

Der wichtigste Frühindikator der deutschen Konjunktur ist das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft. Mit einem Markov-Switching-Modell können die monatlichen Veränderungen des Geschäftsklimas in Wahrscheinlichkeiten für die beiden konjunkturellen Regime »Expansion« bzw. »Kontraktion« umgesetzt werden. Diese Wahrscheinlichkeiten – abgebildet in der ifo Konjunkturampel – liefern für die Früherkennung konjunktureller Wendepunkte wichtige Informationen. Die Umstellung der Saisonbereinigung des ifo Geschäftsklimas vom bisherigen hausinternen ASA-II-Verfahren auf das international bekannte Census-X-13ARIMA-SEATS-Verfahren machte auch eine Neuberechnung der ifo Konjunkturampel erforderlich. Der vorliegende Beitrag präsentiert Methodik und Ergebnisse.

Die frühzeitige Prognose von zyklischen Wendepunkten, d.h. von Richtungsänderungen in der wirtschaftlichen Entwicklung, ist erfahrungsgemäß besonders schwierig. Sie ist eine Domäne der Frühindikatoren. Die Richtungsänderung eines Frühindikators dient als Signal für einen bevorstehenden Wechsel im konjunkturellen Regime (hier: »Expansion« oder »Kontraktion«) und damit für einen Wendepunkt. Um aber nicht unnötig viele Wendepunktsignale zu generieren, wird in der Praxis nicht jede Richtungsänderung eines Frühindikators bereits als hinreichend valides Signal gewertet. Vielfach wird sich hierbei auf automatisierte Regeln gestützt. Nach der besonders prominenten »Dreimal-Regel« wird z.B. erst dann ein Wendepunkt signalisiert, wenn der Frühindikator dreimal in Folge in eine neue Richtung zeigt (vgl. Nierhaus und Abberger 2014).

Alternativ dazu kann aber auch das *numerische Ausmaß der Richtungsänderung* als Entscheidungskriterium dienen. Ist die Änderung des Indikators von einer Periode zur nächsten hinreichend groß, so wird nach diesem Ansatz ein Wendepunkt signalisiert, andernfalls verbleibt man im bisherigen Regime. Für diese nichttriviale Entscheidung, die im Ermessen des Konjunkturanalytikers liegt, können *Markov-Switching-Modelle (MS-Modelle)* wichtige Informationen liefern. Durch MS-Modelle können die Änderungen eines Frühindikators in Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten für konjunkturelle Regime (z.B. Expansion oder Kontraktion) umgesetzt werden (vgl. Hamilton 1989). Befindet sich die Wirtschaft z.B. in einer Expan-

sionsphase, so kann ein sinkender Frühindikator noch im üblichen Schwankungsbereich liegen und daher im Einklang mit der Phase Expansion stehen. Er kann aber auch einen Regimewechsel anzeigen, nämlich hin zu Kontraktion. Genau für diese Entscheidung soll das MS-Modell Hilfestellung leisten.

Im Folgenden soll auf die Vorlaufeigenschaften des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft an Wendepunkten der deutschen Konjunktur auf vierteljährlicher Basis eingegangen werden. Anschließend wird das ifo Geschäftsklima mit einem MS-Ansatz modelliert und das Signalverhalten vor konjunkturellen Wendepunkten auf Monatsbasis untersucht.

ifo Geschäftsklima und konjunkturelle Wendepunkte

Ein einschlägiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft. Es wird als geometrischer Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« ermittelt. Die beiden Klimakomponenten spiegeln die gegenwärtige Situation (die Geschäftslage ist in konjunktureller Hinsicht gut/befriedigend/schlecht), und die Aussichten (die Geschäftslage wird eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) der im Konjunkturtest (KT) befragten Unternehmen wider. Im Januar 2015 wurde die Saisonbereinigung des ifo Geschäftsklimas und anderer Konjunkturtestergebnisse vom bisherigen hausinternen ASA-II-Verfahren (vgl. Goldrian 1973; 1993) auf das international bekannte Census-X-13ARIMA-SEATS-Ver-

* Dr. Klaus Abberger ist Bereichsleiter Konjunkturumfragen an der KOF Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich.

fahren (vgl. US Bureau of the Census 2013) umgestellt, um die Vergleichbarkeit und Kongruenz der KT-Ergebnisse mit den saisonbereinigten Reihen der amtlichen deutschen Statistik zu erhöhen (vgl. Henzel 2015). Seither werden die saisonbereinigten KT-Reihen ohne Witterungsberichtigung ausgewiesen. Dagegen werden KT-Variable, die wie die Geschäftslage der Unternehmen signifikante Arbeitstageeffekte aufweisen, einer zusätzlichen arbeitstäglichen Bereinigung unterzogen (vgl. Sauer und Wohlrabe 2015).

Zur Beurteilung der Vorlaufeigenschaften des ifo Geschäftsklimas an konjunkturellen Wendepunkten muss eine Referenzreihe aus der amtlichen Statistik ausgewählt werden. Als gesamtwirtschaftliche Vergleichsreihe wird die zyklische Komponente des vierteljährlichen saison- und kalenderbereinigten realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) herangezogen. Das Bruttoinlandsprodukt ist das umfassendste aggregierte Maß für die wirtschaftliche Leistung einer Volkswirtschaft. Zur Trendbereinigung des saisonbereinigten realen BIP wurde der Hodrick-Prescott-Filter mit dem für Quartalsdaten üblichen Parameterwert $\lambda = 1\,600$ eingesetzt. Die in der Reihe verbliebenen Irregularitäten wurden durch eine zusätzliche HP-Filterung mit dem Parameterwert $\lambda = 1$ ausgeschaltet. Der HP-Filter wird damit als Bandpass-Filter eingesetzt (vgl. Artis, Marcellino und Proietti 2003). Zur Erhöhung der Stabilität der Ergebnisse am aktuellen Rand wurde die HP-Filterung für den Zeitraum Q1/1991 bis Q4/2015 durchgeführt, wobei sich die Quartalsschätzungen 2015 an der ifo Dezemberprognose 2014 orientieren.

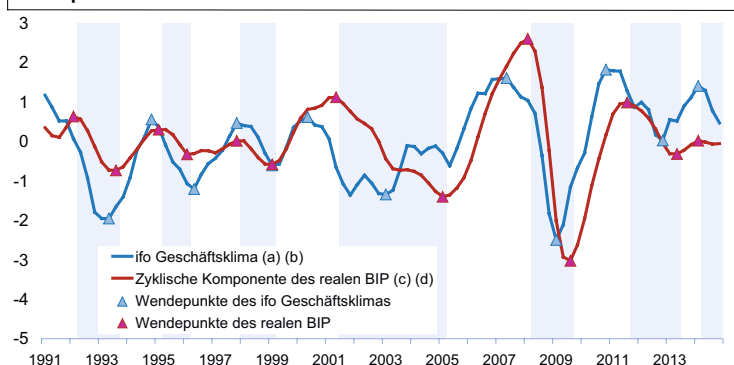
Die Klassifizierung der Wendepunktsignale aus dem ifo Konjunkturtest erfolgt anhand der am 26. Januar 2015 vom ifo Institut veröffentlichten saison- und kalenderbereinigten Zeitreihe des Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft. Es handelt sich daher nicht um eine sogenannte Echtzeitanalyse, bei der die zu den jeweiligen Zeitpunkten publizierten Daten verwendet werden. Zwar werden die Befragungsergebnisse der ifo Konjunkturumfragen in der Regel nicht revidiert, doch kann insbesondere die statistische Bereinigung um Saisonmuster zu nachträglichen Veränderungen der saisonbereinigten Zeitreihe führen. Bei dem vom ifo Institut eingesetzten Saisonbereinigungsverfahrens Census X-13ARIMA-SEATS sind die saisonbereinigungsbedingten Revisionen jedoch sehr gering (vgl. Sauer und Wohlrabe 2015, S: 39 f.). Daher wird im Folgenden die aktuelle Zeitreihe des ifo Geschäftsklimas verwendet und auf eine strikte Echtzeitanalyse über konsekutiv berechnete monatliche Klimawerte verzichtet. Wenn im Folgenden daher Echtzeitbedingungen genannt sind, ist dies im Sinne von Pseudoechtzeit zu verstehen, da für die genannten Schätzungen zwar nur die zu einem Zeitpunkt verfügbare Informationsmenge

verwendet wird, aber nicht die zu diesem Zeitpunkt publizierten Daten.

Abbildung 1 zeigt, dass das mittels Census X-13ARIMA-SEATS saisonbereinigte ifo Geschäftsklima, zu Quartalsdurchschnitten aggregiert, mit der zyklischen Komponente des saisonbereinigten realen BIP korreliert. Über alle Datenpunkte hinweg gerechnet, ergibt sich der engste Zusammenhang des ifo Geschäftsklimas bei einem Vorlauf von zwei Quartalen; die Korrelation – gemessen am Maximum des Korrelationskoeffizienten – beträgt 0,68. In der Praxis der Konjunkturanalyse ist zu beachten, dass zu dem durchschnittlichen Vorlauf des ifo Geschäftsklimas noch ein weiterer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzukommt: Die ifo-Ergebnisse für das abgelaufene Quartal sind zwei Monate vor den amtlichen BIP-Daten bekannt. Zudem unterliegen sie keinen nennenswerten Revisionen. Bei den ersten Veröffentlichungen des BIP durch das Statistische Bundesamt ist die amtliche Datengrundlage jedoch noch unvollständig. Die Ergebnisse werden deshalb mehrmals überarbeitet, endgültige Ergebnisse liegen erst nach vier Jahren vor.

Die blauen Flächen in Abbildung 1 zeigen die nach Bry-Boschan (BB) datierten Kontraktionsphasen des gefilterten vierteljährlichen realen BIP. Der am amerikanischen National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelte BB-Datierungsalgorithmus liefert nach einer sequentiellen Entscheidungsregel eine komplette Datierung konjunktureller Hoch- und Tiefpunkte (vgl. Bry und Boschan 1971). Nach dem BB-Verfahren gibt es im Zeitraum 1991 bis 2014 insgesamt sechs Kontraktionsphasen (Zeitspanne vom oberen Wendepunkt bis zum darauf folgenden unteren), nämlich von Q1/1992 bis Q3/1993, von Q1/1995 bis Q1/1996, von Q4/1997 bis Q1/1999, von Q1/2001 bis Q1/2005, von Q1/2008 bis Q3/2009 sowie von Q3/2011 bis Q2/2013. Eine Kontraktionsphase (Spanne vom oberen Wendepunkt zum darauf folgenden unteren, blau hinterlegte Flächen in

Abb. 1
Wendepunkte der deutschen Konjunktur, ifo Geschäftsklima und zyklische Komponente des realen BIP



(a) Gewerbliche Wirtschaft: Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.
(b) Saisonbereinigt mit Census X-13ARIMA-SEATS. (c) Zweiseitiger HP-Filter. (d) Standardisierte Werte.

Blaue Flächen: Datierte Kontraktionsphasen des gefilterten realen BIP.

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

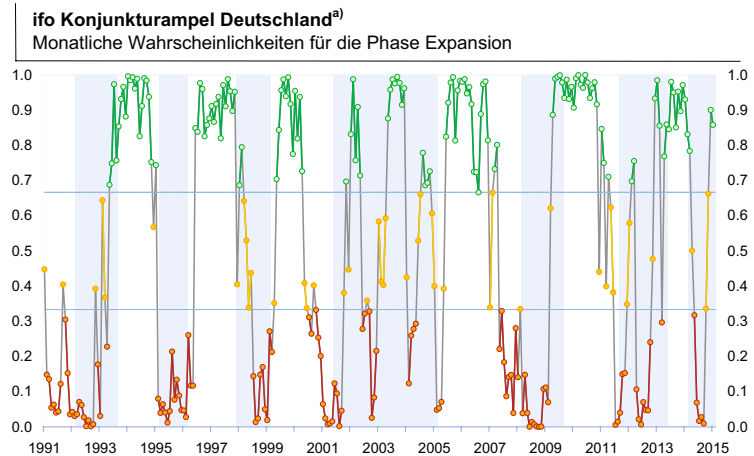
Abb. 1) beträgt durchschnittlich 7,2 Quartale, eine Expansionsphase (Spanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden oberen) 7,7 Quartale. Die Dauer eines Wachstumszyklus, gemessen an der durchschnittlichen Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen Wendepunkten, beläuft sich auf 15,2 Quartale; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkten, auf 16,5 Quartale.

Der bereits rein optisch sichtbare Vorlauf des ifo Geschäftsklimas an den meisten datierten Wendepunkten (vgl. Abb. 1) kann auf seine statistische Signifikanz hin überprüft werden. Da die Anzahl der Konjunkturzyklen in den betrachteten Zeitreihen nicht sehr groß ist, sind allerdings die üblichen parametrischen Testverfahren, wie etwa der t-Test, ungeeignet. Diese Tests setzen entweder starke Annahmen an die Verteilung der Daten voraus oder lassen sich nur für große Stichproben durch asymptotische Eigenschaften rechtfertigen. Die Signifikanz des Vorlaufs lässt sich aber alternativ über nichtparametrische Testverfahren bestimmen, die für die vorliegende, relativ kleine Zahl von Wendepunkten geeigneter sind. Aus dieser Klasse von Verfahren wird hier der Banerji-Test eingesetzt, der nicht die Vorgabe oder Herleitung einer analytischen Verteilungsfunktion für die Teststatistik unter der Nullhypothese erfordert. Wird mit diesem Verfahren die Nullhypothese, dass das ifo Geschäftsklima einen Vorlauf von null Quartalen besitzt (also gleichlaufend ist) gegen die einseitige Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als null Quartale ist (das Geschäftsklima also ein vorlaufender Indikator ist) getestet, resultiert ein p-Wert kleiner als 0,01. Damit kann die Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese zu den üblichen Signifikanzniveaus (0,1; 0,05; 0,01) verworfen werden. Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft kann demnach als ein vorlaufender Indikator an konjunkturellen Wendepunkten klassifiziert werden. Die über diese Aussage hinaus gehende Nullhypothese, dass der Vorlauf des Geschäftsklimas ein Quartal beträgt versus der Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als ein Quartal ist, kann zu den gängigen Signifikanzniveaus nicht abgelehnt werden (vgl. Abberger und Nierhaus 2012, S. 223; Banerji 2000).

Markov-Switching und ifo Geschäftsklima

Für die Konjunkturanalyse ist die frühzeitige Erkennung von Wendepunkten besonders wichtig. Hier können die Schätzergebnisse von Markov-Switching-Modellen wichtige Informationen liefern. Bei dieser Modellklasse hängen die Parameter von stochastischen Regimevariablen ab. Ein lineares Modell wird bei diesem Ansatz dadurch flexibler, dass die

Abb. 2



^{a)} Gewerbliche Wirtschaft: Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel.

Blaue Flächen: Datierte Kontraktionsphasen des gefilterten realen BIP (zweiseitiger HP-Filter).

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

Parameter unterschiedliche Werte annehmen können, je nachdem, in welchem Regime sich die Zeitreihe befindet. Dadurch kann bei der Modellierung berücksichtigt werden, dass die Dynamik über die Zeit variiert.

Im Folgenden werden die ersten Differenzen des saisonbereinigten ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft mit einem Markov-Switching-Ansatz modelliert (vgl. Abberger und Nierhaus 2008; 2010). Um soweit wie möglich Echtzeitbedingungen zu simulieren, wird das MS-Modell auf Monatsbasis geschätzt. Abbildung 2 präsentiert die gefilterten Regimewahrscheinlichkeiten für den Zeitraum 1991 bis Februar 2015 (*ifo Konjunkturampel*).¹ Für die konjunkturelle Klassifikation der geschätzten Wahrscheinlichkeiten sind allerdings noch Regeln aufzustellen. Eine einfache symmetrische Klassifikationsregel besteht darin, dann von Expansion (Kontraktion) zu sprechen, wenn die entsprechenden Regime-Wahrscheinlichkeiten größer (kleiner) als 50% sind. Hier wird eine, empirisch motivierte Regel verwendet: Expansionsphasen liegen dann vor, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeiten hierfür größer als zwei Drittel sind. Umgekehrt liegt eine Kontraktionsphase vor, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeit hierfür größer als zwei Drittel ist. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln wird von einer Situation hoher Unsicherheit ausgegangen, und es erfolgt keine konjunkturelle Klassifizierung. Signale für konjunkturelle Wendepunkte finden sich schließlich dort, wo die Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phasen Aufschwung/Abschwung zum ersten Mal die Zwei-Drittel-Marke überschreiten. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln erfolgt keine konjunkturelle

¹ Für die Schätzung der gefilterten Regime-Wahrscheinlichkeiten des ifo Geschäftsklimas und für den Banerji-Test auf Vorlauf an datierten Wendepunkten des realen BIP wurden die Softwaretools Grocer (Version 1.53) und Scilab (Version 5.3.3) benutzt. Grocer kann unter <http://dubois.ensae.net/grocer.html> bezogen werden und ist eine Kontribution zum Programmpaket Scilab (<http://scilab.org>).

Tab. 1
Wendepunkte der deutschen Konjunktur^{a)} und Wendepunktsignale des MS-Modells

| Untere Wendepunkte ^{b)} des Geschäftsklimas | Wendepunktsignal | Untere Wendepunkte ^{c)} des realen BIP | Obere Wendepunkte ^{b)} des Geschäftsklimas | Wendepunktsignal | Obere Wendepunkte ^{c)} des realen BIP |
|------------------------------------------------------|-------------------------|-------------------------------------------------|-----------------------------------------------------|-------------------------|------------------------------------------------|
| | MS-Modell ^{d)} | | | MS-Modell ^{d)} | |
| – | – | – | – | März 1991 | Q1/1992 |
| Q2/1993 | Juni 1993 | Q3/1993 | Q4/1994 | März 1995 | Q1/1995 |
| Q2/1996 | Juli 1996 | Q1/1996 | Q4/1997 | Aug. 1998 | Q4/1997 |
| Q1/1999 | Juni 1999 | Q1/1999 | Q2/2000 | Aug. 2000 | Q2/2001 |
| Q1/2003 | Juli 2005 | Q1/2005 | Q2/2007 | Juni 2007 | Q1/2008 |
| Q1/2009 | Mai 2009 | Q3/2009 | Q4/2010 | Aug. 2011 | Q3/2011 |
| Q4/2012 | Jan 2013 | Q2/2013 | Q1/2014 | Juni 2014 | Q1/2014 |

^{a)} Zyklische Komponente des realen BIP (2010 = 100). – ^{b)} Wendepunkte des ifo Geschäftsklimas für die gewerbliche Wirtschaft, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren. – ^{c)} Wendepunkte der zyklischen Komponente des realen BIP, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren. – ^{d)} Fettgedruckte Zahlen: Wendepunktsignale des MS-Modells mit Vorlauf gegenüber dem realen BIP (einschl. technischem Vorlauf).

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

Klassifizierung und damit auch kein Wendepunktsignal (vgl. Abberger und Nierhaus 2008, S. 29).

Anzumerken ist, dass MS-Modelle Schätzungen für die sogenannten *geglätteten Wahrscheinlichkeiten* und die *gefilterten Wahrscheinlichkeiten* ermöglichen. Diese beiden Wahrscheinlichkeiten unterscheiden sich in der Informationsmenge, die bei der jeweiligen Schätzung berücksichtigt wird. Für die geglätteten Wahrscheinlichkeiten geht jeweils die gesamte Informationsmenge über den Indikator, d.h. die gesamte Zeitreihe, ein. Somit werden für die Schätzung dieser Wahrscheinlichkeit zu einem bestimmten Zeitpunkt auch die vorhandenen folgenden Zeitreihenwerte verwendet. Dagegen wird bei den gefilterten Wahrscheinlichkeiten nur auf die bis zu einem Zeitpunkt vorliegende Informationsmenge fokussiert. Diese gefilterten Wahrscheinlichkeiten sind unter Echtzeitaspekten besonders interessant. Im vorliegenden Aufsatz werden daher die gefilterten Wahrscheinlichkeiten verwendet (vgl. Nierhaus und Abberger 2014, S. 23).

In 133 (oder 46,0%) Fällen signalisiert die ifo Konjunkturampel im Zeitraum Januar 1991 bis Februar 2015 »Expansion«, in 114 (oder 39,4%) Fällen »Kontraktion« und nur in 42 (oder 14,5%) Fällen »Indifferenz«. Die Trennschärfe hinsichtlich der beiden Konjunkturphasen in dieser Zeitspanne ist damit noch etwas höher als bei der bisherigen Ampel, die auf Testergebnissen beruhte, die mit ASA-II saisonbereinigt worden sind. Die über die geschätzten Regime-Wahrscheinlichkeiten ermittelten Wendepunktsignale haben zum Teil einen beachtlichen Vorlauf gegenüber den datierten Expansions- bzw. Konjunkturphasen des gefilterten vierteljährlichen BIP (vgl. Abb. 2 und Tab. 1). Der MS-Ansatz vermag zwei Drittel der unteren Wendepunkte im Untersuchungszeitraum zu signalisieren (nämlich die Wendepunkte in Q3/1993, Q1/1999, Q3/2009 und Q2/2013). Noch etwas besser schneidet der MS-Ansatz an den oberen Wendepunkten aus: Hier werden sogar sechs von insgesamt sieben Wendepunkten mit teilweise beachtlichem Vorlauf signalisiert, lediglich der obere Wendepunkt im vierten Quartal 1997 wird

vom geschätzten MS-Modell verspätet angezeigt. Die Länge der Warnphase für jeden einzelnen Wendepunkt wird hier endogen über das Bry-Boschan-Verfahren bestimmt. Die Warnphase beginnt mit dem über den Datierungsalgorithmus gefundenen Wendepunkt des ifo Geschäftsklimas und endet ein Quartal nach dem dazu korrespondierenden Wendepunkt der zyklischen Komponente des realen BIP, was dem technischen Vorlauf der Indikatorreihe Rechnung trägt.² Für den BIP-Wendepunkt Q1/1992, für den im Untersuchungszeitraum kein korrespondierender Klimawendepunkt existiert, ist der MS-Schätzwert von März 1991 als valides Wendepunktsignal gewertet worden.

Aufgrund des monatlichen Schätzansatzes identifiziert die ifo Konjunkturampel allerdings nicht nur den vergleichsweise niederfrequenten BIP-Wachstumszyklus, sondern zeigt auch etwas höherfrequente Schwingungen bis hin zu konjunkturellen Sonderentwicklungen. Ein Beispiel hierfür ist die vergleichsweise volatile Entwicklung der Regime-Wahrscheinlichkeiten in den Jahren 2001 bis 2005. Sie ist zum einen die Folge der in diesen Jahren aufgetretenen Schocks und Unsicherheiten. So fallen in diesen Zeitraum der Terroranschlag vom 11. September 2001 in den USA und die Eskalation des Irakkonflikts in eine offene militärische Auseinandersetzung im Jahr 2003. Zum anderen ist sie Folge sektoraler Sonderkonjunkturen.

Das einmalige rote Alarmsignal der Konjunkturampel im April 2013 dürfte auf besondere Unsicherheiten in der Wirtschaft über den Fortgang der europäischen Schuldenkrise zurückzuführen sein (vgl. Carstensen et al. 2013, S. 39). So kam es im Zuge der Implementierung des Rettungspakets für Zypern erstmals zu einer umfangreichen Gläubigerbeteiligung bei der Abwicklung einer Geschäftsbank.

Besonders interessant sind im Kontext unterjähriger Sonderentwicklungen auch die Ergebnisse des vergangenen

² Zu diesem Vorgehen vgl. Nierhaus und Abberger (2014, S. 23 f.).

Jahres. Der ifo Geschäftsklimaindex war im Februar 2014 erstmals gesunken, zuvor hatte er sich vier Mal in Folge verbessert. Im März setzte sich der Rückgang vor dem Hintergrund der neu aufgeflammt Russland-Ukraine-Krise fort. Zwar sanken parallel dazu auch die Wahrscheinlichkeiten für die Phase Expansion, der Rückgang war aber noch nicht groß genug, um bereits einen Regimewechsel zu signalisieren. Im April 2014 stand die ifo Konjunkturampel letztmalig auf grün, die Aufschwungswahrscheinlichkeit betrug noch 78%. Im Mai sprang die Ampel erstmalig auf gelb, im Juni dann auf rot. Die Expansionswahrscheinlichkeit betrug im Juni nur noch 32%; die (Gegen-)Wahrscheinlichkeit für Kontraktion lag folglich bereits bei 68%. Das konjunkturelle Regime hatte damit gewechselt. Das ifo Institut (2014) kommentierte in seiner monatlichen Presseerklärung zum Geschäftsklima: »Die deutsche Wirtschaft befürchtet mögliche Auswirkungen der Krisen in der Ukraine und im Irak«.

In den Sommermonaten 2014 war der ifo Geschäftsklimaindex weiter rückläufig, im Oktober erreichte die Regime-Wahrscheinlichkeit für eine kontraktive Wirtschaftsentwicklung den Spitzenwert von 99%. Im November trat dann aber mit dem starken Rückgang der Ölpreise bei den Unternehmensmeldungen ein bemerkenswerter Stimmungsumschwung ein. Die aktuelle Geschäftslage wurde von den Unternehmen etwas besser bewertet als im Vormonat. Auch die Geschäftsaussichten für die kommenden Monate hellten sich auf. Die Konjunkturampel sprang von rot auf gelb. Im Januar 2015 wurde, unterstützt durch die deutliche Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar, die Grünphase wieder erreicht. Zeitgleich meldeten die im Rahmen des ifo Konjunkturtests befragten Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes eine gestiegene Kapazitätsauslastung, saisonbereinigt lag der Auslastungsgrad um 0,4 Prozentpunkte über dem Wert vom Oktober 2014. Der längerfristige Durchschnittswert wurde damit um 1¼ Prozentpunkte übertroffen.

Fazit

Das ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft kann mit einem Markov-Switching-Ansatz modelliert werden. Die monatlichen Regime-Wahrscheinlichkeiten – abgebildet in der ifo Konjunkturampel – stellen für die Interpretation des Frühindikators Geschäftsklima eine interessante zusätzliche Information dar. Denn die Bewegung des ifo Geschäftsklimas wird durch das MS-Modell in Wahrscheinlichkeiten für die beiden konjunkturellen Regime Expansion bzw. Kontraktion umgesetzt, zeitnahe Wendepunktsprognosen für die Gesamtwirtschaft sind möglich. So wurde etwa der obere Wendepunkt der zyklischen Komponente des realen BIP im dritten Quartal 2011 vom ifo Institut im Herbst des gleichen Jahres kontemporär diagnostiziert: »Die hier präsentierten

neuen Ergebnisse der ifo Konjunkturampel zeigen, dass die deutsche Wirtschaft im dritten Quartal 2011 einen oberen konjunkturellen Wendepunkt durchlaufen haben dürfte.« (Abberger und Nierhaus 2011, S. 38).

Die Umstellung der Saisonbereinigung des ifo Geschäftsklimas vom bisherigen hausinternen ASA-II-Verfahren auf das international bekannte Census-X-13ARIMA-SEATS-Verfahren machte auch eine Neuberechnung der ifo Konjunkturampel erforderlich. Die Ergebnisse zeigen, dass die deutsche Wirtschaft im Sommerhalbjahr 2014 in eine ausgeprägte konjunkturelle Schwächephase durchlaufen hat. Folgerichtig ist die zyklische Komponente des realen BIP in diesem Zeitraum nicht gestiegen, sondern hat leicht nachgegeben. Die seit November wieder positiven Umfragedaten sowie die guten Ergebnisse der amtlichen Inlandsproduktberechnung für das vierte Quartal 2014 zeigen, dass, befördert durch gesunkene Ölpreise und den niedriger bewerteten Euro, die deutsche Wirtschaft die Wende hin zum besseren geschafft hat. Die geopolitischen Risiken für den weiteren Fortgang der Konjunktur bleiben aber weiter hoch.

Literatur

- Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Markov-Switching und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 61(10), 25–30.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2010), »Markov Switching and the Ifo Business Climate: the Ifo Business Cycle Traffic Lights«, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 7(2), 1–13.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2011), »Die aktuelle Wirtschaftsentwicklung im Lichte der ifo Konjunkturampel«, *ifo Schnelldienst* 64(22), 36–38.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2012), »40 Jahre ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft: Ein zuverlässiger Indikator für die Konjunkturentwicklung in Deutschland«, in: A. Wagner und U. Heilemann (Hrsg.), *Empirische Makroökonomik und mehr, Festschrift zum 80. Geburtstag von Karl Heinrich Oppenländer*, Lucius und Lucius, Stuttgart, 211–228.
- Artis, M., M. Marcellino und T. Proietti (2003), »Dating the Euro Area Business Cycle«, C.E.P.R. Discussion Paper No. 3696.
- Banerji, A. (2000), »The Lead Profile and Other Non-Parametric Tools to Evaluate Survey Series as Leading Indicators«, in: K. H. Oppenländer, G. Poser und B. Schips (Hrsg.), *Use of Survey Data for Industry, Research and Economic Policy*, Ashgate, Aldershot, 27–41.
- Bry, G. und C. Boschan (1971), »Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs«, NBER Technical Paper, Nr. 20, Cambridge, MA.
- Carstensen, K., W. Nierhaus, T.O. Berg, Chr. Breuer, Chr. Grimme, St. Henzel, A. Hristov, N. Hristov, M. Kleemann, W. Meister, J. Plenk, L. Salzmann, K. Wohlrabe, A. Wolf, T. Wollmershäuser und P. Zorn (2013), »ifo Konjunkturprognose 2013/2014: Günstige Perspektiven für die deutsche Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 66(13), 17–64.
- Goldrian, G. (1973), »Eine neue Version des ASA-II Verfahrens zur Saisonbereinigung von wirtschaftlichen Zeitreihen«, *Wirtschaftskonjunktur* 25(4), 26–32.
- Goldrian, G. (1993), »Erweiterungen und Verbesserung des Saisonbereinigungsverfahrens ASA-II«, ifo Diskussionsbeiträge Nr. 10, München.
- Hamilton, J. (1989), »A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time-Series and the Business Cycle«, *Econometrica* 57(2), 357–384.

Henzel, S. (2015), »Prognosekraft des ifo Konjunkturtests – Einfluss der neuen Saisonbereinigung mit X-13ARIMA-SEATS«, *ifo Schnelldienst* 68(1), 59–63.

ifo Institut (2014), »ifo Geschäftsklima Deutschland, Ergebnisse des ifo Konjunkturtests im Juni 2014«, Presseinformation für das ifo Geschäftsklima und den ifo Konjunkturtest Dienstleistungen, verfügbar unter: <http://www.cesifo-group.de/de/ifoHome/facts/Survey-Results/Business-Climate/Geschaeftsklima-Archiv/2014/Geschaeftsklima-20140624.html>.

Nierhaus, W. und K. Abberger (2014), »Zur Prognose von konjunkturellen Wendepunkten: Dreimal-Regel versus Markov-Switching«, *ifo Schnelldienst* 67(16), 21–25.

Sauer, S. und K. Wohlrabe (2015), »Die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest – Umstellung auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren«, *ifo Schnelldienst* 68(1), 32–42.

U.S. Bureau of the Census (2013), *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*, Version 1.0, Washington, D.C.