

Offizielle Statistiken für wirtschaftliche Kennzahlen werden oft mit einer Verzögerung in Deutschland veröffentlicht. So liegen die ersten Zahlen für die Industrieproduktion in Deutschland etwa sechs Wochen nach dem abgelaufenen Monat vor. Zudem werden sie regelmäßig revidiert. Dies liegt unter anderem daran, dass nicht alle Unternehmen rechtzeitig ihre Meldungen abgeben und das Statistische Bundesamt Schätzungen vornehmen muss. In der öffentlichen Wahrnehmung spielen die revidierten Daten eine eher untergeordnete Rolle. Meist steht die erste Veröffentlichung im Fokus. Der vorliegende Artikel beschäftigt sich systematisch mit den Revisionen bei der deutschen Industrieproduktion. Es wird gezeigt, inwieweit sich die Revisionen durchschnittlich entwickeln. Darüber hinaus wird untersucht, ob und wie gut die ifo Indikatoren für die Industrie in der Lage sind, die Revisionen zu erklären.

Revisionen von makroökonomischen Zeitreihen werden regelmäßig vom Statistischen Bundesamt vorgenommen. Diese betrifft alle wichtigen Zeitreihen – insbesondere das Bruttoinlandsprodukt –, die zur Beurteilung der aktuellen wirtschaftlichen Lage in Deutschland verwendet werden. Die vorliegende Untersuchung widmet sich der Industrieproduktion, die ein wichtiger Zyklusmacher der deutschen Wirtschaft ist. Dabei liegt der Fokus sowohl auf der Analyse der Revisionen als auch deren Prognose mit Hilfe der ifo Indikatoren.

Dieser Artikel baut auf der Analyse von Jacobs und Sturm (2004) auf, die auf Basis von Echtzeitdaten von 1990 bis 2003 die Revisionen untersuchten. Dabei stellten sie fest, dass gerade bei akkumulierten Revisionen (sog. »increased width differences«) innerhalb eines Monatsdatensatzes, also der gesamten Publikationshistorie für die Industrieproduktion in einem bestimmten Monat, der ifo Geschäftslageindikator auf hoch signifikantem Niveau mit den Revisionen korreliert und einen Großteil der Variation innerhalb der Daten erklärt. Boysen-Hogrefe und Neuwirth (2012) zeigten, dass der ifo Geschäftslageindikator Revisionen bei Echtzeit-BIP-Daten teilweise vorhersagen kann, vor allem bei realen saisonbereinigten Größen und Preisanpassungen. Es lässt sich daraus die Vermutung ableiten, dass der ifo Index besonders dann die Vorhersage der Revisionen verbessert, wenn deren Vorhersagerationalität gering ist.

Daten

Die Untersuchung bedient sich der indexierten Industrieproduktionsdaten für

Deutschland des Statistischen Bundesamts. Derzeit verfügbar sind die Größen von Januar 1991 bis Juli 2015, die vom 2. Juni 1995 bis zum 8. Mai 2015 publiziert bzw. revidiert wurden. Dabei beschränken sich die Untersuchungen an dieser Stelle auf die Monatsdaten von Juni 2001 bis April 2013. Neuere Daten werden nicht verwendet. Die Autoren dieses Artikels beziehen sich auf Jacobs und Sturm (2004) in diesem Punkt, die den regulären Revisionsprozess nach zwei Jahren, d.h. 24 Publikationen, als abgeschlossen betrachtet haben. Deshalb werden die Publikationen für die Industrieproduktion ab Mai 2013 nicht berücksichtigt. Insgesamt werden nur fünf akkumulierte Revisionen betrachtet: Die akkumulierten Revisionen zwischen den ersten fünf Publikationen und eine weitere bis zur letzten erhältlichen Publikation, sofern diese mindestens zwei Jahre älter als die Erstpublikation ist. Nach Boysen-Hogrefe und Neuwirth (2012), die einen anderen Zeitraum postulieren, sind nachfolgende Änderungen in der Regel nur noch auf Benchmark-Revisionen zurückzuführen. Wie schon von Mankiw und Shapiro (1986) empfohlen und diversen Vorstudien repliziert, berechnen wir Wachstumsraten der Industrieproduktion; primär um Level-Effekten und der Problematik von verschiedenen Basisjahren zuvorzukommen. Diese sind wie folgt definiert:

$${}_i\hat{P}_t = \frac{{}_iIP_{t+1} - {}_iIP_t}{{}_iIP_t}$$

wobei der Index t für den Bezugsmonat und der Index i für den Publikationsmonat steht. Das Set der Wachstumsraten bezieht sich folglich auf die Monatsdaten vom Juli 2001 bis April 2013, die vom 7. August 2001 bis 8. Mai 2015 publiziert

wurden. Die Revisionen sind dann bei Fallunterscheidung wie folgt definiert:

$${}_iR_t = {}_{i+1}\hat{P}_t - {}_1\hat{P}_t$$

$${}_5R_t = {}_{\infty}\hat{P}_t - {}_1\hat{P}_t$$

In Anlehnung an die Definition der »increasing width difference« von Jacobs und Sturm (2004) sind die ersten vier *i* (akkumulierten) Revisionen die Differenzen der *i* + 1-ten Publikation zur ersten. Für die fünfte und damit letzte akkumulierte Revision wird auf die letzte verfügbare Publikation zurückgegriffen, sofern diese mindestens zwei Jahre älter als die Erstpublikation ist und damit als abschließend betrachtet werden kann. In Tabelle 1 werden einige deskriptive Statistiken für die einzelnen Revisionen dargestellt. Daraus wird ersichtlich, dass die Mittelwerte der Revisionen nach der ersten zumindest vorübergehend abnehmen. Wie zu erwarten ist, sind die Mittelwerte der ersten und letzten Revision höher, wobei der Mittelwert der vierten Revision überrascht. Wiederum einfach zu plausibilisieren, ist die steigende Varianz bzw. Standardabweichung entlang dem zeitlichen Horizont. Während die erste Revision die Industrieproduktion oft nach unten korrigiert, fallen später Richtung und Höhe der Revision noch unterschiedlicher aus.

In Abbildung 1 werden die Revisionen für zwei Monate exemplarisch dargestellt. Für September 2001 und April 2009 sind jeweils der Index mit seiner Publikationshistorie und die daraus resultierenden Wachstumsraten zum Vormonat dargestellt. Es zeigt sich, dass die Daten teilweise deutlich revidiert werden und sich die Wachstumsraten erst nach und nach einpendeln. Die Niveaushiftungen beim Index stellen die Benchmark-Revisionen (z.B. Änderung des Basisjahres) dar.¹

Als mögliche erklärende Variablen dienen zwei Variablen aus dem ifo Konjunkturtest: die Beurteilung der aktuellen Lage und die Entwicklung der Produktion im Vormonat. Beide Indices können sehr gute Informationen über das aktuelle Produktionsniveau liefern. Für die Aussagekraft von ifo Indikatoren vgl. Seiler und Wohlrabe (2013) und der darin zitierten Literatur. Beide Variablen liegen als Salden vor und un-

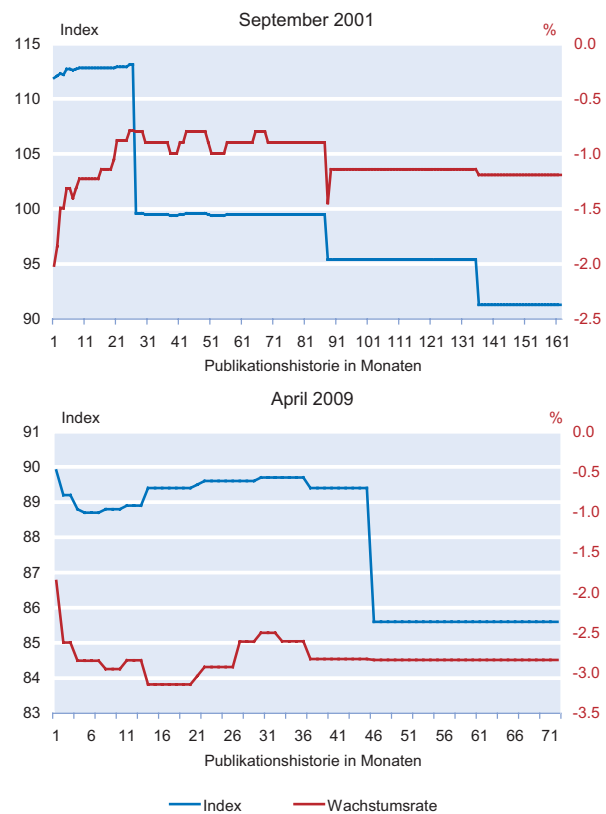
¹ Der Aspekt der Benchmark-Revisionen wird ausführlich in Knetsch und Reimers (2009) besprochen.

Tab. 1
Deskriptive Statistik der Revisionen

	Anzahl Beobachtungen	Mittelwert	Standardabweichung
1. Revision	142	0,121	0,527
2. Revision	142	0,098	0,544
3. Revision	142	0,099	0,567
4. Revision	142	0,150	0,602
Letzte Revision	142	0,144	0,838

Quelle: Deutsche Bundesbank, Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 1
Beispiele für Revisionen der Industrieproduktion



Quelle: Deutsche Bundesbank; Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

terliegen keinerlei Revisionen. Um sie direkt mit den Wachstumsraten der Industrieproduktion vergleichen zu können, werden sie in ersten Differenzen verwendet.

Der vorliegende Artikel greift auch eine Idee aus der Arbeit von Swanson und van Dijk (2006) auf. Diese untersuchten ebenfalls im Fall von BIP-Zahlen, ob die Revisionen abhängig von der gesamtkonjunkturellen Lage sind. Mit der Eingrenzung von expansiven und rezessiven Phasen mit Hilfe der NBER-Wendepunkte wurde überprüft, ob statistische Ämter im letzteren Fall beispielweise dem Anreiz unterliegen, Revisionen aus psychologischen Gründen zurückhaltender anzugehen, um einen Abschwung nicht noch weiter zu fördern. Da sich solche Ämter bei aktuellen Prognosen aber auch immer wieder auf die Replikation von bereits ver-

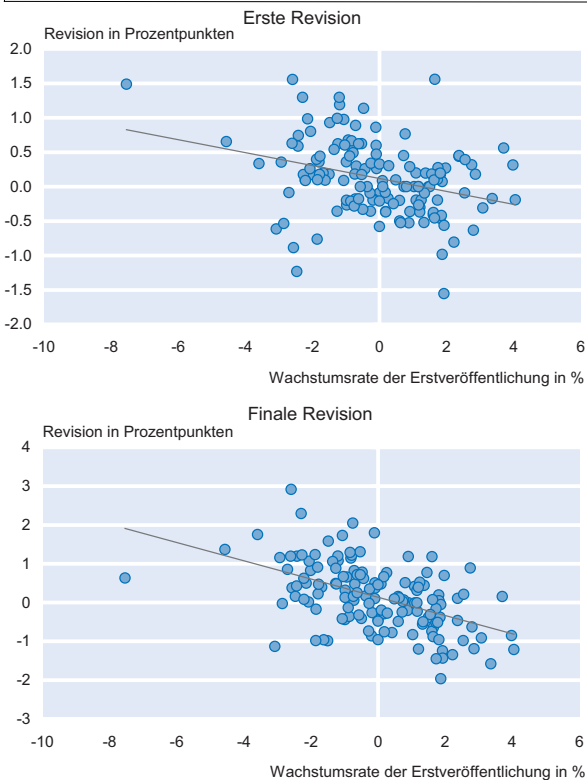
wendeten Daten verlassen, liegen andere Vermutungen ebenfalls nahe. Vorstellbar wäre, dass im rezessiven Fall das öffentliche Interesse an statistischen Kennzahlen steigt und die Qualität der Veröffentlichung merklich zu steigern, was sich auch in der Richtung oder Höhe der Revisionen niederschlagen würde. Deshalb werden die Monatsdaten zusätzlich danach unterschieden, ob die Erstpublikation des Monatsdatensatzes negatives oder positives Wachstum konstatiert.

Neuigkeiten oder Rauschen («News or Noise«)

Die Prognoserationalität, die u.a. von Muth (1961) formuliert worden war, wurde bei Mankiw und Shapiro (1986) erstmals mit der News-and-Noise-Unterscheidung aufgegriffen. Dieser zufolge fußen Revisionen bei BIP-Zahlen und ähnlichen Konjunkturzeitreihe grundsätzlich entweder auf die Berücksichtigung neuer Informationen, mit denen der »wahre« Wert effizienter approximiert werden kann (»news«), oder auf bereits vorher zugänglichen Informationen, die vernachlässigt wurden (»noise«). Diese Disparität zeige sich demzufolge dadurch, ob die Korrelation zwischen den Revisionen und den Erstpublikationen oder den Letztpublikationen überwiegt. Ein statistischer Test, der in der bisherigen Forschung am meisten Anerkennung gefunden hat, ist der Test für Prognoserationalität von Mincer und Zarnowitz (1969).

Ein informeller Blick auf die Daten kann in Abbildung 2 gemacht werden. In diesem sind die erste und die finale Revision gegenüber der Erstpublikation abgetragen. Wenn die Revisionen nur aus Neuigkeiten (»news«) bestehen, dann sollte keine systematische Beziehung zwischen der Erst-

Abb. 2
Zusammenhang zwischen der Erstveröffentlichung und den Revisionen



Quelle: Deutsche Bundesbank; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 2
Test der News-Noise-Hypothese

	Korrelation	Signifikanz
Erstpublikation	0,507	***
Wachstumsrate < 0	0,050	
Wachstumsrate ≥ 0	0,184	
Finale Publikation	-0,444	***
Wachstumsrate < 0	0,314	***
Wachstumsrate ≥ 0	-0,380	

***: Signifikanz zum 1%-Niveau.

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

vision und den darauf folgenden Revisionen vorliegen. Es zeigt sich, dass das gerade nicht der Fall ist. Es scheint eine Systematik vorzuliegen.

In einem zweiten Schritt soll diese Analyse formalisiert werden. Wir folgen dabei dem einfachen Test nach dem News-and-Noise-Modell, der in Faust et al. (2005) beschrieben wurde. Basis ist die folgende Gleichung:

$${}_1\hat{P}_t = \infty\hat{P}_t + \varepsilon_t$$

Auf Basis der Schätzung dieser Gleichung werden die Korrelationen der Erst- sowie der Letztpublikationen mit dem Fehlerterm bzw. der umgekehrten akkumulierten Revision berechnet. Im Fall der News-Hypothese ist der Fehlerterm (${}_1\hat{P}$) unkorreliert mit der Erstveröffentlichung (${}_1\hat{P}$) und bei der Noise-Hypothese mit der finalen Publikation ($\infty\hat{P}$). In Tabelle 2 sind die entsprechenden Korrelationen sowohl für den vollen Datensatz, als auch für die Unterscheidung nach positiven und negativen Wachstumsraten dargestellt.

Die Resultate spiegeln wider, dass mit dem kompletten Datensatz keine definitive Aussage über die Prognoserationalität gemacht werden kann; beide Korrelationen sind signifikant, wobei für die Erstpublikationen ein positives und für die Letztpublikation ein negatives Vorzeichen besteht. Es zeigt sich ein deutlicher Kontrast bei der Unterscheidung der Wachstumsphasen. Sowohl bei expansiven wie auch bei rückläufigen Monaten ist keine signifikante Korrelation zur Erstpublikation erkennbar, wobei der Koeffizient für die Letztpublikation auf dem 1%-Niveau signifikant bleibt, in der absoluten Größe jedoch abnimmt.

In einem dritten Schritt wird der Mincer-Zarnowitz-Test für alle fünf Revisionen durchgeführt. Dieser führt eine einfache OLS-Regression durch, wobei im Standardmodell wie bei den Urhebern Mincer und Zarnowitz (1969) oder Faust, Rogers und Wright (2005) die Erstpublikation als einziger Regressor für die Revisionen als abhängige Variable aufgenommen wird. Die dazugehörige Formel lautet wie folgt:

$${}_iR_t = \alpha + \beta \quad {}_1\hat{P}_t + u_t$$

Tab.3
Ergebnisse des Mincer-Zarnowitz-Tests

	α	β	$\alpha = \beta = 0$ (p-Wert)
Erste Revision	0,118	- 0,094	0,000
Wachstumsrate < 0	0,215	- 0,065	0,000
Wachstumsrate \geq 0	- 0,128	0,038	0,295
Zweite Revision	0,094	- 0,125	0,000
Wachstumsrate < 0	0,261	- 0,057	0,000
Wachstumsrate \geq 0	- 0,136	- 0,013	0,013
Dritte Revision	0,094	- 0,145	0,000
Wachstumsrate < 0	0,304	- 0,056	0,000
Wachstumsrate \geq 0	- 0,157	- 0,027	0,001
vierte Revision	0,144	- 0,173	0,000
Wachstumsrate < 0	0,341	- 0,090	0,000
Wachstumsrate \geq 0	- 0,088	- 0,065	0,004
Letzte Revision	0,137	- 0,235	0,000
Wachstumsrate < 0	0,358	- 0,124	0,000
Wachstumsrate \geq 0	0,058	- 0,222	0,000

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Im Falle von Prognoserationalität gilt $\alpha = \beta = 0$, d.h., es gibt keinerlei systematische Fehleinschätzungen. Oder anders formuliert, basiert jede neue Publikation auf neu zugänglich gewordenen Informationen, weshalb sie eine strikt bessere Approximation an den wahren Wert als die vorangehende Publikation ist. Falls die Nullhypothese verworfen werden muss, geht man davon aus, dass sich die vorherige Publikation mit bereits zuvor verfügbaren Informationen verbessert hat; in einem solchen Fall wäre es unmöglich, für jede Publikation uneingeschränkte Rationalität anzunehmen. Aus Tabelle 3 wird ersichtlich, dass auch diese Resultate eine signifikante Vorhersagerationalität in den Daten der Industrieproduktionsdaten nicht angenommen werden kann, da die Hypothese $\alpha = \beta = 0$ in nahezu allen Fällen verworfen wird. Dies zeigt der p-Wert an, der die Wahrscheinlichkeit angibt, mit der die Nullhypothese (in diesem Fall die Prognoserationalität) verworfen werden kann. Da der p-Wert in Tabelle 3 fast immer null ist, wird die Hypothese verworfen.

Erklärungsgehalt der ifo Indikatoren

In diesem Absatz soll die Frage geklärt werden, ob die ifo Indikatoren einen signifikanten Erklärungsgehalt für die Revisionen der Industrieproduktion in Deutschland besitzen. Dafür wird das Regressionsmodell, das bereits Jacobs und Sturm (2004) verwendeten, eingesetzt. Abhängige Variable ist jeweils die akkumulierte Revision. Als Regressoren dienen die Erstpublikation zur Berücksichtigung des »partial carry-over effects«, wie von Jacobs und Sturm (2004) beschrieben, sowie die ersten Differenzen der Salden der Geschäftslage und der Entwicklung der Produktion.

$${}_tR_t = \alpha + \beta \Delta ifo_t + \gamma {}_1\hat{I}_t + u_t$$

Aus Tabelle 4 lässt sich ablesen, dass wir im Falle der Geschäftslage für alle, außer der ersten Revision, aus dem vollen Datensatz Koeffizienten erhalten, die auf dem 5%-Niveau signifikant sind. Dies bestätigt zwar im Grundsatz die Ergebnisse aus der Studie von Jacobs und Sturm (2004), relativiert sie aber sowohl hinsichtlich des Signifikanzniveaus wie auch der Größe der Koeffizienten. Von der ersten und fünften Revision abgesehen, waren auch die ifo Geschäftslagekoeffizienten für Monate mit einem negativen Wirtschaftswachstum auf dem 10%- oder 5%-Niveau signifikant. Für den gegenteiligen Fall konnte interessanterweise nie ein signifikanter Zusammenhang gefunden werden. Es lässt sich erkennen, dass der ifo Geschäftslageindikator damit einen signifikanten Erklärungsgehalt aufweist im Vergleich zum ifo Produktionsindex.

Lediglich die zweite Revision aus dem vollen Datensatz bringt dort einen statistisch signifikanten β -Koeffizienten hervor. Die Größe der Koeffizienten fällt bei diesem Index oft deutlich geringer aus. Folglich lässt sich beim ifo Produktionsindex kein klares Muster hinsichtlich der Erklärungskraft erkennen.

Können Revisionen prognostiziert werden?

In Bührig und Wohlrabe (2015) wird der Frage nachgegangen, ob sich die Revisionen prognostizieren lassen. Dabei wird ein einfaches Prognosemodell ähnlich dem in Jacobs und Sturm (2004) verwendet, das oben bereits ausgeführt wurde. Dabei wird die Revision durch eine Konstante, die erste Veröffentlichung sowie einem Indikator erklärt. Letzte-

Tab. 4
Erklärungsgehalt der ifo Indikatoren: Regressionsergebnisse

	Geschäftslage		Produktion	
	Koeffizient (β)	Signifikanz	Koeffizient (β)	Signifikanz
Erste Revision	0,012		0,009	
Wachstumsrate < 0	0,024		0,006	
Wachstumsrate \geq 0	0,002		0,015	
Zweite Revision	0,020	**	0,015	*
Wachstumsrate < 0	0,035	**	0,016	
Wachstumsrate \geq 0	0,003		0,014	
Dritte Revision	0,024	**	0,014	
Wachstumsrate < 0	0,039	**	0,014	
Wachstumsrate \geq 0	0,006		0,014	
vierte Revision	0,024	**	0,013	
Wachstumsrate < 0	0,034	*	0,016	
Wachstumsrate \geq 0	0,009		0,009	
Letzte Revision	0,032	**	0,017	
Wachstumsrate < 0	0,034		0,021	
Wachstumsrate \geq 0	0,021		0,009	

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

re summieren sich auf insgesamt 104. Inhaltlich sind sie vor allem durch die ifo Indikatoren (Geschäftslage und Produktion im Vormonat) aus der Industrieumfrage auf Zwei-Steller-Basis gekennzeichnet. Dies beinhaltet z.B. den Maschinenbau, die chemische Industrie oder die Automobilbranche. Es werden sowohl Niveaugrößen als auch die erste Differenz für die Prognose verwendet. Bührig und Wohlrabe (2015) zeigen, dass die ifo Indikatoren substantiell besser sind, als eine Benchmark-Prognose, die von keinerlei Revisionen ausgeht. Zudem wird gezeigt die Richtung der Revision in bis zu 73% korrekt prognostiziert werden kann. Für weitere Details sei auf das Arbeitspapier verwiesen.

Fazit

Wie schon bei Jacobs und Sturm (2004) konnte ein statistisch signifikantes Verhältnis zwischen den Revisionen innerhalb der Real-Time-Monatsdaten der deutschen Industrieproduktion und dem ifo Geschäftslageindex ermittelt werden. Insgesamt fällt die Erklärungskraft jedoch deutlich geringer aus als in der erwähnten Vorgängerstudie. Eine höhere Rationalität entsprechend der News-Sicht in den Daten der Industrieproduktion seit der Studie von Jacobs und Sturm (2004) könnte mit neuen Methoden des Statistischen Bundesamts zusammenhängen, wie bei Boysen-Hogrefe und Neuwirth (2012) beschrieben.

Neu ist die Erkenntnis, dass die vorhandene Erklärungskraft mehrheitlich aus Monatsdaten mit negativem Wachstum in der Erstpublikation schöpft. Die Revisionen in diesen Monaten sind laut den durchgeführten Tests zur Überprüfung der Vorhersagerationalität eher von News geprägt. Dies könnte für die anfängliche Hypothese sprechen, dass in Krisenzeiten ein statistisches Amt aufgrund der erhöhten öffentlichen Beobachtung ein verstärktes Interesse an Qualität und Konsistenz der Real Time-Daten hat. Ebenfalls denkbar wäre, dass im Falle negativen Wachstums Revisionen gegen oben tendieren, während die qualitativen Indikatoren die konjunkturelle Lage ohnehin systematisch besser einschätzen. Mehr Forschung hinsichtlich dieses Zusammenhangs ist notwendig, um die Unterschiede in der Revisionsqualität je nach konjunktureller Lage zu verstehen.

Literatur

Boysen-Hogrefe, J. und S. Neuwirth (2012), »The Impact of Seasonal and Price Adjustments on the Predictability of German GDP Revisions«, Kiel Working Papers 1753.

Bührig, P. und K. Wohlrabe (2015), »Forecasting Revisions of German Industrial Production«, MRPA Paper, im Druck.

Faust, J., J.H. Rogers und J.H. Wright (2005), »News and Noise in G-7 GDP Announcements«, *Journal of Money, Credit and Banking* 37, 403–419.

Knetsch, T.A. und H. Reimers (2009), »Dealing with Benchmark Revisions in Real-Time Data: The Case of German Production and Orders Statistics«, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71, 209–235.

Mankiw, N.G. und M.D. Shapiro (1986), »News or Noise? An Analysis of GNP Revisions«, *Survey of Current Business* 66, 20–25.

Mincer, J.A. und V. Zarnowitz (1969), »The Evaluation of Economic Forecasts«, *Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance*, 3–46.

Muth, J.F. (1961), »Rational Expectations and the Theory of Price Movements«, *Econometrica* 29, 315–335.

Seiler, Chr. und K. Wohlrabe (2013), »Das ifo Geschäftsklima und die deutsche Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 66(18), 17–21.

Sturm, J. und J. Jacobs (2004), »Do Ifo Indicators Help Explain Revisions in German Industrial Production?«, CESifo Working Paper No. 1205.

Swanson, N.R. und D. van Dijk (2006), »Are Statistical Reporting Agencies Getting It Right? Data Rationality and Business Cycle Asymmetry«, *Journal of Business and Economic Statistics* 24, 24–42.