

Vorhersage der Revisionen der Vorratsveränderungen mit Hilfe der ifo Lagerbeurteilung

Vorratsveränderungen werden in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf der Verwendungsseite des Bruttoinlandsprodukts als Bestandteil der Bruttoinvestitionen nachgewiesen. Während die vierteljährlichen Vorratsveränderungen für sich genommen schon entscheidend die konjunkturelle Entwicklung der deutschen Wirtschaft prägen, haben nachträgliche Änderungen bereits veröffentlichter Daten eine nahezu ähnlich große Bedeutung. Im vorliegenden Beitrag sollen diese Revisionen genauer untersucht werden. Als zentrales Ergebnis kann festgehalten werden, dass die häufigen und zum Teil beträchtlichen Revisionen der Vorratsveränderungen nicht rein zufällig stattfinden. Vielmehr lassen sie eine gewisse Systematik erkennen, die unter anderem durch die ifo Lagerbeurteilung vorhergesagt werden kann.

Vorratsveränderungen werden in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) auf der Verwendungsseite des Bruttoinlandsprodukts (BIP) als Bestandteil der Bruttoinvestitionen nachgewiesen. Sie werden berechnet als Veränderung des Bestandes an Vorleistungsgütern, unfertigen Erzeugnissen, Fertigwaren und Handelswaren zwischen dem Ende und dem Anfang einer Berichtsperiode und in Durchschnittspreisen der Periode bewertet (vgl. Statistisches Bun-

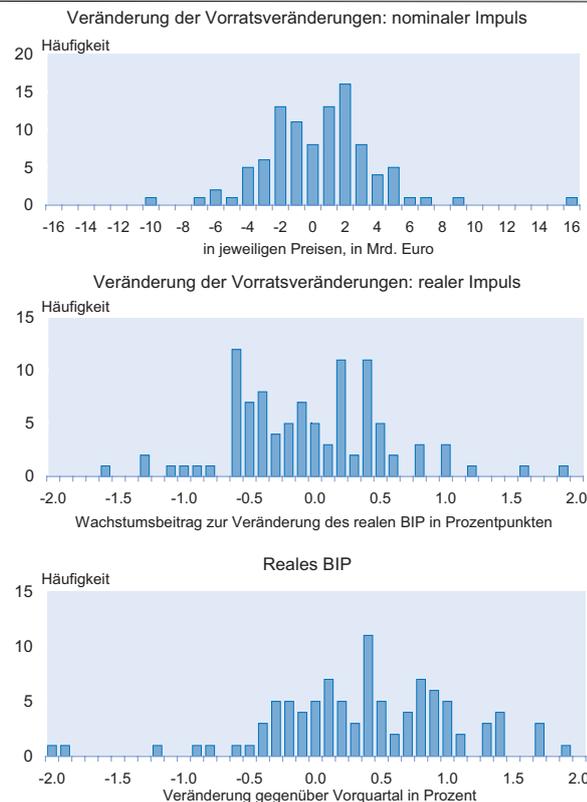
desamt 2007a; Abberger und Nierhaus 2015).

Auf den ersten Blick scheint die gesamtwirtschaftliche Bedeutung der Vorratsveränderungen gering. So lag die vierteljährliche Veränderung der Lagerbestände im Zeitraum von 1991 bis 2015 zwischen – 12 und + 9 Mrd. Euro und schwankte damit gerade einmal zwischen – 1,9 und + 1,4% des nominalen BIP. Aus konjunktureller Sicht jedoch ist der Impuls, der sich aus der Veränderung der Vorratsveränderung gegenüber dem Vorquartal ergibt, von wesentlich größerer Relevanz. So lag der nominale Impuls, gemessen als Veränderung der Vorratsveränderungen in jeweiligen Preisen (in Mrd. Euro), zwischen – 10 und + 16 Mrd. Euro. In realer Rechnung, d.h. auf Vorjahrespreisbasis, bewegen sich die Wachstumsbeiträge zur realen Verlaufsrate (Veränderung gegenüber dem Vorquartal in Prozent) des BIP zwischen – 1,7 und + 1,9 Prozentpunkte, und damit in einer ganz ähnlichen Bandbreite wie die Verlaufsrate des BIP selbst (vgl. Abb. 1).

Während dieser sogenannte Lagerimpuls für sich genommen bereits entscheidend die konjunkturelle Entwicklung der deutschen Wirtschaft prägt, haben Revisionen der Vorratsveränderungen eine nahezu ähnlich große Bedeutung. Da Informationen über die Vorratsbestände nur als Jahresergebnisse vorliegen, werden die Vorratsveränderungen in den vierteljährlichen und vorläufigen Rechnungen praktisch nur als Differenzgröße ermittelt und deshalb im Zuge der regelmäßigen Neuberechnungen der VGR oft spürbar korrigiert (vgl. Strohm 1997; Grömling 2002).

Im vorliegenden Beitrag sollen diese Revisionen genauer untersucht werden. In

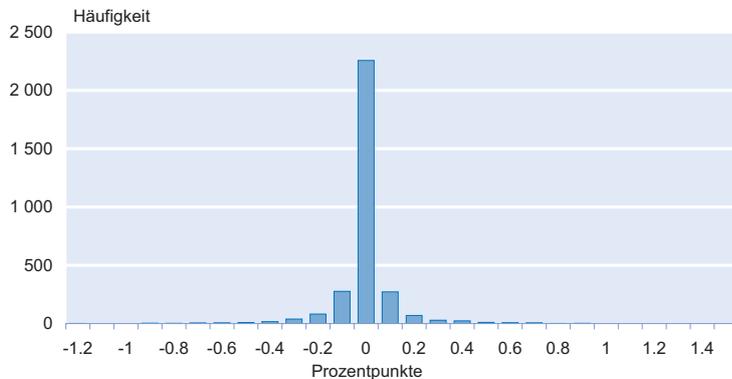
Abb. 1
Häufigkeitsverteilung der Lagerimpulse und der Veränderung des realen BIP (1991 Q1–2015 Q3)



Anmerkung: Der Rückgang des realen BIP im ersten Quartal 2009 um 4,5% ist in der Häufigkeitsverteilung nicht enthalten.

Quelle: Statistisches Bundesamt; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 2
Häufigkeitsverteilung der Revisionen des realen Lagerimpulses



Anmerkungen: Die Daten umfassen 42 Rechenstände der VGR von Mai 2005 bis August 2015. Die Zeitreihen eines jeden Rechenstandes gehen zurück bis zum ersten Quartal 1991.

Quelle: Echtzeitdatenbank der Deutschen Bundesbank; Berechnungen des ifo Instituts.

einem ersten Schritt wird die quantitative Bedeutung der nachträglichen Datenkorrekturen bei den Vorratsveränderungen dargestellt. Dabei wird insbesondere auch auf den Zusammenhang mit den Revisionen des BIP und anderer Verwendungsaggregate eingegangen. In einem zweiten Schritt wird dann der Frage nachgegangen, ob die Revisionen der Vorratsveränderungen prognostiziert werden können. Ein besonderer Fokus wird dabei auf die Rolle der vom ifo Institut im Rahmen des monatlichen Konjunkturtests erhobenen Beurteilung der Lagerbestände gelegt.

Quantitative Bedeutung der Revisionen der Vorratsveränderungen

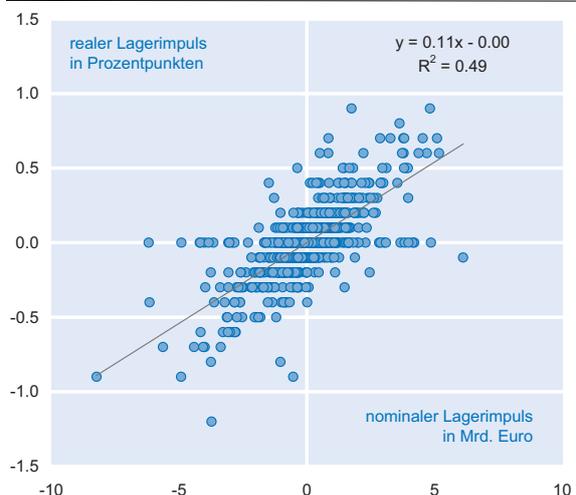
Als Datenbasis für die folgenden Untersuchungen werden die vierteljährlich seit dem zweiten Quartal 2005 vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten saison- und kalenderbereinigten Daten der VGR, die in der Echtzeitdatenbank der Deutschen Bundesbank archiviert werden, herangezogen.¹ In jeder Veröffentlichung gehen die Daten jeweils zurück bis zum ersten Quartal 1991 und reichen bis zu dem Quartal, das vor dem Veröffentlichungstermin liegt. Die Veröffentlichung vom Mai 2005 enthält somit Daten bis einschließlich des ersten Quartals 2005; sie umfasst pro Variable 57 Datenpunkte für die Niveaus bzw. 56 Datenpunkte

¹ Eigentlich reichen die verfügbaren Rechenstände in der Echtzeitdatenbank der Deutschen Bundesbank bis Mai 1999 zur Erstveröffentlichung des ersten Quartals 1999 zurück. Allerdings hat das Statistische Bundesamt im Mai 2005 mit der Veröffentlichung des ersten Quartals 2005 die Berechnung des realen BIP und seiner Verwendungsaggregate von der Festpreisbasis auf die Vorjahrespreisbasis umgestellt. Alle realen Größen werden somit in den Rechenständen vor Mai 2005 in konstanten Preisen und ab Mai 2005 in verketteten Vorjahrespreisen ausgedrückt. Da die Verkettung von Saldengrößen mit wechselnden Vorzeichen wie den Vorratsveränderungen problematisch ist (vgl. Nierhaus 2005), wurde mit der Umstellung die Veröffentlichung realer Vorratsveränderungen eingestellt und lediglich ein realer Wachstumsbeitrag der Vorratsveränderungen ausgewiesen. Aus diesem Grund wird bei der Analyse der quantitativen Bedeutung der Revisionen der Vorratsveränderungen nur auf Echtzeitdatenstände ab Mai 2005 zurückgegriffen.

für die Vorquartalsveränderungen. Erste Revisionen der Daten können mit der darauffolgenden Veröffentlichung im August 2005 berechnet werden, die insgesamt 57 Datenpunkte für die Vorquartalsveränderungen umfasst: Neben der Erstveröffentlichung des zweiten Quartals 2005 kann es zu nachträglichen Änderungen der vergangenen 56 Datenpunkte kommen. Die letzte für die vorliegende Auswertung verwendete Veröffentlichung ist jene vom August 2015, die Daten vom ersten Quartal 1991 bis zum zweiten Quartal 2015 umfasst. Insgesamt liegen somit 41 Veröffentlichungstermine vor. Da sich mit jedem Veröffentlichungstermin die Anzahl der potenziell revidierten Datenpunkte um eins erhöht, stehen für die vorliegende Untersuchung insgesamt 3 116 Beobachtungen für die Vorquartalsveränderungen zur Verfügung.

Beim nominalen Lagerimpuls kommt es sehr häufig zu nachträglichen Datenänderungen. Insgesamt wurden 1 920 Datenpunkte und damit 62% der Beobachtungen revidiert. Die Revisionen bewegten sich im Bereich von - 8,2 und + 6,1 Mrd. Euro, wobei 44% der Datenänderungen zwischen - 0,5 und + 0,5 Mrd. Euro lagen und quantitativ daher eher von geringer Bedeutung waren. Auch deshalb ist die Anzahl der nachträglichen Datenänderungen in realer Rechnung deutlich geringer, da die Wachstumsbeiträge zur Veränderung des realen BIP in Prozentpunkten nur gerundet auf die erste Nachkommastelle ausgewiesen werden. Aber auch beim realen Lagerimpuls wurden 859 Datenpunkte und damit 28% der Beobachtungen revidiert. Die Revisionen rei-

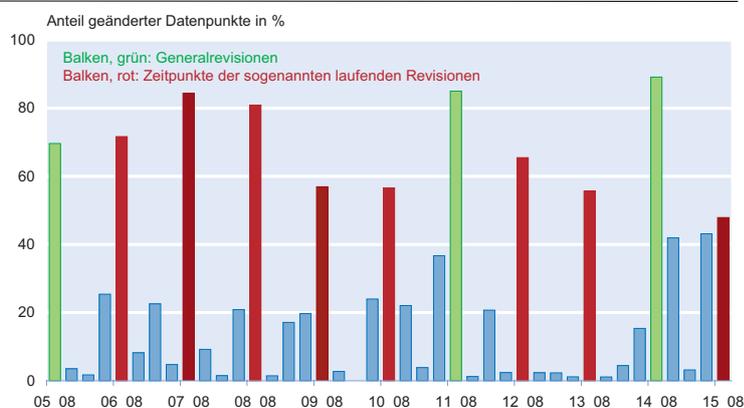
Abb. 3
Zusammenhang zwischen den Revisionen des nominalen und des realen Lagerimpulses



Anmerkungen: Die Daten umfassen 42 Rechenstände der VGR von Mai 2005 bis August 2015. Die Zeitreihen eines jeden Rechenstandes gehen zurück bis zum ersten Quartal 1991.

Quelle: Echtzeitdatenbank der Deutschen Bundesbank; Berechnungen des ifo Instituts.

Abb. 4
Anteil rückwirkend geänderter Datenpunkte des realen Lagerimpulses



Anmerkungen: Die Daten umfassen 3116 Beobachtungen aus 42 Rechenständen der VGR von Mai 2005 bis August 2015. Die Zeitreihen eines jeden Rechenstandes gehen zurück bis zum ersten Quartal 1991.

Quelle: Echtzeitdatenbank der Deutschen Bundesbank; Berechnungen des ifo Instituts.

chen von $-1,2$ bis $+0,9$ Prozentpunkte (vgl. Abb. 2). Zudem gibt es einen engen Zusammenhang zwischen den Revisionen beim nominalen Lagerimpuls und jenen beim realen Lagerimpuls (vgl. Abb. 3).

Am häufigsten kommt es zu rückwirkenden Datenänderungen im Zuge der sogenannten laufenden Revisionen, die einmal jährlich die Quartale der bis zu vier zurückliegenden Jahre im Zusammenhang mit der Erstveröffentlichung des zweiten Quartals im August überarbeitet. Zu diesen gehören auch die sogenannten Generalrevisionen, die zuletzt in den Jahren 2014, 2011 und 2005 stattfanden und die eine grundlegende Überarbeitung der gesamten VGR mit sich brachten. Zu den Zeitpunkten dieser großen Revisionen werden im Schnitt 70% aller Datenpunkte des realen Lagerimpulses revidiert, während der Anteil der rückwirkenden Datenänderungen bei allen anderen Veröffentlichungen bei durchschnittlich nur 12% liegen (vgl. Abb. 4).

Im Vergleich zu den anderen Verwendungsaggregaten des realen BIP ist das Ausmaß der durchschnittlichen Revisionen

– gemessen an der mittleren absoluten Revision (MAR) – bei den Vorratsveränderungen mit am größten; auch kommt es beim realen Lagerimpuls am häufigsten zu nachträglichen Änderungen (vgl. Tab. 1). Letzteres kann durch die residuale Natur dieses Aggregates erklärt werden. So werden nachträgliche Anpassungen beim realen BIP und den anderen Aggregaten, die das Statistische Bundesamt infolge neuer Informationen vornimmt, häufig durch entsprechende Gegenbuchungen bei den Vorratsveränderungen vorgenommen. Einen solchen Zusammenhang legen auch die signifikanten Korrelationskoeffizienten zwischen den Revisionen der realen Lagerimpulse und den Revisionen des BIP und seiner Verwendungsaggregate nahe (vgl. Tab. 2). Wenn es zu einer Auf-

wärtsrevision bei der Nachfrage nach inländischen Gütern und Dienstleistungen (private Konsumgüternachfrage, Ausrüstungsinvestitionen, Bauinvestitionen und Exportnachfrage) kommt, werden die Vorratsveränderungen nachträglich reduziert. Somit kann zumindest ein Teil der Auswirkungen der Aufwärtsrevision auf das reale BIP ausgeglichen werden. Aus derselben Überlegung heraus dürfte auch die positive Korrelation zwischen der Revision der Vorratsveränderungen und einer nachträglichen Änderung der Nachfrage nach ausländischen Gütern (Importnachfrage) zu erklären sein.

Rolle der ifo Lagerbeurteilung für die Vorratsveränderungen und ihre Revisionen

Auch wenn die vierteljährlichen Vorratsveränderungen aufgrund fehlender eigenständiger statistischer Basisinformation praktisch nur als Restgröße der übrigen Verwendungsseite des BIP ermittelt werden (vgl. Strohm 1997), plausibilisiert das Statistische Bundesamt diese Ergebnisse regelmäßig anhand der Entwicklung verschiedener Indika-

Tab. 1
Revisionen des BIP und seiner Verwendungsaggregate (Wachstumsbeiträge)

	Vorratsveränderung	BIP	privater Konsum	Ausrüstungen	Bauten	Exporte	Importe
Ausmaß							
Maximum	0,9	0,5	0,7	0,3	0,3	0,8	0,7
Minimum	- 1,2	- 0,5	- 0,8	- 0,2	- 0,3	- 0,9	- 0,8
MAR	0,18	0,14	0,14	0,11	0,11	0,18	0,17
Häufigkeit							
absolut	859	404	575	203	274	493	465
relativ	28%	13%	18%	7%	9%	16%	15%

Anmerkung: Für die Berechnung der Statistiken wurden Wachstumsbeiträge in Prozentpunkten und – im Falle des BIP – Verlaufsraten in Prozent gewählt, die auf eine Stelle nach dem Komma gerundet sind. Die mittlere absolute Revision (MAR) wurde nur für Revisionen berechnet, die nach der Rundung ungleich null sind. Die Daten umfassen 3 116 Beobachtungen aus 42 Rechenständen der VGR von Mai 2005 bis August 2015. Die Zeitreihen eines jeden Rechenstandes gehen zurück bis zum ersten Quartal 1991.

Quelle: Echtzeitdatenbank der Deutsche Bundesbank; Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 2
Korrelation der Revisionen

	Vorrats- veränderung	BIP	privater Konsum	Ausrüstungen	Bauten	Exporte	Importe
Vorratsveränderung	1 ----- 859						
BIP	0,26 (4,85) 329	1 ----- 404					
privater Konsum	- 0,56 (- 13,49) 396	0,30 (4,71) 227	1 ----- 575				
Ausrüstungen	- 0,18 (- 2,18) 147	0,17 (1,66) 98	0,09 (0,93) 102	1 ----- 203			
Bauten	- 0,22 (- 3,27) 217	0,43 (5,65) 145	0,10 (1,16) 140	0,14 (1,09) 61	1 ----- 274		
Exporte	- 0,54 (- 12,38) 376	0,08 (1,26) 240	0,05 (0,75) 272	- 0,05 (- 0,56) 113	- 0,04 (- 0,51) 154	1 ----- 493	
Importe	0,29 (5,75) 360	0,11 (1,73) 242	0,09 (1,44) 261	0,13 (1,31) 106	0,13 (1,60) 154	0,51 (10,30) 298	1 ----- 465

Vgl. Anmerkung zu Tabelle 1. Die Korrelationskoeffizienten wurden nur für Revisionen berechnet, die ungleich null sind. Die Werte in Klammern zeigen t-Statistiken an; die kursiven Werte messen die Anzahl der Beobachtungen.

Quelle: Echtzeitdatenbank der Deutsche Bundesbank; Berechnungen des ifo Instituts.

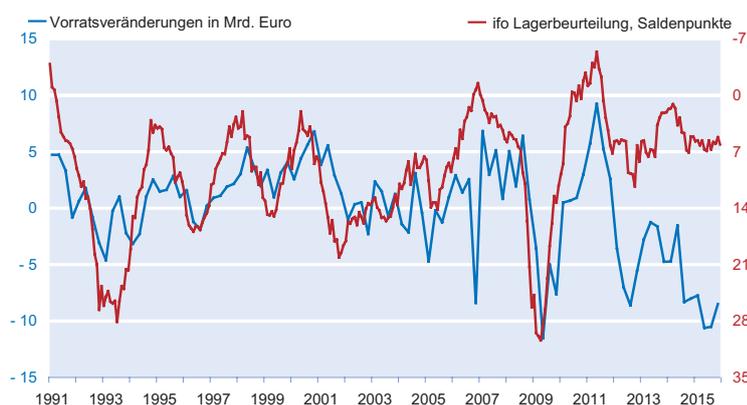
toren: »Wichtige Anhaltspunkte über die Entwicklung der Lagerbestände am aktuellen Rand werden einerseits aus der Differenz zwischen monatlichem Produktions- und Umsatzindex im Verarbeitenden Gewerbe (EVAS 42153, 42152) und andererseits anhand der monatlichen Ergebnisse der sogenannten ifo Lagerbeurteilung gewonnen« (Statistisches Bundesamt 2007b, S. 59). Tatsächlich zeigt sich, dass es zwischen den nominalen Vorratsveränderungen der VGR und der ifo Lagerbeurteilung einen signifikanten Zusammenhang gibt (vgl. Abb. 5). Der Korrelationskoeffizient zwischen beiden Variablen beträgt 0,30. Diese Korrelation erhöht sich auf 0,35, wenn man einen Vorlauf der ifo Lagerbeurteilung

bezüglich der nominalen Vorratsveränderungen von einem Quartal zulässt.² Auffällig ist allerdings das starke Auseinanderdriften der beiden Zeitreihen am aktuellen Rand. Während die amtliche Statistik auf einen kontinuierlichen Abbau der Lagerbestände seit 2012 hindeutet, befindet sich die ifo Lagerbeurteilung unterhalb ihres langfristigen Durchschnitts (in Höhe von 9,4 Saldenpunkten) und deutet deshalb eher nicht auf einen derart ausgeprägten Rückgang hin.

Die Beurteilung des Lagerbestands gehört zu den monatlichen Standardfragen des ifo Konjunkturtests für das Verarbeitende Gewerbe. Dabei wird nicht nach der tatsächlichen

Veränderung der Lagerbestände gefragt, sondern nach einer Bewertung der Höhe der Lagerbestände. Im Gegensatz zu den Vorratsveränderungen der VGR beschränkt sich die ifo-Befragung im Verarbeitenden Gewerbe auf die Fertigwarenlager. Somit bleiben die in den Vorratsveränderungen der VGR eingeschlossenen Veränderungen des Bestands an Vorleistungsgütern und unfertigen Erzeugnissen in der ifo Lagerbeurteilung unberücksichtigt. Die monatlich gestellte Frage lautet: »Unseren Bestand an unverkauften Fertigwaren empfinden wir als zu klein/ausreichend/zu groß«. Die Antworten der Einzelmeldungen (eines Unternehmens oder ei-

Abb. 5
Vorratsveränderungen und ifo Lagerbeurteilung, 1991–2015

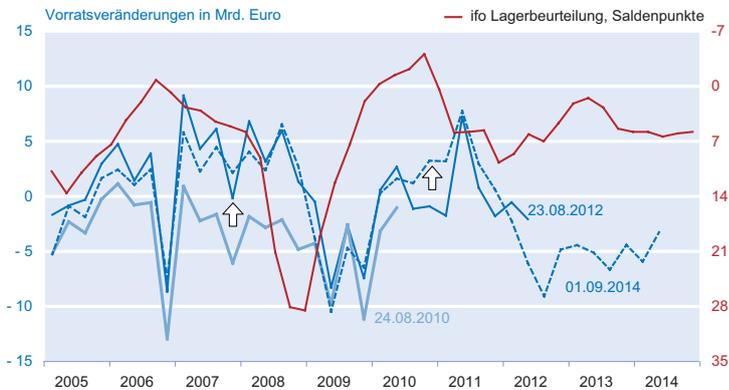


Anmerkung: Lagerbeurteilung wird invertiert. Vgl. Fußnote 3.

Quelle: Statistisches Bundesamt; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

² Zur Berechnung der Korrelationskoeffizienten wurden aus der monatlichen ifo Lagerbeurteilung Quartalsdurchschnitte gebildet.

Abb. 6
Nominale Vorratsveränderungen in Echtzeit und ifo Lagerbeurteilung, 2005–2015



Anmerkung: Lagerbeurteilung wird invertiert.
 Quelle: Echtzeitdatenbank der Deutschen Bundesbank; ifo Konjunkturtest; Berechnungen des ifo Instituts.

nes fachlichen Unternehmensteils) einer Produktgruppe (in der Regel einem Viersteller der Klassifikation der Wirtschaftszweige 2008) werden zunächst anhand der an der Produktion beteiligten Beschäftigtenzahl aggregiert. Anschließend wird der Saldo für die Produktgruppe aus den prozentualen Anteilen der Unternehmen mit »zu kleinen« und »zu großen« Lagerbeständen gebildet.³ Die weitere Zusammenfassung der Viersteller-Ergebnisse erfolgt über Bruttowertschöpfungsanteile über die nächst höheren Stufen bis zum Verarbeitenden Gewerbe insgesamt. Die Zeitreihe dieser letzten Stufe wird dann mit Hilfe des X-13ARIMA-SEATS-Verfahrens um saisonale Einflüsse bereinigt. Der daraus resultierende Indikator der ifo Lagerbeurteilung kann zwischen – 100 Saldenpunkten (wenn kein Unternehmen seine Lagerbestände als zu klein und mindestens ein Unternehmen sie als zu groß beurteilt) und + 100 Saldenpunkten (wenn kein Unternehmen seine Lagerbestände als zu groß und mindestens ein Unternehmen sie als zu klein beurteilt) schwanken. Wenn die ifo Lagerbeurteilung bei null liegt, dann halten sich die prozentualen Anteile der positiven und negativen Urteile gerade die Waage. Tatsächlich lag die Schwankungsbreite zwischen 1991 und 2015 zwischen – 5,4 und + 30,4 Saldenpunkte bei einem Mittelwert von 9,4 Saldenpunkten.

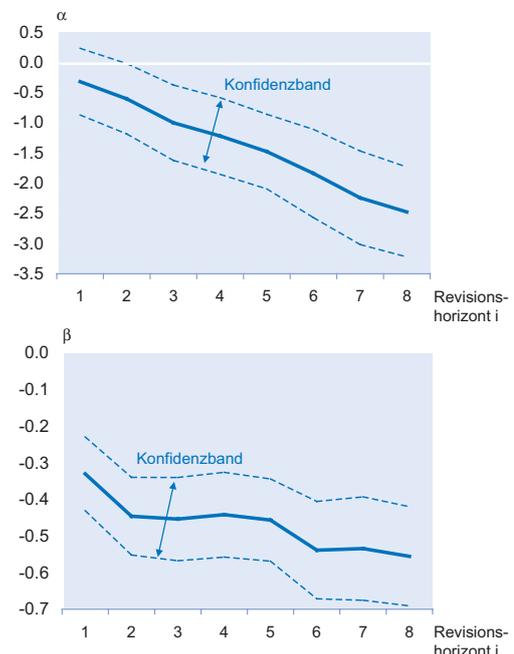
Die ausgeprägte Korrelation zwischen den nominalen Vorratsveränderungen und der ifo Lagerbeurteilung scheint auch bei den Revisionen der nominalen Vorratsveränderungen zum Tragen zu kommen. Abbildung 6 zeigt zwei besonders augenscheinliche Beispiele (2007/2008 sowie 2010/2011), bei denen bereits veröffentlichte Daten nachträglich im Zuge der laufenden Revisionen, die in der zweiten Augusthälfte veröffentlicht werden, »in Richtung« des ifo Indikators verändert wurden.

³ Dies erklärt den gegenläufigen Verlauf von ifo Lagerbeurteilung und nominalen Vorratsveränderungen. Um den Zusammenhang zwischen beiden Zeitreihen optisch besser darzustellen, wurde deshalb die rechte Achse in Abbildung 5 invertiert.

Dieser Zusammenhang zwischen den Revisionen der nominalen Vorratsveränderungen und der ifo Lagerbeurteilung soll im Folgenden näher untersucht werden. Insbesondere soll der Frage nachgegangen werden, ob mit Hilfe der ifo Lagerbeurteilung tatsächlich eine systematische Revision der Vorratsveränderungen der VGR vorhergesagt werden kann. Die Revisionsanfälligkeit offizieller Daten ist insbesondere problematisch für Prognostiker und Wirtschaftspolitiker, die in Echtzeit Entscheidungen treffen müssen. Je höher die Revisionswahrscheinlichkeit ist, desto unzuverlässiger ist die Erstveröffentlichung der Daten und damit die Basis der Prognosen bzw. der wirtschaftspolitischen Entscheidung und desto höher ist ihre Fehleranfälligkeit. Deshalb ist es von zentraler Bedeutung, dass Richtung und Ausmaß etwaiger Revisionen bereits in Echtzeit Berücksichtigung finden und idealerweise vorweggenommen werden.

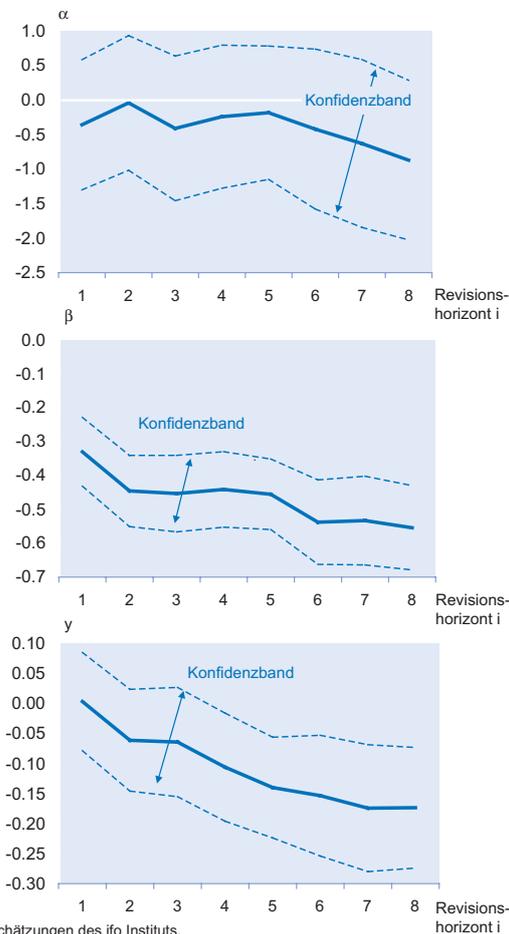
Die Vorgehensweise dieser Untersuchung orientiert sich weitgehend an Arbeiten, die einer ähnlichen Fragestellung im Hinblick auf Revisionen des BIP und der Industrieproduktion nachgegangen sind (vgl. Mankiw und Shapiro 1986; Jacobs und Sturm 2005; Faust, Rogers und Wright 2005; Boysen-Hogrefe und Stefan Neuwirth 2012; Bührig und Wohlrabe 2015). In diesen Studien wird typischerweise zwischen zwei Sichtweisen zur Interpretation von Revisionen unterschieden. Einerseits könnten die Revisionen neue In-

Abb. 7
Test auf Vorhersagbarkeit der Revisionen



Quelle: Schätzungen des ifo Instituts.

Abb. 8
Test auf Effizienz der Revisionen



formationen (»news«) widerspiegeln, die rein zufällig nach der Veröffentlichung der Daten bekannt werden und deshalb zu nachträglichen Veränderungen bereits veröffentlichter Daten führen. Nach dieser Sichtweise verarbeitet die Statistikbehörde alle zum Zeitpunkt der Veröffentlichung zur Verfügung stehenden Informationen in optimaler Weise. Der »News«-Ansatz würde die These stützen, dass die Vorratsveränderungen vorwiegend eine residuale Größe sind, die – insbesondere in vierteljährlicher Betrachtung – als Folge von neuen Informationen bei den anderen Verwendungsgregaten angepasst wird. Wenn Revisionen tatsächlich Folge nachträglich neu auftretender Informationen sein sollten, dürfte es keinen systematischen Zusammenhang zwischen der ersten Datenveröffentlichung X_t^0 der nominalen Vorratsveränderungen (gemessen in Mrd. Euro) und der i Quartale später folgenden Revisionen $R_t^i = X_t^i - X_t^0$ geben:

$$R_t^i = \alpha + \beta X_t^0 + u_t.$$

Entsprechend müssten die Schätzkoeffizienten α und β gleich null sein, und die Revisionen R_t^i dürften nur rein zufällig entsprechend der Verteilung des Fehlerterms u_t auftreten, der die neu auftretenden Informationen widerspiegelt.

Andererseits könnte es sich bei den Revisionen um Messfehler (»noise«) bei den Erstveröffentlichungen der Daten durch die Statistikbehörde handeln. Somit dürften Revisionen keine neuen Informationen enthalten und müssten aufgrund der zum Zeitpunkt der Veröffentlichung vernachlässigten verfügbaren Informationen vorhersagbar sein. In diesem Fall unterläge die Erstveröffentlichung einem systematischen Messfehler, der im Zuge der Folgeveröffentlichungen schrittweise korrigiert würde. Entsprechend müssten die Schätzkoeffizienten α und β von null verschieden sein.

Im Folgenden wird die verbundene Hypothese $\alpha = \beta = 0$ mit Hilfe eines F-Tests für die gemeinsame Signifikanz von Koeffizienten untersucht. Dabei wird für verschiedene Revisionshorizonte i jeweils eine Gleichung geschätzt, wobei $i = 1, \dots, 8$. Um die Schätzwerte für die Koeffizienten α und β zu bestimmen, wurden Erstveröffentlichungen X_t^0 über den Zeitraum 1998Q4 bis 2013Q2 herangezogen. Das Ende des Schätzzeitraums ist bedingt durch den längsten Revisionshorizont von $i = 8$ Quartalen. Demnach ist letzte verwendete Veröffentlichung des Statistischen Bundesamtes jene vom 25. August 2015, die das zweite Quartal 2015 einschließt.

In Abbildung 7 werden die geschätzten Koeffizienten für die verschiedenen Revisionshorizonte $i = 1, \dots, 8$ abgebildet. Mit Ausnahme der ersten Revision ergibt sich eine signifikante Korrektur späterer Veröffentlichungen hin zu kleineren nominalen Vorratsveränderungen ($\alpha < 0$). Außerdem zeigt sich ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen der Erstveröffentlichung und den darauf folgenden Revisionen ($\beta < 0$). Demnach werden betragsmäßig hohe Erstveröffentlichungen der Daten in den darauf folgenden Quartalen systematisch nach unten revidiert, und betragsmäßig niedrige Erstveröffentlichungen nach oben. Die Ergebnisse der F-Tests deuten für alle acht Schätzgleichungen darauf hin, dass die Hypothese $\alpha = \beta = 0$ mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit nahe null abgelehnt werden kann.

Die Erstveröffentlichungen der nominalen Vorratsveränderungen unterliegen somit einem systematischen Messfehler, der im Laufe der Zeit korrigiert wird. Insbesondere erfolgt die Revision der Daten nicht zufällig, sondern einem vorher-sagbaren Muster. Mit einer erweiterten Schätzgleichung wird im nächsten Schritt der Frage nachgegangen, ob zum Zeitpunkt der Datenveröffentlichung zusätzliche Informationen vorlagen, mit deren Hilfe man die Revisionen vorhersagen hätte können. Zu diesem Zweck wird in die bisherige Schätzgleichung ein weiterer Regressor Z_t eingefügt,

$$R_t^i = \alpha + \beta X_t^0 + \gamma Z_t + u_t,$$

der der Lagerbeurteilung aus dem ifo Konjunkturtest entspricht. Dabei wurden die monatlich vorliegenden Salden des ifo Konjunkturtests zu Quartalsdurchschnitten zusam-

mengefasst. Der Schätzzeitraum erstreckt sich wiederum von 1998Q4 bis 2013Q2.

Abbildung 8 zeigt die geschätzten Koeffizienten für alle acht Regressionen. Im Unterschied zur vorhergehenden Schätzung ist der Koeffizient α nun für alle Prognosehorizonte nicht signifikant von null verschieden. Der negative Zusammenhang zwischen der Erstveröffentlichung und den darauf folgenden Revisionen, der durch β gemessen wird, ist hingegen weiterhin signifikant und bewegt sich in ganz ähnlicher Größenordnung wie in der vorhergehenden Schätzung. Zusätzliche Informationen für die Revision der nominalen Vorratsveränderungen liefert die ifo Lagerbeurteilung im Schnitt für die Revisionen, die mindestens ein Jahr nach der Erstveröffentlichung stattfinden. Das negative Vorzeichen des geschätzten Koeffizienten γ deutet darauf hin, dass es zu einer Aufwärtsrevision der Erstveröffentlichung kommt, wenn der Saldo der ifo Lagerbeurteilung negativ ist und damit die Mehrheit der vom ifo Institut befragten Unternehmen ihre Lagerbestände als zu groß beurteilt.

Schlussfolgerung

Die häufigen und zum Teil beträchtlichen Revisionen der Vorratsveränderungen finden nicht rein zufällig statt. Vielmehr lassen sie eine gewisse Systematik erkennen, die unter anderem durch die ifo Lagerbeurteilung vorhergesagt werden kann. Während die Erstveröffentlichung der Vorratsveränderung offenbar vorwiegend eine Restgröße auf der Verwendungsseite der VGR darstellt, scheinen im Zuge der Folgeveröffentlichungen nachträgliche Änderungen vorgenommen zu werden, die zunehmend die zum Zeitpunkt der Erstveröffentlichung bereits zur Verfügung gestandene ifo Lagerbeurteilung berücksichtigen. Im Hinblick auf die seit geraumer Zeit starke Divergenz zwischen den Vorratsveränderungen der VGR und der ifo Lagerbeurteilung kann somit auf Basis der vorliegenden Untersuchung erwartet werden, dass der in der amtlichen Statistik verzeichnete Lagerabbau in Zukunft verringert wird. Es bleibt allerdings abzuwarten, ob im Zuge einer etwaigen Revision ein höheres Bruttoinlandsprodukt oder niedrigere Verwendungsaggregate ausgewiesen werden.

Literatur

Abberger, K. und W. Nierhaus (2015), »Vorratsinvestitionen im Spiegel der Statistik«, *ifo Schnelldienst* 68(15), 33–37.

Boysen-Hogrefe, J. und St. 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), »Revisionen der deutschen Industrieproduktion und die ifo Indikatoren«, *ifo Schnelldienst* 68(21), 27–31.

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(3), 403–419.

Grömling, M. (2002), »Vorratsveränderungen – Spielwiese für Statistik und Prognose?«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 1128–1134.

Jacobs, J. und J.-E. Sturm (2005), »Do Ifo Indicators Help Explain Revisions in German Industrial Production?«, in: J.-E. Sturm und T. Wollmershäuser (Hrsg.), *Ifo Survey Data in Business Cycle and Monetary Policy Analysis*, Physica, Heidelberg, 93–114.

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

Nierhaus, W. (2005), »Vorjahrespreisbasis: Rechenregeln für die Aggregation«, *ifo Schnelldienst* 58(22), 12–16.

Statistisches Bundesamt (2007a), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsprodukt nach ESVG 1995 – Methoden und Grundlagen – Neufassung nach Revision 2005*, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2007b), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Vierteljährliche Berechnungen des Inlandsprodukts nach ESVG 1995 – Methoden und Grundlagen – Neufassung nach Revision 2005*, Wiesbaden.

Strohm, W. (1997), »Beitrag der amtlichen Statistik zur gesamtwirtschaftlichen Konjunkturbeobachtung«, *Wirtschaft und Statistik* (10), 683–688.