

## 9.4 Konjunkturelle Wendepunkte und die ifo Konjunkturampel

KLAUS ABBERGER UND WOLFGANG NIERHAUS

### Problemaufriss

Die Prognose von zyklischen Wendepunkten, d.h. von Richtungsänderungen in der konjunkturellen 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 dazu auf *regelgestützte Entscheidungskriterien* abgestellt, die eine Selektion der empirisch beobachteten Richtungsänderungen vornehmen. Nach der bekannten „*Dreimal-Regel*“ wird z.B. erst dann ein konjunktureller Wendepunkt signalisiert, wenn ein Frühindikator *dreimal in Folge* in eine neue Richtung gezeigt hat (vgl. Abberger und Nierhaus 2014, Vaccara und Zarnowitz 1978). Alternativ dazu kann aber auch das *numerische Ausmaß* der Richtungsänderung eines Indikators als Entscheidungskriterium dienen. Ist die Änderung des Indikators hinreichend groß, so wird nach diesem Kriterium ein konjunktureller Wendepunkt signalisiert, andernfalls verbleibt man im bisherigen Regime. Für diese nichttriviale Entscheidung vermögen *Markov-Switching-Modelle (MS-Modelle)* wichtige Informationen zu liefern. Durch MS-Modelle können Änderungen eines Frühindikators in Echtzeit-Wahrscheinlichkeiten für konjunkturelle Regime umgesetzt werden (vgl. Hamilton 1989). Befindet sich die Wirtschaft z.B. in einer Expansionsphase, so kann ein aktueller Rückgang des Frühindikators noch im üblichen Schwankungsbereich liegen und daher im Einklang mit der Phase „*Expansion*“ stehen. Er kann aber auch „*groß genug*“ sein, um bereits einen bevorstehenden Regimewechsel zu signalisieren, nämlich hin zu einer kontraktiven Phase. Genau zu dieser Entscheidung soll das MS-Modell Hilfestellung leisten.

Im Folgenden soll zunächst 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.

### Reales BIP und ifo Geschäftsklimaindex

Bereits in den sechziger Jahren des vergangenen Jahrhunderts wurde das ifo Geschäftsklima als geometrischer Mittelwert aus den beiden Befragungskomponenten „*Geschäftslage*“

und „Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate“ konzipiert. Die beiden Klima-Komponenten 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 in den Konjunkturmfragen befragten Unternehmen wider.

Ausgangspunkt für den Ansatz, die Informationen über die Geschäftsbeurteilungen und die Geschäftserwartungen zu einem gemeinsamen Aggregat, dem Geschäftsklima, zusammenzufassen, war die Einschätzung, dass beide Variablen allein das konjunkturelle Klima nicht hinreichend abbilden (vgl. Strigel 1971). Denn die Beurteilung der derzeitigen Geschäftslage sollte durch die Erwartung der Unternehmen hinsichtlich der künftigen Entwicklung ergänzt werden, um die konjunkturellen Kräfte richtig zu erfassen. Umgekehrt sollte jede Beobachtung der Geschäftserwartungen von der Einschätzung der aktuellen Situation begleitet sein.

Zur statistischen 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.<sup>8</sup> 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  $\lambda = 1600$  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 u. a. 2003).

Die Analyse der Wendepunktsignale aus der ifo Konjunkturmfrage erfolgt anhand der im Dezember 2016 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 Konjunkturmfragen 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 Census X-13ARIMA-SEATS-Verfahren fallen die Revisionen jedoch sehr geringfügig aus (vgl. Sauer und Wohlrabe 2015). Daher wird im Folgenden die derzeit

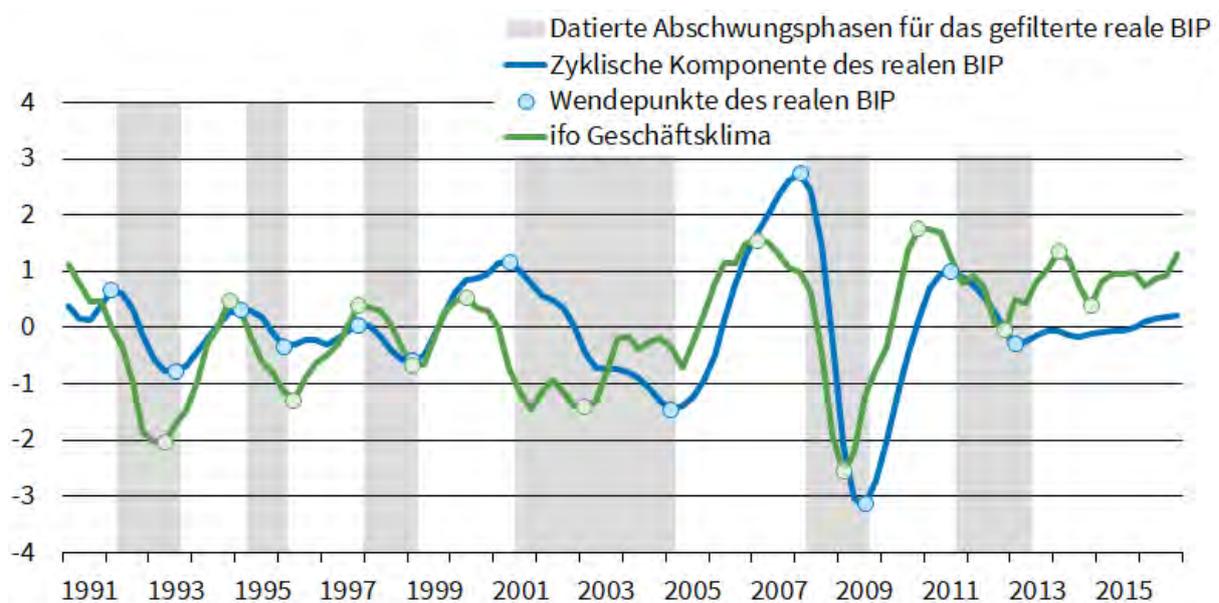
<sup>8</sup> Von der gängigen Transformation des BIP in Veränderungsraten gegenüber dem Vorjahr wird hier abgesehen. Vorjahresvergleiche sind das Ergebnis einer asymmetrischen Filterung und deshalb phasenverschoben. Die Phasenverschiebung nimmt mit der Schwingungsdauer der Bewegungsanteile zu. Hat die konjunkturelle Dynamik einen relativ hohen Anteil an der Varianz einer Reihe, so kann die durchschnittliche Phasenverschiebung mehrere Monate erreichen (z.B. bei einer Reihe mit einer konjunkturellen Schwingungsdauer von 48 Monaten genau 6 Monate). Durch die asymmetrische Filterung werden die transformierte BIP-Reihe und ihre konjunkturellen Wendepunkte auf der Zeitachse nach hinten verschoben, der tatsächliche Vorlauf des ifo Geschäftsklimas wird dadurch verschleiert. Ein Vorlauf des ifo Geschäftsklimas kann in diesem Fall dadurch wiederhergestellt werden, dass es ebenfalls zu Vorjahresraten transformiert wird und somit den gleichen asymmetrischen Filter durchläuft wie das BIP (vgl. Goldrian 2005).

## 9 Anwendungen von Umfragedaten in der Konjunkturanalyse und -prognose

aktuelle Zeitreihe des ifo Geschäftsklimas verwendet und auf eine strikte Echtzeitanalyse über konsekutiv berechnete monatliche Klima-Werte verzichtet. Wenn im Folgenden daher Echtzeitbedingungen genannt sind, ist dies im Sinne von Pseudo-Echtzeit 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.

Um frühzeitig einlaufende Wendepunktsignale des ifo Geschäftsklimas identifizieren zu können, müssen die historischen Wendepunkte des gefilterten realen BIP datiert - d.h. exakt auf der Zeitachse bestimmt - werden. In Deutschland gibt es, anders als etwa in den USA, keine offizielle Zyklusdatierung. Die zeitliche Datierung der konjunkturellen Wendepunkte erfolgt deshalb hier mit dem am National Bureau of Economic Research (NBER) entwickelten Bry-Boschan-Verfahren (vgl. Bry und Boschan 1971). Dieser Algorithmus bestimmt die Wendepunkte einer Zeitreihe nach einem sequentiellen Entscheidungsprozess und liefert intersubjektiv vergleichbare und damit nachprüfbar Ergebnisse.

Abbildung 9.10: Wendepunkte der deutschen Konjunktur, ifo Geschäftsklima und zyklische Komponente des realen BIP (Zweiseitiger HP-Filter), standardisierte Werte



<sup>a</sup> Gewerbliche Wirtschaft: Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel, saisonbereinigt mit Census X-13ARIMA-Seats. <sup>b</sup> Zweiseitiger HP-Filter.

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

© ifo Institut

Die grauen Flächen in Abbildung 9.10 markieren die nach Bry-Boschan (BB) datierten Kontraktionsphasen des gefilterten vierteljährlichen realen BIP. Nach dem BB-Verfahren gibt es im Zeitraum 1991 bis 2016 insgesamt sechs Kontraktionsphasen (Zeitspanne vom oberen Wendepunkt bis zum darauf folgenden unteren). Eine Kontraktionsphase beträgt durchschnittlich 7,0 Quartale, eine Expansionsphase (Spanne vom unteren Wendepunkt zum darauf folgenden

oberen) 8,4 Quartale. Die Zeitspanne zwischen zwei aufeinander folgenden oberen/unteren Wendepunkten beträgt im Durchschnitt jeweils 15,6 Quartale.

Abbildung 9.10 zeigt, dass das 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 0,66. Außerdem wird optisch sichtbar, dass das ifo Geschäftsklima nahezu alle Wendepunkte des gefilterten realen BIP zumindest koinzident oder – und zwar in der weit überwiegenden Zahl der Fälle – mit Vorlauf zu signalisieren vermag (eine Ausnahme ist der Extrazyklus des ifo Geschäftsklimas im Jahr 2014). Für die Konjunkturanalyse ist zudem wichtig, dass zum statistischen Vorlauf des ifo Geschäftsklimaindex noch ein technischer Vorlauf durch die verschiedenen Publikationszeitpunkte hinzukommt: Die ifo-Ergebnisse für das jeweils abgelaufene Quartal sind 2 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 noch unvollständig. Die Ergebnisse werden deshalb mehrmals überarbeitet, endgültige Ergebnisse liegen erst nach vier Jahren vor.

Der optisch sichtbare Vorlauf des ifo Geschäftsklimas an zyklischen Wendepunkten des gefilterten realen BIP (vgl. Abbildung 9.10) kann auf seine statistische Signifikanz hin überprüft werden.<sup>9</sup> Da die Anzahl der Konjunkturzyklen in den betrachteten Zeitreihen nicht sehr groß ist, sind allerdings die üblichen parametrischen Testverfahren, wie etwa der t-Test, nur bedingt geeignet. Diese Tests setzen entweder starke Annahmen zur Verteilung der Daten voraus oder lassen sich nur bei großen 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 gewählt, der nicht die Vorgabe oder Herleitung einer analytischen Verteilungsfunktion für die Teststatistik unter der Nullhypothese erfordert (vgl. Banerji 1999). Wird mit diesem Verfahren die Nullhypothese, die besagt, 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 von 0,0166. Damit kann die Nullhypothese zugunsten der Alternativhypothese zu den üblichen Signifikanzniveaus (0,1; 0,05) verworfen werden. Die über diese Aussage hinaus gehende Nullhypothese, welche beinhaltet, dass der Vorlauf des Geschäftsklimas ein Quartal beträgt, versus die Alternativhypothese, dass der Vorlauf größer als ein Quartal ist, kann zu den gängigen Signifikanzniveaus nicht abgelehnt werden.

<sup>9</sup> Zur Durchführung des Banerji-Tests sollten beide Zeitreihen die gleiche Zahl von Wendepunkten haben, was aufgrund des Extrazyklus des Geschäftsklimas hier nicht der Fall ist. Aus diesem Grund wurde das speziell für Vierteljahreswerte optimierte Datierungsverfahren nach Harding und Pagan auf die Zeitreihe des gefilterten realen BIP angewendet. Nach diesem Algorithmus ergeben sich beim BIP ein zusätzlicher oberer Wendepunkt in Q1/2014 und ein zusätzlicher unterer Wendepunkt in Q3/2014 (vgl. Harding und Pagan 2002).

## Markov-Switching und ifo Geschäftsklima

Für die Konjunkturanalyse ist die frühzeitige Erkennung von Wendepunkten besonders wichtig. Hierzu 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 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 2008c; Abberger und Nierhaus (2010b)).

Konkret werden die ersten Differenzen  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$  des ifo Geschäftsklimaindex in Abhängigkeit von einer nicht beobachtbaren Zustandsvariablen  $s_t$  modelliert, die als Zustand oder Regime zum Zeitpunkt  $t$  bezeichnet wird ( $t = 1, \dots, T$ ; Zeitvariable). Die Modellierung der ersten Differenzen impliziert, dass die Veränderung des Geschäftsklimas betrachtet wird. Es soll bewertet werden, ob eine Bewegung des Geschäftsklimas für einen Wechsel des Regimes spricht, oder ob sie noch im Einklang mit dem bisherigen Regime steht. Befindet sich die Wirtschaft etwa in einer Expansionsphase, so kann ein sinkendes Geschäftsklima noch im üblichen Schwankungsbereich liegen und daher im Einklang mit dem bisherigen Regime stehen. Es kann aber auch schon einen Regimewechsel anzeigen. Genau zu dieser Bewertung soll das MS-Modell Hilfestellung leisten.

Die Zahl der konjunkturellen Regime ist in der vorliegenden Studie auf zwei begrenzt. Für  $s_t = 1$  gilt Zustand 1 (im Durchschnitt steigendes Geschäftsklima), der hier mit „Expansion“ gleichgesetzt wird, für  $s_t = 2$  herrscht Zustand 2 (im Durchschnitt sinkendes Geschäftsklima; „Kontraktion“). Die Wahrscheinlichkeit, mit der das Regime von einer Periode zur anderen Periode wechselt (bzw. verharrt), ist annahmegemäß zeitinvariant und hängt nur vom Zustand der Vorperiode  $s_{t-1}$  ab (Markov-Annahme):

$$p(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = p_{i,j}, i, j = 1, 2$$

Bei einem Markov-Prozess mit zwei Zuständen gibt es insgesamt vier Übergangswahrscheinlichkeiten. Für diese gelte  $p_{11} + p_{12} = p_{22} + p_{21} = 1$ ; die Zustandsvariable  $s_t$  folgt damit einem Markov-Prozess erster Ordnung. Die Verteilung von  $\Delta y_t$  (bei gegebenem Zustand  $i$ ) wird durch Dichtefunktion:

$$f(\Delta y_t \mid s_t = i, \mu_i, \sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{\frac{1}{2}}} e^{-\frac{(\Delta y_t - \mu_i)^2}{2\sigma^2}}$$

beschrieben; d.h.  $\Delta y_t$  ist normalverteilt mit zustandsabhängigem Mittelwert  $\mu_i$  und konstanter<sup>10</sup> Varianz  $\sigma^2$ . Für Zustand 1 gilt  $\mu_1$ , ansonsten  $\mu_2$ . Mit dem Symbol  $\theta$  wird der Vektor der

<sup>10</sup> Die Modellierung der Varianz kann auch zustandsabhängig erfolgen. Diese Verallgemeinerung ist für die vorliegende Anwendung jedoch nicht notwendig.

insgesamt zu schätzenden Parameter  $(p_{11}, p_{22}, \mu_1, \mu_2, \sigma^2)$  des MS-Modells bezeichnet.<sup>11</sup> Das Modell kann mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt werden, wobei aufgrund von Nichtlinearitäten numerische Optimierungsverfahren zum Einsatz gelangen (vgl. Krolzig 1995).

Anzumerken ist, dass MS-Modelle überdies Schätzungen für die sogenannten *geglätteten Regime-Wahrscheinlichkeiten* und die *gefilterten Regime-Wahrscheinlichkeiten* ermöglichen. Diese beiden Wahrscheinlichkeiten unterscheiden sich in Bezug auf die Informationsmenge, die bei der jeweiligen Schätzung berücksichtigt wird.<sup>12</sup> In 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 Echtzeit-Aspekten besonders interessant. Im vorliegenden Kapitel werden daher die gefilterten Wahrscheinlichkeiten verwendet.

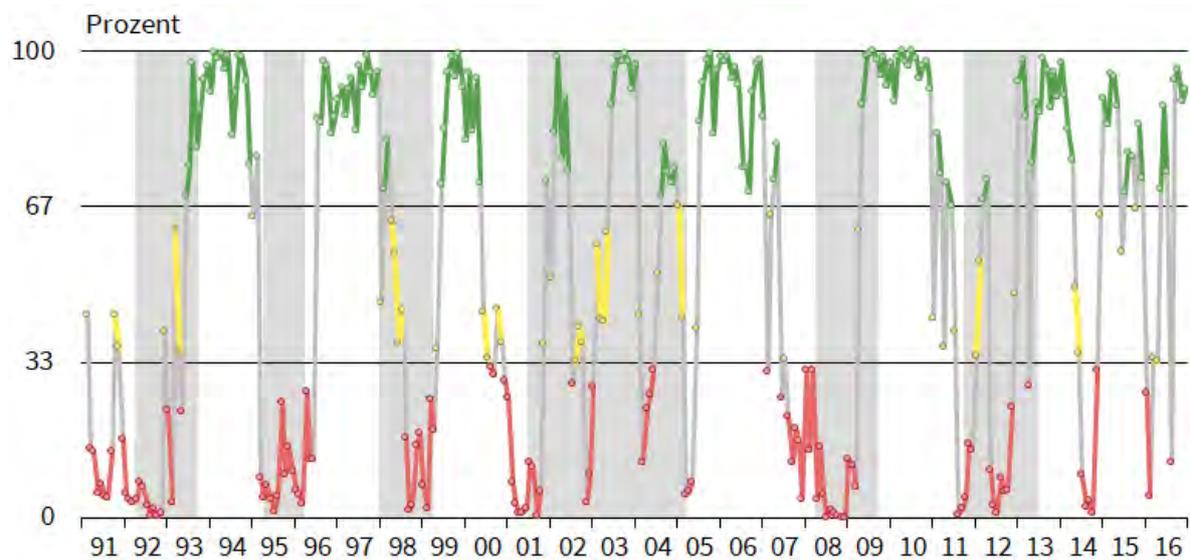
Um so weit wie möglich Echtzeitbedingungen zu simulieren, wird das MS-Modell auf Monatsbasis geschätzt. Abbildung 9.11 präsentiert die gefilterten monatlichen Regime-Wahrscheinlichkeiten für den Zeitraum 1991 bis Dezember 2016 (*ifo Konjunkturampel*).<sup>13</sup> Für die konjunkturelle Klassifikation der geschätzten Wahrscheinlichkeiten sind allerdings noch Regeln aufzustellen. Eine einfache symmetrische Klassifikationsregel besteht darin, jeweils dann von Expansion (Kontraktion) zu sprechen, wenn die entsprechenden Regime-Wahrscheinlichkeiten größer (kleiner) als 50% sind. Hier wird eine modifizierte Regel verwendet: Eine Expansionsphase liegt dann vor, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeiten hierfür größer als zwei Drittel sind. Umgekehrt liegt eine Kontraktionsphase vor, wenn die Regime-Wahrscheinlichkeit hierfür kleiner als ein Drittel ist. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln wird von einer Situation hoher Unsicherheit ausgegangen, und es erfolgt keine konjunkturelle Klassifizierung. Im Zeitraum Januar 1991 bis Dezember 2016 signalisiert die ifo Ampel in 47,8% der Fälle „Expansion“, in 36,7% der Fälle „Kontraktion“ und nur in 15,1% der Fälle „Indifferenz“. Die konjunkturelle Trennschärfe hinsichtlich der beiden Konjunkturphasen ist damit beträchtlich.

<sup>11</sup> Die gleichermaßen unbekannt und damit zu schätzende Wahrscheinlichkeit  $p_{12}$  folgt aus der Beziehung  $1 - p_{11}$ ; die Wahrscheinlichkeit  $p_{21}$  aus  $1 - p_{22}$

<sup>12</sup> Dies gilt jedoch nur für die Anpassung der Zustandswahrscheinlichkeiten. Für die Schätzung der Parameterwerte  $\mu_i$  und  $\sigma^2$  wird die gesamte Information verwendet.

<sup>13</sup> Für die Schätzung der gefilterten Regime-Wahrscheinlichkeiten des vierteljährlichen ifo Geschäftsklimaindex, für die Datierung der Wendepunkte nach Bry-Boschan bzw. nach Pagan-Harding und für den Banerji-Test wurde 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>).

Abbildung 9.11: ifo Konjunkturampel Deutschland - Monatliche Wahrscheinlichkeiten für die Phase Expansion



<sup>a</sup> Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel. <sup>b</sup> Grün = hoch, gelb = mittel, rot = niedrig. Berechnet auf Basis der monatlichen Änderungen des ifo Geschäftsklimaindex.

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

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

© ifo Institut

### Wendepunktsignale der ifo Konjunkturampel

Signale für konjunkturelle Wendepunkte finden sich dort, wo die Regime-Wahrscheinlichkeiten für die Phasen Expansion/Kontraktion zum ersten Mal die Zwei-Drittel-Marke überschreiten. Bei Wahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln erfolgt keine konjunkturelle Klassifizierung und damit auch kein Wendepunktsignal (vgl. Abberger und Nierhaus 2008c, S. 29). Für die Klassifikation der einlaufenden Wendepunktsignale sind allerdings noch Regeln aufzustellen. Denn unklar ist in diesem Zusammenhang, wie groß das jeweilige Vorwarnfenster sein sollte. Nur Signale innerhalb des Vorwarnfensters können als zutreffende Wendepunktsignale gewertet werden. Neben fehlenden Signalen (wenn ein Zyklus überhaupt nicht angezeigt wird) und zu vielen Signalen (wenn zusätzliche Zyklen angezeigt werden) kann es auch zu späte oder zu frühe Signale geben. Zwar sollten Frühindikatoren frühzeitig Wendepunkte anzeigen, doch kann es auch zu unplausibel frühen Signalen kommen. Der Zusammenhang zwischen dem tatsächlichen Wendepunkt und dem Signal könnte dann inhaltlich nicht mehr gegeben sein.

Im Folgenden wird die Länge der Warnphase für jeden einzelnen Wendepunkt endogen über das Bry-Boschan-Verfahren gesteuert, das nunmehr auf die vierteljährliche Zeitreihe des Frühindikators „ifo Geschäftsklima für die Industrie“ angewendet wird. Der Geschäftsklimaindex hat im Untersuchungszeitraum zwei Wendepunkte mehr als das gefilterte reale BIP; es gibt also einen Extrazyklus. Die durchschnittliche Dauer eines Zyklus, gemessen an der Zeitspanne

zwischen zwei konsekutiven oberen Wendepunkten, beläuft sich auf 15,4 Monate; gemessen an zwei konsekutiven unteren Wendepunkte, auf 14,3 Monate. Dies entspricht in etwa den Ergebnissen für die Referenzreihe. Dagegen ist die durchschnittliche Kontraktionsphase mit einer Länge von 6,8 Monaten geringfügig kürzer, das gilt entsprechend auch für eine durchschnittliche Expansionsphase (Dauer: 7,5 Monate). Die Warnphase beginnt mit dem über den Datierungsalgorithmus gefundenen Wendepunkt des vierteljährlichen ifo Geschäftsklimas und endet ein Quartal nach dem damit korrespondierenden Wendepunkt der zyklischen Komponente des realen BIP, was dem technischen Vorlauf der Indikatorreihe Rechnung trägt (vgl. Abberger und Nierhaus 2014, S. 23f.).

Tabelle 9.1: Wendepunkte der deutschen Konjunktur und Wendepunkte des MS Modells

Untere Wendepunkte des Geschäftsklimas <sup>b</sup>	Wendepunktesignal MS–Modell <sup>d</sup>	Untere Wendepunkte des realen BIP <sup>c</sup>	Obere Wendepunkte des Geschäftsklimas <sup>b</sup>	Wendepunktesignal MS–Modell <sup>d</sup>	Obere Wendepunkte des realen BIP <sup>c</sup>
Q2/1993	<b>Juni 1993</b>	Q3/1993	Q4/1994	<b>März 1991</b>	Q1/1992
Q2/1996	Juli 1996	Q1/1996	Q4/1997	<b>März 1995</b>	Q1/1995
Q1/1999	Juni 1999	Q1/1999	Q2/2000	Aug. 1998	Q4/1997
Q1/2003	<b>Juni 2003</b>	Q1/2005	Q1/2007	<b>Aug. 2000</b>	Q2/2001
Q1/2009	<b>Mai 2009</b>	Q3/2009	Q4/2010	<b>Feb. 2007</b>	Q1/2008
Q4/2012	<b>Jan 2013</b>	Q1/2013	Q1/2014	<b>Aug. 2011</b>	Q3/2011
Q4/2014	Jan 2015			Juli 2014	–

Wendepunkte der zyklischen Komponente des realen BIP (2010=100)

<sup>b</sup> Wendepunkte des ifo Geschäftsklimas für die gew. Wirtschaft, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren.

<sup>c</sup> Wendepunkte der zyklischen Komponente des realen BIP, Datierung nach dem Bry-Boschan-Verfahren.

<sup>d</sup> **Fett:** Wendepunktssignale des MS-Modells mit Vorlauf gegenüber dem realen BIP.

Quelle: Statistisches Bundesamt, ifo Konjunkturumfragen, Berechnungen des ifo Instituts.

Die über die geschätzten Regime-Wahrscheinlichkeiten ermittelten Wendepunktsignale weisen zum Teil einen deutlichen Vorlauf gegenüber den datierten Expansions- bzw. Konjunkturphasen des gefilterten vierteljährlichen BIP auf (vgl. Abb. 9.10 und Tabelle 9.1). Der MS-Ansatz vermag alle unteren Wendepunkte im Untersuchungszeitraum zu signalisieren (nämlich die Wendepunkte in Q3/1993, Q1/2005, Q3/2009 und Q1/2013). Noch besser schneidet der MS-Ansatz an den oberen Wendepunkten ab: Hier werden fünf der insgesamt sechs Wendepunkte mit teilweise beachtlichem Vorlauf signalisiert, lediglich der obere Wendepunkt im vierten Quartal 1997 wird vom MS-Modell verspätet angezeigt. Für den BIP-Wendepunkt Q1/1992, für den im Untersuchungszeitraum kein korrespondierender Klima-Wendepunkt existiert, wurde der MS-Schätzwert von März 1991 als valides Wendepunktsignal gewertet.

### Sonstige Warnsignale der ifo Konjunkturampel

Aufgrund des monatlichen Schätzansatzes identifiziert die ifo Konjunkturampel allerdings nicht nur den vergleichsweise niederfrequenten BIP-Wachstumszyklus, sondern zeigt auch 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 den in diesen Jahren aufgetretenen Schocks und Unsicherheiten zuzuschreiben. So fallen in diesen Zeitraum der Terror-Anschlag vom 11. September 2001 in den USA und die Eskalation des Irak-Konflikts in eine offene militärische Auseinandersetzung im Jahr 2003. Zum anderen ist sie Folge sektoraler Sonderkonjunkturen.

Das einmalige rote Alarmsignal der Ampel im April 2013 dürfte auf besondere Unsicherheiten in der Wirtschaft im Hinblick auf den Fortgang der europäischen Schuldenkrise zurückzuführen sein. So kam es im Zuge der Implementierung des Rettungspakets für Zypern erstmals zu einer umfangreichen Gläubigerbeteiligung bei der Abwicklung einer Geschäftsbank.

Interessant sind im Kontext unterjähriger Sonderentwicklungen auch die Ergebnisse im Jahr 2014. Der ifo Geschäftsklimaindex war im März 2014 erstmals gesunken, nachdem er im Verlauf des Jahres 2013 deutlich gestiegen war. Im April 2014 setzte sich der Rückgang vor dem Hintergrund der neu aufgeflamnten Russland-Ukraine-Krise fort. Zwar sanken parallel dazu auch die Wahrscheinlichkeiten für die Phase Expansion, der Rückgang war aber noch nicht stark genug, um bereits einen Regimewechsel zu signalisieren. Im Mai sprang die Ampel erstmalig auf Gelb, im Juli dann auf Rot. Die Wahrscheinlichkeit für Expansion betrug im Juli nur noch 9%; die (Gegen-)Wahrscheinlichkeit für Kontraktion lag folglich bereits bei 91%. Das konjunkturelle Regime hatte damit gewechselt. Das ifo Institut (2014) kommentierte in seiner monatlichen Presseinformation zur Veränderung des Geschäftsklimas: „Die geopolitischen Spannungen belasten die deutsche Wirtschaft“.

In den Sommermonaten 2014 war der ifo Geschäftsklimaindex weiterhin 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 etwas besser bewertet als im Vormonat. Auch die Geschäftsaussichten für die kommenden Monate hellten sich auf. Im Dezember sprang die Konjunkturampel von Rot auf Gelb. Im Januar 2015 wurde, unterstützt durch die deutliche Abwertung des Euro gegenüber dem US-Dollar, die Grünphase wieder erreicht.

Gewichtige Warnsignale gab es schließlich auch im Jahr 2016: So signalisierte die rote Ampel im ersten Quartal 2016, dass in Teilen der exportorientierten deutschen Wirtschaft im Zuge der Verschlechterung des außenwirtschaftlichen Umfelds Besorgnis und Unsicherheit aufgetreten war. Die Wirtschaftsdynamik in China hatte sich im Winterhalbjahr 2015/16 stärker als erwartet abgekühlt. Dies strahlte negativ auf den ostasiatischen Raum aus, dessen Außenhandel weitgehend von China abhängt. Im Gefolge kam es zu einem verstärkten Kapitalabzug

aus vielen aufstrebenden Ökonomien und einem spürbaren Abwertungsdruck auf deren Währungen gekommen, dem vielerorts die Zentralbanken mit Devisenmarktinterventionen zu begegnen versuchten. Zudem gab es weltweit Turbulenzen an den Börsen und einen Anstieg der Finanzmarktunsicherheit (vgl. Wollmershäuser u. a. 2016a, S. 21). Dies alles hat in der Folge die unternehmerischen Dispositionen und damit die Wirtschaftsaktivität in Deutschland im Sommerhalbjahr 2016 etwas gedämpft, ohne dass es freilich zu einem zyklischen Abschwung gekommen wäre. Das einzelne rote Alarmsignal vom August 2016 dürfte im Zusammenhang mit dem negativen Ausgang des britischen Votums über einen Verbleib in der EU gestanden haben (Brexit).

### Fazit

Das ifo Geschäftsklima für die gewerbliche 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 Wendepunktprognosen 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 (vgl. Abberger und Nierhaus 2011, S. 38). Mit den frühzeitigen Signale des MS-Modells ist auch eine kleine Zahl von Fehlsignalen in Kauf zu nehmen. Im Vergleich hierzu vermag die traditionelle Dreimal-Regel zur Früherkennung von Wendepunkten, die keinerlei kardinale Information der Indikatorreihe verwendet, etwas robuster abschneiden. Sie ist konservativer, signalisiert dafür aber konjunkturelle Wendepunkte vergleichsweise spät. Denn bei der Dreimal-Regel muss in Konsequenz drei Monate gewartet werden, bis ein Wendepunkt erstmals signalisiert wird. Demgegenüber kann ein MS-Modell ein Wendepunktsignal, eine entsprechend große Richtungsänderung der Indikatorreihe vorausgesetzt, bereits im Folgemonat setzen. Aus diesem Grund sind heute zur Wendepunktprognose nichtlineare Ansätze wie Markov-Switching-Modelle Standard.