept »rationaler Erwartungen« vereinbar?

### Verwendete Prognosen für den Euro/US-Dollar-Wechselkurs

Unsere Analyse professioneller Wechselkursprognosen basiert auf den Marktprognosen von Consensus Economics, Reuters und dem ZEW-Finanzmarkttest des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW).<sup>2</sup> Der Untersuchungszeitraum umfasst Januar 1999 bis März 2003. Die verfügbaren Prognosehorizonte variieren je nach Anbieter und können der Tabelle 1 entnommen werden. Die Abbildungen 1 und 2 zeigen die jeweiligen Marktprognosen der untersuchten Anbieter für die verschiedenen Zeithorizonte. Der Euro/US-Dollar-Wechselkurs ist der IFS-CD-Rom des Interna-

tionalen Währungsfonds (IWF) entnommen. Es handelt sich hierbei jeweils um die Endwerte des vorangehenden Monats, da die Marktprognosen jeweils zu Beginn eines Monats abgegeben werden.

### Die Hypothese rationaler Erwartungen für den EUR/USD-Wechselkurs

In den modernen Wechselkursstheorien wird in der Regel unterstellt, dass Devisenmarktteilnehmer »rationale« Erwartungen bezüglich der zukünftigen Wechselkursentwicklung bilden. Dies bedeutet, dass alle relevanten Informationen wahrgenommen und »optimal« anhand des »wahren« Wechselkursmodells verarbeitet werden. Eine wichtige Implikation der Hypothese rationaler Erwartungen besteht darin, dass die zukünftige Wechselkursentwicklung nicht systematisch falsch antizipiert wird. Fehleinschätzungen sollten dementsprechend rein zufällig auftreten, da sie ausschließlich auf das Bekanntwerden neuer relevanter Informationen zurückzuführen sind. Diese Ei-

\* Prof. Dr. Peter Bofinger ist Inhaber des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre, Geld und internationale Wirtschaftsbeziehungen an der Universität Würzburg.

\*\* Dipl. Volkswirt Robert Schmidt promoviert am Lehrstuhl von Prof. Bofinger über »Behavioral finance und Wechselkursbildung«.

<sup>1</sup> »Starker Euro frisst VW-Gewinn«, Financial Times Deutschland vom 8.5.2003, S. 1; »Europas Wirtschaft steckt in Wechselkursfalle«, Financial Times Deutschland vom 9.5.2003, S. 8; »Der schwache Dollar macht der deutschen Exportindustrie schwer zu schaffen«, Der Spiegel, Heft 21/2003, S. 92.

<sup>2</sup> Informationen zu den Anbietern von Marktprognosen können im Internet unter [www.consensuseconomics.com](http://www.consensuseconomics.com), [www.reuters.com](http://www.reuters.com) und [www.zew.de](http://www.zew.de) abgerufen werden.

Tab. 1  
Verwendete Marktprognosen verschiedener Anbieter

	Zeitraum	Prognosehorizont
Consensus Economics	1999/1 – 2002/12	3, 12 und 24 Monate
Reuters	1999/1 – 2003/2	1, 3, 6 und 12 Monate
ZEW-Finanzmarkttest	1999/1 – 2002/12	6 Monate

**Abb. 1**  
**Reuters-Prognosen**



genschaft wird in der Literatur häufig als Unverzerrtheit rationaler Erwartungen bezeichnet.

Schon eine visuelle Überprüfung der Erwartungsfehler<sup>3</sup> der Marktprognosen für die verschiedenen Fristigkeiten macht deutlich, dass diese Eigenschaft nicht gegeben ist (siehe Abb. 3 und 4). Die Erwartungsfehler der Marktprognosen folgen keinem reinen Zufallsprozess, sie lassen vielmehr mit größerem Prognosehorizont eine zunehmende Systematik bzw. Verzerrung erkennen. So haben die Prognosen für den Zeitraum seit dem Beginn der Währungsunion im Januar 1999 bis zum Frühjahr 2002 systematisch eine Aufwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar ergeben, die aber erst am ganz am Ende dieser Periode tatsächlich eingetreten ist. Seit diesem Zeitpunkt scheint sich die Tendenz genau umgekehrt zu haben.

Dieses Ergebnis kann auch anhand eines einfachen empirischen Tests bestätigt werden. Zur Überprüfung der Hypothese unverzerrter Erwartungen wird die folgende Testgleichung verwendet, wobei  $E_t S_{t+h}$  der erwartete Wechselkurs entsprechend den Marktprognosen ist:

$$S_{t+h} - S_t = \alpha + \beta (E_t S_{t+h} - S_t) + \epsilon_{t+h} \quad (1)$$

wobei  $\alpha = 0$  und  $\beta = 1$  gilt (siehe Cavaglia et al. 1994, S. 327). Tabelle 2 fasst die Ergebnisse des Tests auf Unverzerrtheit der Marktprognosen zusammen, wobei die Standardfehler für die 3-, 6-, 12- und 24-Monats-Marktprognosen entsprechend korrigiert wurden.<sup>4</sup> Für die Beurteilung der verbundenen Hypothese  $\alpha = 0$  und  $\beta = 1$  wurde ein Wald-Test durchgeführt, die entsprechenden Werte der F-Statistiken sind ebenfalls in Tabelle 2 aufgeführt.

Die Ergebnisse zeigen, dass die Hypothese rationaler Erwartungen für alle betrachteten

<sup>3</sup> Der Erwartungsfehler ist hierbei definiert als die Differenz zwischen dem tatsächlichen Wechselkurs im Zeitpunkt  $t$  und dem für den Zeitpunkt  $t$  prognostizierten Wechselkurs.

Marktprognosen abgelehnt wird. Zwar liegen die Werte für  $\alpha$  meistens in der Nähe von 0, die Werte für den Koeffizienten  $\beta$  weichen aber deutlich von 1 ab. Auch die Werte der F-Statistiken des Wald-Tests zeigen, dass für keine der Marktprognosen die Hypothese  $\alpha = 0$  und  $\beta = 1$  aufrechterhalten werden kann.

### Empirische Evaluierung der Qualität professioneller Wechselkursprognosen

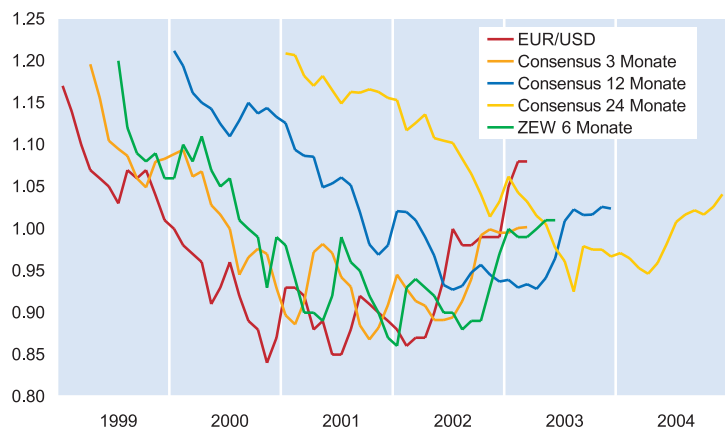
#### Nicht-normierte Fehlermaße

Einen ersten Eindruck von der Qualität der Marktprognosen vermitteln die sogenannten nicht-normierten Fehlermaße. Hierbei handelt es sich um den mittleren Prognosefehler (ME), den mittleren quadrierten Prognosefehler (MSE) und den mittleren absoluten Prognosefehler (MAE).<sup>5</sup> Für die genannten Güte- bzw. Fehlermaße gilt, dass verschiedene Prognosen nur dann miteinander verglichen werden können, wenn sie sich auf den gleichen Prognosehorizont und die gleiche zu prognostizierende Variable beziehen. Die jeweiligen Werte für die genannten Typen von Prognosefehlern können der Tabelle 3 entnommen werden. Die negativen Werte des mittleren Prognosefehlers für alle Marktprognosen deuten daraufhin, dass die zukünftige Wechselkursent-

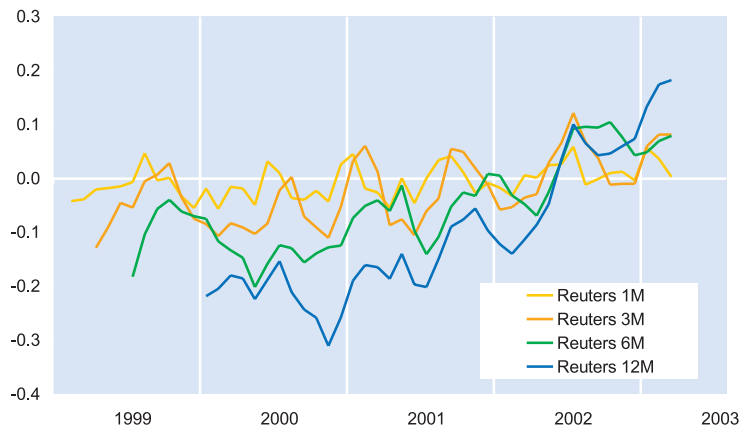
<sup>4</sup> Gleichung wurde mit OLS geschätzt, wobei die Wechselkurse und die jeweiligen Wechselkursprognosen logarithmiert wurden. Da der Prognosehorizont teilweise länger ist als die Beobachtungsfrequenz, weist der Prognosefehler  $\epsilon_{t+h}$  serielle Korrelation auf. Hieraus resultiert, dass bei einer OLS-Schätzung zwar der Punktschätzer von  $\beta$  konsistent bleibt, die Standardfehler der geschätzten Regressionskoeffizienten aber verzerrt sind. Um dieses Problem zu beheben, wird in den betroffenen Schätzungen eine Korrektur nach Newey and West (1987) vorgenommen (siehe hierzu Cavaglia et al., S. 327f.).

<sup>5</sup> Siehe für eine Beschreibung nicht-normierter Fehlermaße z.B. Moosa (2000) oder Schröder (2002).

**Abb. 2**  
**Consensus-Economics- und ZEW-Finanzmarkttest-Prognosen**



**Abb. 3**  
Erwartungsfehler der Reuters-Prognosen

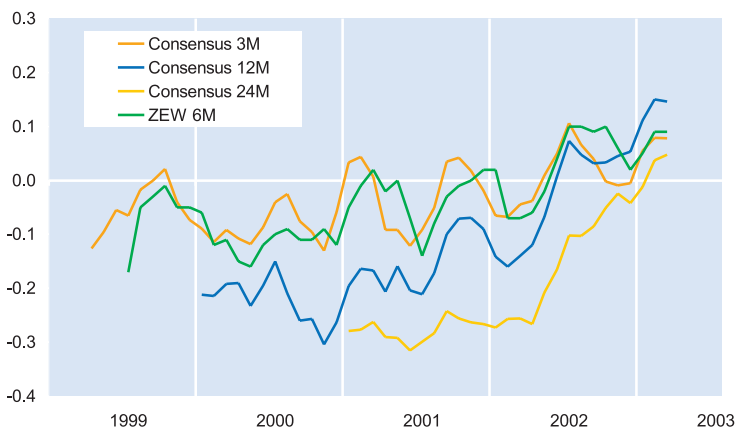


wicklung des Euro gegenüber dem US-Dollar tendenziell überschätzt wurde. Dieser Befund wird auch bei der Betrachtung der Abbildungen 1 und 2 deutlich. Des weiteren zeigt Tabelle 3, dass die Größe der Prognosefehler im Allgemeinen mit längeren Prognosehorizonten zunimmt. Dies ist nicht überraschend, da es lediglich die Tatsache widerspiegelt, dass Ereignisse, die weiter in der Zukunft liegen, mit einem höheren Grad an Unsicherheit behaftet sind. Ein Vergleich der Prognosen der verschiedenen Anbieter zeigt, dass Reuters für den Dreimonatshorizont durchschnittlich besser abschneidet als Consensus Economics. Auf Sechsmonatssicht weisen die Prognosen des ZEW-Finanzmarkttests im Durchschnitt geringere Fehler auf als Reuters. Bei den Einjahresprognosen schneidet Reuters wiederum besser ab als Consensus Economics.

**Normierte Fehlermaße und Gütemaße der Regressionsanalyse**

Die bisher verwendeten Fehlermaße ermöglichen lediglich einen Vergleich der Qualität der verschiedenen Marktprog-

**Abb. 4**  
Erwartungsfehler der Consensus-Economics- und ZEW-Finanzmarkttest-Prognosen



nosen untereinander. Daher kann anhand dieser Fehlermaße keine Aussage über die tatsächliche Prognosequalität getroffen werden. Hierzu muss auf normierte Fehlermaße, wie zum Beispiel den Theil'schen Ungleichheitskoeffizient oder das Bestimmtheitsmaß, zurückgegriffen werden.<sup>6</sup>

Mit Hilfe des Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten wird ein Prognosemodell mit einem Benchmark-Prognosemodell (z.B. einer Random-Walk-Prognose) verglichen. Antizipieren die Prognosen die Entwicklung des Wechselkurses perfekt, dann nimmt der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient einen Wert von 0 an. Ein Wert von 1 signalisiert, dass die Qualität der Prognosen im Durchschnitt der Qualität des Benchmark-Prognosemodells entspricht.

Bei Werten von > 1 sind die betrachteten Prognosen schlechter als das Benchmark-Prognosemodell. Tabelle 4 enthält die Ergebnisse für den Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten, wobei das Benchmark-Prognosemodell eine Random-Walk-Prognose ist. Die Werte für den Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten verdeutlichen, dass keine der Marktprognosen besser ist als die naive Random-Walk-Prognose. Neben dem Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten geben auch der Korrelationskoeffizient und das Bestimmtheitsmaß Auskunft über die Prognosequalität. Der Korrelationskoeffizient spiegelt das Ausmaß der Kovariation zweier Variablen wider. Der Wertebereich des Korrelationskoeffizienten liegt dabei zwischen - 1 und 1, wobei Werte des Korrelationskoeffizienten von - 1 einen perfekt negativen Zusammenhang, Werte von 1 einen perfekt positiven Zusammenhang bedeuten. Bei einem Korrelationskoeffizienten von 0 liegt kein Zusammenhang zwischen den zwei Variablen vor. Das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  entspricht dem Quadrat des Korrelationskoeffizienten und gibt in diesem Fall an, welcher Anteil der Varianz der tatsächlichen Wechselkurszeitreihe durch die Varianz der prognostizierten Wechselkurszeitreihe erklärt werden kann. Die Werte für die Korrelationskoeffizienten und die Bestimmtheitsmaße sind ebenfalls in Tabelle 4 dargestellt und verdeutlichen, dass die Marktprognosen durchweg eine schlechtere Qualität aufweisen als die Random-Walk-Prognosen. Insgesamt kann als Ergebnis der Auswertung normierter Fehlermaße festgehalten werden, dass keine der Marktprognosen in der Lage ist, die Qualität einer einfachen Random-Walk-Prognose zu erreichen.

<sup>6</sup> Für eine Beschreibung der verwendeten Fehlermaße sei wiederum verwiesen auf Moosa (2000) und Schröder (2002).

**Tab. 2**  
**Test auf Unverzerrtheit der Marktprognosen**

	$\alpha$	$\beta$	F-Statistik
Reuters			
1 Monat	-0,0011 (0,0045)	-0,1094 (0,3905)	5,0224 [0,0105]
3 Monate	0,0197 (0,0185)	-1,2879 (0,6508)	12,8853 [0,0000]
6 Monate	0,0417 (0,0352)	-1,1939 (0,6104)	17,8608 [0,0000]
12 Monate	0,0471 (0,0865)	-0,9710 (0,8861)	14,4626 [0,0000]
Consensus Economics			
3 Monate	0,0166 (0,0181)	-0,7093 (0,4068)	15,6519 [0,0000]
12 Monate	-0,0104 (0,1006)	-0,1757 (0,8528)	17,4543 [0,0000]
24 Monate	-0,3369 (0,0593)	2,2034 (0,4756)	26,8417 [0,0000]
ZEW-Finanzmarkttest			
6 Monate	0,0128 (0,0272)	-0,8225 (0,5865)	9,1256 [0,0005]

Die Standardfehler sind in runden Klammern, die p-Werte in eckigen Klammern angegeben.

**Marktprognosen als Richtungsprognosen**

Die bisherigen Untersuchungen bezogen sich auf die Qualität der Marktprognosen als Punktschätzer. Bei der unbefriedigenden Qualität dieser Prognosen kann man sich die Frage stellen, ob sie nicht wenigstens die Tendenz der zukünftigen Entwicklung richtig widerspiegeln und somit als Richtungsprognosen verwendet werden könnten. Um dies empirisch zu überprüfen, wird ein  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstest durchgeführt. Damit kann untersucht werden, inwiefern die

**Tab. 3**  
**Prognosegüte der Marktprognosen**

	ME	MSE	MAE
Reuters			
1 Monat	-0,0059	0,0009	0,0253
3 Monate	-0,0230	0,0043	0,0567
6 Monate	-0,0503	0,0092	0,0836
12 Monate	-0,1009	0,0266	0,1477
Consensus Economics			
3 Monate	-0,0317	0,0049	0,0601
12 Monate	-0,1133	0,0276	0,1491
24 Monate	-0,1883	0,0485	0,1946
ZEW-Finanzmarkttest			
6 Monate	-0,0340	0,0068	0,0696

Trefferquote der Richtungsprognose systematisch von einer Zufallsprognose abweicht (siehe Schröder 2002, S. 459f.).

Der Test basiert auf einer 2-x-2-Kontingenztafel, die in der Hauptdiagonalen die Anzahl der richtigen Prognosen enthält. In der Nebendiagonalen weist sie die Anzahl der Wendepunktfehler aus. Tabelle 5 veranschaulicht den Aufbau der Kontingenztafel.

Die Trefferquote der Richtungsprognose ergibt sich aus der Relation  $(N_{11} + N_{22}) / N$ . Bei der Durchführung des  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstests wurden die tatsächlichen Wechselkursveränderungen als »steigt« klassifiziert, wenn  $\Delta S_{t+h} \geq 0$ . Für den Fall, dass die tatsächliche Wechselkursveränderung  $< 0$  ausfällt ( $\Delta S_{t+h} < 0$ ), wird sie als »fällt« klassifiziert. Analog wurde bei den prognostizierten Wechselkursveränderungen vorgegangen. Die entsprechende Teststatistik C lautet:

$$C = \sum_{i,j=1}^2 \frac{(N_{ij} - \hat{E}_{ij})^2}{\hat{E}_{ij}} \quad \text{mit } \hat{E}_{ij} = N_{i \cdot} \cdot N_{\cdot j} / N, \quad (2)$$

wobei C asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt ist mit einem Freiheitsgrad. Die Ergebnisse der Qualität der Marktprognosen als Richtungsprognosen sind in Tabelle 6 zusammengefasst. Wie aufgrund der bisherigen Ergebnisse zu erwarten war, wird auch die Tendenz auf Basis der Marktprognosen vollkommen unzulänglich erfasst. Sowohl die Trefferquoten der verschiedenen Marktprognosen, die alle unter 50% liegen, als auch die niedrigen Werte der Teststatistik machen deutlich, dass die betrachteten Marktprognosen nicht als Richtungsprognose verwendet werden sollten.<sup>7</sup>

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass keine der Marktprognosen bessere Ergebnisse liefert als die naive Random-Walk-Prognose. Sowohl die verschiedenen nicht-normierten Fehlermaße als auch die Ergebnisse des Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten machen deutlich, dass die Qualität der Marktprognosen mit zunehmendem Prognosehorizont abnimmt. Es muss also konstatiert werden, dass Marktprognosen keine

<sup>7</sup> Das 10%-Signifikanzniveau liegt bei 2,7055. Die Teststatistiken für die 12-Monatsprognosen von Reuters und die 12- und 24-Monatsprognosen von Consensus Economics konnten aufgrund der Belegung der Kontingenztafel nicht bestimmt werden. Weitere Informationen zur Belegung der Kontingenztafeln siehe Schmidt (2003).

**Tab. 4**  
Theil's U, Korrelationskoeffizienten und R<sup>2</sup>

	Reuters	Consensus-Economics	ZEW-Finanzmarkttest	Random Walk
1 Monat	1,1059 (0,9294) [0,8639]	–	–	– (0,9412) [0,8857]
3 Monate	1,1942 (0,6851) [0,4694]	1,2729 (0,6622) [0,4386]	–	– (0,7485) [0,5603]
6 Monate	1,3760 (0,4686) [0,2196]	–	1,1823 (0,5092) [0,2593]	– (0,6011) [0,3613]
12 Monate	1,4636 (– 0,3396) [0,1153]	1,4924 (– 0,3347) [0,1120]	–	– (– 0,1105) [0,0122]
24 Monate	–	1,5381 (– 0,7392) [0,5465]	–	– (– 0,5293) [0,2802]

In runden Klammern sind die jeweiligen Korrelationskoeffizienten und in eckigen Klammern die jeweiligen Werte für das Bestimmtheitsmaß (R<sup>2</sup>) angegeben.

Maß an Risiko behaftet, da selbst die Richtung der zukünftigen Wechselkursentwicklung überwiegend falsch vorhergesagt wird.<sup>8</sup>

**Ein psychologischer Erklärungsansatz für das schlechte Abschneiden professioneller Wechselkursprognosen**

**Das Phänomen gegenwartsorientierter Verlaufsanpassung bei Marktprognosen**

Wie lassen sich nun diese verzerrten Ergebnisse der Marktprognosen erklären? Eine wichtige Ursache dürfte darin zu sehen sein, dass diese Vorhersagen stark von der Entwicklung in der Vergangenheit geprägt sind. Dies wird schon deutlich, wenn man die jeweilige h-Monatsprognose um h Monate in die Vergangenheit (nach links) verschiebt (siehe Abb. 5 und 6). Offensichtlich orientieren sich Analysten im Durchschnitt bei ihrer Zukunftseinschätzung stark an der aktuellen Kursentwicklung des Euro gegenüber dem US-Dollar. Andres und Spiwoks (2000) sprechen in diesem Zusammenhang von einer »gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung« (GOVA) von Prognosen. Prognosen, die fortlaufend an die aktuelle Entwicklung der zu prognostizierenden Zeitreihe angepasst werden, können dabei im ungünstigsten Fall ihren zukunftsorientierten Charakter völlig verlieren. Insofern ist es laut Andres und Spiwoks (2000) von besonderem Interesse zu wissen, ob eine Prognose durch eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung geprägt ist. Dies kann mit Hilfe des GOVA-Koeffizienten analysiert werden.<sup>9</sup>

**Tab. 5**  
Kontingenztafel des  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstest

	Tatsächliche Veränderung		
	»steigt«	»fällt«	
Prognose »steigt«	N <sub>11</sub>	N <sub>12</sub>	N <sub>1.</sub>
Prognose »fällt«	N <sub>21</sub>	N <sub>22</sub>	N <sub>2.</sub>
	N <sub>.1</sub>	N <sub>.2</sub>	N

sinnvolle Entscheidungshilfe für Unternehmen und Investoren darstellen. Entscheidungen, die auf der Basis von Marktprognosen getroffen werden, sind mit einem hohem

**Tab. 6**  
Bewertung der Richtungsprognosen

	Trefferquote in %	Test-Statistik
Reuters		
1 Monat	44,00	0,6416
3 Monate	43,75	0,0914
6 Monate	44,44	0,7474
12 Monate	38,46	–
Consensus Economics		
3 Monate	43,75	0,7295
12 Monate	38,46	–
24 Monate	37,4	–
ZEW -Finanzmarkttest		
6 Monate	46,67	1,5295

Der GOVA-Koeffizient entspricht dem Quotienten aus dem Bestimmtheitsmaß der Korrelation zwischen Prognose und tatsächlichem Wechselkurs und dem Bestimmtheitsmaß der Korrelation zwischen der Prognose und dem tatsächlichen Wechselkurs im Zeitpunkt der Prognoseerstellung:

$$\text{GOVA-Koeffizient} = \frac{R^2 \text{ Prognose, tats. Wechselkurs}}{R^2 \text{ Prognose, tats. Wechselkurs-h.}} \quad (3)$$

Für Werte des GOVA-Koeffizienten < 1 besitzt die in ihren jeweiligen Entstehungszeitpunkt verschobene Prognose eine höhere Korrelation mit dem tatsächlichen Wechselkurs

<sup>8</sup> Es sollte an dieser Stelle aber auch erwähnt werden, dass auch der Referenzmaßstab keine befriedigende Prognosequalität aufweist, so dass dessen Eignung als Entscheidungshilfe ebenfalls stark bezweifelt werden muss.  
<sup>9</sup> Siehe hierzu Andres und Spiwoks (1999).



Abb. 5

Reuters-Marktprognosen (verschoben in den jeweiligen Entstehungszeitpunkt)

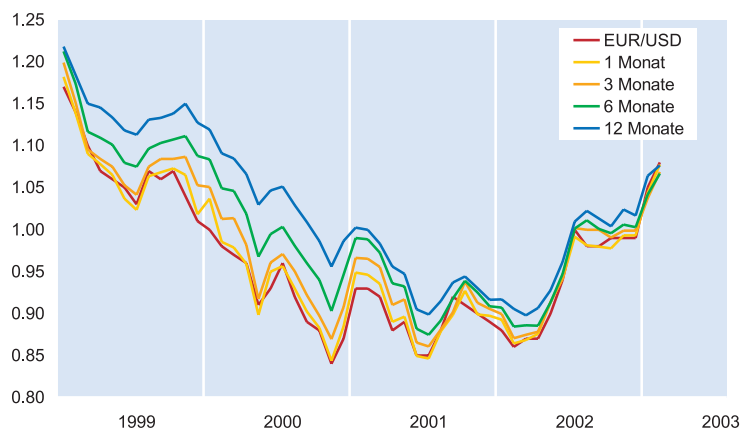
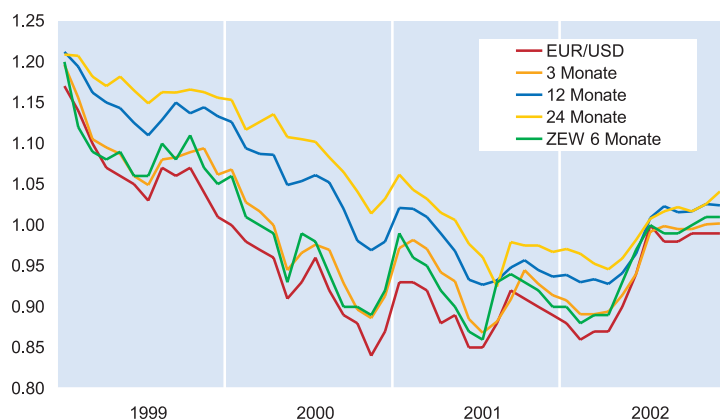


Abb. 6

Consensus-Economics- und ZEW-Finanzmarkttest-Prognosen (verschoben in den jeweiligen Entstehungszeitpunkt)



als die eigentliche Prognose. Somit, argumentieren Andres und Spilwoкс (2000), liegt eine gegenwartsorientierte Verlaufsanpassung der Prognose vor, und die Prognosen reflektieren in höherem Maße die Vergangenheit als die Zukunft. Die hier ermittelten GOVA-Koeffizienten für die ver-

Tab. 7  
GOVA – Koeffizienten

	Reuters	Consensus Economics	ZEW-Finanzmarkttest
1 Monat	0.8781	–	–
3 Monate	0.4847	0.4613	–
6 Monate	0.2351	–	0.2702
12 Monate	0.1306	0.1261	–
24 Monate	–	0.6220	–

schiedenen Marktprognosen deuten daraufhin, dass sich alle Prognosen in der Tat stark an der vergangenen Kursentwicklung orientieren (siehe Tab. 7).

### Psychologischer Erklärungsansatz für das Phänomen gegenwartsorientierter Verlaufsanpassung bei Marktprognosen

Eine mögliche Erklärung für das Phänomen der gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung bei den Marktprognosen kann in der Literatur zur Behavioural Finance gefunden werden. Hier wird vor allem die Bedeutung so genannter Urteilsheuristiken bei Entscheidungen unter Unsicherheit betont. Menschen sind aufgrund ihrer begrenzten kognitiven Informationsverarbeitungskapazität gezwungen, mit den verfügbaren kognitiven Ressourcen effizient umzugehen. Daher greifen die Akteure bei Entscheidungen häufig auf Heuristiken zurück, d.h. einfache Faustregeln, die im Idealfall trotz eines geringen kognitiven Aufwands zu guten Ergebnissen führen. Gigerenzer und Todd (1999) haben gezeigt, dass es viele Situationen gibt, in denen Heuristiken sehr hilfreich sind. Problematisch ist dabei allerdings, dass man bei der Orientierung an solchen Regeln auch systematische Fehler (»biases«) begehen kann (Tversky and Kahneman 1974, Strack und Deutsch 2002).

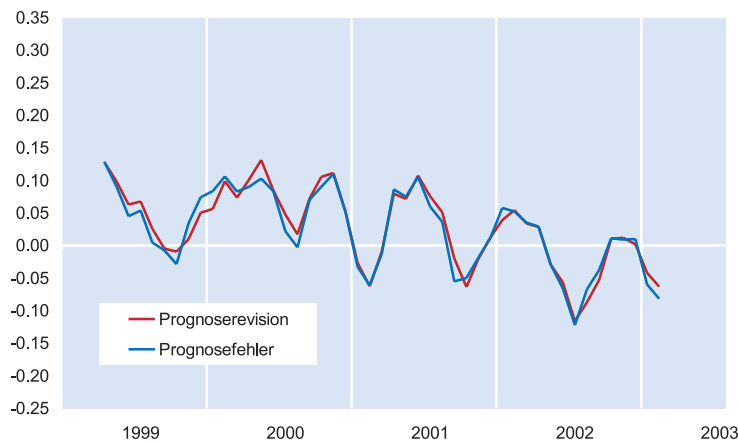
Eine Heuristik, mit der die von uns konstatierten Verzerrungen der Marktprognosen erklärt werden können, ist die Verankerungs- und Anpassungsheuristik (siehe hierzu von Nitzsch 2002, S. 22ff.). Wenn sich Menschen an dieser Regel ausrichten, orientieren sie sich bei ihren Schätzungen an einem ersten Ausgangswert (»anchoring«), der besonders leicht verfügbar ist. Anschließend passen sie diesen Wert unter Berücksichtigung weiterer Informationen oder mittels einer genaueren Analyse des »wahren« Wertes an (»adjustment«). Grundsätzlich erscheint dieses Vorgehen plausibel, allerdings zeigen empirische Untersuchungen, dass die Anpassung in der Regel zu gering ausfällt, so dass die Schätzungen systematisch in Richtung des Ankerwertes verzerrt sind (siehe Tversky and Kahneman 1999). Außerdem werden immer wieder auch Anker verwendet, die ohne Relevanz für das Entscheidungsproblem sind. Keynes (1936, S. 148) hat diese Art der Erwartungsbildung in der General Theory sehr gut beschrieben:

*»It would be foolish, in forming our expectations, to attach great weight to matters which are very uncertain. It is*

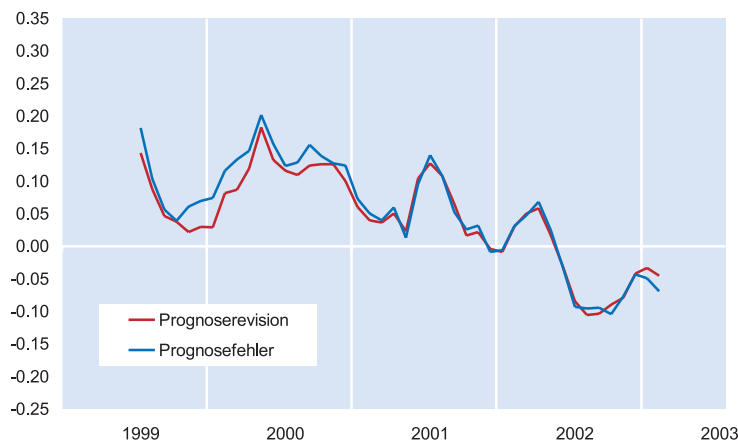
reasonable, therefore, to be guided to a considerable degree by the facts about which we feel somewhat confident, even though they may be less decisively relevant to

the issue than other facts about which our knowledge is vague and scanty. For this reason the facts of the existing situation enter, in a sense disproportionately, into the formation of our long-term expectations; our usual practise being to take the existing situation and to project it into the future, modified only to the extent that we have more or less definite reasons for expecting a change.«

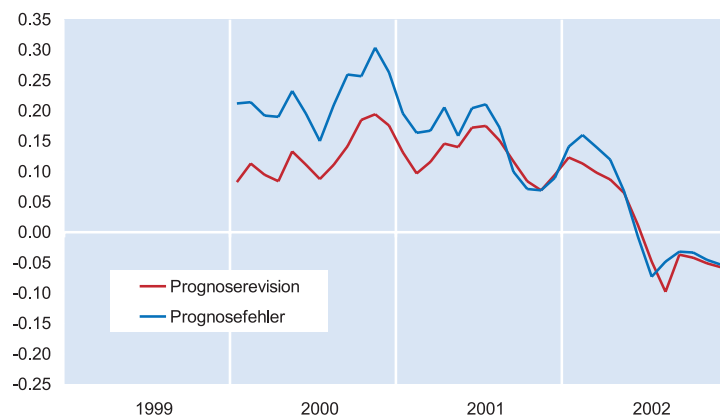
**Abb. 7**  
Prognosefehler und -revision der 3- und 6-Monats-Prognosen von Reuters



**Abb. 8**  
Prognosefehler und -revision der 6- und 12-Monats-Prognosen von Reuters



**Abb. 9**  
Prognosefehler und -revision der 12- und 24-Monats-Prognosen von Consensus Economics



Bei der Prognose von Finanzmarktpreisen wird deshalb häufig der aktuelle Kurs, also der Status quo, als Ankerwert verwendet. Dies hat zur Folge, dass die Prognosen sich zu sehr an diesem Status quo orientieren und es zu einer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung bei den Prognosen kommt.

Der Einfluss der Verankerungs- und Anpassungsheuristik wird deutlich, wenn man Prognosefehler und Prognoserevisionen vergleicht. Der Prognosefehler ist dabei definiert als die Differenz zwischen dem vor h Monaten für den Zeitpunkt t prognostizierten Wechselkurs und dem tatsächlichen Wechselkurs in t ( $\text{Prognosefehler}_t = \hat{S}_t^{t+h} - S_t$ ). Die Prognoserevision entspricht der Differenz zwischen dem vor h Monaten für den Zeitpunkt t+h prognostizierten Wechselkurs und dem zum Zeitpunkt t erwarteten Wechselkurs in t+h Monaten ( $\text{Prognoserevision}_t = \hat{S}_{t+h}^{t+h} - \hat{S}_{t+h}^t$ ).

Wenn sich die Akteure an der Verankerungs- und Anpassungsheuristik orientieren, sollten beide Größen eng miteinander korreliert sein. Die Abbildungen 7 bis 9 verdeutlichen, dass für die betrachteten Marktprognosen eine eindeutig positive Beziehung zwischen Prognosefehler und Prognoserevision existiert. Dieses Ergebnis wird auch von den entsprechenden Werten für die Korrelationskoeffizienten und das Bestimmtheitsmaß bestätigt (siehe hierzu Tab. 8). Die Werte aller Korrelationskoeffizienten liegen nahe bei 1, und die Bestimmtheitsmaße zeigen, dass die Varianz der Prognosefehler größtenteils die Varianz der Prognoserevisionen erklärt.

### Zusammenfassung

Die Studie hat gezeigt, dass die Marktprognosen von Consensus Economics, Reuters und dem ZEW-Finanzmarkttest keine sinnvolle Entscheidungshilfe für international tätige Unternehmen und Investoren darstellen.



**Tab. 8**  
**Beziehung zwischen Prognosefehler und -revision**

	$\rho$	$R^2$
Marktprognosen von Reuters für 3 und 6 Monate	0,9731	0,9469
Marktprognosen von Reuters für 6 und 12 Monate	0,9825	0,9654
Marktprognosen von Consensus Economics für 12 und 24 Monate	0,9252	0,8559

Des Weiteren hat die Analyse ergeben, dass die betrachteten Marktprognosen nicht mit dem Konzept »rationaler« Erwartungen in Einklang zu bringen sind. Es scheint daher angezeigt, das Konzept rationaler Erwartungen als generelles Konzept zur Beschreibung der menschlichen Erwartungsbildung kritisch zu hinterfragen.

Die wesentliche Ursache für das schlechte Abschneiden der Marktprognosen ist in ihrer gegenwartsorientierten Verlaufsanpassung zu sehen. Die befragten Analysten orientieren sich bei ihren Prognosen im Durchschnitt zu sehr an der zum Zeitpunkt der Erstellung zu beobachtenden Kursentwicklung. Dieses Verhalten der Analysten kann anhand der Verankerungs- und Anpassungsheuristik, die in der Literatur zur Behavioural Finance eine bedeutende Stellung einnimmt, gut erklärt werden.

## Literatur

- Adam-Müller, A. F. A. und G. Franke (2001), »Währungsmanagement«, in: Gerke, W. und M. Steiner (Hrsg.), *Handwörterbuch des Bank- und Finanzwesens*, Stuttgart, 2179–2193.
- Andres, P. und M. Spiwoks (1999), »Prognosequalitätsmatrix, Ein methodologischer Beitrag zur Beurteilung der Güte von Kapitalmarktprognosen«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 219, 513–542.
- Andres, P. und M. Spiwoks (2000), *Prognosegütemaße: State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen*, Sofia-Studien zur Institutionenanalyse Nr. 00-1, Darmstadt.
- Cavaglia, S., W. F. C. Verschoor, and Ch. C. P. Wolff (1994), »On the Bias-Edness of Forward Foreign Exchange Rates: Irrationality or Risk Premia?«, *Journal of Business*, 67, 321–343.
- Frankel, J. A. and K. A. Froot (1987), »Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations«, *American Economic Review*, 17, 133–152.
- Froot, K. A. and J. A. Frankel (1989), »Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium?«, *Quarterly Journal of Economics*, 104, 139–161.
- Gigerenzer, G. and P. M. Todd (1999), *Simple Heuristics That Make Us Smart*, Oxford.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London.
- Moosa, I. A. (2000), *Exchange Rate Forecasting: Techniques and Applications*, Basingstoke.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), »A Simple Positive Semi-Definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix«, *Econometrica*, 55, 703–708.
- Schmidt, R. (2003), *Zur Qualität professioneller Wechselkursprognosen – Sind professionelle Wechselkursprognosen eine sinnvolle Entscheidungshilfe für Unternehmen und Investoren?*, Würzburg Economic Papers No. 36, Universität Würzburg.

Schröder, M. (2002), »Erstellung von Prognosemodellen«, in: M. Schröder (Hrsg.), *Finanzmarktökonomie: Basistechniken, Fortgeschrittene Verfahren, Prognosemodelle*, Stuttgart, 397–465.

Strack, F. und R. Deutsch (2002), »Urteilsheuristiken«, in: D. Frey und M. Irle (Hrsg.), *Theorien der Sozialpsychologie. Band III: Motivations- und Informationsverarbeitungstheorien*, Bern, 352–384.

Tversky, A. and D. Kahneman (1999), »Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases«, in: D. Kahneman, P. Slovic, and A. Tversky (eds.), *Judgment Under Uncertainty: Heuristics and Biases*, Cambridge, 3–20.

Tversky, A. and D. Kahneman (1974), »Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases«, *Science*, 185, 1124–1131.

von Nitzsch, R. (2002), *Entscheidungslehre: Wie Menschen entscheiden und wie Menschen entscheiden sollten*, Stuttgart.