

## **Prognosen von Metallpreisen: Asymmetrische Verlustfunktionen und Rationalität**

Von Christian Pierdzioch, Hamburg, Jan-Christoph Rülke, Vallendar,  
und Georg Stadtmann, Frankfurt (Oder)\*

### **I. Einleitung**

Metalle sind in zahlreichen industriellen Sektoren ein wichtiger Roh- oder Werkstoff. Die Prognose der Entwicklung der Metallpreise ist daher von großem volkswirtschaftlichen Interesse. Preisprognosen für Metallmärkte lassen sich dabei unter Zuhilfenahme unterschiedlicher Daten und Techniken berechnen. Neben traditionellen zeitreihenanalytischen Techniken, welche aus historischen Preisentwicklungen Prognosen für die zukünftige Preisentwicklung ableiten, kann man dafür die Preisprognosen professioneller Marktanalytiker und Prognostiker nutzen.<sup>1</sup> Es stellt sich daher die Frage, wie derartige Preisprognosen gebildet werden, die im Zuge von periodisch sich wiederholenden Umfragen gesammelt werden. Eine wichtige Fragestellung ist in diesem Zusammenhang, ob solche Preisprognosen das Kriterium der Rationalität erfüllen.

Traditionelle Tests auf die Rationalität von Prognosen, wie sie etwa auf die wegweisende Forschung von *Mincer/Zarnowitz* (1969) zurückgeführt werden können, basieren auf der häufig stillschweigend getroffenen An-

---

\* Wir danken einem anonymen Gutachter und Hendrik Hakenes für hilfreiche und konstruktive Hinweise und Kommentare. Ferner bedanken wir uns bei der Stiftung Geld und Währung der Deutschen Bundesbank für die finanzielle Unterstützung unserer Forschung (S126/10081/11).

<sup>1</sup> Ein guter Überblick über die Literatur findet man in *Watkins/McAleer* (2004). Beispielsweise wird mit zeitreihenanalytischen Techniken untersucht, ob Futures- oder Forward-Kontrakte unverzerrte Prognosen zukünftiger Metallpreise liefern (*Canarella/Pollard* (1986), *Sephton/Cochrane* (1990)). Einige Autoren setzen zu diesem Zweck z.B. Kointegrationstechniken ein (*Brenner/Kroner* (1995), *Chow* (1998)). *Hsieh/Kulatilaka* (1982) nutzen zeitreihenanalytische Techniken, um Erwartungen zu approximieren und so die Hypothese rationaler Prognosen zu testen. Für neuere Analysen zur Prognostizierbarkeit von Metallpreisen mittels zeitreihenanalytischer Techniken vgl. *Dooley/Lenihan* (2005) oder *Parisi* et al. (2008).

nahme, dass Prognostiker ihre Prognosen derart stellen, dass eine symmetrische Verlustfunktion minimiert wird. Im Falle einer quadratischen Verlustfunktion bedeutet dies dann, dass davon ausgegangen wird, dass Prognostiker den quadrierten Prognosefehler minimieren und in diesem Sinne akkurate Prognosen stellen. Neuere empirische Untersuchungen legen die Vermutung nahe, dass selbst die Annahme einer symmetrischen (in der Regel: quadratischen) Verlustfunktion nicht unbedingt immer gerechtfertigt ist. So haben *Elliott et al. (2005)* empirische Evidenz dafür vorgelegt, dass die Prognosen staatlicher Budgetdefizite, welche regelmäßig von der OECD und dem IWF erstellt werden, eher mit einer asymmetrischen als mit einer symmetrischen Verlustfunktion vereinbar sind. *Christodoulakis/Mamatzakis (2008)* dokumentieren entsprechende empirische Evidenz für die von der Europäischen Kommission vorgelegten Leistungsbilanzprognosen. *Auffhammer (2007)* zeigt, dass eine asymmetrische Verlustfunktion für die Modellierung der Prognosen der amerikanischen Energiebehörde hilfreich ist. *Boero et al. (2008)* finden Evidenz für asymmetrische Verlustfunktionen auf der Basis der Inflationsprognosen aus dem Survey of External Forecasters der Bank of England.

Zielsetzung der vorliegenden Arbeit ist es, Prognosen von Metallpreisen auszuwerten, um abschätzen zu können, ob Prognostiker diese Prognosen unter Zugrundelegung einer symmetrischen Verlustfunktion stellen. Aufbauend auf der Analyse der funktionalen Form der Verlustfunktion wird sodann analysiert, ob die Hypothese rationaler Prognosen verworfen werden kann. Für diese Analyse ist die Einsicht entscheidend, dass Prognosen möglicherweise nur deshalb als nicht rational eingestuft werden, weil wie im Falle z.B. traditioneller Rationalitätstests eine symmetrische (bzw. quadratische) Verlustfunktion unterstellt wird, obgleich die Prognosen tatsächlich eher mit einer asymmetrischen Verlustfunktion vereinbar sind. Ist dies der Fall, sind traditionelle Tests auf rationale Prognosen fehlspezifiziert (*Elliott et al. (2008)*). Daher werden nicht traditionelle Tests auf Rationalität von Prognosen eingesetzt, sondern ein von *Elliott et al. (2005)* entwickeltes Verfahren. Dieses Verfahren erlaubt es, die funktionale Form der Verlustfunktion zu schätzen und zudem auf die Rationalität von Prognosen zu testen. Auf die Rationalität von Prognosen kann dabei sowohl unter der Annahme einer symmetrischen wie auch unter der Annahme einer asymmetrischen Verlustfunktion getestet werden, weshalb beide Fälle in einem einheitlichen empirischen Modellrahmen gegenübergestellt werden können. Das von uns verwendete Verfahren von *Elliott et al. (2005)* wurde in früheren empirischen Unter-

suchungen u.a. von *Auffhammer* (2007), *Elliott* et al. (2008), *Boero* et al. (2008) und *Döpke* et al. (2010) eingesetzt.<sup>2</sup>

Dies ist unseres Wissens die erste Studie, die mittels Umfragedaten die Erwartungsbildung von Metallpreisen im Hinblick auf die Form der Verlustfunktion der Prognostiker analysiert. In der vorliegenden Arbeit werden empirische Ergebnisse für Preisprognosen für Aluminium, Blei, Kupfer, Nickel, Platin und Zink dokumentiert. Die empirischen Ergebnisse sind über die sechs betrachteten Metalle hinweg durchaus heterogen. Ein weiteres wichtiges Ergebnis ist, dass neben der Heterogenität der Prognosen über die sechs betrachteten Metalle hinweg auch eine interessante Heterogenität im Querschnitt über die Prognostiker im Hinblick auf die funktionale Form der Verlustfunktion und die Rationalität der Prognosen verzeichnet werden kann. Hier zeigt sich ein klarer Vorteil unseres Datensatzes, welcher Daten über Preisprognosen auf der Ebene der einzelnen Prognostiker (bzw. auf der Ebene der Institutionen, für die die einzelnen Prognostiker tätig sind) enthält. Dies erlaubt eine umfassende empirische Analyse auf mikroökonomischer Ebene.

In Abschnitt II stellen wir zunächst kurz das Verfahren von *Elliott* et al. (2005) vor. In Abschnitt III beschreiben wir unseren Datensatz. In Abschnitt IV stellen wir unsere empirischen Ergebnisse vor. Abschnitt V enthält einige abschließende Bemerkungen.

## II. Das empirische Verfahren

Das Verfahren von *Elliott* et al. (2005) basiert auf der Annahme, dass die Verlustfunktion,  $L$ , eines Prognostikers mittels der folgenden Funktion beschrieben werden kann:

$$(1) \quad L = [\alpha + (1 - 2\alpha)I(s_{t+1} - f_{t+1} < 0)]|s_{t+1} - f_{t+1}|^p,$$

wobei  $s_{t+1}$  der in der Periode  $t+1$  tatsächlich realisierte Metallpreis und  $f_{t+1}$  die Prognose dieses Metallpreises ist, wobei die Prognose in der Periode  $t$  gestellt wird. Das Symbol  $I$  bezeichnet die Indikatorfunktion. Die in Gleichung (1) dargestellte allgemeine funktionale Form enthält für

---

<sup>2</sup> Die Literatur zu asymmetrischen Verlustfunktionen ist in jüngerer Vergangenheit stark gewachsen, weshalb es nicht überrascht, dass es neben dem von *Elliott* et al. (2005) vorgeschlagenen Verfahren noch andere Verfahren gibt, mit denen mögliche Asymmetrien von Verlustfunktionen analysiert werden können (*Batchelor/Peel* (1999), *Patton/Timmermann* (2007)).

$p = 1$  den Spezialfall einer sogenannten Lin-Lin-Verlustfunktion. Für  $p = 2$  erhält man wiederum eine sogenannte Quad-Quad-Verlustfunktion. Der Parameter  $\alpha \in (0,1)$  bestimmt die Neigung der Verlustfunktion. Im Fall  $\alpha = 0.5$  erhält man eine symmetrische Verlustfunktion. Der Spezialfall  $\alpha = 0.5$  und  $p = 2$  ergibt eine traditionelle Verlustfunktion, da der Verlust symmetrisch im quadrierten Prognosefehler ansteigt. Es ist dann für einen Prognostiker also im Hinblick auf den Verlust egal, ob er den Metallpreis über- oder unterschätzt. Für den Spezialfall  $\alpha = 0.5$  und  $p = 1$  erhält man eine Verlustfunktion, die im absoluten Prognosefehler symmetrisch ist.<sup>3</sup>

*Elliott et al. (2005)* zeigen, dass für einen gegebenen Parameter  $p$ , welcher die allgemeine funktionale Form der Verlustfunktion bestimmt (Lin-Lin- versus Quad-Quad-Verlustfunktion), der Asymmetrie-Parameter,  $\alpha$ , konsistent mit einem verallgemeinerten Momentenschätzer (Generalized Method of Moments) geschätzt werden kann. Man erhält

$$(2) \quad \hat{\alpha} = \frac{\left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |s_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1} \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t I(s_{t+1} - f_{t+1} < 0) |s_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1} \right]}{\left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |s_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1} \left[ \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |s_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1} \right]},$$

wobei  $\hat{S} = \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t v_t' (I(s_{t+1} - f_{t+1} < 0) - \hat{\alpha})^2 |s_{t+1} - f_{t+1}|^{2p-2}$  eine Gewichtungsmatrix und  $v_t$  ein Instrumentenvektor ist. Der Parameter  $T$  bezeichnet die Anzahl der verfügbaren Prognosen, welche in der Periode  $\tau + 1$  beginnen. Mit einer von  $\hat{\alpha}$  abhängigen Gewichtungsmatrix wird die Schätzung iterativ durchgeführt. Es wird dann so lange zwischen der rechten und der linken Seite der Gleichung iteriert, bis die Veränderung in  $\hat{\alpha}$  hinreichend klein ist.<sup>4</sup> Als Instrument nutzen wir eine Konstante (Modell 1:  $\hat{\alpha}_1$ ) und eine Konstante zusammen mit dem verzögerten Metallpreis (Modell 2:  $\hat{\alpha}_2$ ). Die verzögerte Prognose nutzen wir nicht als ein zusätzliches Instrument, da unser Datensatz aus einem „unbalanced panel“ aus Prognosen besteht, die Prognosen also nicht für alle Prognostiker in jeder Periode verfügbar sind.

<sup>3</sup> Eine Modifikation des Ansatzes wäre, den Asymmetrie-Parameter,  $\alpha$ , festzulegen und stattdessen den Exponenten,  $p$ , zu schätzen. Man könnte damit erklären, ob ein Prognostiker den absoluten oder den quadrierten Fehler minimieren möchte.

<sup>4</sup> Wir betrachten den iterativen Prozess als abgeschlossen, wenn die Veränderung in  $\hat{\alpha}$  über zwei aufeinanderfolgende Iterationsschritte kleiner als 0.000001 ist.

Ein Test, ob  $\hat{\alpha}$  von einem Wert  $\alpha_0$  signifikant abweicht, kann unter Zuhilfenahme der folgenden  $z$ -Statistik durchgeführt werden:

$$(3) \quad \sqrt{T}(\hat{\alpha} - \alpha_0) \rightarrow \mathcal{N}(0, (\hat{\mathbf{h}}' \hat{\mathbf{S}}^{-1} \hat{\mathbf{h}})^{-1}),$$

wobei  $\hat{\mathbf{h}} = \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |s_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1}$  gilt. Elliott et al. (2005) zeigen ferner, dass im Rahmen des von ihnen vorgeschlagenen Verfahrens ein Test auf Rationalität der Prognosen, gegeben eine Lin-Lin- bzw. Quad-Quad-Verlustfunktion ( $p = 1, 2$ ), durchgeführt werden kann mittels der  $J$ -Statistik:

$$(4) \quad J(\hat{\alpha}) = \frac{1}{T} (\mathbf{x}_t' \hat{\mathbf{S}}^{-1} \mathbf{x}_t) \sim \chi_{d-1}^2,$$

wobei  $\mathbf{x}_t = \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t [I(s_{t+1} - f_{t+1} < 0) - \hat{\alpha}] |s_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1}$  gilt und  $d$  die Anzahl der Instrumente bezeichnet. Für eine symmetrische Verlustfunktion erhält man daher  $J(0.5) \sim \chi_d^2$  mit  $d > 0$ . Für eine geschätzte asymmetrische Verlustfunktion gilt  $J(\hat{\alpha}) \sim \chi_{d-1}^2$  mit  $d > 1$ .<sup>5</sup> Die  $J(0.5)$ -Statistik beantwortet die Frage, ob die Hypothese der Rationalität der Prognosen bei Annahme einer symmetrischen Verlustfunktion nicht verworfen werden kann. Entsprechend beantwortet die  $J(\hat{\alpha})$ -Statistik, ob die Hypothese der Rationalität der Prognosen bei geschätzter asymmetrischer Verlustfunktion vom Lin-Lin- bzw. Quad-Quad-Typ nicht verworfen werden kann.<sup>6</sup> Ein Vergleich der  $J(\hat{\alpha})$ -Statistik mit der  $J(0.5)$ -Statistik zeigt daher, ob durch die Einführung der Annahme einer asymmetrischen Verlustfunktion Prognosen, welche bei unterstellter symmetrischer Verlustfunktion nicht rational erscheinen, bei verallgemeinerter Verlustfunktion mit der Rationalitätshypothese vereinbar sind.

### III. Daten

Um die Form der Verlustfunktion zu schätzen, nutzen wir Prognosen der Preise der Metalle Aluminium, Blei, Kupfer, Nickel, Platin und Zink, welche von *Consensus Economics Forecasts Inc.* im Rahmen von auf Quartalsbasis stattfindenden Umfragen ermittelt wurden. Die Prognosen

<sup>5</sup> Für den  $J$ -Test werden wir daher nur Ergebnisse für Modell 2 ausweisen, welches zwei Instrumente (eine Konstante und den verzögerten Metallpreis) aufweist.

<sup>6</sup> Ebenso wie für traditionelle Testverfahren ist mithin auch für das von Elliott et al. (2005) entwickelte Verfahren das Problem der verbundenen Hypothese relevant. Demnach muss eine Verwerfung der Rationalitätshypothese nicht notwendigerweise auf irrationale Prognosen hinweisen, sondern kann auch auf eine Modellfehlspezifikation hindeuten.

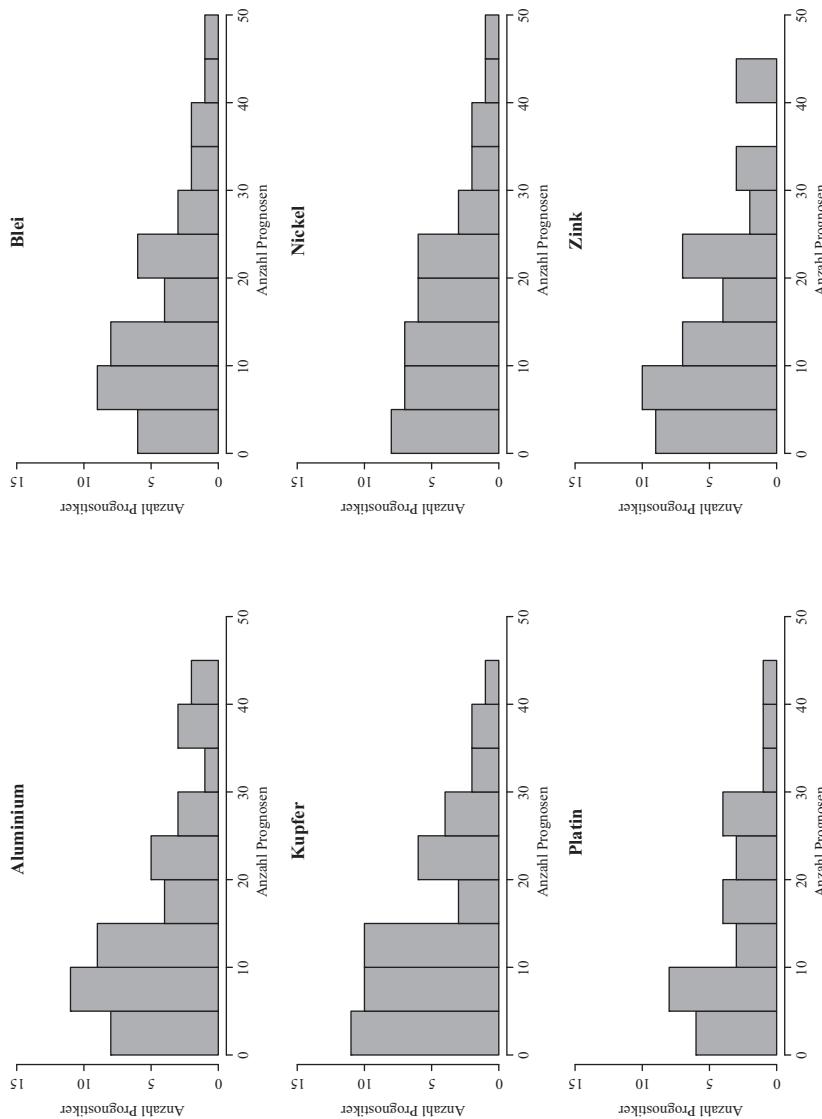
liegen auf der Ebene einzelner Prognostiker bzw. auf der Ebene jener Institutionen vor, für die die einzelnen Prognostiker tätig sind. Die Prognostiker arbeiten für Banken und Unternehmen sowie für Wirtschaftsforschungsinstitute. Die von uns untersuchten Prognosen beziehen sich auf die entsprechenden Metallpreise in einem Monat bzw. in einem Quartal.<sup>7</sup> Alle Angaben in diesem Abschnitt beziehen sich auf die Einmonatsprognosen. Die entsprechenden Angaben und Abbildungen für Quartalsprognosen ähneln den dargestellten Ergebnissen sehr stark und werden daher nicht präsentiert (sind aber von den Autoren auf Nachfrage erhältlich).

Der Datensatz besteht aus einem „unbalanced panel“, da nicht alle Prognostiker immer an den Umfragen teilnahmen. Die Daten sind verfügbar für den Beobachtungszeitraum August 1995 bis September 2011, jedoch wurden die Umfragen nur einmal pro Quartal durchgeführt, sodass insgesamt 48 Umfragen vorliegen. Insgesamt standen für die empirische Analyse 1776 Einmonats- und 1707 Quartalsprognosen zur Verfügung. Die entsprechenden realisierten Metallpreise wurden von Thomson Financial Datastream bezogen. Dieses Unternehmen wiederum bezieht die Daten primär von der Chicago Mercantile Exchange. Diese Daten entsprechen im Hinblick auf die Einheiten den Einheiten, auf die die Prognosen abstellen. Für Platin ist die Einheit US-Dollar pro Unze und für die anderen Metallpreise US-Dollar pro Tonne.

Da es sich bei unserem Datensatz um ein „unbalanced panel“ handelt, zeigt Abbildung 1 die Anzahl der Prognostiker auf der vertikalen Achse als eine Funktion der Anzahl ihrer Prognosen auf der horizontalen Achse. Kein Prognostiker beteiligte sich an allen Umfragen. Deutlich zu erkennen ist, dass eine nicht unbedeutende Anzahl von Prognostikern sich mehr oder weniger sporadisch an den Umfragen beteiligte. Eine nicht unerhebliche Anzahl Prognostiker lieferte weniger als zehn Prognosen pro Metallpreis ab. Mit einer so geringen Anzahl von Beobachtungen kann natürlich die Verlustfunktion der einzelnen Prognostiker nicht vernünftig geschätzt werden. Daher werden in unserer empirischen Studie ausschließlich Prognostiker berücksichtigt, die an mehr als 25 Umfragen, also etwa an der Hälfte der Umfragen, teilnahmen. Diese Festlegung ist natürlich willkürlich. Sie berücksichtigt unseres Erachtens aber zwei

---

<sup>7</sup> Der Datensatz enthält auch längerfristige Prognosen, welche aber aufgrund der Problematik überlappender Prognosehorizonte aus der Analyse ausgeklammert wurden. Ferner enthält der Datensatz Beobachtungen für einige weitere Metalle wie z.B. Kobalt und Uran, für die aber nur wenige Prognosen vorhanden sind. Diese Metalle wurden daher nicht in die empirische Analyse einbezogen. Die Ergebnisse können von den Autoren auf Anfrage bezogen werden.



Anmerkung: Diese Histogramme zeigen die Anzahl der Prognostiker auf der vertikalen Achse als eine Funktion der Anzahl ihrer Prognosen auf der horizontalen Achse.

Abbildung 1: Anzahl der Prognosen pro Prognostiker

*Tabelle 1*  
**Anzahl der Prognostiker**

Metall	Aluminium	Blei	Kupfer	Nickel	Platin	Zink
Anzahl Prognostiker insgesamt	46	42	49	43	31	45
Anzahl Prognostiker (> 25 Prognosen)	9	9	9	9	7	8

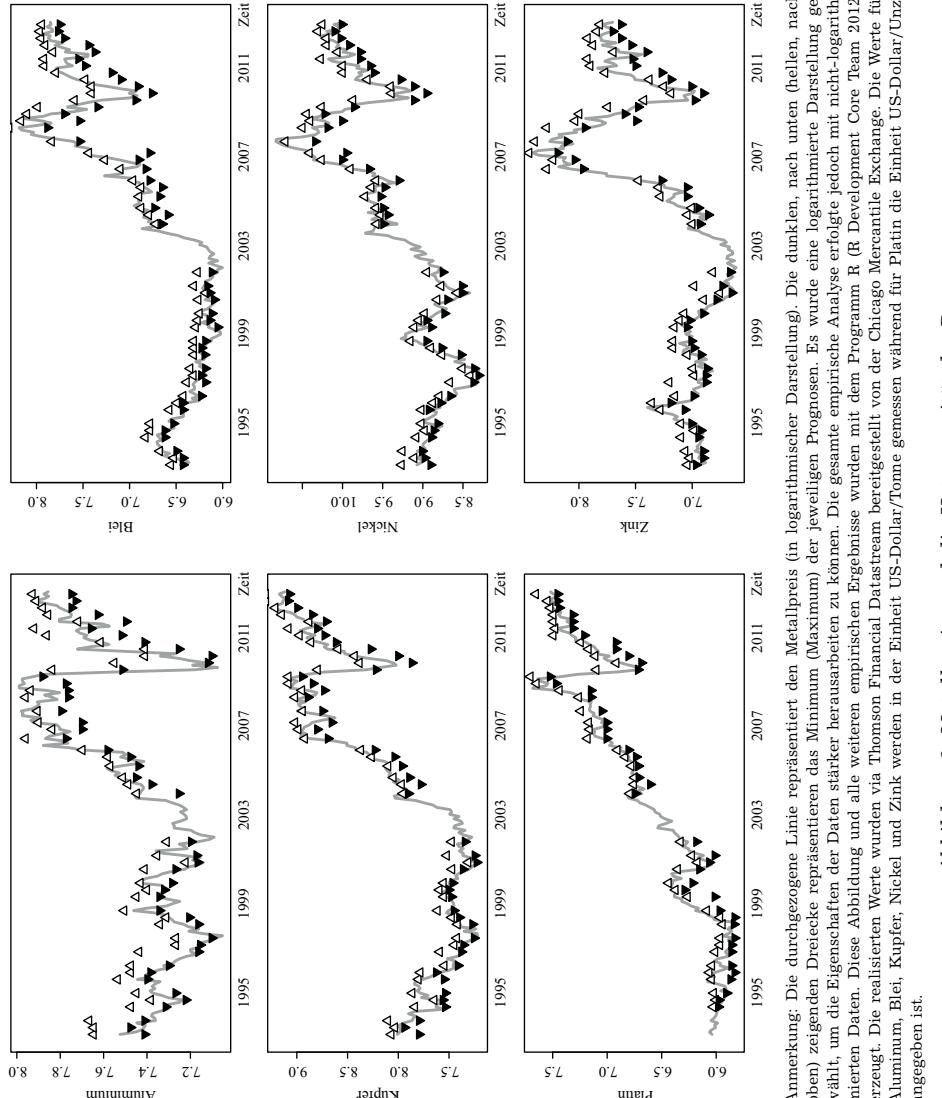
Aspekte: Einerseits möchten wir für die Schätzungen hinreichend viele Prognosen zur Verfügung haben. Andererseits möchten wir nicht zu viele Prognostiker aus der Analyse ausschließen. Tabelle 1 fasst die Anzahl der insgesamt pro Metall beteiligten Prognostiker und die Anzahl der jeweils für die empirische Analyse ausgewählten Prognostiker zusammen. Aus der Tabelle geht hervor, dass wir, je nach Metallpreis, etwa 20 % der Prognostiker in unserer empirischen Analyse berücksichtigen.<sup>8</sup>

Abbildung 2 illustriert weitere Eigenschaften der Daten.<sup>9</sup> Die Abbildung zeigt die tatsächlichen Metallpreise (durchgezogene Linie) und die jeweiligen Minima (dunkle, nach unten zeigende Dreiecke) und Maxima (helle, nach oben zeigende Dreiecke) der Prognosen. Für Abbildung 2 wurde eine logarithmierte Darstellung gewählt, um die Eigenschaften der Daten, insbesondere die Heterogenität der Prognosen, stärker herausarbeiten zu können. Wir weisen daher an dieser Stelle ausdrücklich darauf hin, dass die gesamte empirische Analyse *nicht* mit logarithmierten Daten erfolgte. Es ist deutlich zu erkennen, dass die Metallpreise recht starken Schwankungen in der Beobachtungsperiode unterworfen waren. Auch ist deutlich zu erkennen, dass die Metallpreise bis etwa 2007 anstiegen, um dann als Folge der durch die jüngsten Krisen auf den internationalen Finanzmärkten ausgelösten weltwirtschaftlichen Turbulenzen deutlich nachzugeben.<sup>10</sup>

<sup>8</sup> Wir hätten den Grad der Datenausschöpfung auf etwa 30 % erhöhen können, wenn wir die Mindestanzahl der Umfragen bei mehr als 20 Beobachtungen angesetzt hätten. Dies hätte aber unsere wesentlichen Schlussfolgerungen nicht geändert.

<sup>9</sup> Es sei noch einmal darauf hingewiesen, dass wir uns in diesem Abschnitt auf die Einmonatsprognosen konzentrieren. Die Abbildung für die Quartalsprognosen (nicht dargestellt) sieht ähnlich aus und kann von den Autoren auf Anfrage bezogen werden.

<sup>10</sup> Aufgrund des „Trend Reversals“, der relativ wenigen Beobachtungen pro Prognostiker und weil die Prognostiker das Niveau (und nicht die Wachstumsraten) der Metallpreise prognostizieren, unterstellen wir, dass die Metallpreise als stationär während der Beobachtungsperiode betrachtet werden können.



Anmerkung: Die durchgezogene Linie repräsentiert den Metalldruck (in logarithmischer Darstellung). Die dunklen, nach unten (hellen, nach oben) zeigenden Dreiecke repräsentieren das Minimum (Maximum) der jeweiligen Prognosen. Es wurde eine logarithmische Darstellung gewählt, um die Eigenschaften der Daten stärker herausarbeiten zu können. Die gesamte empirische Analyse erfolgte jedoch mit nicht-logarithmisierten Daten. Diese Abbildung und alle weiteren empirischen Ergebnisse wurden mit dem Programm R (R Development Core Team 2012) erzeugt. Die realisierten Werte wurden via Thomson Financial Datastream bereitgestellt von der Chicago Mercantile Exchange. Die Werte für Aluminium, Blei, Kupfer, Nickel und Zink werden in der Einheit US-Dollar/Tonne gemessen während für Platin die Einheit US-Dollar/Ounce angegeben ist.

Abbildung 2: Metallpreise und die Heterogenität der Prognosen

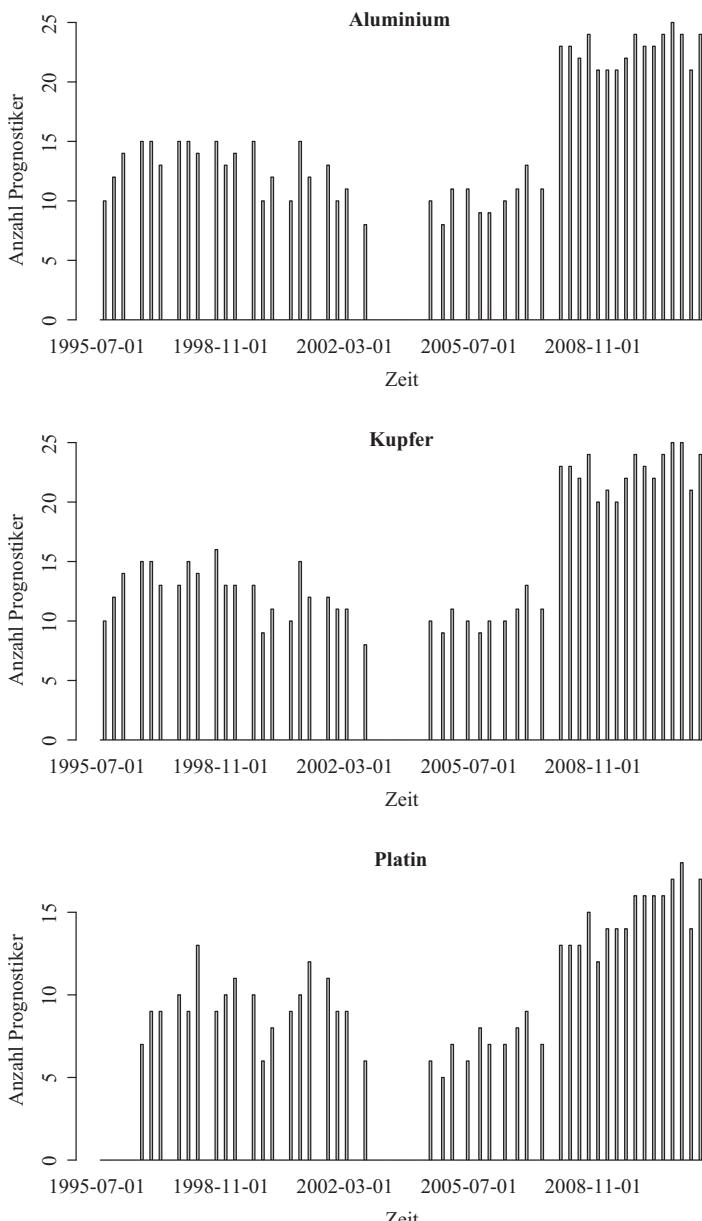
Zum Ende der Beobachtungsperiode kann jedoch eine Preiserholung konstatiert werden.

Eine weitere Eigenschaft der Daten, die durch Abbildung 2 illustriert wird, besteht darin, dass die Prognosen keineswegs homogen sind, sondern dass vielmehr eine deutlich sichtbare Heterogenität in der Querschnittsdimension vorliegt. Diese Heterogenität, welche auch schon für z.B. Wechselkurse (*MacDonald/Marsh* (1996), *Benassy-Quere* et al. (2003)) und Ölpreise (*Pierdzioch* et al. (2010)) berichtet wurde, wird durch die um die Metallpreise streuenden Minima und Maxima der Prognosen dargestellt. Die Heterogenität der Prognosen kann verschiedene Ursachen haben, lässt es aber als möglich erscheinen, dass Unterschiede in der Form der Verlustfunktion zwischen den einzelnen Prognostikern einen Beitrag zur Erklärung der Heterogenität leisten könnten.<sup>11</sup>

Da unsere Analyse auch die Zeit seit Ausbruch der Krise am amerikanischen Häusermarkt umfasst, ist zudem interessant, die Anzahl der von allen Prognostikern (also nicht nur der in der Analyse berücksichtigten Prognostiker) im Zeitverlauf abgegebenen Prognosen abzubilden. Dies leistet Abbildung 3. Deutlich zu erkennen ist, wie die Anzahl der Prognosen in den letzten Jahren des Beobachtungszeitraums ansteigt. Die Prognostiker haben ihr Angebot an Prognosen also ausgeweitet und auch die Teilnahme an den Umfragen scheint sich insgesamt gesehen gegen Ende des Beobachtungszeitraums zu verstetigen. Es scheint also, dass die Nachfrage nach Prognosen in der Zeit fallender Metallpreise (Abbildung 2) deutlich zunahm. Weiterhin zu erkennen sind insbesondere in der ersten Hälfte des Beobachtungszeitraums immer wieder Lücken zwischen den abgebildeten Balken. Dies sind Monate, in denen keine Prognosen abgegeben wurden. Schlussendlich ist in der Mitte des Beobachtungszeitraums eine größere Lücke zu erkennen. Diese Lücke entsteht, weil Consensus Economics zwischen September 2002 und April 2004 keine Prognosen für Metallpreise erhob.

---

<sup>11</sup> Auch ist die Vermutung plausibel, dass Unterschiede in den von den Prognostikern verwendeten Informationen oder Prognosemodellen (*Koske/Stadtmann* (2009)) oder strategische Interaktionen zwischen den Prognostikern (*Pierdzioch* et al. (2010)) einen Beitrag zur Erklärung der Heterogenität der Prognosen liefern. Zudem könnte es sein, dass die funktionale Form der Verlustfunktion mit strategischen Interaktionen zwischen den Prognostikern korreliert. Eine Untersuchung dieses Aspekts ist nicht Gegenstand der vorliegenden empirischen Untersuchung.



Anmerkung: Diese Abbildung zeigt die von allen (also nicht nur von den in der empirischen Analyse berücksichtigten) Prognostikern abgegebenen Prognosen im Zeitablauf.

Abbildung 3: Anzahl der Prognosen im Zeitverlauf

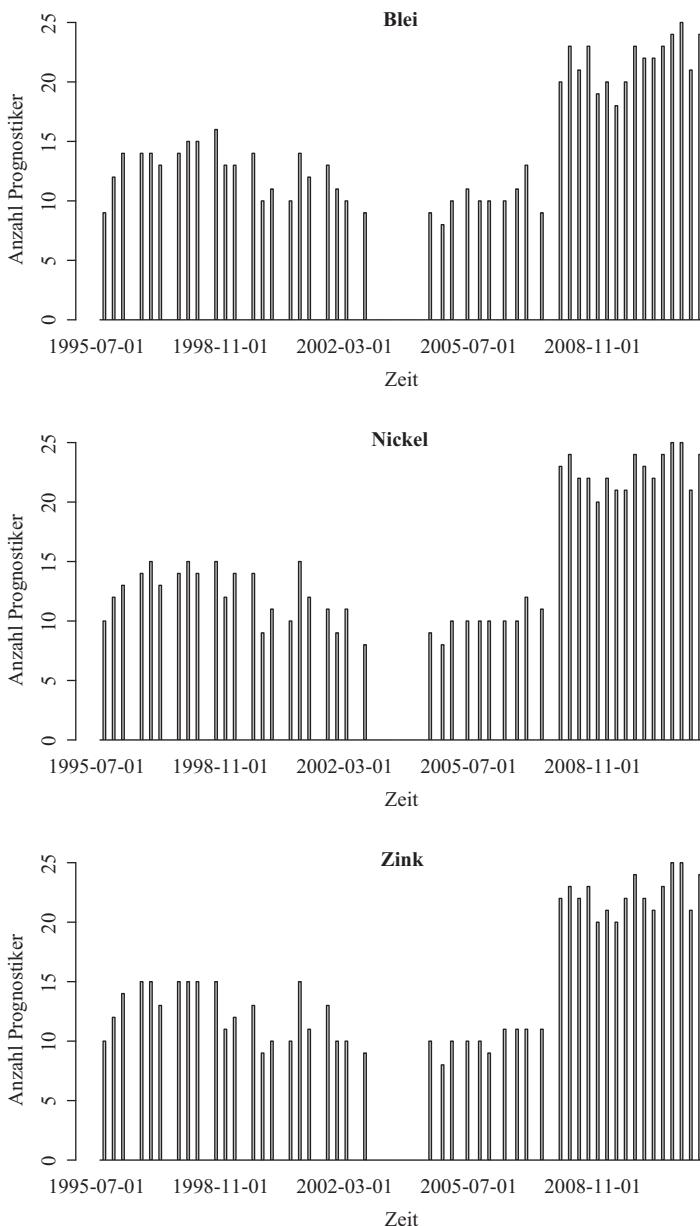


Abbildung 3 (Fortsetzung)

#### IV. Empirische Analyse

Die Tabellen 2–7 fassen die Schätzungen des Asymmetrie-Parameters,  $\hat{\alpha}$ , zusammen, jeweils für eine Lin-Lin-Verlustfunktion (Panel A) und eine Quad-Quad-Verlustfunktion (Panel B). Die Schätzungen für Modell 1 basieren auf einer Instrumentierung, die lediglich aus einer Konstanten besteht. Modell 2 basiert auf einer Instrumentierung, die zusätzlich den verzögerten Metallpreis enthält. Im Fall einer Lin-Lin-Verlustfunktion erhält man für den Punktschätzer des Asymmetrie-Parameters,  $\hat{\alpha}$ , den Anteil der negativen Prognosefehler. Der  $z$ -Test prüft, ob signifikante Abweichungen von einer symmetrischen Verlustfunktion vorliegen.

Für Aluminium ist für einzelne Prognostiker zu erkennen, dass  $\hat{\alpha} > 0.5$  geschätzt wird. Dies bedeutet, dass eine im Vergleich zu dem schließlich realisierten Metallpreis zu niedrige Prognose höhere Kosten verursacht hat als eine gleich große zu hohe Prognose. Dieses Ergebnis erhalten wir für eine Lin-Lin- und verstärkt für eine Quad-Quad-Verlustfunktion. Vereinzelt finden wir auch  $\hat{\alpha} < 0.5$ . Obzwar diese Werte nicht signifikant sind, verdeutlichen sie doch, dass die Prognostiker sich im Hinblick auf ihre Verlustfunktionen im Einzelfall unterscheiden können. Aber auch über die Metallpreise hinweg gibt es Unterschiede. Für Blei, Nickel und Zink zeigen die Schätzergebnisse, dass der Asymmetrie-Parameter häufig nicht signifikant von 0.5 verschieden ist, weshalb für diese Metalle die Annahme einer symmetrischen Verlustfunktion für die Mehrzahl der Prognostiker gerechtfertigt zu sein scheint. Im Falle von Zink beobachten wir allerdings eine Tendenz zu  $\hat{\alpha} > 0.5$ . Im Fall von Kupfer wiederum finden wir in der Tendenz eher  $\hat{\alpha} < 0.5$ . Vereinzelt sind die Ergebnisse des  $z$ -Tests signifikant. Im Falle von Platin ist hingegen eine deutliches Übergewicht der Fälle  $\hat{\alpha} < 0.5$  zu konstatieren. Die Kosten einer zu hohen Prognose scheinen daher höher zu sein relativ zu den Kosten einer gleich großen zu niedrigen Prognose.

Sowohl im Hinblick auf die Größenordnung des geschätzten Asymmetrie-Parameters ( $\hat{\alpha} > 0.5$ ,  $\hat{\alpha} = 0.5$  oder  $\hat{\alpha} < 0.5$ ) als auch auf die Signifikanz dieses Parameters gehen die Ergebnisse für die Lin-Lin- und die Quad-Quad-Verlustfunktion tendenziell in dieselbe Richtung. Allerdings kann es im Einzelfall auch Unterschiede geben. Interessant ist z.B. im Fall von Platin, dass für RBC Dominion  $\hat{\alpha} = 0.5$  unter einer Lin-Lin-Verlustfunktion geschätzt wird, während die dazu korrespondierenden Ergebnisse unter einer Quad-Quad-Verlustfunktion ein signifikantes Schätzergebnis von  $\hat{\alpha} < 0.5$  liefern. Die Ergebnisse können also je nach

*Tabelle 2*  
**Asymmetrie-Parameter, Aluminium, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	<i>z</i> -test	$\hat{\alpha}_2$	se	<i>z</i> -test
ABN AMRO	29	0.6207	0.0901	1.3395	0.6397	0.0892	1.5666
ANZ Bank	34	0.4118	0.0844	-1.0454	0.3705	0.0828	-1.5634
Merrill Lynch	40	0.5500	0.0787	0.6356	0.5695	0.0783	0.8881
Credit Suisse	37	0.5135	0.0822	0.1645	0.5150	0.0822	0.1821
Deutsche Bank	40	0.5000	0.0791	0.0000	0.5000	0.0791	0.0000
EIU	27	0.3704	0.0929	-1.3948	0.3645	0.0926	-1.4627
Macquarie Bank	43	0.5581	0.0757	0.7677	0.5600	0.0757	0.7928
RBS	28	0.6429	0.0906	1.5776	0.6734*	0.0886	1.9571
Warburg	45	0.5778	0.0736	1.0564	0.6000	0.0730	1.3695

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	<i>z</i> -test	$\hat{\alpha}_2$	se	<i>z</i> -test
ABN AMRO	29	0.7039*	0.1117	1.8256	0.8665***	0.0659	5.5581
ANZ Bank	34	0.5012	0.1359	0.0090	0.4881	0.1355	-0.0882
Merrill Lynch	40	0.5845	0.0991	0.8529	0.6334	0.0948	1.4078
Credit Suisse	37	0.4138	0.1322	-0.6518	0.3997	0.1329	-0.7543
Deutsche Bank	40	0.5027	0.1229	0.0221	0.5064	0.1225	0.0525
EIU	27	0.4338	0.1328	-0.4988	0.4328	0.1327	-0.5064
Macquarie Bank	43	0.4877	0.1004	-0.1222	0.4989	0.1003	-0.0110
RBS	28	0.6098	0.1393	0.7883	0.8557***	0.1299	2.7390
Warburg	45	0.6666	0.1040	1.6011	0.7079**	0.0977	2.1271

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, se = Standardfehler, *z*-test = Test der Nullhypothese  $\hat{\alpha} = 0.5$ . Instrumentierung: Konstante (Modell 1:  $\hat{\alpha}_1$ ) und Konstante und verzögterer Metallpreis (Modell 2:  $\hat{\alpha}_2$ ). \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet die Signifikanz auf einem 99%-(95%-, 90%-)Konfidenzniveau. Die Nullhypothese beim *z*-Test lautet:  $\alpha = 0.5$ . Zum *z*-Test, vgl. Gleichung (3).

*Tabelle 3*  
**Asymmetrie-Parameter, Blei, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	26	0.5385	0.0978	0.3934	0.5385	0.0978	0.3936
ANZ Bank	34	0.4412	0.0852	-0.6908	0.4406	0.0851	-0.6979
Merrill Lynch	38	0.5263	0.0810	0.3249	0.5263	0.0810	0.3251
Credit Suisse	34	0.4118	0.0844	-1.0454	0.4054	0.0842	-1.1238
Deutsche Bank	40	0.4500	0.0787	-0.6356	0.4499	0.0787	-0.6368
EIU	28	0.3571	0.0906	-1.5776	0.3410*	0.0896	-1.7746
Macquarie Bank	43	0.4419	0.0757	-0.7677	0.4150	0.0751	-1.1308
RBC Dominion	29	0.5172	0.0928	0.1858	0.5255	0.0927	0.2746
Warburg	46	0.3913	0.0720	-1.5105	0.3906	0.0719	-1.5212

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	26	0.5335	0.1673	0.2002	0.4666	0.1423	-0.2346
ANZ Bank	34	0.5010	0.1303	0.0074	0.4223	0.1145	-0.6788
Merrill Lynch	38	0.4914	0.1243	-0.0692	0.4767	0.1100	-0.2120
Credit Suisse	34	0.3792	0.1386	-0.8714	0.3667	0.1261	-1.0575
Deutsche Bank	40	0.3464	0.1203	-1.2770	0.3520	0.1062	-1.3935
EIU	28	0.5011	0.1319	0.0087	0.3596	0.1176	-1.1942
Macquarie Bank	43	0.4077	0.1227	-0.7520	0.4144	0.0984	-0.8703
RBC Dominion	29	0.2981*	0.1057	-1.9100	0.3297	0.1093	-1.5585
Warburg	46	0.4025	0.1189	-0.8196	0.3780	0.1082	-1.1269

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, se = Standardfehler, z-test = Test der Nullhypothese  $\hat{\alpha} = 0.5$ . Instrumentierung: Konstante (Modell 1:  $\hat{\alpha}_1$ ) und Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\hat{\alpha}_2$ ). \* kennzeichnet die Signifikanz auf einem 90 %-Konfidenzniveau. Die Nullhypothese beim z-Test lautet:  $\alpha = 0.5$ . Zum z-Test, vgl. Gleichung (3).

**Tabelle 4**  
**Asymmetrie-Parameter, Kupfer, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	29	0.5172	0.0928	0.1858	0.5173	0.0928	0.1866
ANZ Bank	34	0.4412	0.0852	-0.6908	0.4400	0.0851	-0.7043
Credit Suisse	37	0.4054	0.0807	-1.1720	0.4053	0.0807	-1.1738
Deutsche Bank	37	0.3514*	0.0785	-1.8940	0.3490*	0.0784	-1.9264
EIU	28	0.5000	0.0945	0.0000	0.5000	0.0945	0.0000
Macquarie Bank	43	0.4884	0.0762	-0.1525	0.4884	0.0762	-0.1525
Merrill Lynch	30	0.6000	0.0894	1.1180	0.6042	0.0893	1.1673
RBC Dominion	28	0.5000	0.0945	0.0000	0.5000	0.0945	0.0000
Warburg	35	0.3429**	0.0802	-1.9586	0.3419**	0.0802	-1.9717

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	29	0.5466	0.1366	0.3412	0.5019	0.1224	0.0152
ANZ Bank	34	0.4931	0.1243	-0.0559	0.4202	0.1234	-0.6469
Credit Suisse	37	0.3601	0.1215	-1.1508	0.2460***	0.1044	-2.4329
Deutsche Bank	37	0.3004**	0.1012	-1.9721	0.2755***	0.0932	-2.4092
EIU	28	0.4076	0.1165	-0.7933	0.3644	0.1132	-1.1974
Macquarie Bank	43	0.3810	0.1118	-1.0650	0.2945***	0.0870	-2.3623
Merrill Lynch	30	0.5512	0.1384	0.3697	0.6010	0.1228	0.8225
RBC Dominion	28	0.3443	0.1163	-1.3391	0.3814	0.1143	-1.0372
Warburg	35	0.4325	0.1280	-0.5273	0.2974**	0.1182	-1.7144

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, se = Standardfehler, z-test = Test der Nullhypothese  $\hat{\alpha} = 0.5$ . Instrumentierung: Konstante (Modell 1:  $\hat{\alpha}_1$ ) und Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\hat{\alpha}_2$ ). \*\*\*, \*\* kennzeichnet die Signifikanz auf einem 99%- (95 %-, 90 %-)-Konfidenzniveau. Die Nullhypothese beim z-Test lautet:  $\alpha = 0.5$ . Zum z-Test, vgl. Gleichung (3).

*Tabelle 5*  
**Asymmetrie-Parameter, Nickel, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	27	0.4444	0.0956	-0.5809	0.4429	0.0956	-0.5969
ANZ Bank	34	0.6176	0.0833	1.4116	0.6799**	0.0800	2.2488
Merrill Lynch	40	0.6000	0.0775	1.2910	0.6071	0.0772	1.3870
Credit Suisse	34	0.5294	0.0856	0.3436	0.5294	0.0856	0.3436
Deutsche Bank	40	0.4250	0.0782	-0.9595	0.4223	0.0781	-0.9946
EIU	27	0.4074	0.0946	-0.9792	0.4074	0.0946	-0.9796
Macquarie Bank	43	0.4651	0.0761	-0.4586	0.4636	0.0760	-0.4792
RBS	28	0.5357	0.0942	0.3789	0.5404	0.0942	0.4289
Warburg	46	0.5217	0.0737	0.2952	0.5224	0.0736	0.3038

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	27	0.4108	0.1420	-0.6280	0.4798	0.1249	-0.1614
ANZ Bank	34	0.5362	0.1143	0.3164	0.5671	0.1100	0.6103
Merrill Lynch	40	0.4827	0.1320	-0.1308	0.5620	0.1037	0.5981
Credit Suisse	34	0.4180	0.1511	-0.5427	0.4564	0.1227	-0.3551
Deutsche Bank	40	0.4151	0.1127	-0.7537	0.4462	0.0996	-0.5395
EIU	27	0.4049	0.1270	-0.7491	0.4129	0.1261	-0.6907
Macquarie Bank	43	0.3177*	0.0967	-1.8856	0.3682	0.0892	-1.4773
RBS	28	0.3292	0.1059	-1.6131	0.3780	0.1101	-1.1080
Warburg	46	0.4266	0.1099	-0.6682	0.4422	0.1029	-0.5620

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, se = Standardfehler, z-test = Test der Nullhypothese  $\hat{\alpha} = 0.5$ . Instrumentierung: Konstante (Modell 1:  $\hat{\alpha}_1$ ) und Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\hat{\alpha}_2$ ). \*\* (\*) kennzeichnet die Signifikanz auf einem 95 %-(90 %-)-Konfidenzniveau. Die Nullhypothese beim z-Test lautet:  $\alpha = 0.5$ . Zum z-Test, vgl. Gleichung (3).

**Tabelle 6**  
**Asymmetrie-Parameter, Platin, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	<i>z</i> -test	$\hat{\alpha}_2$	se	<i>z</i> -test
ABN AMRO	30	0.5333	0.0911	0.3660	0.5343	0.0911	0.3766
BNP Paribas	27	0.2963**	0.0879	-2.3180	0.2944***	0.0877	-2.3436
Credit Suisse	26	0.2692***	0.0870	-2.6528	0.2688**	0.0869	-2.6598
Deutsche Bank	40	0.3750	0.0765	-1.6330	0.3653*	0.0761	-1.7694
Macquarie Bank	34	0.2941**	0.0781	-2.6347	0.2941***	0.0781	-2.6353
RBC Dominion	28	0.5000	0.0945	0.0000	0.5000	0.0945	0.0000
Warburg	42	0.3571*	0.0739	-1.9322	0.3489**	0.0735	-2.0551

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	<i>z</i> -test	$\hat{\alpha}_2$	se	<i>z</i> -test
ABN AMRO	30	0.4717	0.1688	-0.1674	0.4199	0.1271	-0.6305
BNP Paribas	27	0.2465*	0.1474	-1.7190	0.1323***	0.0613	-6.0006
Credit Suisse	26	0.3502	0.1464	-1.0229	0.2666**	0.1152	-2.0253
Deutsche Bank	40	0.3407	0.1399	-1.1388	0.2687***	0.0826	-2.8003
Macquarie Bank	34	0.2469*	0.1326	-1.9088	0.1660***	0.0757	-4.4153
RBC Dominion	28	0.2961*	0.1120	-1.8195	0.1766***	0.0904	-3.5774
Warburg	42	0.3806	0.1486	-0.8032	0.2498***	0.0907	-2.7592

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, se = Standardfehler, *z*-test = Test der Nullhypothese  $\hat{\alpha} = 0.5$ . Instrumentierung: Konstante (Modell 1:  $\hat{\alpha}_1$ ) und Konstante und verzögterer Metallpreis (Modell 2:  $\hat{\alpha}_2$ ). \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet die Signifikanz auf einem 99%-(95%-, 90%-)Konfidenzniveau. Die Nullhypothese beim *z*-Test lautet:  $\alpha = 0.5$ . Zum *z*-Test, vgl. Gleichung (3).

*Tabelle 7*  
**Asymmetrie-Parameter, Zink, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	30	0.6667*	0.0861	1.9365	0.6668*	0.0861	1.9385
BNP Paribas	34	0.5000	0.0857	0.0000	0.5000	0.0857	0.0000
Merrill Lynch	41	0.6098	0.0762	1.4407	0.6180	0.0759	1.5546
Credit Suisse	34	0.5294	0.0856	0.3436	0.5300	0.0856	0.3506
Deutsche Bank	34	0.5294	0.0856	0.3436	0.5310	0.0856	0.3619
EIU	27	0.5556	0.0956	0.5809	0.5556	0.0956	0.5817
Macquarie Bank	43	0.5581	0.0757	0.7677	0.5596	0.0757	0.7866
Warburg	45	0.5778	0.0736	1.0564	0.5800	0.0736	1.0871

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>							
Name	Beob.	$\hat{\alpha}_1$	se	z-test	$\hat{\alpha}_2$	se	z-test
ABN AMRO	30	0.7020*	0.1096	1.8433	0.6917*	0.1088	1.7614
BNP Paribas	34	0.5104	0.1099	0.0950	0.5067	0.1073	0.0627
Merrill Lynch	41	0.5832	0.1094	0.7609	0.5879	0.1043	0.8424
Credit Suisse	34	0.5108	0.1322	0.0821	0.4912	0.1262	-0.0697
Deutsche Bank	34	0.4740	0.1139	-0.2279	0.5006	0.1077	0.0059
EIU	27	0.5220	0.1199	0.1831	0.4993	0.1172	-0.0056
Macquarie Bank	43	0.5426	0.1181	0.3606	0.4454	0.1019	-0.5366
Warburg	45	0.5468	0.1059	0.4419	0.5444	0.1009	0.4397

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, se = Standardfehler, z-test = Test der Nullhypothese  $\hat{\alpha} = 0.5$ . Instrumentierung: Konstante (Modell 1:  $\alpha_1$ ) und Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\alpha_2$ ). \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet die Signifikanz auf einem 99 %- (95 %-, 90 %-) Konfidenzniveau. Die Nullhypothese beim z-Test lautet:  $\alpha = 0.5$ . Zum z-Test, vgl. Gleichung (3).

Verlustfunktion (Lin-Lin versus Quad-Quad), im Einzelfall auch je nach Instrumentierung, variieren, weshalb es geboten erscheint, die Ergebnisse für jeweils unterschiedliche Spezifikationen vollständig zu präsentieren.

Die Differenz zwischen den  $\hat{\alpha}_1$ - und  $\hat{\alpha}_2$ -Parametern zeigt, ob die Instrumentierung für die Ergebnisse von großer Bedeutung ist. In nur wenigen Fällen, z.B. für die Quad-Quad Spezifikation für Aluminium (RBS: 0.61 versus 0.85) gibt es merkliche Unterschiede. In keinem Fall deuten die beiden Modelle jedoch auf eine unterschiedliche Richtung in der Asymmetrie der Verlustfunktion (im Sinne von  $\hat{\alpha}_1 > 0.5$  und gleichzeitig  $\hat{\alpha}_2 < 0.5$ ) hin.

Der nächste Schritt der empirischen Analyse besteht darin, die Rationalität der Prognosen zu untersuchen. Dazu wird der *J*-Test eingesetzt. Die Ergebnisse werden in den Tabellen 8–13 zusammengefasst. Für Nickel und Zink kann (fast) immer die Rationalitätshypothese nicht verworfen werden, unabhängig von der unterstellten Verlustfunktion und der gewählten Instrumentierung. Ähnlich sind die Ergebnisse im Fall von Blei und Kupfer, wobei für Kupfer die Rationalitätshypothese bei unterstellter Quad-Quad-Verlustfunktion für drei Prognostiker abgelehnt wird. Relativ starke Evidenz gegen die Rationalitätshypothese finden wir im Fall von Aluminium, und zwar für eine symmetrische wie auch für eine geschätzte asymmetrische Verlustfunktion. Für Platin wiederum beobachten wir, dass bei einer unterstellten Lin-Lin-Verlustfunktion die Asymmetrie der Verlustfunktion die Prognosen mit der Rationalitäts-hypothese in Einklang bringt, wobei gleichzeitig bei symmetrischer Verlustfunktion die Rationalitätshypothese häufig verworfen werden muss. Wie schon bei der Beschreibung der Ergebnisse für den Asymmetrie-Parameter kann also auch im Hinblick auf die Rationalitätstests festgestellt werden, dass bezüglich der Verlustfunktion ein „one size fits all“-Ansatz für alle analysierten Metalle nicht unbedingt zu favorisieren ist.

*Tabelle 8*  
**J-Test, Aluminium, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	29	3.5925	0.1659	2.0154	0.1557
ANZ Bank	34	6.3877**	0.0410	5.6640***	0.0173
Merrill Lynch	40	6.2443**	0.0441	5.6804***	0.0172
Credit Suisse	37	1.8017	0.4062	1.7883	0.1811
Deutsche Bank	40	2.7576	0.2519	2.7576*	0.0968
EIU	27	2.4477	0.2941	0.5869	0.4436
Macquarie Bank	43	1.2517	0.5348	0.6717	0.4125
RBS	28	4.9513*	0.0841	2.5879	0.1077
Warburg	45	6.2592**	0.0437	5.0951**	0.0240

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	29	7.2547**	0.0266	9.2153**	0.0024
ANZ Bank	34	0.4134	0.8132	0.4072	0.5234
Merrill Lynch	40	4.1141	0.1278	3.5466*	0.0597
Credit Suisse	37	4.7617*	0.0925	5.5267**	0.0187
Deutsche Bank	40	0.1538	0.9260	0.1531	0.6956
EIU	27	0.2933	0.8636	0.0286	0.8656
Macquarie Bank	43	0.7098	0.7013	0.7212	0.3958
RBS	28	5.5299*	0.0630	8.3011**	0.0040
Warburg	45	3.6664	0.1599	2.1526	0.1423

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, p = p-Wert.  $J(0.5)$  bezeichnet den J-Test für eine unterstellte symmetrische Verlustfunktion.  $J(\hat{\alpha})$  bezeichnet den J-Test für eine asymmetrische Verlustfunktion. Instrumentierung: Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\alpha_2$ ). \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet die Signifikanz auf einem 99%-(95%-, 90%-)Konfidenzniveau. Die Rationalitätshypothese ist die Nullhypothese beim J-Test. Zum J-Test, vgl. Gleichung (4).

*Tabelle 9*  
**J-Test, Blei, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	26	0.1588	0.9237	0.0052	0.9423
ANZ Bank	34	0.6566	0.7201	0.1697	0.6804
Merrill Lynch	38	0.1172	0.9431	0.0122	0.9119
Credit Suisse	34	2.2116	0.3309	1.1541	0.2827
Deutsche Bank	40	0.4363	0.8040	0.0353	0.8509
EIU	28	3.8673	0.1446	1.4520	0.2282
Macquarie Bank	43	6.7386**	0.0344	6.9159***	0.0085
RBC Dominion	29	4.8643*	0.0878	4.6895**	0.0303
Warburg	46	2.3383	0.3106	0.1532	0.6955

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	26	0.5292	0.7675	0.6678	0.4138
ANZ Bank	34	1.7100	0.4253	1.6675	0.1966
Merrill Lynch	38	0.1142	0.9445	0.0859	0.7694
Credit Suisse	34	1.1566	0.5609	0.0566	0.8120
Deutsche Bank	40	1.4757	0.4781	0.0123	0.9117
EIU	28	4.1368	0.1264	3.8873**	0.0487
Macquarie Bank	43	0.7053	0.7028	0.0129	0.9097
RBC Dominion	29	4.7648*	0.0923	4.7158**	0.0299
Warburg	46	1.4785	0.4775	0.2836	0.5943

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, p = p-Wert.  $J(0.5)$  bezeichnet den J-Test für eine unterstellte symmetrische Verlustfunktion.  $J(\hat{\alpha})$  bezeichnet den J-Test für eine asymmetrische Verlustfunktion. Instrumentierung: Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\alpha_2$ ). \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet die Signifikanz auf einem 99%-(95%-, 90%-)Konfidenzniveau. Die Rationalitätshypothese ist die Nullhypothese beim J-Test. Zum J-Test, vgl. Gleichung (4).

*Tabelle 10*  
**J-Test, Kupfer, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	29	0.0977	0.9523	0.0645	0.7995
ANZ Bank	34	0.8060	0.6683	0.3206	0.5712
Credit Suisse	37	1.3545	0.5080	0.0276	0.8681
Deutsche Bank	37	3.5737	0.1675	0.2841	0.5940
EIU	28	1.7544	0.4159	1.7544	0.1853
Macquarie Bank	43	0.0234	0.9884	0.0001	0.9908
Merrill Lynch	30	1.7801	0.4106	0.6092	0.4351
RBC Dominion	28	0.5935	0.7432	0.5935	0.4411
Warburg	35	3.5590	0.1687	0.1050	0.7460

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	29	0.4058	0.8164	0.5404	0.4623
ANZ Bank	34	5.1335*	0.0768	4.8144**	0.0282
Credit Suisse	37	5.3081*	0.0704	4.1012**	0.0429
Deutsche Bank	37	3.4280	0.1801	0.5309	0.4662
EIU	28	2.7634	0.2511	2.4252	0.1194
Macquarie Bank	43	4.2591	0.1189	2.6132	0.1060
Merrill Lynch	30	0.9407	0.6248	0.6742	0.4116
RBC Dominion	28	1.4035	0.4957	0.9695	0.3248
Warburg	35	4.7628*	0.0924	4.7191**	0.0298

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, p = p-Wert.  $J(0.5)$  bezeichnet den J-Test für eine unterstellte symmetrische Verlustfunktion.  $J(\hat{\alpha})$  bezeichnet den J-Test für eine asymmetrische Verlustfunktion. Instrumentierung: Konstante und verzögterer Metallpreis (Modell 2:  $\alpha_2$ ). \*\*(\*) kennzeichnet die Signifikanz auf einem 95%-(90%)-Konfidenzniveau. Die Rationalitätshypothese ist die Nullhypothese beim J-Test. Zum J-Test, vgl. Gleichung (4).

*Tabelle 11*  
**J-Test, Nickel, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	27	0.6592	0.7192	0.3565	0.5504
ANZ Bank	34	8.2428*	0.0162	6.4893**	0.0109
Merrill Lynch	40	3.0771	0.2147	1.3351	0.2479
Credit Suisse	34	0.1182	0.9426	0.0005	0.9819
Deutsche Bank	40	1.5386	0.4633	0.6896	0.4063
EIU	27	0.9308	0.6279	0.0057	0.9400
Macquarie Bank	43	1.0935	0.5788	0.9213	0.3371
RBS	28	1.8086	0.4048	1.6254	0.2023
Warburg	46	0.7407	0.6905	0.6513	0.4196

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	27	0.8528	0.6529	1.1814	0.2771
ANZ Bank	34	1.4066	0.4949	0.9794	0.3223
Merrill Lynch	40	1.2592	0.5328	1.3129	0.2519
Credit Suisse	34	0.2836	0.8678	0.2761	0.5993
Deutsche Bank	40	0.5508	0.7593	0.4163	0.5188
EIU	27	0.6946	0.7066	0.3403	0.5597
Macquarie Bank	43	2.3755	0.3049	1.4278	0.2321
RBS	28	2.8598	0.2393	3.2309	0.0723
Warburg	46	0.4482	0.7992	0.1776	0.6735

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, p = p-Wert.  $J(0.5)$  bezeichnet den J-Test für eine unterstellte symmetrische Verlustfunktion.  $J(\hat{\alpha})$  bezeichnet den J-Test für eine asymmetrische Verlustfunktion. Instrumentierung: Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\alpha_2$ ). \*\*(\*) kennzeichnet die Signifikanz auf einem 95%-(90%-)Konfidenzniveau. Die Rationalitätshypothese ist die Nullhypothese beim J-Test. Zum J-Test, vgl. Gleichung (4).

*Tabelle 12*  
**J-Test, Platin, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	30	0.5474	0.7606	0.4210	0.5165
BNP Paribas	27	4.6068*	0.0999	0.1230	0.7258
Credit Suisse	26	5.5672**	0.0618	0.0267	0.8702
Deutsche Bank	40	3.9276	0.1403	1.4577	0.2273
Macquarie Bank	34	5.7675**	0.0559	0.0031	0.9559
RBC Dominion	28	3.3365	0.1886	3.3365*	0.0678
Warburg	42	4.6298*	0.0988	1.1632	0.2808

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	30	0.6589	0.7193	0.4004	0.5269
BNP Paribas	27	7.3046**	0.0259	4.1261**	0.0422
Credit Suisse	26	4.0175	0.1342	1.5188	0.2178
Deutsche Bank	40	4.9782*	0.0830	1.1359	0.2865
Macquarie Bank	34	8.0694	0.0177	1.6436	0.1998
RBC Dominion	28	3.3355	0.1887	4.9987**	0.0254
Warburg	42	5.6316*	0.0599	3.1097*	0.0778

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, p = p-Wert.  $J(0.5)$  bezeichnet den J-Test für eine unterstellte symmetrische Verlustfunktion.  $J(\hat{\alpha})$  bezeichnet den J-Test für eine asymmetrische Verlustfunktion. Instrumentierung: Konstante und verzögerter Metallpreis (Modell 2:  $\alpha_2$ ). \*\*(\*) kennzeichnet die Signifikanz auf einem 95%-(90 %-)-Konfidenzniveau. Die Rationalitätshypothese ist die Nullhypothese beim J-Test. Zum J-Test, vgl. Gleichung (4).

**Tabelle 13**  
**J-Test, Zink, Einmonatsprognosen**

<i>Panel A: Lin-Lin-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	30	3.3457	0.1877	0.0138	0.9063
BNP Paribas	34	0.3856	0.8246	0.3856	0.5346
Merrill Lynch	41	3.6061	0.1648	1.4388	0.2303
Credit Suisse	34	0.4601	0.7945	0.3396	0.5600
Deutsche Bank	34	0.9806	0.6124	0.8574	0.3545
EIU	27	0.3491	0.8399	0.0168	0.8969
Macquarie Bank	43	1.0332	0.5966	0.5110	0.4747
Warburg	45	1.7031	0.4268	0.6221	0.4303

<i>Panel B: Quad-Quad-Verlustfunktion</i>					
Name	Beob.	$J(0.5)$	p	$J(\hat{\alpha})$	p
ABN AMRO	30	2.4013	0.3010	0.3704	0.5428
BNP Paribas	34	0.0274	0.9864	0.0247	0.8751
Merrill Lynch	41	0.7462	0.6886	0.0224	0.8810
Credit Suisse	34	0.2312	0.8908	0.2494	0.6175
Deutsche Bank	34	0.5107	0.7746	0.5712	0.4498
EIU	27	0.7040	0.7033	0.7411	0.3893
Macquarie Bank	43	2.1943	0.3338	2.6421	0.1041
Warburg	45	0.1944	0.9074	0.0062	0.9373

Anmerkung: Name = Name der Institution, Beob. = Anzahl der Prognosen, p = p-Wert.  $J(0.5)$  bezeichnet den J-Test für eine unterstellte symmetrische Verlustfunktion.  $J(\hat{\alpha})$  bezeichnet den J-Test für eine asymmetrische Verlustfunktion. Instrumentierung: Konstante und verzögter Metallpreis (Modell 2:  $\alpha_2$ ). Die Rationalitäts-hypothese ist die Nullhypothese beim J-Test. Zum J-Test, vgl. Gleichung (4).

In einem nächsten Schritt soll die empirische Analyse auf Quartalsprognosen ausgeweitet werden. Die Ergebnisse für Quartalsprognosen werden in Abbildung 4 (exemplarisch für eine Lin-Lin-Verlustfunktion) zusammengefasst (Modell: 2:  $\hat{\alpha}_2$ ). Der Asymmetrie-Parameter wird in den Histogrammen auf der linken Seite gezeigt, während die p-Werte des J-Tests auf der rechten Seite gezeigt werden. Für den geschätzten Asymmetrie-Parameter werden die Ergebnisse, die für Monatsprognosen abgeleitet wurden, bestätigt. Für Blei und Nickel streuen die Asymmetrie-Parameter um 0.5, während für Aluminium und Zink in der Tendenz  $\hat{\alpha}_2 > 0.5$  beobachtet werden kann. Für Kupfer und besonders für Platin finden wir in der Tendenz eher  $\hat{\alpha} < 0.5$ . Für den J-Test kristallisiert sich erneut die Heterogenität sowohl über die Metallpreise als auch über die Prognostiker heraus. Es wird deutlich, dass die Annahme einer asymmetrischen Verlustfunktion nicht immer dazu führt, dass die Hypothese rationaler Prognosen nicht verworfen werden kann.

Schlussendlich stellt sich die Frage, ob die in Abbildung 1 dokumentierten Veränderungen des Prognoseverhaltens Auswirkungen auf die Schätzergebnisse haben. Eine naheliegende Strategie, diese Frage zu untersuchen, könnte darin bestehen, die Stichprobe einfach zu teilen. Zum Beispiel bietet sich eine solche Teilung der Stichprobe im September 2008 rund um den Kollaps von Lehman Brothers an. Eine Stichproben teilung würde allerdings die Anzahl der Beobachtungen pro Prognostiker deutlich verringern. Wir haben uns daher für eine andere Strategie entschieden. Unsere Strategie beruht auf einem rekursiven Schätzansatz. Zunächst haben wir für alle Prognostiker in unserer Stichprobe (also jene Prognostiker, die insgesamt mindestens 25 Prognosen abgeliefert haben) ein „pooling“ der Prognosen vor dem September 2008 vorgenommen. Der auf diese Weise konstruierte Datensatz liefert als Schätzer  $\hat{\alpha}$  einen gewichteten Durchschnitt der individuellen Schätzer. Wir haben dann rekursiv das Schätzfenster um einen Monat erweitert und für jedes der so entstehenden Schätzfenster ein  $\hat{\alpha}$  bestimmt. Abbildung 5 (Abbildung 6) zeigt für eine Lin-Lin-Verlustfunktion (Quad-Quad-Verlustfunktion) und Modell 2 (Einmonatsprognosen), dass die auf diese Weise generierten Sequenzen von  $\hat{\alpha}_2$  für die verschiedenen Metalle recht stabil sind.<sup>12</sup> Natürlich darf aus diesem Ergebnis nicht die Schlussfolgerung gezogen werden, dass es auf der Ebene der einzelnen Prognostiker keine Verschiebungen gegeben hat. Die Heterogenität über die Prognostiker

<sup>12</sup> Die Ergebnisse für die Quartalsprognosen sind qualitativ ähnlich und werden daher nicht präsentiert.

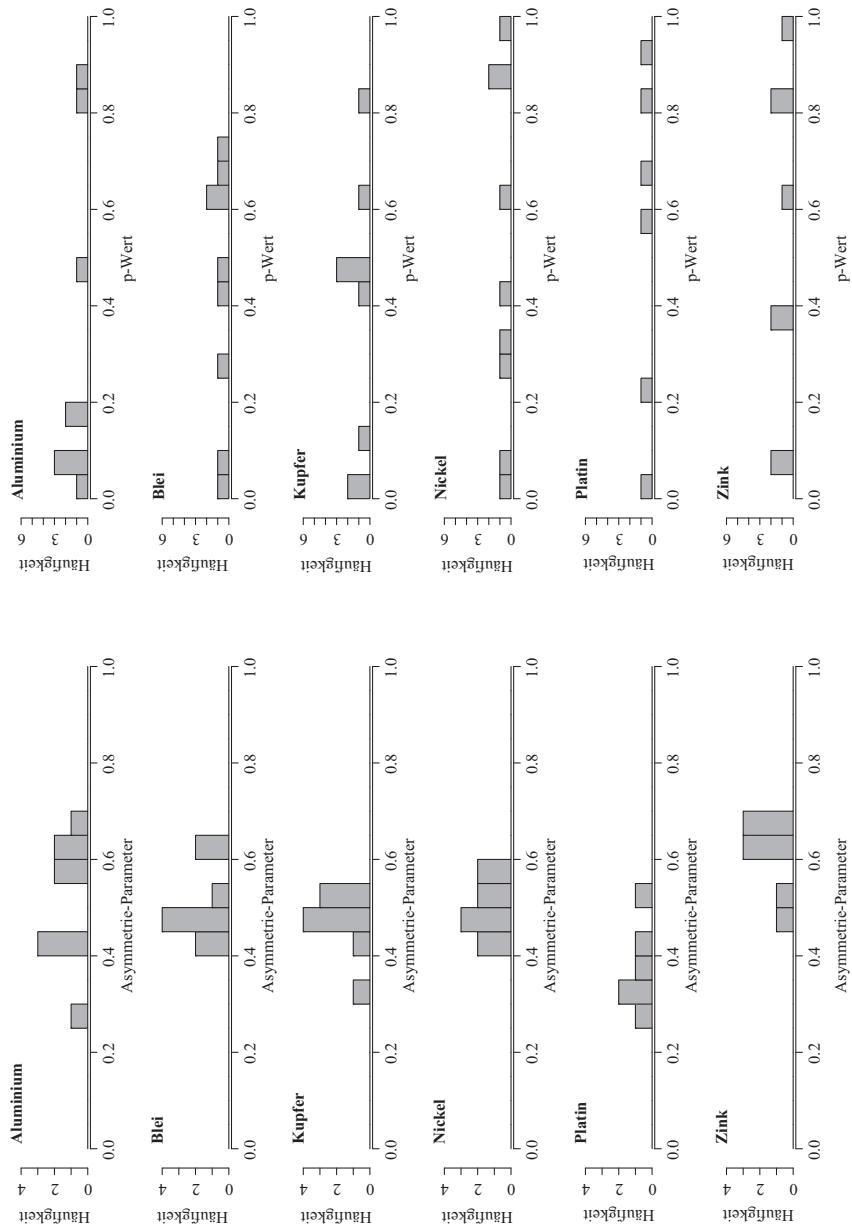
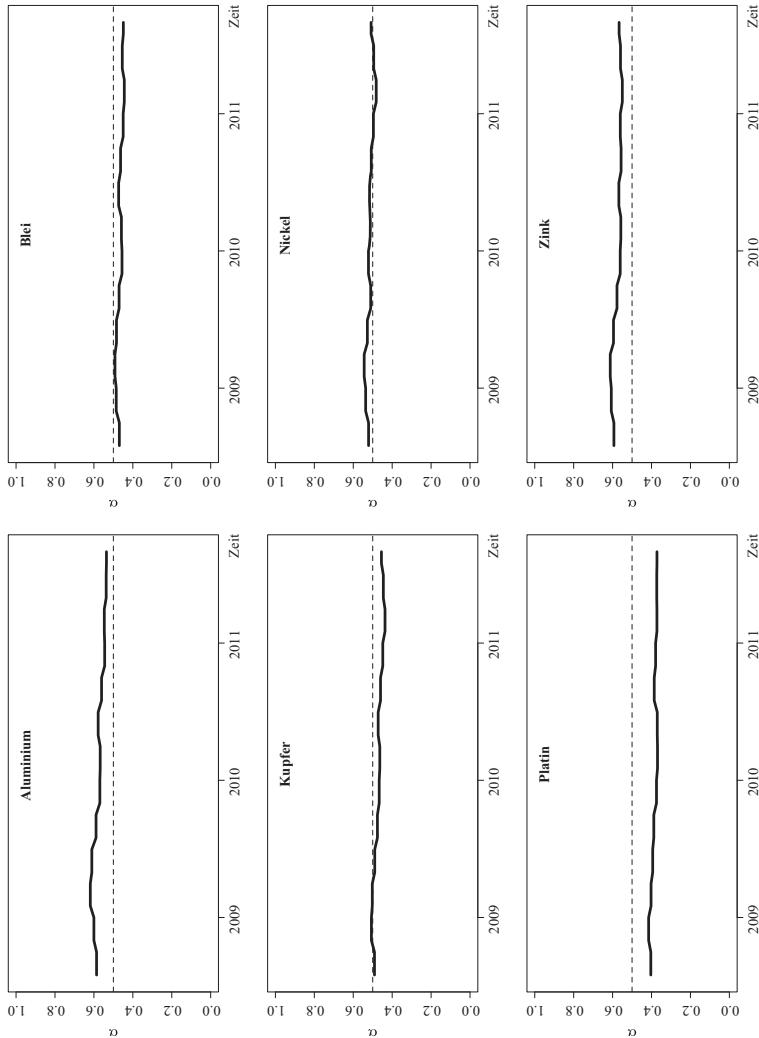


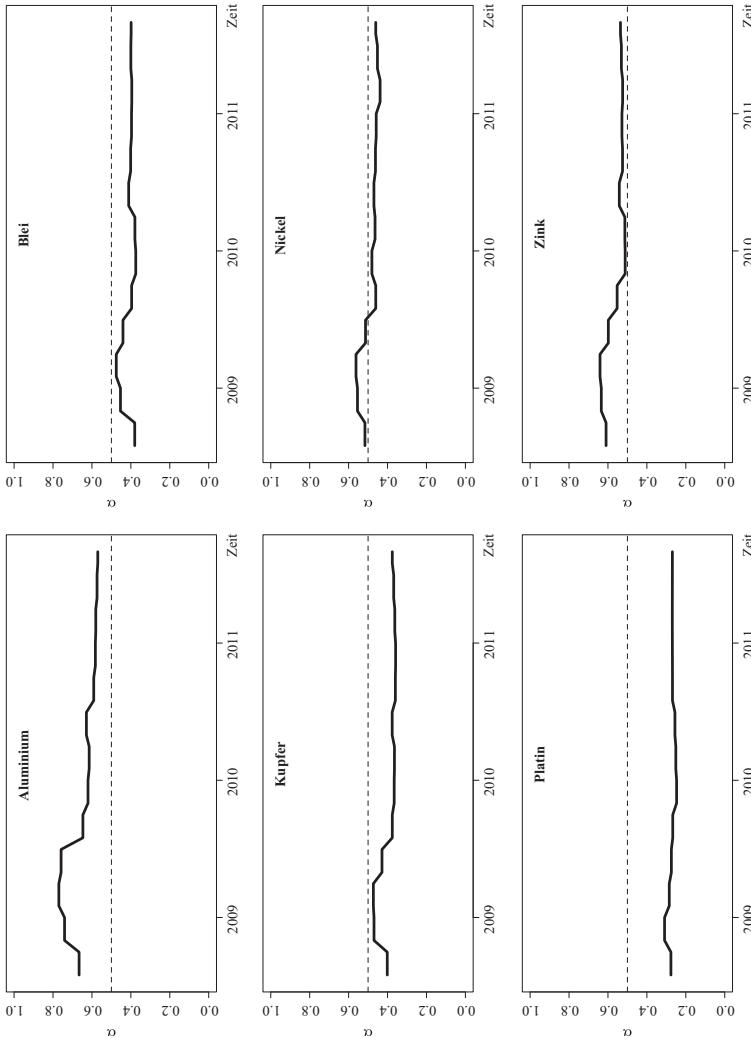
Abbildung 4: Quartalsprognosen, Lin-Lin-Verlustfunktion

Ammerkung: Die Histogramme zeigen die Ergebnisse für Modell 2.



Anmerkung: Die Abbildung zeigt für Modell 2 den geschätzten Parameter  $\hat{\alpha}_2$  für eine Lin-Lin-Verlustfunktion, wobei ein rekursives Zeitfenster gewählt wurde. Die Schätzungen beginnen im September 2008. Bei jeder Schätzung wird ein Monat hinzugefügt, sodass sich ein expandierendes Beobachtungsfenster ergibt. Die Abbildung zeigt die Ergebnisse für Einmonatsprognosen. Die strichlierte Linie markiert den Wert 0.5.

*Abbildung 5: Rekursive Schätzung von  $\hat{\alpha}_2$ , Lin-Lin-Verlustfunktion, Einmonatsprognosen*



Anmerkung: Die Abbildung zeigt für Modell 2 den geschätzten Parameter  $\hat{\alpha}_2$  für eine Lin-Lin-Verlustfunktion, wobei ein rekursives Zeitfenster gewählt wurde. Die Schätzungen beginnen im September 2008. Bei jeder Schätzung wird ein Monat hinzugefügt, sodass sich ein expandierendes Beobachtungsfenster ergibt. Die Abbildung zeigt die Ergebnisse für Quartalsprognosen. Die strichlierte Linie markiert den Wert 0.5.

Abbildung 6: Rekursive Schätzung von  $\hat{\alpha}_2$ , Quad-Quad-Verlustfunktion, Einmonatsprognosen

und Metalle hinweg ist (zumindest im Hinblick auf die Punktschätzer) eines der Ergebnisse der empirischen Analyse. Gleichwohl kann festgestellt werden, dass insgesamt die in den Abbildungen 5 und 6 vorgenommene Globalbetrachtung die Schlussfolgerung nahelegt, dass die von uns dokumentierten Ergebnisse auch nach der Finanzkrise recht stabil waren. Zudem zeigt die Abbildung, im Einklang mit der mikroökonomischen Analyse der Prognosen einzelner Prognostiker, dass für Aluminium und Zink eher  $\hat{\alpha} > 0.5$  gilt, während für Blei und Nickel  $\hat{\alpha} \approx 0.5$  und für Kupfer (mit allerdings schwacher Tendenz) und besonders für Platin eher  $\hat{\alpha} < 0.5$  zu beobachten ist.

## V. Abschließende Bemerkungen

Die Ergebnisse unserer empirischen Analyse legen die Vermutung nahe, dass es eine beachtliche Heterogenität gibt im Hinblick auf die bei unterschiedlichen Metallpreisen dominierenden Verlustfunktionen der Prognostiker. Gleichzeitig kann, je nach analysiertem Metallpreis, eine interessante Heterogenität der Verlustfunktionen zwischen den einzelnen Prognostikern des jeweiligen Metallpreises verzeichnet werden. Eine symmetrische Verlustfunktion scheint nicht immer das Modellierungsinstrument der ersten Wahl zu sein. Gleichzeitig impliziert eine asymmetrische Verlustfunktion nicht immer eine Nichtverwerfung der Hypothese rationaler Prognose.

Die von uns berichtete Heterogenität der Prognosen zeigt, dass Modelle mit heterogenen Agenten interessante Einsichten in die Dynamik von Metallmärkten liefern können. Allerdings implizieren unsere Ergebnisse nicht zwingend, dass die Annahme eines repräsentativen Agenten, wie sie in vielen ökonomischen Modellen zur Modellierung von Finanz- und Vermögensmärkten genutzt wird, verworfen werden muss. Erstens können wir die Heterogenität in unterschiedlichem Ausmaß über die einzelnen Metalle hinweg feststellen. Für einige Metalle ist die Heterogenität ausgeprägter als für andere. Zweitens beziehen sich unsere empirischen Analysen auf Prognostiker und nicht auf an Finanzmärkten aktive Händler. Allerdings können Prognostiker auch Händler sein, und es ist plausibel davon auszugehen, dass die Händler z.B. einer Investmentbank die Prognosen des eigenen Hauses zum Positionsaufbau nutzen. In zukünftigen Forschungsarbeiten wäre es daher interessant, den Zusammenhang von Prognosen und Positionsaufbau zu untersuchen, was allerdings voraussetzt, dass ein entsprechender Datensatz verfügbar ist, der dann

auch mit den Prognosedaten verknüpft werden kann. Drittens stellt sich die Frage der Aggregation, wenn die Implikationen der auf mikroökonomischem Niveau festgestellten Heterogenität für die Dynamik der Metallpreise betrachtet werden soll. Der Übergang von dem in dem vorliegenden untersuchten mikroökonomischen Niveau der einzelnen Prognostiker auf das makroökonomische Niveau der Marktentwicklung ist in jedem Fall nicht trivial. Letztlich kommt es auf die Fragestellung an, ob ein Modell mit heterogenen Agenten zur Analyse genutzt werden sollte oder ob ein Modell mit einem repräsentativen Agenten die erste Wahl ist.

Schließlich sollte man für jene Metalle, für die wir die Hypothese rationaler Prognosen nicht verwerfen konnten, nicht ohne weitere empirische Untersuchung davon ausgehen, dass die entsprechenden Metallpreise tatsächlich einer „rationalen“ Dynamik folgen, welche sie, dies ist in diesem Zusammenhang dann häufig das Folgargument, zu einem wie auch immer definierten „fundamentalen“ Wert führt. Selbst wenn rationale Prognosen die Preisdynamik wesentlich beeinflussen, können rationale Prognosen immer noch mit z.B. rationalen spekulativen Blasen vereinbar sein.

## Literatur

- Auffhammer, M. (2007): The Rationality of EIA Forecasts Under Symmetric and Asymmetric Loss, Resource and Energy Economics, Vol. 29: 102–112. – Batchelor, R./Peel, D. (1998): Rationality Testing under Asymmetric Loss, Economics Letters, Vol. 61: 49–54. – Benassy-Quere, A./Larribeau, S./MacDonald, R. (2003): Models of Exchange Rate Expectations: How Much Heterogeneity?, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Vol. 13: 113–136. – Boero, G./Smith, J./Wallis, K. F. (2008): Evaluating a Three-Dimensional Panel of Point Forecasts: the Bank of England Survey of External Forecasters, International Journal of Forecasting, Vol. 24: 354–367. – Brenner, J./Kroner, K. F. (1995): Arbitrage, Cointegration, and Testing the Unbiasedness Hypothesis in Financial Markets, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 30: 23–42. – Canarella, G./Pollard, S. K. (1986): The „Efficiency“ of the London Metal Exchange, Journal of Banking and Finance, Vol. 10: 575–593. – Chow, Y. F. (1998): Regime Switching and Cointegration Tests of the Efficiency of Futures Markets, Journal of Futures Markets, Vol. 18: 871–901. – Christodoulakis, G. A./Mamatzakis, E. C. (2008): Assessing the Prudence of Economic Forecasts in the EU, Journal of Applied Econometrics, Vol. 24: 583–606. – Dooley, G./Lenihan, H. (2005): An Assessment of Time Series Methods in Metal Price Forecasting, Resources Policy, Vol. 30: 208–217. – Döpke, J./Fritzsche, U./Siliverstovs, B. (2010): Evaluating German Business Cycle Forecasts under an Asymmetric Loss Function, Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, Vol. 6: 1–18. – Elliott, G./Komunjer, I./Timmermann, A. (2005): Estimation and Testing of Forecast Rationality under Flexible Loss, Review of Economic*

Studies, Vol. 72: 1107–1125. – *Elliott, G./Komunjer, I./Timmermann, A.* (2008): Biases in Macroeconomic Forecasts: Irrationality or Asymmetric Loss?, Journal of the European Economic Association, Vol. 6: 122–157. – *Hsieh, D. A./Kulatilaka, N.* (1982): Rational Expectations and Risk Premia in Forward Markets: Primary Metals at the London Metals Exchange, Journal of Finance, Vol. 37: 1199–1207. – *Koske, I./Stadtmann, G.* (2009): Exchange Rate Expectations: The Role of Person Specific Forward Looking Variables, Economics Letters, Vol. 105: 221–223. – *MacDonald, R./Marsh, I. W.* (1996): Currency Forecasters are Heterogeneous: Confirmation and Consequences, Journal of International Money and Finance, Vol. 15: 665–685. – *Mincer J./Zarnowitz, V.* (1969): The Evaluation of Economic Forecasts, in: Mincer, J. (Ed.), Economic Forecasts and Expectation, New York, Columbia University Press, 3–46. – *Parisi, A./Parisi, F./Díaz, D.* (2008), Forecasting Gold Price Changes: Rolling and Recursive Neural Network Models, Journal of Multinational Financial Management, Vol. 18: 477–487. – *Patton, A. J./Timmermann, A.* (2007): Testing Forecast Optimality under Unknown Loss, Journal of the American Statistical Association, Vol. 102: 1172–1184. – *Pierdzioch, C./Rülke, J. C./Stadtmann, G.* (2010): New Evidence of Anti-Herding of Oil-Price Forecasters, Energy Economics, Vol. 32: 1456–1459. – *R Development Core Team* (2012): R: A Language and Environment for Statistical Computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0. Internet address: <http://www.R-project.org>. Download: März 2012 (Version 2.15.0). – *Sephton, P. S./Cochrane, D. K.* (1990): A Note on the Efficiency of the London Metal Exchange, Economics Letters, Vol. 33: 341–345. – *Watkins, C./McAleer, M.* (2004): Econometric Modelling of Non-Ferrous Metal Prices, Journal of Economic Surveys, Vol. 18: 651–701.

## **Zusammenfassung**

### **Prognosen von Metallpreisen: Asymmetrische Verlustfunktionen und Rationalität**

Metalle sind ein wichtiger industrieller Roh- und Werkstoff. Aufgrund der sehr starken Schwankungen der Metallpreise stehen Prognosen der zukünftigen Preisentwicklung häufig im Fokus medialer Berichterstattung. In diesem Beitrag werden Prognosen sechs verschiedener Metallpreise untersucht. Dabei wird insbesondere auf die Form der Verlustfunktion der Prognostiker und die Rationalität der Prognosen eingegangen. Die von uns verwendeten Mikro-Daten zeigen in Bezug auf beide Aspekte eine ausgeprägte Heterogenität sowohl über die analysierten Metallpreise hinweg als auch für einige der betrachteten Metalle über die Prognostiker hinweg. (JEL G17, E37, Q47)

## **Summary**

### **Metal Price Forecasts: Asymmetric Loss Functions and Rationality**

Metals are important industrial raw and basic materials. Owing to the extremely strong fluctuations of metal prices, forecasts of future price developments are often in the focus of reporting by the media. This article analyses forecasts of six different metal prices, where the discussion focuses in particular on the form of forecasters' loss function and the rationality of forecasts. The micro data we have used show a marked heterogeneity with respect to both aspects both across the analysed metal prices and across the forecasters for some of the metals studied.