

Demary, Markus; Grömling, Michael

Article

Aussagekraft der Auftragseingänge der deutschen Industrie

IW-Trends - Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung

Provided in Cooperation with:

German Economic Institute (IW), Cologne

Suggested Citation: Demary, Markus; Grömling, Michael (2011) : Aussagekraft der Auftragseingänge der deutschen Industrie, IW-Trends - Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung, ISSN 1864-810X, Institut der deutschen Wirtschaft (IW), Köln, Vol. 38, Iss. 3, pp. 3-18, <https://doi.org/10.2373/1864-810X.11-03-01>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/157031>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Aussagekraft der Auftragseingänge der deutschen Industrie

Markus Demary / Michael Grömling, Juli 2011

Während der konjunkturellen Aufschwungphase im Zeitraum 2005 bis 2008 koppelten sich in Deutschland die Auftragseingänge von der Industrieproduktion ab. Dagegen näherten sich die beiden Zeitreihen während und nach der aktuellen Wirtschaftskrise wieder an. Dies wirft die Frage auf, ob sich die Vorlaufeigenschaft der Auftragseingänge im Konjunkturverlauf verändert hat und was die Gründe für dieses Phänomen sind. Eine empirische Analyse zeigt, dass die Auftragseingänge ihre Prognosegüte während des Aufschwungs verloren und während der Krise wieder zurückgewonnen haben. Ein im Konjunkturverlauf sich änderndes Bestell- und Stornierungsverhalten, konjunkturbedingt unterschiedliche Outsourcing-Aktivitäten der Unternehmen und intraindustrielle Verlagerungen können als Erklärungen herangezogen werden.

Industrie als konjunktureller Taktgeber

Die gesamtwirtschaftliche Entwicklung wird in Deutschland in hohem Maß von der Industrie geprägt, obwohl das Verarbeitende Gewerbe im Durchschnitt der vergangenen zehn Jahre nur ein Gewicht von gut 22 Prozent an der nominalen Wertschöpfung aller Wirtschaftsbereiche hatte. Somit haben Informationen bezüglich der Entwicklung der industriellen Wertschöpfung für die Konjunkturanalyse und Konjunkturprognose eine anhaltend hohe Bedeutung. Es gilt darüber hinaus zu berücksichtigen, dass eine Reihe von unternehmensnahen Dienstleistungen vergleichsweise eng mit der industriellen Dynamik verbunden ist (Pilat/Wölfl, 2005; Grömling, 2010).

Für den Verlauf der industriellen Wertschöpfung sind wiederum die Entwicklung der Industrieproduktion und die der Auftragseingänge der Industrie wichtige Basisinformationen. Der monatliche Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe bildet die Entwicklung der Bruttowertschöpfung, die der Produktion abzüglich der brancheneigenen und branchenfremden Vorleistungen entspricht, nur dann ab, wenn sich an den Vorleistungsquoten im Zeitablauf nichts ändert (Glaab, 1994, 38 ff.; Grömling, 2001). Zunehmendes Outsourcing kann dagegen zu einer divergierenden Entwicklung von Produktion und Bruttowertschöpfung eines Wirtschaftszweigs führen. Unter bestimmten Bedingungen ist davon auszugehen, dass der Produktion ein Auftragseingang vorausgeht. Die Dynamik der Auftrags-

eingänge ist in diesem Fall ein wichtiger Frühindikator für die Produktionsentwicklung (Wiechers/Werner, 2011).

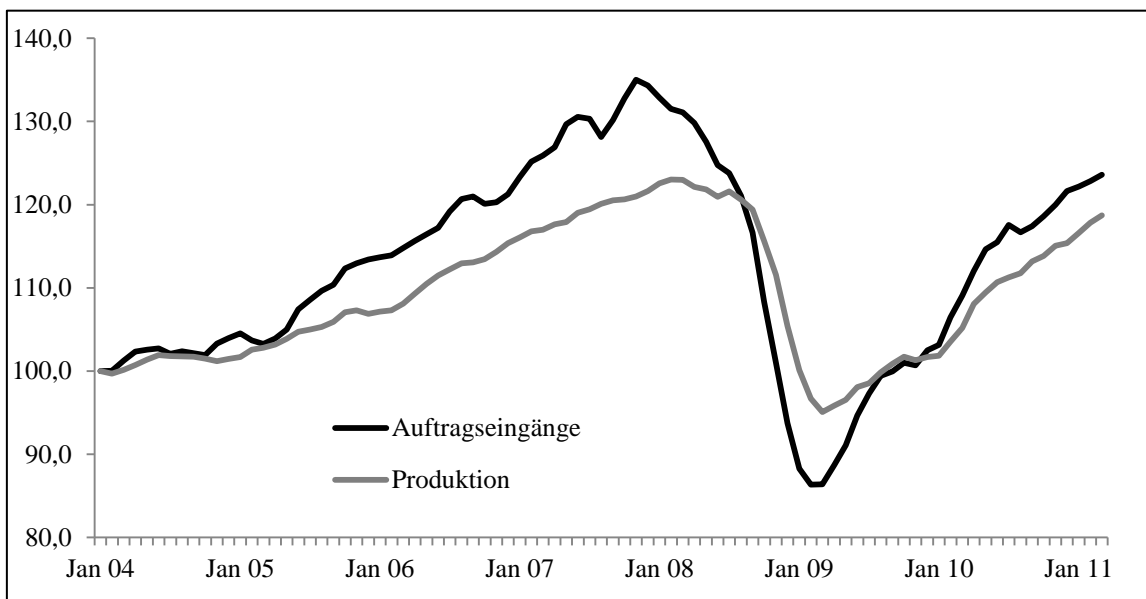
Divergenz von Aufträgen und Produktion

Abbildung 1 zeigt, dass die Aussagekraft der Auftragseingänge der Industrie für die aktuelle und künftige Industrieproduktion und damit auch für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung allerdings auf den Prüfstand gestellt werden kann. In dieser Abbildung sind die Verläufe der preis-, arbeitstäglich und saisonbereinigten Auftragseingänge und der gleichermaßen bereinigten Produktion jeweils für das Verarbeitende Gewerbe in Deutschland in Form von gleitenden Drei-Monatsdurchschnitten dargestellt. Diese Glättung hat den Vorteil, dass die starken monatlichen Schwankungen größtenteils zurückgedrängt werden und der Trend deutlicher zutage tritt:

Abbildung 1

Produktion und Auftragseingänge im Vergleich

Produktion und reale Auftragseingänge des Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland; gleitende Drei-Monatsdurchschnitte; Index: Januar 2004 = 100



Quellen: Statistisches Bundesamt; Institut der deutschen Wirtschaft Köln

- Im Zeitraum Frühjahr 2005 bis Ende 2007 zeigte der Auftragseingangsindex eine markant stärkere Dynamik als der Produktionsindex. Während der Auftragseingangsindex im Zeitraum April 2005 bis zu seinem Höhepunkt im November 2007 um insgesamt knapp 30 Prozent anstieg, war bei der Industrieproduktion von April 2005 bis zum Höhepunkt im Februar 2008 lediglich ein Plus in Höhe von gut 19 Prozent zu verzeichnen.

nen. Die Veränderung der preisbereinigten Aufträge überzeichnete die folgende Produktionsentwicklung merklich.

- Die Rückgänge bei den Auftragseingängen im Herbst 2006 und im Sommer 2007 schlugen sich bei der Industrieproduktion kaum nieder. Der Verlauf der gleitenden Drei-Monatsdurchschnitte der Produktion ist glatter als jener der Aufträge.
- Während die Auftragseingänge bereits im gesamten Jahresverlauf 2008 stark rückläufig waren, war bei der Industrieproduktion erst ab dem Frühjahr 2008 ein zunächst leichter Rückgang zu beobachten.
- Ab Herbst 2008 setzte sich dann der bereits zuvor ausgeprägte Rückgang bei den Aufträgen beschleunigt fort, und auch bei der Industrieproduktion kam es zu einem starken Einbruch. Der Tiefpunkt wurde sowohl bei den Aufträgen als auch bei der Produktion im Frühjahr 2009 erreicht. Vergleicht man den jeweiligen Höhepunkt mit dem jeweiligen Tiefpunkt, dann ergeben sich deutlich voneinander abweichende Fallhöhen: Die Neuaufträge sanken im Zeitraum November 2007 bis Februar 2009 um 36 Prozent, die Produktion ging im Zeitraum März 2008 bis März 2009 um knapp 23 Prozent zurück.
- Auch in der Erholungsphase im Anschluss an die Wirtschaftskrise zeigten die Auftragseingänge insgesamt eine deutlich stärkere Dynamik. Ausgehend vom jeweiligen Tiefpunkt – der lediglich um einen Monat auseinanderliegt – bis zum März 2011 kam es bei den Auftragseingängen zu einem Anstieg um gut 43 Prozent und bei der Produktion um fast 25 Prozent.

Fragestellung

Abbildung 1 legt auf den ersten Blick nahe, dass es ein generelles Auseinanderlaufen von Auftragseingängen und Industrieproduktion gibt. Gleichwohl ist aber zu erkennen, dass es in dem der Darstellung zugrunde liegenden Betrachtungszeitraum durchaus Perioden gibt, in denen die Dynamik von Aufträgen und Produktion mehr oder weniger gleichmäßig ist. Hierzu zählt der Zeitraum Anfang 2004 bis Mitte 2005 und mit Einschränkungen der Zeitraum Mitte 2009 bis Mitte 2010. Vor diesem Hintergrund wird im Folgenden untersucht, ob die Auftragseingänge grundsätzlich an Aussagekraft für die künftige Produktionsentwicklung verloren haben. Es wird auch überprüft, warum es bestimmte Phasen gibt, in denen entweder ein stärkeres Auseinanderlaufen oder ein höherer Gleichlauf von Aufträgen und Produktion zu beobachten ist.

Dazu wird in einem ersten Schritt ein Prognosemodellvergleich durchgeführt. Das hier gewählte Verfahren orientiert sich an dem methodischen Vorgehen in den Beiträgen von Benner/Meier (2003), Breitung/Jagodzinski (2001) und Carstensen/Wohlrabe/Ziegler

(2011). Anschließend werden ökonomische Erklärungen für den unterschiedlich stark ausgeprägten Gleichlauf von Aufträgen und Produktion diskutiert.

Zunächst muss allerdings auf die methodischen Unterschiede bei der Berechnung des Produktions- und des Auftragseingangsindex hingewiesen werden (Deutsche Bundesbank, 2007; Bald-Herbel, 2009; Knetsch/Reimers, 2009). Abweichende Verläufe können sich auch aus unterschiedlichen Abgrenzungen und Gewichtungen bei beiden Indices ergeben:

- Der monatliche Produktionsindex erfasst die Meldungen der Betriebe mit 50 und mehr Beschäftigten, wobei die monatlichen Werte nachträglich an das Niveau des Vierteljahresindex angepasst werden, der wiederum bis zu einer Abschneidegrenze von 20 Beschäftigten befragt. Der Produktionsindex umfasst das Produzierende Gewerbe (einschließlich Baugewerbe). In einigen Wirtschaftsbereichen (Schiff-, Schienenfahrzeug- und Luftfahrzeugbau), in denen sich die Produktion über einen längeren Zeitraum erstreckt, wird der Produktionsindex auch mit den Arbeitsstunden fortgeschrieben. Die Produktion soll damit entsprechend dem Bearbeitungsfortschritt verbucht werden. Wertangaben werden mit den jeweiligen Erzeugerpreisindices deflationiert. Im Produktionsindex soll nur die jeweilige Leistung des entsprechenden Wirtschaftszweigs erfasst werden. Die Produktionsergebnisse der einzelnen Bereiche werden mit Werterschöpfungsanteilen des Basisjahres als Gewicht zum Gesamtindex aggregiert.
- Der Auftragseingangsindex erfasst den Wert der in den Betrieben mit 50 und mehr Beschäftigten des Verarbeitenden Gewerbes fest akzeptierten Aufträge auf Lieferung selbst hergestellter (oder in Lohnarbeit gefertigter) Güter. Die Aufträge enthalten auch zu der Produktion gehörende Dienstleistungen. Die Wertangaben werden je nach Absatzrichtung (Inland oder Ausland) mit entsprechenden Erzeuger- und Ausführerpreisindices deflationiert. Die Auftragseingänge werden nicht in allen Zweigen des Verarbeitenden Gewerbes erhoben, sondern nur dort, wo die Auftragsfertigung von Bedeutung ist. Die Bereiche Ernährungsgewerbe und mit der letzten Revision auch die Bereiche Leder, Holz-, Papier- und Druckgewerbe, Gummi- und Kunststoffwaren, Glasgewerbe, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden sowie Möbel werden nicht mehr berücksichtigt. Im Unterschied zum Produktionsindex werden die einzelnen Zweige mit den Anteilen der Auftragseingangswerte aus dem Basisjahr zusammengefasst.

Empirische Analyse

Als Benchmark zu jedem Prognosevergleich dient die sogenannte Random-Walk-Prognose. Diese beruht auf der Annahme, dass der Wert der Produktion im folgenden Monat ihrem Wert am aktuellen Rand entspricht. Dieses Modell prognostiziert somit keine Änderung der Produktion. Sollte ein komplizierteres Prognosemodell die einfache Random-Walk-Prognose nicht schlagen können, dann kann das Modell berechtigterweise

verworfen werden. Im Folgenden wird die Random-Walk-Prognose als Modell M1 bezeichnet. Als weiteres Prognosemodell (Modell M2) wird für die Analyse ein univariates Zeitreihenmodell verwendet. Dies entspricht dem von Carstensen et al. (2009) angewandten Modell, bei dem die Prognose der zukünftigen Produktionswerte $z_{t+1|t}$ über ihre vergangenen Realisationen z_t, \dots, z_{t-p} erfolgt:

$$(1) \quad z_{t+1|t} = c + \alpha_0 z_t + \alpha_1 z_{t-1} + \dots + \alpha_p z_{t-p}.$$

Hierbei wird mit z_t die Produktion bezeichnet, t ist der Index für den Monat. Die Bezeichnung $t+1|t$ deutet darauf hin, dass es sich um eine Prognose für den Monat $t+1$ handelt, zu deren Ermittlung jedoch nur Daten bis zum Monat t vorhanden sind. Die Regressionskoeffizienten sind als α_0 bis α_p bezeichnet, die mithilfe eines ökonometrischen Verfahrens geschätzt werden können. Die Anzahl p der vergangenen Produktionszahlen wird üblicherweise über Informationskriterien wie den von Akaike oder von Schwarz vorgeschlagenen Kriterien bestimmt (Breitung/Jagodzinski, 2001; Benner/Meier, 2003; Carstensen/Wohlrabe/Ziegler, 2011). Diese Kriterien wägen zwischen einer guten Anpassung des Modells an die Daten und einer sparsamen Modellierung ab, da Schätzfehler und damit auch Prognosefehler wiederum mit der Anzahl an Koeffizienten ansteigen.

Das dritte Modell ist ein multivariates Zeitreihenmodell aus Produktion z_t und Auftrags-eingängen n_t (Modell M3), wie es ebenfalls von Benner und Meier (2003), Breitung und Jagodzinski (2001) und Carstensen, Wohlrabe und Ziegler (2011) zum Vergleich der Prognosegüte konkurrierender Konjunkturindikatoren verwendet wird:

$$(2) \quad z_{t+1|t} = c_1 + \alpha_0 z_t + \alpha_1 z_{t-1} + \dots + \alpha_p z_{t-p} + \beta_0 n_t + \beta_1 n_{t-1} + \dots + \beta_p n_{t-p}.$$

Bei diesem Modell wird die Produktion nicht nur durch ihre eigenen vergangenen Werte prognostiziert, sondern sie nutzt zusätzlich die Informationen der vergangenen Werte der Auftragseingänge. Sollten die Auftragseingänge Prognosegehalt für die Industrieproduktion haben, zeigt sich dies in den signifikanten Regressionskoeffizienten β_0 bis β_p .

Bei einem genauen Blick auf die Modelle M1 bis M3 fällt auf, dass Modell M3 für $\beta_0 = \dots = \beta_p = 0$ zu Modell M2 wird und dass Modell M2 für $\alpha_0=1$ und $\alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0$ zu Modell M1 wird. Eine einfache Möglichkeit des Modellvergleichs könnte nun als statistischer Test der hier genannten Koeffizientenrestriktionen erfolgen. Dieses Vorgehen hat aber den entscheidenden Nachteil, dass der Schätzzeitraum und der Prognosezeitraum zusammenfallen, was in der Praxis der Konjunkturprognose üblicherweise nicht gegeben ist.

In der praktischen Anwendung würde man eher ein Modell mit den vorhandenen Daten schätzen und versuchen, mit diesem Modell einen unbekanntem zukünftigen Verlauf der Produktion zu prognostizieren. Für ein realistisches Prognoseszenario werden die Daten des Zeitraums Januar 1991 bis Dezember 2005 zur Schätzung der Modelle herangezogen, während die Daten von Januar 2006 bis November 2010 zur Prognoseevaluation genutzt werden. Als vergleichende Prognosezeiträume, die zu der hier formulierten Hypothese passen, werden die Aufschwungphase von Januar 2006 bis Mai 2008 und die Abschwungphase mit der Erholung von Juni 2008 bis November 2010 verwendet.

Elliot und Timmermann (2008) führen an, dass Prognosefehler bei ökonomischen Entscheidungen zu Kosten führen, weil die Entscheidung dann nicht mehr die beste ist. Deshalb sollten Prognosen anhand ihrer verursachten Kosten bewertet werden. Sie schlagen eine quadratische Verlustfunktion $L_t = (z_t - z_{t|t-1})^2$ vor, wobei z_t der realisierte Wert der Produktion ist und $z_{t|t-1}$ die Vorhersage der aktuellen Produktion aus dem Vormonat. Berechnet man den Durchschnitt aus dem quadratischen Verlust über einen bestimmten Zeitraum und zieht daraus die Wurzel, erhält man den Root Mean Squared Error (RMSE), die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler.

Tabelle 1

Prognosevergleich mit dem RMSE

Werte des mittleren quadratischen Prognosefehlers (RMSE) für die Prognose der Industrieproduktion in Deutschland auf Basis von drei Modellen

Prognosezeitraum	Modell M1 Keine Änderung der Produktion	Modell M2 Prognose ohne Auftragseingänge	Modell M3 Prognose mit Auftragseingängen
Januar 2006 bis Mai 2008	1,111	1,013	1,120
Juni 2008 bis November 2010	2,726	3,237	2,149

Schätzzeitraum: Januar 1991 bis Dezember 2005.

Quellen: Statistisches Bundesamt; Institut der deutschen Wirtschaft Köln

 Institut der deutschen
Wirtschaft Köln

Tabelle 1 beinhaltet einen Modellvergleich anhand des RMSE. Für den Prognosezeitraum Januar 2006 bis Mai 2008, also der Aufschwungphase, weist M2 den geringsten RMSE auf. Dies bedeutet, dass eine Vorhersage der Produktion aus ihren vergangenen Werten besser war als eine Prognose, bei der zusätzlich die vergangenen Auftragseingänge verwendet werden. In diesem Zeitraum war sogar die Random-Walk-Prognose (M1) besser als eine Prognose der Produktion über die Auftragseingänge (M3). Für den Prognosezeitraum Juni 2008 bis November 2010 ändern sich die Ergebnisse: Nun weist M3, das Modell mit den Auftragseingängen, den geringsten RMSE auf. Die Auftragseingänge haben in diesem Zeitraum an Prognosegüte gewonnen.

Der RMSE ist jedoch kein statistischer Test für einen Modellvergleich. Der am häufigsten verwendete Test zur Ermittlung, ob sich konkurrierende Prognosemodelle statistisch signifikant unterscheiden, ist die von Diebold und Mariano (1995) vorgeschlagene Teststatistik (DM-Test). Sie beruht auf dem sogenannten Verlustdifferenzial zwischen zwei Modellen. Dies ist zum Beispiel definiert als $d_t = L_t(M1) - L_t(M2)$, also der Differenz der Verluste aus M1 und M2. Ist das Verlustdifferenzial in einem bestimmten Monat positiv, dann hat M2 in diesem Monat besser prognostiziert als M1. Ist es negativ, dann ist M1 in diesem Monat besser. Unter der Nullhypothese, dass beide Modelle gleich gut sind, sollte das Verlustdifferenzial im Durchschnitt null sein. Diese Nullhypothese kann in einem Regressionsmodell getestet werden, indem man die Zeitreihe der Verlustdifferenziale auf eine Konstante regressiert:

$$(3) \quad d_t = c + u_t.$$

Dabei ist c die Konstante und u_t der Regressionsfehler. Der DM-Test kann nun als t-Test von $c = 0$ durchgeführt werden, wobei zur Berechnung der Teststatistik Standardfehler verwendet werden, die um die zeitliche Korrelation im Verlustdifferenzial korrigiert sind. Der DM-Test impliziert die folgende Entscheidungsregel:

- (4) $c > 0$: nehme Modell M2 zur Prognose,
 $c < 0$: nehme Modell M1 zur Prognose.

Tabelle 2

Prognosevergleich mit dem Diebold-Mariano-Test

Werte des Diebold-Mariano-Tests für die Prognose der Industrieproduktion in Deutschland auf Basis von drei Modellen

Prognosezeitraum	M1 versus M2	M1 versus M3	M2 versus M3
Januar 2006 bis Mai 2008	1,366	-0,066	-0,194
Juni 2008 bis November 2010	-1,620	1,637	5,644**

Modell M1: Keine Änderung der Produktion; Modell M2: Prognose ohne Auftragseingänge; Modell M3: Prognose mit Auftragseingängen. Die DM-Teststatistik ist asymptotisch standardnormalverteilt. Ihre kritischen Werte sind 1,96 für eine Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 Prozent und 2,33 für eine Fehlerwahrscheinlichkeit von 1 Prozent. *** bedeutet statistisch signifikant auf einem Niveau von 5 Prozent/1 Prozent. Schätzzeitraum: Januar 1991 bis Dezember 2005.
 Quellen: Statistisches Bundesamt; Institut der deutschen Wirtschaft Köln

In Tabelle 2 werden die Ergebnisse des DM-Tests für drei Prognosemodelle dargestellt. In der Aufschwungphase (Januar 2006 bis Mai 2008) ist M2 besser als M1 und M3. Die Auftragseingänge liefern in diesem Zeitraum keine zusätzliche Vorhersageinformation zur In-

dustrieproduktion. Für die Abschwungphase und die Erholung (Juni 2008 bis November 2010) kann M3 jedoch die beiden anderen Modelle schlagen, und zwar auf einem Signifikanzniveau von 1 Prozent. Hieraus wird wiederum geschlossen, dass die Auftragseingänge in dieser Phase an Prognosegüte gewonnen haben.

Carstensen, Wohlrabe und Ziegler (2011) weisen auf einen Nachteil des DM-Tests bei einem Modellvergleich hin, wenn ein Modell, wie im vorliegenden Fall, einen Spezialfall eines anderen Modells darstellt. Der DM-Test favorisiert dann tendenziell das sparsamere Modell, in diesem Fall M1. Eine geeignetere Teststatistik für diese Modelle ist die von Giacomini und White (2006). Dieser GW-Test beruht ebenfalls auf dem Verlustdifferenzial d_t , berücksichtigt aber zusätzlich die darin möglicherweise enthaltene zeitliche Korrelation. Eine zeitliche Korrelation im Verlustdifferenzial ermöglicht dem Prognostiker vorherzusagen, welches Prognosemodell im nächsten Monat besser sein wird. Unter der Nullhypothese, dass beide Modelle gleich gut sind, sollte dies jedoch nicht möglich sein. Der GW-Test kann wiederum im Regressionsmodell durchgeführt werden:

$$(5) \quad d_t = c + \theta d_{t-1} + u_t.$$

Die Nullhypothese, dass beide Modelle gleich gut sind, kann nun als Koeffizientenrestriktion $c = \theta = 0$ getestet werden. Der GW-Test impliziert die folgende Entscheidungsregel zwischen M1 und M2 für den Prognostiker:

$$(6) \quad \begin{aligned} d_{t+1|t} > 0: & \text{nehme M2 zur Prognose von } z_{t+1} \\ d_{t+1|t} < 0: & \text{nehme M1 zur Prognose von } z_{t+1}, \end{aligned}$$

wobei mit $d_{t+1|t}$ die Prognose des Verlustdifferenzials im Monat $t+1$ auf Basis der Daten im Monat t ist.

Tabelle 3 enthält die Ergebnisse eines Prognosemodellvergleichs anhand der von Giacomini und White vorgeschlagenen Teststatistik. Da die GW-Statistik eine quadrierte Teststatistik ist, zeigt sie nur an, dass ein Modell besser ist als ein anderes. Um zu erfahren, welches Modell besser ist, muss über die GW-Entscheidungsregel der Prozentsatz der Monate errechnet werden, in dem ein Modell x besser ist als ein Modell y . Für den Zeitraum vor Juni 2008 zeigt die GW-Entscheidungsregel, dass M3, das Modell mit den Auftragseingängen, in der Aufschwungphase in 76 Prozent der Monate besser ist als M1, jedoch nach Juni 2008 an Prognosegüte gewinnt und in diesem Zeitraum sogar in 97 Prozent der Fälle besser ist als die Random-Walk-Prognose M1. Ein Vergleich des Zeitreihenmodells ohne Auf-

tragseingänge (M2) mit dem Modell mit zusätzlichen Auftragseingängen (M3) zeigt für den Vorkrisen-Prognosezeitraum, dass M3 in 28 Prozent der Monate besser ist als M2, jedoch während und nach der Krise in über 93 Prozent der Fälle Modell M2 schlagen kann. Aus diesen Ergebnissen kann statistisch gesichert geschlossen werden, dass die Auftrags-eingänge in der konjunkturellen Aufschwungphase an Prognosegüte verloren haben, während sie im Zeitraum nach Mai 2008 an Prognosegüte gewonnen haben.

Tabelle 3

Prognosevergleich mit dem Giacomini-White-Test

Werte des Giacomini-White-Tests für die Prognose der Industrieproduktion in Deutschland auf Basis von drei Modellen

Prognosezeitraum	Modell 1 Keine Änderung	Modell 2 Prognose ohne Auftragseingänge	Modell 3 Prognose mit Auftragseingängen
GW-Teststatistik			
Januar 2006 bis Mai 2008	3,487	2,381	0,942
Juni 2008 bis November 2010	18,274**	4,245	18,414**
Prozentsatz der Monate, in denen Modell x besser ist als Modell y			
	M2 besser als M1	M3 besser als M1	M3 besser als M2
Januar 2006 bis Mai 2008	82,8	75,9	27,6
Juni 2008 bis November 2010	10,0	96,7	93,3

Die GW-Teststatistik ist Chi-Quadrat-verteilt mit zwei Freiheitsgraden. Ihre kritischen Werte sind 5,99 bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 Prozent und 9,12 bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1 Prozent. */** bedeutet statistisch signifikant auf einem Niveau von 5 Prozent/1 Prozent. Schätzzeitraum: Januar 1991 bis Dezember 2005.
Quellen: Statistisches Bundesamt; Institut der deutschen Wirtschaft Köln

Vor dem Hintergrund der empirischen Ergebnisse aus dem vorhergehenden Abschnitt wird im Folgenden eine Reihe von ökonomischen Argumenten aufgeführt, die für einen unterschiedlichen Gleichlauf der Auftragseingänge und der Produktion sprechen.

Wandel des Unternehmensmodells

Ob ein enger oder weiter Kausalzusammenhang von Auftragseingängen und Produktion besteht, hängt zunächst von dem dominierenden Unternehmensmodell ab (Zarnowitz, 1973, 9 ff.). In der Reinform können zwei Typen unterschieden werden: die Produktion auf Lager und die Produktion auf Bestellung. Zunächst gelten folgende Zusammenhänge, wobei es drei Stromgrößen, und zwar n = Auftragseingang, s = gelieferte Güter (erledigte Aufträge) und z = Produktion, und zwei Bestandsgrößen gibt, und zwar u = Auftragsbestand (unerledigte Aufträge) und q = Lagerbestand:

$$(7) \quad n_t - s_t = u_t - u_{t-1} = \Delta u_t \text{ und}$$

$$(8) \quad z_t - s_t = q_t - q_{t-1} = \Delta q_t.$$

Reine Produktion auf Lager. In diesem Unternehmensmodell produzieren die Firmen auf Lager und eingehende Aufträge werden direkt aus dem Lager bedient. Es besteht ein möglichst hoher Gleichlauf von Auftragseingängen und Verkäufen, aber nicht von Auftragsingängen und Produktion. Die Auftragseingänge, die nicht bedient werden können, werden nicht akzeptiert. Entsprechend haben diese Unternehmen keinen Auftragsbestand. Allerdings kann es hohe Lagerbestände geben, um Nachfrageschwankungen auszugleichen. Direktverkäufe ab Lager werden möglicherweise nicht als Aufträge verbucht, da keine gesonderte Bestellung erfolgte (Lippe, 1996, 321). Folgende Zusammenhänge sind in diesem Unternehmensmodell dominierend:

$$(9) \quad n_t = s_t.$$

Daraus folgt wiederum:

$$(10) \quad \Delta u_t = 0 \text{ und } u_t = 0 \text{ und}$$

$$(11) \quad \Delta q_t \neq 0 \text{ und } q_t \neq 0.$$

Reine Produktion auf Bestellung. Hier produzieren die Unternehmen erst, wenn eine Bestellung eingegangen ist. Entsprechend vergeht möglicherweise ein merklicher Zeitraum zwischen Auftrag und Lieferung (Umsatz). In der Reinform gibt es bei diesem Modell einen Auftragsbestand, aber keinen Lagerbestand. Bei diesem Unternehmensmodell haben Auftragseingänge eine hohe Bedeutung für die künftige Produktionsentwicklung und dienen auch als Frühindikator für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung:

$$(12) \quad z_t = s_t$$

$$(13) \quad \Delta q_t = 0 \text{ und } q_t = 0$$

$$(14) \quad \Delta u_t \neq 0 \text{ und } u_t \neq 0.$$

Welches Unternehmensmodell in einem bestimmten Wirtschaftsbereich zutrifft, hängt von der Art der Güter, der Höhe der Lagerkosten und von den Kundenpräferenzen ab:

- Eine Produktion auf Bestellung erfolgt vorzugsweise bei Gütern, die individuellen Kundenwünschen entsprechen sollen (Maßanfertigungen) und bei denen es große Nachfrageschwankungen gibt. Je stärker sich eine Branche hin zu individuellen Prob-

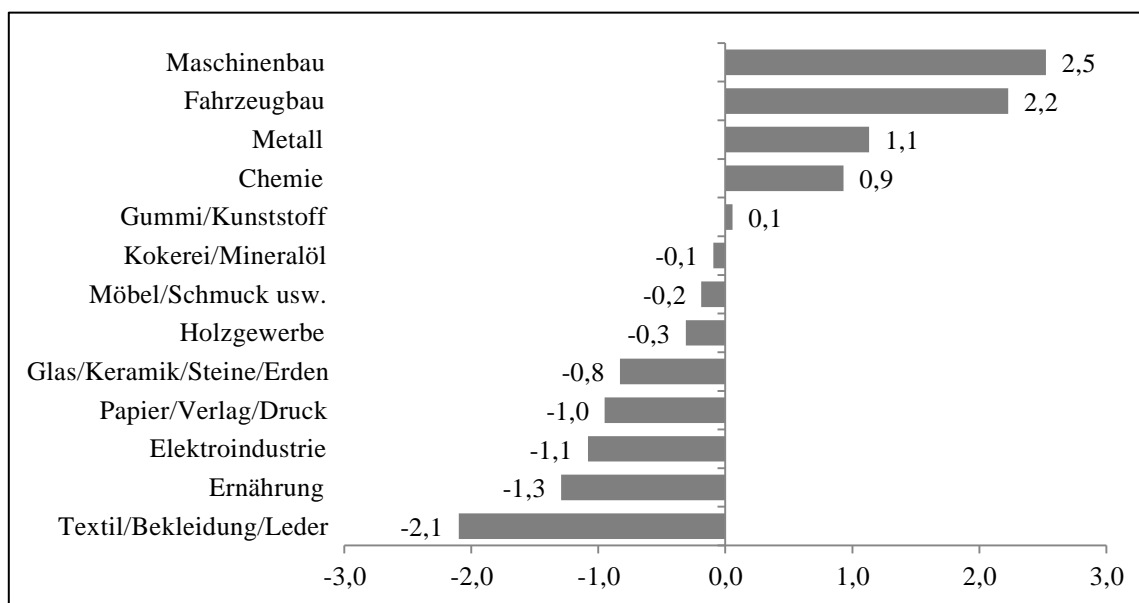
lemlösungen entwickelt, umso mehr dürfte die Bedeutung dieses Unternehmenstyps zunehmen. Vor allem bei Investitionsgütern kann dies stärker ausgeprägt sein.

- Hohe Lagerkosten sprechen für eine stärkere Ausrichtung auf eine Produktion auf Bestellung. Einerseits können infolge der modernen Informations- und Kommunikationstechnologien heutzutage Läger erheblich effizienter und somit auch kostengünstiger betrieben werden. Andererseits erlauben diese Technologien aber auch eine Just-in-time-Produktion, womit letztlich Lagerinvestitionen eingespart werden. Dies begünstigt eine zeitgenauere Produktion auf Bestellung.
- Für die Produktion auf Lager spricht, dass die Kunden nicht lange auf eine Lieferung warten müssen. Dies ist vorwiegend bei Massengütern und hoher Konkurrenz der Fall.

Abbildung 2

Intraindustrieller Strukturwandel in Deutschland

Veränderung des Anteils der Industriebereiche an der nominalen Bruttowertschöpfung des Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum 1991 bis 2008 in Prozentpunkten



Quellen: Statistisches Bundesamt; Institut der deutschen Wirtschaft Köln

Institut der deutschen
Wirtschaft Köln

Auf Branchenebene sind somit durchaus unterschiedliche Modelle vertreten (Erhard, 1971; Zarnowitz, 1973, 19 ff.), wobei auch hier im Zeitablauf Änderungen eintreten können. Abbildung 2 zeigt den intraindustriellen Strukturwandel in Deutschland im Zeitraum 1991 bis 2008. Demnach haben einerseits innerhalb des industriellen Branchengefüges vor allem der Maschinenbau, der Fahrzeugbau, die metallverarbeitende Industrie und die Chemieindustrie an Bedeutung gewonnen. Andererseits haben die Bereiche Textil, Bekleidung und Leder sowie Ernährung Anteile verloren. Während die Gewinner – hier vor allem der Maschinenbau – eher das Modell Produktion auf Bestellung anwenden, kommt bei den Bran-

chen mit rückläufigen Anteilen tendenziell das Modell Produktion auf Lager in Betracht. Zum Teil werden diese Wirtschaftszweige nicht mehr im Auftragseingangsindex erfasst. Zudem zeigt ein Blick auf das Niveau und die Veränderung der Gewichtungsstrukturen beim Produktions- und Auftragseingangsindex (Bald-Herbel, 2009) zum einen, dass in beiden Indices der Investitionsgütersektor an Bedeutung gewonnen hat. Zum anderen hat er beim Produktionsindex insgesamt nunmehr einen Anteil von 35,4 Prozent und am Verarbeitenden Gewerbe von gut 41 Prozent. Beim Auftragseingangsindex hat der Investitionsgütersektor sogar ein Gewicht von 55,5 Prozent am Verarbeitenden Gewerbe.

Es kann also festgehalten werden, dass sich eine größere Divergenz von Auftragseingängen und Produktion aus strukturellen Änderungen ergeben kann. Gewinnt der Unternehmenstyp Produktion auf Bestellung im Zeitablauf an Bedeutung, dann kann in dieser Übergangsphase die Dynamik der Auftragseingänge die Produktion überzeichnen. Verlagerungen innerhalb des industriellen Branchengefüges schränken vorübergehend die Aussagekraft der Auftragseingangsstatistik ein.

Zunehmende Arbeitsteilung

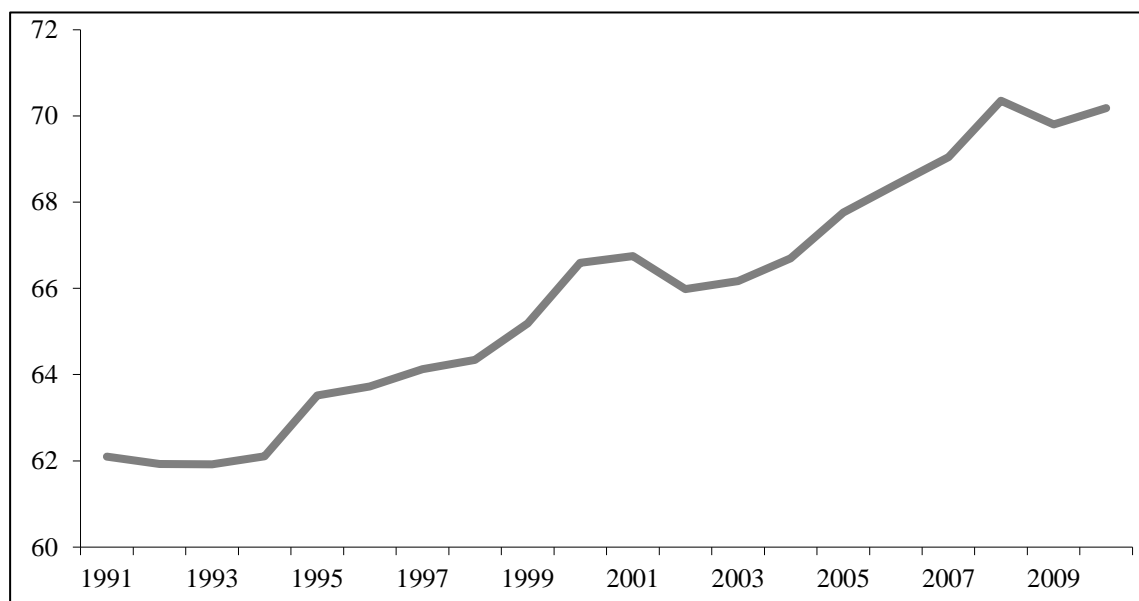
Gemäß der Definition des Statistischen Bundesamtes soll der Auftragseingangsindex den Wert aller im Berichtsmonat von den Betrieben mit 50 und mehr Beschäftigten fest akzeptierten Aufträge auf Lieferung selbst hergestellter oder in Lohnarbeit gefertigter Erzeugnisse darstellen (Bald-Herbel, 2009). Die Aussagekraft des Auftragseingangsindexes kann aber leiden, wenn sich die intersektorale und internationale Arbeitsteilung ändert. Werden zum Beispiel bei einem größeren Auftrag Teile als Unteraufträge an Unternehmen anderer Wirtschaftszweige vergeben, dann kann es zu einer Verfälschung der wirtschaftszweigsystematischen Zuordnung der Aufträge kommen (Glaab, 1994, 48; Lippe, 1996, 322). Der Auftragseingang eines bestimmten Wirtschaftszweigs wird im Meldemonat als künftige Produktion dieses Zweigs interpretiert. Werden aber Teile der anstehenden Produktion an Unternehmen anderer Wirtschaftszweige ausgelagert, dann wird die künftige Produktion des auslagernden Bereichs überzeichnet – sofern dieser keine Korrektur meldet oder die Korrektur nicht zutreffend zugeordnet werden kann. Werden Teilleistungen aus dem Verarbeitenden Gewerbe an Dienstleistungsunternehmen ausgelagert, dann kommt es zu einer divergierenden Entwicklung von Auftragseingang und Produktion in der Industrie. Bei Verlagerungen innerhalb der Industrie kann es zu Doppelzählungen bei den Aufträgen kommen. Ein Gleichklang von Aufträgen und Produktion entsteht auch dann nicht, wenn Aufträge eines Unternehmens eines bestimmten Wirtschaftszweigs zu einer Produktion an einem Auslandsstandort dieses Unternehmens führen und diese Verlagerung nicht bei der Meldung der Aufträge absehbar ist oder unberücksichtigt bleibt (Neumann, 1975). Die

Aussagekraft der Auftragseingangsstatistik hängt somit auch in starkem Maß von der Zuverlässigkeit und Genauigkeit der Meldungen ab.

Abbildung 3

Vorleistungsquoten der Industrie

Anteil der Vorleistungen am Produktionswert des Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland in Prozent



Quellen: Statistisches Bundesamt; Institut der deutschen Wirtschaft Köln



Ein zunehmendes Outsourcing – im Sinne einer intensiveren intersektoralen und internationalen Arbeitsteilung – kann somit die Güte der Auftragseingänge als Frühindikator für die Industrieproduktion vermindern. Abbildung 3 veranschaulicht die Entwicklung der Vorleistungsquote des Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland ab dem Jahr 1991. Die Vorleistungsquote kann als eine Messgröße für Outsourcing herangezogen werden (Grömling, 2010). Demnach war der Anteil der brancheneigenen und branchenfremden Vorleistungen am Produktionswert des Verarbeitenden Gewerbes in Deutschland im Jahr 2010 mit gut 70 Prozent um über 8 Prozentpunkte höher als Anfang der 1990er Jahre. Diese zunehmende Arbeitsteilung kann die Aussagekraft der Auftragseingänge beeinträchtigen, wobei es aber unterschiedliche Entwicklungsphasen gab:

- Von Mitte bis Ende der 1990er Jahre kam es zu groß angelegten Umstrukturierungen in der deutschen Industrie. Im Zeitraum vom Krisenjahr 1993 bis zum nächsten Krisenjahr 2001 stieg die Vorleistungsquote von knapp 62 auf knapp 67 Prozent an. Dieser konjunkturell eher positiv zu bewertende Zeitraum kann als eine Hochphase des industriellen Outsourcings in Deutschland bezeichnet werden. Neben den konjunkt-

rell bedingten Anreizen zur Auslagerung von Produktionsbestandteilen standen in dieser Phase vor allem strukturelle Argumente im Vordergrund (Grömling, 2010). Die Verschlechterung der industriellen Wettbewerbsfähigkeit in Deutschland und die besseren Möglichkeiten der Arbeitsteilung mit Zulieferern aus Osteuropa und Asien haben die Produktionsverlagerungen angetrieben.

- Während der konjunkturellen Stagnationsphase von 2001 bis 2005 war dagegen kein zunehmender Trend hin zu einer weiteren intersektoralen Arbeitsteilung zu beobachten. Kurzzeitig war die Vorleistungsquote sogar deutlich rückläufig. Offensichtlich wird in konjunkturell angespannten Zeiten ein Teil der vormals ausgelagerten Tätigkeiten wieder zurückverlagert, um die eigenen Kapazitäten besser auszulasten.
- Erst ab dem Jahr 2005 stieg die Vorleistungsquote des Verarbeitenden Gewerbes wieder deutlich bis auf den Rekordwert von gut 70 Prozent im Jahr 2008 an. Dies legt beim Blick auf die nominalen Vorleistungsquoten nahe, dass sich möglicherweise der Investitionsstau im Zeitraum 2001 bis 2004 und der lebhaftere Außenhandel ab 2005 in zunehmenden Kapazitätsengpässen niederschlugen, die schließlich einen steigenden Fremdbezug von Produktbestandteilen auslösten. Allerdings zeigt die Entwicklung der Vorleistungsquoten auf Basis preisbereinigter Werte, dass der Anstieg der Vorleistungsquote auf Basis nominaler Werte aus steigenden Vorleistungspreisen, vorwiegend aus steigenden Rohstoff- und Energiepreisen, resultierte (Grömling, 2010).
- Im Krisenjahr 2009 ging die Vorleistungsquote schließlich wieder zurück. Auch dies war eher auf rückläufige Vorleistungspreise zurückzuführen.

Der Auftragseingangsindex kann die Produktionsentwicklung überzeichnen, wenn Teile der Aufträge infolge von Produktionsverlagerungen in anderen Wirtschaftsbereichen oder an Auslandsstandorten produktionswirksam werden. Die Vorleistungsquote der deutschen Industrie ist in den vergangenen zwei Dekaden deutlich angestiegen. Dies war neben den konjunkturellen Einflüssen auch durch Restrukturierungen der Produktionsprozesse in den 1990er Jahren und danach durch ansteigende Energie- und Rohstoffpreise bedingt. Vor allem in konjunkturell guten Zeiten ist die Vorleistungsquote angestiegen, was dann eine Divergenz von Auftragseingängen und Produktion zur Folge hat. Dagegen zeigt sich in den konjunkturellen Schwächephase kein zunehmender Trend hin zum Outsourcing, was einen stärkeren Gleichlauf von Auftragseingängen und Produktion nach sich zieht.

Mehrfachbestellungen und Stornierungen

Ein enger Zusammenhang von Auftragseingängen, Produktion und Umsatz basiert auf der Annahme, dass die Bestellungen eine ernsthafte und verlässliche Willensbekundung und Kaufabsicht darstellen (Zarnowitz, 1973, 24 ff.). Die Aussagekraft der Auftragseingänge

als Produktionsindikator hängt somit auch von der Zuverlässigkeit der Bestellungen und vom Ausmaß der Stornierungen ab. Gleichung (7) muss demzufolge entsprechend umformuliert werden, wobei c den Stornierungen entspricht:

$$(15) \quad n_t - c_t - s_t = u_t - u_{t-1} = \Delta u_t.$$

Die Stornierungen sind somit auch wichtig für die richtige Erfassung der Auftragsbestände und deren Veränderung (Thull, 1970; Erhard, 1971, 608).

Zarnowitz (1973, 36) weist auf mehrere Gründe für Stornierungen hin. Aufträge werden zum Beispiel storniert, wenn der Kunde Vertragsmängel feststellt oder der Vertrag von dem Lieferanten nicht erfüllt wird. Von größerer Bedeutung in dem hier diskutierten Kontext sind allerdings die Argumente für Stornierungen, wonach diese nicht gleichmäßig anfallen, sondern mit der konjunkturellen Lage zusammenhängen:

1. Eine Bestellung wird wegen einer Verhaltensänderung des Kunden bei einer Verschlechterung der Geschäftserwartungen storniert. In diesem Fall verhalten sich die Stornierungen umgekehrt zum Konjunkturzyklus: Sie steigen im Abschwung an und gehen im Aufschwung zurück. Damit wäre die Aussagekraft der Auftragseingangsstatistik im Aufschwung wegen des niedrigeren Niveaus an Stornierungen besser als im Abschwung.
2. Stornierungen können auch die Korrektur von Mehrfachbestellungen darstellen. Mehrfachbestellungen oder „Luftaufträge“ (Thull, 1970, 270; Lippe, 1996, 321) erfolgen bei einer höheren Unsicherheit hinsichtlich der Produktionsfähigkeit des Lieferanten. Ein Beispiel hierfür ist eine zunehmende Rohstoffknappheit. Ein Nachfrager gibt bei einem solchen Angebotsproblem bei mehreren Unternehmen die gleiche Bestellung auf, um möglichst bald beliefert zu werden. Sobald die Lieferung durch ein Unternehmen erfolgt ist, werden die Aufträge bei den anderen Firmen storniert. Solche Mehrfachbestellungen treten in der Regel wegen der Lieferengpässe und Kapazitätsgrenzen stärker im Aufschwung und in Boom-Phasen auf. Entsprechend gibt es auch in konjunkturell besseren Zeiten mehr Stornierungen. Im Gegensatz zu Punkt 1 ergibt sich demnach eine positive Korrelation von Konjunkturzyklus und Stornierungen.

Werden Stornierungen nicht vollständig und adäquat erfasst, weil sie nicht zuverlässig von den Unternehmen gemeldet werden, gibt es offensichtlich Phasen, in denen es zu einer zunehmenden Divergenz der Auftragseingänge und der Produktion kommt. Die empirischen Befunde sprechen eher dafür, dass es in konjunkturell besseren Zeiten zu einer Überzeichnung der Produktion durch die Auftragseingänge kommt. Dies spricht für das zweite Ar-

gument, wonach es im Aufschwung offensichtlich zu Mehrfachbestellungen und zu einer nicht adäquaten Erfassung der Stornierungen kommt. Allerdings muss eingeräumt werden, dass dies in älteren Untersuchungen für Deutschland nicht bestätigt werden konnte (Thull, 1970).

Schlussbemerkung

Die empirische Literatur zu den Vorlaufeigenschaften von Konjunkturindikatoren beschränkt sich oftmals auf einen Prognosevergleich konkurrierender Indikatoren in einem festgelegten Prognosezeitraum mit dem Ziel, den Indikator mit den besten Prognoseeigenschaften zu finden. Eine Analyse, ob bestimmte Konjunkturindikatoren in den konjunkturellen Aufschwung- und Abschwungphasen bessere oder schlechtere Prognoseeigenschaften besitzen, steht nicht im Fokus vieler Untersuchungen. Darüber hinaus stehen die ökonomischen Gründe für die unterschiedlichen Vorhersageeigenschaften der verschiedenen Indikatoren oftmals im Hintergrund. Dies liegt auch an dem Mangel entsprechender ökonomischer Daten und an der nicht immer ausreichenden Zuverlässigkeit der Unternehmensmeldungen, auf deren Basis die Konjunkturindikatoren berechnet werden.

Literatur

Bald-Herbel, Christiane, 2009, Umstellung der Konjunkturindizes im Produzierenden Gewerbe auf Basis 2005, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 3, S. 223–231

Benner, Joachim / Meier, Carsten-Patrick, 2003, Prognosegüte alternativer Frühindikatoren für die Konjunktur in Deutschland, *Kieler Arbeitspapier*, Nr. 1139, Kiel

Breitung, Jörg / Jagodzinski, Doris, 2001, Prognoseeigenschaften alternativer Indikatoren für die Konjunkturentwicklung in Deutschland, in: *Konjunkturpolitik*, 47. Jg., Heft 4, S. 292–314

Carstensen, Kai / Wohlrabe, Klaus / Ziegler, Christina, 2011, Predictive Ability of Business Cycle Indicators under Test: A Case Study for the Euro Area Industrial Production, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, Vol. 231, Heft 1, S. 82–106

Carstensen, Kai / Henzel, Steffen / Mayr, Johannes / Wohlrabe, Klaus, 2009, IFOCAST: Methoden der ifo-Kurzfristprognose, in: *ifo Schnelldienst*, Vol. 62, Heft 23, S. 15–28

Deutsche Bundesbank, 2007, Auftragslage und Industrieproduktion: Wie aussagekräftig ist der Order-Capacity-Index?, in: *Monatsbericht* Februar, S. 54–55

Diebold, Francis X. / Mariano, Robert S., 1995, Comparing predictive accuracy, in: *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, Heft 3, S. 253–263

Elliott, Graham / Timmermann, Allan, 2008, Economic Forecasting, in: *Journal of Economic Literature*, Vol. 46, Heft 1, S. 3–56

Erhard, Ulrich, 1971, Zur Aussage des Index über den Auftragsbestand in der Industrie, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 10, S. 605–608

- Giacomini, Raffaella / White, Halbert, 2006, Test of Conditional Predictive Ability, in: *Econometrica*, Vol. 74, Heft 6, S. 1545–1578
- Glaab, Peter, 1994, Produktion und Auftragseingang als Konjunkturindikatoren, Probleme einer sachgerechten Messung und Deutung, in: *Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv*, Heft 28, S. 35–53
- Grömling, Michael, 2001, Produktivitätstrends der 90er-Jahre, statistische Überzeichnung dämpft New Economy Hoffnungen, in: *IW-Trends*, 28. Jg., Nr. 2, S. 21–37
- Grömling, Michael, 2010, Makroökonomische Daten zur Messung von Outsourcing, in: *ASTa – Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv*, Vol. 4, Heft 2, S. 185–199
- Knetsch, Thomas / Reimers, Hans-Eggert, 2009, Dealing with Benchmark Revisions in Real-Time Data: The Case of German Production and Order Statistics, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71, Nr. 2, S. 209–235
- Lippe, Peter von der, 1996, *Wirtschaftsstatistik*, Stuttgart
- Neumann, Jutta, 1975, Zur Problematik der Statistik über den Auftragseingang in der Industrie, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 11, S. 723–727
- Pilat, Dirk / Wölfl, Anita, 2005, Measuring the interaction between manufacturing and services, OECD STI Working Paper, Nr. 2005/5, Paris
- Thull, Karl-Heinz, 1970, Bemerkungen zum Einfluss der Annullierungen auf die Aussagekraft der mit dem Auftragseingangsindex verbundenen Frühindikatoren, in: *Allgemeines Statistisches Archiv*, Bd. 54, Heft 3, S. 269–275
- Wiechers, Ralph / Werner, Michael, 2011, Der Maschinen- und Anlagenbau und seine Teilbranchen im Konjunkturzyklus, in: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium (WiSt)*, 40. Jg., Heft 2, S. 91–95
- Zarnowitz, Victor, 1973, The relationships between new orders, production, and shipments, in: Zarnowitz, Victor (Hrsg.), *Orders, Production, and Investment: A Cyclical and Structural Analysis*, Washington D.C., S. 7–69

The Predictive Accuracy of German Manufacturing Orders

During the economic boom from 2005 to 2008 Germany's manufacturing industry saw an uncoupling of incoming orders and production that was unobserved during as well as after the recession. This brings up the question whether the characteristics of incoming orders changed during the business cycle and, if yes, how to explain this phenomenon. The analysis shows that orders lost some of their predictive accuracy during the boom but regained it during and after the crisis. This contradictory development could be explained by variations in the order and cancellation behavior, different outsourcing activities of companies during the business cycle and, last but not least, a reshuffling within the manufacturing sector.

IW-Trends – Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung
aus dem Institut der deutschen Wirtschaft Köln, 38. Jahrgang, Heft 3/2011; ISSN 0941-6838.
Rechte für den Nachdruck oder die elektronische Verwertung erhalten Sie über lizenzen@iwkoeln.de,
die erforderlichen Rechte für elektronische Pressespiegel unter www.pressemonitor.de
© 2011, IW Medien GmbH, Köln; DOI: 10.2373/1864-810X.11-03-01