

Konjunkturindikatoren sollen zeitnah und zuverlässig die zyklische Entwicklung im Wirtschaftsgeschehen anzeigen. Wichtige Indikatoren für die Analyse der deutsche Konjunkturlage sind etwa das ifo Geschäftsklima, die Industrieproduktion und der Auftragseingang im verarbeitenden Gewerbe. Bei allen Konjunkturindikatoren wird aber das enthaltene Konjunktursignal von einem unsystematischen Rauschen oder »Störsignal« begleitet. Ein wichtiges Qualitätskriterium für Konjunkturindikatoren ist daher das in der Zeitreihe enthaltene Verhältnis von Konjunktursignal zu Störsignal. Im Folgenden werden zwei wichtige Messkonzepte – die IC-Relation (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor) und das darauf aufbauende MCD-Maß (Months for Cyclical Dominance) – vorgestellt, mit denen saisonbereinigten Zeitreihen im Hinblick auf die Größenordnung von irregulärer Komponente zu glatter Konjunkturkomponente analysiert werden können. Danach wird auf die Qualität des ifo Geschäftsklimas und seiner Bestandteile im Vergleich zu wichtigen Indikatoren der amtlichen Statistik hinsichtlich der beiden vorgestellten Kriterien eingegangen.

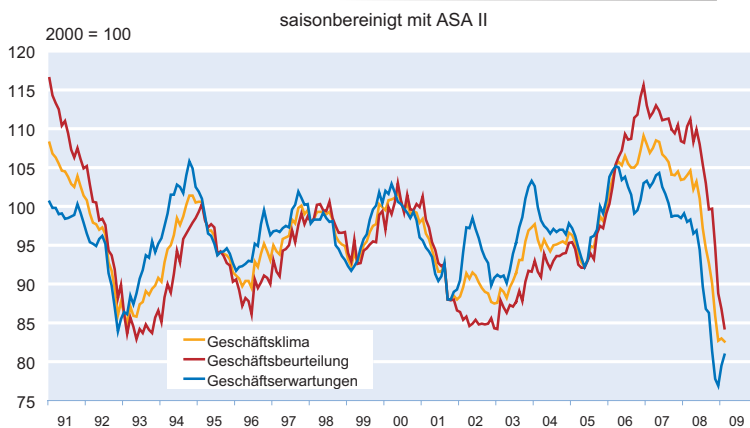
Mit Konjunkturindikatoren soll das zyklische Wirtschaftsgeschehen in marktwirtschaftlichen Systemen möglichst zeitnah und zutreffend beschrieben werden. Konjunkturindikatoren lassen sich nach ihrem zeitlichen Zusammenhang mit dem Zyklus in vorlaufende (leading), gleichlaufende (coincident) und nachlaufende (lagging) Indikatoren unterscheiden. Von besonderer Wichtigkeit für die Konjunkturanalyse sind die vorlaufenden Indikatoren (sog. Frühindikatoren). Ein guter Frühindikator zeichnet sich dadurch aus, dass seine Wendepunkte möglichst frühzeitig und deutlich (d.h. ohne Fehlalarme) die Wendepunkte in der Wirtschaftsentwicklung signalisieren. Darüber hinaus sollte der Vorlauf stabil sein, so dass relativ sicher abgeschätzt werden kann, wie frühzeitig das Signal des Indikators erfolgt. Schließlich sollten die Ergebnisse zeitnah vorliegen und nach der Veröffentlichung keinen größeren Revisionen unterliegen (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006).

Ein besonders zuverlässiger Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland ist das ifo Geschäftsklima, das in der Mitte der sechziger Jahre auf der Basis der monatlich durchgeführten Unternehmensbefragung »ifo Konjunkturtest« entwickelt worden war (vgl. Abberger und Nierhaus 2007). Das Geschäftsklima wird als geometrischer Mittelwert der beiden Komponenten »Geschäftslage« und »Geschäftserwartungen für die nächsten sechs Monate« berechnet. Konkret wird das ifo Geschäftsklima nach der

Formel $[(GL + 200)(GE + 200)]^{1/2} - 200$ ermittelt, wobei GL den Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zur aktuellen Geschäftslage bezeichnet und GE den Prozentsaldo aus den positiven und negativen Meldungen zu den Geschäftsaussichten in den nächsten sechs Monaten. Die beiden Klimakomponenten spiegeln die gegenwärtige Situation (die Geschäftslage ist gut/befriedigend/schlecht) und die Aussichten (die Geschäftslage wird eher günstiger/etwa gleich bleiben/eher ungünstiger) der befragten Unternehmen wider. Die zwei Teilfragen wurden vom ifo Institut miteinander verbunden, um sichtbar machen zu können, aus welcher konjunkturellen Situation heraus eine bestimmte Antizipation abgegeben wird (vgl. Goldrian und Stri-

Abb. 1

ifo Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft Deutschlands und seine Komponenten



Quelle: ifo Konjunkturtest.

gel 1989). Durch die geometrische Mittelung werden Ausschläge des Geschäftsklimas bei Extremwerten im Vergleich zu einer arithmetischen Mittelung leicht gedämpft. Zur besseren Vergleichbarkeit mit Zeitreihen der amtlichen Statistik veröffentlicht das ifo Institut das Geschäftsklima auch als Index auf der Basis 2000 = 100 (vgl. Abb. 1).

Das bereits sehr klare Signal des monatlichen ifo Geschäftsklimas und seiner beiden Komponenten kann für die Konjunkturanalyse durch eine Bereinigung von saisonalen Schwankungen noch verstärkt werden. Ziel der Saisonbereinigung ist es, regelmäßig wiederkehrende Veränderungen von Zeitreihen innerhalb eines Jahres auszuschalten. Erst nach einer derartigen Bereinigung können Reihenwerte – unabhängig von ihrer Lage auf der Zeitachse – sinnvoll miteinander verglichen werden. Eine saisonbereinigte Reihe enthält die Trend-Zyklus-Komponente (glatte Komponente) und die irreguläre Komponente. Letztere beinhaltet die restlichen höherfrequenten Bewegungsanteile der Zeitreihe.

Konjunkturindikatoren sind umso besser, je schwächer die nach einer Saisonbereinigung verbliebene irreguläre Komponente im Vergleich zur glatten Komponente ist. Denn durch unsystematische Ausschläge kann das eigentliche konjunkturelle Signal eines Indikators, die *konjunkturelle Grundtendenz*, verfälscht, wenn nicht gar fast vollständig verdeckt werden. Der elementare Ausweg, deshalb von vornherein auf die glatte Komponente eines Indikators abzustellen und auf die Analyse saisonbereinigter Werte zu verzichten, ist aber für die Konjunkturdiagnose ebenfalls mit Nachteilen verbunden. Denn in Phasen konjunktureller Umschwünge neigt die *geschätzte* Trend-Zyklus-Komponente dazu, die in der jüngeren Vergangenheit festgestellte Grundtendenz zu verlängern und damit eine mittlerweile falsche Entwicklungsrichtung festzuschreiben (vgl. Kirchner 1999, 1 sowie Meyer 1996). Wendepunkte in der konjunkturellen Entwicklung werden in aller Regel eher von saisonbereinigten Zeitreihen, die die irreguläre Komponente noch enthalten, angezeigt. Zudem können für die Schätzung der glatten Komponente verschiedene Schätzverfahren eingesetzt werden, die unterschiedliche Eigenschaften besitzen und zu verschiedenen Schätzergebnissen führen können. Enthält ein Konjunkturindikator ein starkes Signal und geringes Rauschen, kann im günstigsten Fall auf eine Glättung verzichtet werden, so dass die beschriebene Schätzproblematik entfällt. Zumindest genügt bei einem solchen Indikator aber eine »schwache« Glättung, um das Konjunktursignal herauszuschälen.

Im Folgenden sollen einige bekannte statistische Messkonzepte – die IC-Relation (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor) und das darauf aufbauende MCD-Maß (Months for Cyclical Dominance) – vorgestellt werden, mit denen die Variabilität von saisonbereinigten Zeitreihen im Hinblick auf die Größenordnung von irregulärer zu glatter Komponente analysiert und systemati-

siert werden kann. Im Anschluss wird auf die Qualität des saisonbereinigten ifo Geschäftsklimas und seiner beiden Komponenten Geschäftslage und Geschäftserwartungen hinsichtlich der vorgestellten Kriterien im Vergleich zu wichtigen Indikatoren der amtlichen Statistik (Produktion und Auftragseingang im verarbeitenden Gewerbe) eingegangen. Für die Berechnung der beiden statistischen Prüfmaße wird auf zweierlei Arten vorgegangen:

Zunächst wird der *originäre, nicht saisonbereinigte* Datensatz benützt (= Ansatz 1). Alle Ursprungsreihen werden nach einem einheitlichen Verfahren saisonbereinigt. Zur Ausschaltung der Saisonmuster wird das Census X-12-ARIMA-Verfahren herangezogen, das sich international und auch in der deutschen Wirtschaftsstatistik als »Industrienorm« durchgesetzt hat. Die Saisonbereinigung erfolgt ohne zusätzliche manuelle Eingriffe mit üblichen Standardoptionen. Die Trend-Zyklus-Komponente wird mit einem *Henderson-Filter* geschätzt, der integraler Bestandteil des Census X-12-ARIMA-Verfahrens ist. Diese Vorgehensweise hat den Vorteil, für die Berechnung der IC-Relation und der MCD-Maßzahl saisonbereinigte Ausgangsreihen zu benützen, die auf der Basis eines einheitlichen und international bekannten Verfahrens berechnet wurden, so dass die Nachvollziehbarkeit der saisonbereinigten Ergebnisse in vollem Umfang gewährleistet ist. Allerdings werden bei diesem Ansatz saisonbereinigte Reihen generiert, die nicht vollständig mit den vom ifo Institut bzw. von der amtlichen Statistik veröffentlichten Daten übereinstimmen. Deren konkrete Berechnung erfordert nämlich im Allgemeinen eine zusätzliche manuelle Festlegung von Verfahrensparametern. Von daher ist ein alternativer Ansatz nahe liegend.

Nunmehr wird von *saisonbereinigten* Zeitreihen ausgegangen (= Ansatz 2). Dies hat den Vorteil, mit saisonbereinigten Datensätzen zu arbeiten, die mit reihenspezifischen Steuerungsoptionen *optimiert* wurden. Die Optimierung, die auf der Basis statistischer Kriterien erfolgt, wird deshalb vorgenommen, um allfälligen Zusatzinformationen (z.B. wirtschaftlicher und klimatischer Art) Rechnung zu tragen. Außerdem können zur Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente gezielt verschiedene Filtertypen eingesetzt werden. Hier wird einmal ein *symmetrischer Henderson-Filter* verwendet. Der Einsatz dieses Filters wird dadurch motiviert, dass ein explizites Gewichtungsschema existiert. Zudem wird eine Brücke zu Ansatz 1 geschlagen, der auf dem X-12-Verfahren und damit auf Filtern dieser Bauart beruht. Für die Filterlänge wird die bei Monatswerten übliche X-12-Standardvariante *Henderson-13* benutzt. Der Henderson-Filter dämpft hochfrequente Schwingungen in der Zeitreihe, die üblicherweise mit dem Störsignal gleichgesetzt werden.

Darüber hinaus wird ein Schätzverfahren namens *lokal gewichteter polynomialer Regression* eingesetzt, das im Ge-

gensatz zu den meisten frequenzbasierten Filterverfahren rein *datenbasiert* ist, d.h. ohne die ansonsten notwendige Setzung von Filterparametern auskommt. Die Glättungsparameter werden bei diesem Verfahren aus den Daten geschätzt. Im Prinzip wird ein gleitendes gewichtetes Mittel der Daten berechnet, dessen Gewichtungsfunktion unter bestimmten Annahmen aus statistischer Sicht optimal ist. Mit Hilfe der lokal gewichteten polynomialen Regression können Zeitreihen in gewissem Sinne optimal von Zufallsschwankung bereinigt werden.

Grundbegriffe der Zeitreihenzerlegung

Eine ökonomische Zeitreihe Y_t kann gedanklich in verschiedene Bewegungskomponenten zerlegt werden. Zu unterscheiden sind einmal *systematische* Komponenten: Die *Trend-Zyklus-Komponente* C_t umfasst den langfristigen Entwicklungspfad einer Zeitreihe und die mittelfristige zyklische Bewegung. Die kürzerfristige *saisonale* Komponente S_t spiegelt die regelmäßig wiederkehrenden Veränderungen der Reihenwerte innerhalb eines Jahres wider. So ist z.B. die Wertschöpfung im Handel in den Herbstmonaten aufgrund des Weihnachtsgeschäfts stets besonders groß. Daneben gibt es eine *irreguläre* Komponente I_t (unsystematischer Rest). Diese enthält die kurzfristigen zufälligen Einflüsse auf die Zeitreihe (z.B. Auswirkungen von saisonunüblicher Witterung oder Streiks, Kurzfristreaktionen auf wirtschaftspolitische Maßnahmen, aber auch Daten- oder Stichprobenfehler). Für manche Zeitreihen wird darüber hinaus noch eine zusätzliche Kalenderkomponente modelliert. Diese umfasst Einflüsse, die auf Unregelmäßigkeiten im Kalender zurückgehen (z.B. Schalttage, bewegliche Feiertage, spezielle Feiertagsregelungen auf Länder-ebene oder divergierende Wochentagsstrukturen im Monat). Die Ausschaltung der Kalenderkomponente kann dadurch geschehen, dass der eigentlichen Zeitreihenzerlegung eine gesonderte Kalendereinigung vorgeschaltet wird, oder aber die Kalendereinigung ist in das spezifische Zerlegungsverfahren integriert.¹

Weil in der Praxis die Auswirkungen der einzelnen Komponenten auf eine Zeitreihe nicht beobachtbar sind, kann es faktisch auch keine »objektiv richtige« Komponentenzerlegung geben. In der Praxis wird deshalb eine Vielzahl von Verfahren angewandt. Zur Saisonschätzung bzw. -bereinigung, verwendet z.B. das Statistische Bundesamt zurzeit das Berliner Verfahren Version BV4.1, die Deutsche Bundesbank das Census X-12-ARIMA-Verfahren und das ifo Institut speziell für die Zerlegung von Zeitreihen aus dem ifo Konjunkturtest das ASA-II-Verfahren. Die relative Güte unterschiedlicher Zeitreihenzerlegungen kann anhand von mathemati-

schen Kriterien (z.B. Stabilität der Ergebnisse am aktuellen Rand) oder auch mit Hilfe synthetisch erzeugter Zeitreihen beurteilt werden (vgl. Höpfner 1998 sowie Goldrian und Lehne 1999).

Naturgemäß können die einzelnen Zeitreihenkomponenten C_t , S_t und I_t auf viele unterschiedliche Arten zueinander in Beziehung gesetzt werden. In der Rechenpraxis hat sich allerdings gezeigt, dass zwei fundamentale Modellansätze im Allgemeinen genügen. Bei der *additiven* Zeitreihenzerlegung $Y_t = C_t + S_t + I_t$ wird davon ausgegangen, dass die Variabilität einer Zeitreihe nicht vom Reihenniveau abhängig ist. Dagegen wird bei der rein *multiplikativen* Zerlegung $Y_t = C_t \times S_t \times I_t$ angenommen, dass die Schwankungen der Ursprungsreihe mit dem Reihenniveau variieren. Saisonale und auch irreguläre Schwankungen nehmen mit steigendem (sinkendem) Reihenniveau zu (ab).

Die Ausschaltung der Saisonkomponente (oftmals unter Einbezug der Kalenderkomponente) wird als *Saisonbereinigung* bezeichnet. Saisonbereinigte Zeitreihenwerte Y_t^{SB} werden bei additiven Zeitreihenmodellen durch die Subtraktion der geschätzten Saisonkomponenten S_t von den Werten der Ursprungsreihe $Y_t^{SB} = Y_t - S_t = C_t + I_t$ ermittelt, bei multiplikativen Modellen ergibt sich der saisonbereinigte Wert durch entsprechende Division $Y_t^{SB} = Y_t / S_t = C_t \times I_t$

Ausgewählte Filterverfahren

Zur Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente werden im Folgenden der Henderson-Filter und ein spezieller nichtparametrischer Regressionsschätzer eingesetzt. Der Henderson-Filter ist ein integraler Bestandteil des Saisonbereinigungsverfahrens Census X-12. Er hat aber auch darüber hinaus seine Daseinsberechtigung. Er ist ein Filter, der die Schätzung einer Trend-Zyklus-Komponente C_t in Zeitreihen ermöglicht. So verwenden viele statistische Ämter diesen Filter vorzugweise für die Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente bzw. zum Entfernen der irregulären Komponente in den Zeitreihen.

Entwickelt wurde dieses Filterverfahren von dem Aktuar Robert Henderson. Im Jahr 1916 veröffentlichte er eine Formel zur Berechnung des Gewichtungsschemas seines Filters. Die statistischen Kriterien, die Henderson zur Konstruktion seines Filters verwendete, waren die folgenden (vgl. Trewin 2003): Es sollte ein gewichteter gleitender Durchschnitt resultieren, der Polynome vom Grade kleiner als 4 unverändert belässt. Unter dieser Bedingung sollten die Gewichte so gewählt werden, dass sie die Varianz der dritten Differenzen der Zeitreihe minimieren. Die erste Bedingung garantiert, dass der Filter flexibel genug ist, um auch Konjunkturlinien zuzulassen. Durch die zweite Bedingung wird die Glattheit der resultierenden Schätzung erzwungen. Diese

¹ Auch eine spezielle Witterungskomponente, wie sie z.B. vom ifo Institut bei der Bereinigung von witterungsbehafteten Konjunkturtestreihen in Ansatz gebracht wird, ist modellierbar.

Tab. 1
Die Gewichte des 13-Term-Henderson-Filters

Zeitpunkt	t-6	t-5	t-4	t-3	t-2	t-1	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6
Gewicht	-0,02	-0,03	0,00	0,07	0,15	0,21	0,24	0,21	0,15	0,07	0,00	-0,03	-0,02

Quelle: Trewin (2003).

beiden Bedingungen legen ein eindeutiges Gewichtungsschema für das gleitende Mittel fest. Die gleitenden Mittelwerte nach Henderson sind symmetrische Mittelwerte ungerader Länge. Aufgrund dieser Eigenschaften werden Wendepunkte in der geglätteten Zeitreihe zeitlich nicht verschoben, wie es etwa asymmetrische Filter in der Regel implizieren. Allerdings bedeutet die Symmetrie auch, dass der Filter nicht bis an den aktuellen Rand (und an den Beginn) der Zeitreihe glätten kann. Es existieren in der Literatur jedoch verschiedene Vorschläge, wie die Filterung durch Prognosemethoden oder durch asymmetrische Fortführungen des Filters bis an den Rand erfolgen kann. Im vorliegenden Aufsatz wird jedoch ausschließlich ein symmetrischer Henderson-Filter verwendet, da für die vorliegende Analyse eine Glättung bis an den Rand nicht zwingend ist und somit die Randproblematik ausgeblendet wird.

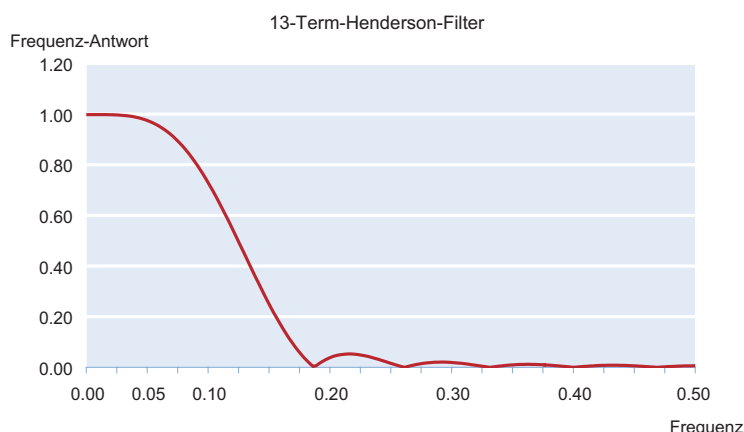
Zur Glättung der monatlichen Zeitreihen wird hier ein symmetrischer 13-Term-Henderson-Filter benutzt. Tabelle 1 enthält die Gewichte, die bei diesem Filter eingesetzt werden. Der 13-Term-Henderson-Filter ist ein Standardfilter für monatliche Zeitreihen im CENSUS X-12-Verfahren (vgl. Findley et al. 1998) und wird etwa vom Australian Bureau of Statistics standardmäßig zur Trend-Zyklus-Schätzung in Monatsreihen angewendet (vgl. Trewin 2003, 43):

Die Filtereigenschaften des 13-Term-Henderson-Verfahrens können auch als Frequenzbereich betrachtet werden. Abbildung 2 zeigt die Frequenz-Antwort-Funktion des Filters. Diese Funktion gibt an, wie die verschiedenen Schwingungskomponenten in einer Zeitreihe durch den Filter behandelt

werden. Die horizontale Achse stellt verschiedene Zyklenfrequenzen dar. Auf der vertikalen Achse ist abgetragen, welcher Prozentanteil einer Amplitude mit einer bestimmten Periode nach der Filterung in der Reihe verbleibt. Der 13-Term-Henderson-Filter belässt Zyklen mit einer Periode von zwei Jahren zu 95% ihrer Stärke in der Zeitreihe. Schwingungen mit noch längeren Perioden verbleiben noch stärker in der gefilterten Reihe. Dagegen werden kürzere Schwingungen, und damit die irreguläre Komponente, erheblich gedämpft. Eine Schwingung mit achtmonatiger Periode wird zu 50% gemindert, kürzere Schwingungen noch stärker. Wird die 50 Prozentmarke als Abschnidegrenze betrachtet, so würde dies bedeuten, dass der 13-Term-Henderson-Filter Zyklen mit einer Periode von mehr als acht Monaten in der Zeitreihe belässt. Aufgrund dieser Eigenschaft des Filters, kann er als »Low-Pass-Filter« bezeichnet werden, der geeignet ist, die Trend-Zyklus-Komponente aus einer Zeitreihe zu extrahieren.

Das zweite Glättungsverfahren, das im Weiteren eingesetzt wird, ist die lokal gewichtete polynomiale Regression.² Wie der Name besagt, handelt es sich hierbei um einen Regressions-schätzer. Er stammt aus der Klasse der nichtparametrischen Verfahren und setzt keine explizite parametrische Regressionsfunktion, etwa eine in den Parametern lineare Funktion, als Annahme voraus. Damit kann dieses Verfahren auch nichtlineare Funktionen handhaben. Da diese Methode hier datengesteuert eingesetzt wird, ist die Wahl der Glattheit der systematischen Komponente Teil des Schätzalgorithmus. Dies steht im Gegensatz zum oben beschriebenen 13-Term-Henderson-Filter. Zwar kann auch dieser Filter als nichtparametrische Methode betrachtet werden, doch ist durch die explizite Gewichtung und durch die feste Filterlänge auch eine bestimmte Frequenz-Antwort-Funktion vorgegeben. Die lokal gewichtete polynomiale Regression wählt quasi selber, bis zu welcher Periode die Schwingungskomponenten zu den systematischen Bewegungen gehören.

Abb. 2
Frequenz-Antwort-Funktion



IC-Relation und MCD-Maß

Jede saisonbereinigte Zeitreihe Y^{SB}_t ist definitionsgemäß eine vorläufige Schätzung der

² Für eine Beschreibung des hier eingesetzten Verfahrens vgl. Abberger und Nierhaus (2008, 21 ff.).

Trend-Zyklus-Komponente. Wie gut die glatte Komponente C_t durch die saisonbereinigte Zeitreihe $C_t \times I_t$ approximiert wird, d.h. wie stark und unverfälscht das konjunkturelle Signal einer saisonbereinigten Reihe ist, hängt davon ab, ob eine Bewegung des jeweils aktuellen Zeitreihenwertes primär auf den Einfluss der irregulären Komponente I_t zurückgeht oder ob die Bewegung überwiegend auf eine Änderung der glatten Komponente C_t zurückzuführen ist. Ein einschlägiges Messkonzept hierfür bietet die *IC-Relation* (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor), die *standardmäßig* für *einmonatige* Zeitspannen berechnet wird. Im Fall multiplikativ verknüpfter Komponenten wird dabei konkret die durchschnittliche prozentuale Änderung der irregulären Komponente zur prozentualen Änderung der glatten Komponente ohne Berücksichtigung des Vorzeichens in Beziehung gesetzt: (vgl. Shiskin, Young und Musgrave 1967, 18).

$$IC = \frac{\sum_{t=2}^T |C_t - I_{t-1}| / I_{t-1}}{\sum_{t=2}^T |C_t - C_{t-1}| / C_{t-1}}$$

Bei additiven Zerlegungen wird die standardmäßige IC-Relation als Verhältnis der durchschnittlichen absoluten Monatsdifferenzen berechnet:

$$IC = \frac{\sum_{t=2}^T |I_t - I_{t-1}|}{\sum_{t=2}^T |C_t - C_{t-1}|}$$

Die irreguläre Komponente I_t folgt dabei aus der Division (bzw. Subtraktion) der saisonbereinigten Werts $C_t \times I_t$ (bzw. $C_t + I_t$) durch den geschätzten Trend-Zyklus-Wert C_t . Ist die IC-Relation größer als oder gleich Eins, so spiegelt die Veränderung der saisonbereinigten Zeitreihenwerte gegenüber dem Vormonat im Mittel überwiegend irreguläre Einflüsse wider. Vice versa indiziert eine IC-Relation von kleiner Eins eine im Mittel bestehende Dominanz der systematischen Trend-Zyklus-Komponente. Dabei muss nicht weiter betont werden, dass das konkrete Ergebnis für eine saisonbereinigte Zeitreihe ceteris paribus vom statistischen Zerlegungsverfahren abhängig ist, ob die Komponenten der Reihe additiv oder multiplikativ miteinander verknüpft sind und ob die Trend-Zyklus-Komponente flach oder steil verläuft (vgl. Wallis 2006, 25 f.).

Bei vielen Zeitreihen überwiegt im Vormonatsvergleich zunächst der irreguläre Einfluss. Bei Änderungen der Reihenwerte über *mehrere* Monate hinweg zeigt sich jedoch, dass der Anteil der glatten Trend-Zyklus-Komponente an der gesamten Variabilität der Zeitreihe größer wird. Dies liegt daran, dass die absolute Änderung der glatten Komponente bei einer Verlängerung des Stützbereichs im Mittel zunimmt

während dies für die irreguläre Komponente nicht der Fall ist.³ Bei jedem sinnvoll verwendbaren Konjunkturindikator sollte dieser Sachverhalt zumindest in abgeschwächter Form gelten. Das *MCD-Maß* (Months Required for Cyclical Factor to Dominate Irregular Factor, Months for Cyclical Dominance) gibt dann die kleinste Zahl von Monaten an, für die im Mittel die Veränderung der glatten Komponente die Veränderung der irregulären Bewegungen ohne Berücksichtigung des Vorzeichens überwiegt. Zur Ermittlung dieses Maßes sind die IC-Relationen für sukzessiv verlängerte Zeitspannen zu berechnen. Der Wert von MCD ist dann die Zahl von Monaten θ , für die die entsprechende IC-Relation IC_θ zum ersten Mal kleiner als Eins ist. Sofern die Komponenten multiplikativ verknüpft sind, ist das MCD-Maß die kürzeste, in vollen Monaten gemessene Zeitspanne θ , für die gilt:

$$IC_\theta = \frac{\sum_{t=\theta+1}^T |I_t - I_{t-\theta}| / I_{t-\theta}}{\sum_{t=\theta+1}^T |C_t - C_{t-\theta}| / C_{t-\theta}} < 1$$

Im additiven Fall ist die MCD-Maßzahl definiert als kleinste Zeitspanne θ mit der Eigenschaft:

$$IC_\theta = \frac{\sum_{t=\theta+1}^T |I_t - I_{t-\theta}|}{\sum_{t=\theta+1}^T |C_t - C_{t-\theta}|} < 1$$

Das MCD-Maß wurde 1957 von Julius Shiskin entwickelt (vgl. Shiskin 1957, 236). Es gibt die durchschnittliche Wartezeit (in Monaten) an, bevor man relativ sicher sein kann, dass Bewegungen bei saisonbereinigten Zeitreihen nicht nur von zufälliger Natur sind, sondern auf zyklische Faktoren zurückgehen. Je kleiner das MCD-Maß für eine Zeitreihe ausfällt, umso angemessener (»cyclically significant«) ist der Vormonatsvergleich von saisonbereinigten Ergebnissen. Das MCD-Maß ist genau dann Eins, wenn für eine Zeitreihe die standardmäßige, für 1-Monatsspannen berechnete IC-Relation kleiner Eins ist. Haben zwei saisonbereinigte Zeitreihen das gleiche MCD-Maß θ , so hat diejenige Zeitreihe einen höheren systematischen Bewegungsanteil, deren IC-Relation IC_θ vergleichsweise kleiner ist.

Da das MCD-Maß definitionsgemäß nur ganzzahlige (Monats-)Werte annimmt, wird im Fall von θ größer als 1 nicht sichtbar, in welchem zeitlichen Ausmaß der Wert Eins verfehlt wird. Es lässt sich allerdings ein modifiziertes Maß *MCD** berechnen, das auf einer linearen Interpolation der IC-Relation beruht und eine reellwertige exakte Monatsspanne angibt, bei der die interpolierte IC-Relation ge-

³ Dies gilt etwa unter der Annahme, dass die irreguläre Komponente aus weitem Rauschen besteht.

nau den Wert Eins annimmt (vgl. Lothian und Morry 2005 sowie Ladiray und Quenneville 1999):

$$MCD^* = (\theta - 1) + \frac{IC_{\theta-1} - 1}{IC_{\theta-1} - IC_{\theta}}$$

Sollen schließlich die irregulären Reste einer saisonbereinigten Reihe mittels gleitender Durchschnitte zusätzlich gedämpft werden, so kann die Länge des Stützbereiches mit Hilfe des MCD-Maßes in Abhängigkeit von der relativen Stärke der irregulären Ausschläge festgelegt werden. Die auf diese Weise geglättete saisonbereinigte Reihe hat ein MCD-Maß von Eins (*MCD-Glättung*).

Für vierteljährliche Zeitreihen lässt sich analog zum MCD ein *QCD-Maß* (Quarters for Cyclical Dominance) definieren. Das QCD gibt die minimale Zahl an Quartalen an, bis die durchschnittliche Veränderung der glatten Komponente die durchschnittliche Veränderung der irregulären Bewegungen überwiegt.

Ergebnisse

Im Folgenden wird für prominente Konjunkturindikatoren in Deutschland das in den jeweiligen Zeitreihen enthaltene Verhältnis von Konjunktursignal zu Störsignal untersucht. Dabei wird zum einen *qualitative* Reihen aus dem monatlichen ifo Konjunkturtest abgestellt. Zum anderen

werden wichtige *quantitative* Konjunkturindikatoren der amtlichen Statistik evaluiert. Bei den Indikatoren des ifo Instituts handelt es sich um das *Geschäftsklima* mit seinen Komponenten *Geschäftslage* und *Geschäftserwartungen*. Dabei wird einmal auf die *gewerbliche Wirtschaft* fokussiert, die in der Abgrenzung des ifo Instituts die Industrie, das Bauhauptgewerbe und den Groß- und Einzelhandel umfasst. Darüber hinaus wird auf das Geschäftsklima im *verarbeitenden Gewerbe* abgestellt, das bis heute ein wichtiger Cycle-Maker für die deutsche Wirtschaft ist (vgl. Abberger und Nierhaus 2008, 21 ff.). Daran anschließend wird die gleiche Analyse auf die beiden amtlichen Indikatoren *Auftragseingang* bzw. *Produktion* im verarbeitenden Gewerbe angewendet, die jeden Monat vom Statistischen Bundesamt veröffentlicht werden.

Tabelle 2 fokussiert auf Ansatz 1. Folglich werden (fallweise kalenderbereinigte) Ursprungsdaten benutzt; alle Zeitreihen werden nach einem einheitlichen Verfahren (Census X-12-ARIMA) ohne zusätzliche manuelle Eingriffe saisonbereinigt. Die Schätzung der glatten Komponente erfolgt zusammen mit der Saisonkomponente und basiert auf einem *Henderson-Filter*, der im X-12-Programm implementiert ist. Die Bereinigung nach Census X-12 ARIMA erfolgt mit der Software-Paket Gretl (Version 1.8) (vgl. Cottrell und Lucchetti 2008). Der Rechenzeitraum reicht von Januar 1991 bis zum Februar 2009.

Für das saisonbereinigte Geschäftsklima im *verarbeitenden Gewerbe* und seine beiden Bestandteile ergeben sich hervorragende Ergebnisse: Bereits die standardmäßigen

Tab. 2
MCD-Werte für ausgewählte Konjunkturindikatoren
saisonbereinigt nach Census X-12-ARIMA^{a)}

	Saisonbereinigte Werte Υ^{SB}	Irreguläre Komponente I	Zyklische Komponente C	IC-Relation ^{b)} IC	Months for Cyclical Dominance ^{c)} MCD	Modifiziertes MCD-Maß ^{d)} MCD*
	Mittlere absolute Veränderung in %					
Verarbeitendes Gewerbe						
Lage	1,388	0,854	1,078	0,793	1	–
Erwartungen	1,461	0,942	1,004	0,939	1	–
Klima	1,203	0,723	0,947	0,763	1	–
Gewerbliche Wirtschaft						
Lage	1,342	1,022	0,815	1,253	2	1,42
Erwartungen	1,157	0,779	0,768	1,015	2	1,04
Klima	1,037	0,750	0,714	1,051	2	1,11
Industrieproduktion ^{e)}	1,122	0,945	0,473	1,996	3	2,00
Auftragseingang in der Industrie ^{e)f)}	1,798	1,497	0,794	1,887	3	2,02

^{a)} Für die Saisonbereinigung der Ursprungswerte und die Extraktion der Trend-Zyklus-Komponente wurde das Census X-12-ARIMA-Verfahren benutzt. – ^{b)} Verhältnis von irregulärer zu glatter Komponente, Maßstab dafür, wie stark und unverfälscht das konjunkturelle Signal in einer saisonbereinigten Reihe ist. – ^{c)} Zahl der Monate, bis die durchschnittliche Änderung der glatten Komponente die durchschnittliche Änderung der irregulären Komponente ohne Berücksichtigung des Vorzeichens überwiegt. – ^{d)} Zeitspanne in Monaten, bis die IC-Relation genau den Wert 1 annimmt. – ^{e)} Volumenwerte, arbeitstäglich bereinigt. – ^{f)} Nominale Werte, arbeitstäglich bereinigt.

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

Tab. 3
MCD-Werte für ausgewählte Konjunkturindikatoren
saisonbereinigt nach ASA II bzw. Census X-12-ARIMA^{a)}

	Extraktion der glatten Komponente durch 13-Term-Henderson-Filter					
	Saison- bereinigte Werte γ^{SB}	Irreguläre Komponente I	Zyklische Komponente C	IC-Relation ^{b)} IC	Months for Cyclical Dominance ^{c)} MCD	Modifiziertes MCD-Maß ^{d)} MCD*
	Mittlere absolute Veränderung					
Verarbeitendes Gewerbe ^{e)}						
Lage	1,313	0,874	0,857	1,020	2	1,04
Erwartungen	1,453	0,973	0,991	0,983	1	–
Klima	1,150	0,760	0,814	0,934	1	–
Gewerbliche Wirtschaft ¹⁾						
Lage	1,340	1,105	0,675	1,635	2	1,85
Erwartungen	1,156	0,776	0,777	1,000	1	–
Klima	1,041	0,783	0,638	1,226	2	1,42
Industrieproduktion ^{e)}	1,535	0,895	0,367	2,438	3	2,70
Auftragseingang in der Industrie ^{e)f)}	2,044	1,394	0,582	2,397	3	2,41
	Extraktion der glatten Komponente durch lokal gew. polynom. Regression					
	Saison- bereinigte Werte γ^{SB}	Irreguläre Komponente I	Zyklische Komponente C	IC-Relation ^{b)} IC	Months for Cyclical Dominance ^{c)} MCD	Modifiziertes MCD-Maß ^{d)} MCD*
	Mittlere absolute Veränderung					
Verarbeitendes Gewerbe ^{e)}						
Lage	1,313	0,796	1,012	0,786	1	–
Erwartungen	1,453	0,972	0,951	1,022	2	1,05
Klima	1,150	0,759	0,853	0,890	1	–
Gewerbliche Wirtschaft ^{e)}						
Lage	1,340	1,042	0,790	1,318	2	1,47
Erwartungen	1,156	0,769	0,779	0,987	1	–
Klima	1,041	0,792	0,675	1,174	2	1,33
Industrieproduktion ^{e)}	1,535	0,869	0,946	0,918	1	–
Auftragseingang in der Industrie ^{e)f)}	2,044	1,303	1,197	1,089	2	1,17

^{a)} Die saisonbereinigten Werte sind Veröffentlichungen des ifo Instituts bzw. des Statistischen Bundesamts entnommen. –
^{b)} Verhältnis von irregulärer zu glatter Komponente, Maßstab dafür, wie stark und unverfälscht das konjunkturelle Signal in einer saisonbereinigten Reihe ist. – ^{c)} Zahl der Monate, bis die durchschnittliche Änderung der glatten Komponente die durchschnittliche Änderung der irregulären Komponente ohne Berücksichtigung des Vorzeichens überwiegt. – ^{d)} Zeitspanne in Monaten, bis die IC-Relation genau den Wert 1 annimmt. – ^{e)} Volumenwerte. – ^{f)} Nominale Werte.

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

IC-Relationen, bei der die hochfrequenten monatlichen Änderungen der irregulären Komponente zu den Änderungen der glatten Komponente in Beziehung gesetzt werden, liegen für alle Reihen unter 1. Auf Monatsfrist dominiert demnach die glatte Komponente, das MCD-Maß hat für alle drei Indikatoren den idealen Minimalwert 1.

Für den umfassenderen ifo-Hauptindikator *Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft*, das die vergleichsweise etwas volatileren Sektoren Bau und Handel einbezieht, ergeben sich nur unwesentlich schlechtere Werte. Die monatlichen IC-Relationen für den saisonbereinigten Klima-, La-

ge- und Erwartungsindikator sind zwar etwas größer als Eins, was das MCD-Maß, das auf volle Monate abstellt, auf den Wert Zwei erhöht.⁴ Das modifizierte MCD*-Maß, das die exakte Zeitspanne angibt, bis die IC-Relation genau bei 1 liegt, beträgt aber für das ifo Geschäftsklima lediglich 1,1 Monate. Für die Geschäftserwartungen ergeben sich sogar nur 1,04 Monate, für die etwas volatilere Geschäftslage 1,4 Monate. Deutlich ungünstiger fallen die Prüfmaße für die quantitativen Indikatoren der amtlichen Statistik aus. Bei der sai-

⁴ Wird allein auf das saisonbereinigte Geschäftsklima in Westdeutschland (im Zeitraum 1970 bis 2003) abgestellt, so wird auch hier ein MCD-Wert von genau einem Monat erreicht.

sonbereinigten Industrieproduktion in konstanten Preisen liegt die IC-Relation knapp unter 2; das MCD-Maß beträgt drei Monate (modifiziertes MCD-Maß: 2,0 Monate). Für den saison- und kalenderbereinigten nominalen Auftragseingang ergeben sich die gleichen Werte.

Tabelle 3 stellt auf Ansatz 2 ab. Folglich wird von bereits *saisonbereinigten* Zeitreihen ausgegangen (= Ansatz 2). Die saisonbereinigten Ergebnisse sind Veröffentlichungen des ifo Instituts bzw. des Statistischen Bundesamts entnommen worden. Zur Schätzung der Trend-Zyklus-Komponente wird einerseits der *symmetrische Henderson-13-Term-Filter* verwendet. Andererseits wird ein rein datenbasiertes Schätzverfahren namens *lokal gewichteter polynomialer Regression* eingesetzt. Mit Hilfe dieses Ansatzes können Zeitreihen um nicht konjunkturrelevante Zufallsschwankung optimal bereinigt werden (vgl. Abberger und Nierhaus 2008).

Die Ergebnisse bestätigen grosso modo die Resultate von Ansatz 1. Wieder zeigt sich, dass das konjunkturelle Signal der saisonbereinigten ifo Konjunkturindikatoren im Vergleich zum Störsignal der irregulären Komponente vielfach bereits auf Monatsfrist dominant ist. Dabei fallen die Ergebnisse für die lokal gewichtete polynomiale Regression im Vergleich zum Henderson-Filter noch etwas günstiger aus. Dies gilt insbesondere für die zu Vergleichszwecken in der Untersuchung einbezogenen amtlichen Indikatorreihen Produktion und Auftragseingang, die beim Henderson-Filter deutlich schlechter abschneiden als bei der lokal gewichteten polynomialen Regression. Scheinbar sind die kürzerfristigen unterjährigen Schwingungen speziell bei der Industrieproduktion so ausgeprägt, dass das Schätzverfahren sie den systematischen Bewegungen zuschlägt. Dies würde bedeuten, dass die Industrieproduktion systematische Signale beinhaltet, die in der Konjunkturforschung üblicherweise nicht zur Trend-Zyklus-Komponente gerechnet werden.

Fazit

Das *ifo Geschäftsklima* und seine Komponenten *Geschäftslage* und *Geschäftserwartungen* besitzen für die Konjunkturanalyse die Vorzüge, dass sie zeitnah verfügbar sind, keinen Revisionen unterliegen und nicht trendbehaftet sind. Damit erfüllen sie wichtige Eigenschaften, die gute Konjunkturindikatoren aufweisen sollten.⁵ Im Vergleich zu den amtlichen trendbehafteten Indikatoren *Produktion* und *Auftragseingang* beinhalten diese Zeitreihen zudem ein deutlich klareres Konjunktursignal. Bei Konjunkturindikatoren wird nämlich das enthaltene Konjunktursignal stets von einem unsystematischen Rauschen oder »Störsignal« begleitet. Ein wichtiges Qualitätskriterium für Konjunkturindikatoren ist daher das in der Zeitreihe enthaltene Verhältnis von Konjunktursignal zu Störsignal.

⁵ Vgl. die grundlegende Arbeit des NBER von Moore und Shiskin (1967).

In der Literatur gibt es hierfür einschlägige Prüfkriterien: Die *IC-Relation* (Ratio of the Average Amplitudes of the Irregular to the Cyclical Factor) und das *MCD-Maß* (Months for Cyclical Dominance). Mit diesen Kriterien können saisonbereinigten Zeitreihen im Hinblick auf die Größenordnung von irregulärer Komponente zu glatter Konjunkturkomponente analysiert werden. Ist die standardmäßige, d.h. für 1-Monatsspannen berechnete IC-Relation (Verhältnis der Änderung von glatter zu irregulärer Komponente) größer als oder gleich Eins, so spiegelt die Bewegung der saisonbereinigten Reihenwerte im Mittel überwiegend irreguläre Einflüsse wider. Vice versa indizieren IC-Relationen von kleiner Eins eine Dominanz der systematischen Trend-Zyklus-Komponente. Bei vielen Zeitreihen überwiegen beim kurzfristigen Vormonatsvergleich die irregulären Einflüsse; erst bei längerfristigen Zeitreihenbewegungen dominiert die glatte Komponente. Das MCD-Maß gibt die kleinste, in Monaten gemessene Zeitspanne an, für die die durchschnittliche Veränderung der glatten Komponente die Veränderung der irregulären Bewegung überwiegt. Je kleiner das MCD-Maß für eine Reihe ausfällt, umso angemessener (»cyclically significant«) sind Vormonatsvergleiche von saisonbereinigten Ergebnissen. Das MCD-Kriterium ist ein zentrales Maß für die Güte konjunkturrelevanter Zeitreihen:

»In studies of the business cycle, the direction and magnitude of change in economic series is of fundamental importance. It is also important to distinguish persistent, cumulative changes from irregular fluctuations. In series with a low value of MCD this distinction can be made more promptly, or (with a given degree of promptness) more accurately, than in series with high MCD. From this point of view, then, one of the goals of statistics collectors should be to compile series for which MCD is low (e.g. unity).« (Shiskin 1957, 609)

Die präsentierten Ergebnisse zeigen, dass sowohl das *Geschäftsklima für das verarbeitende Gewerbe* als auch das umfassender definierte *Geschäftsklima für die gewerbliche Wirtschaft* beim MCD-Kriterium überragend abschneiden. Zur Absicherung der Ergebnisse wurde parallel mit verschiedenen Saisonbereinigungsverfahren und unterschiedlichen Filtern zur Extraktion der glatten Komponente gearbeitet. Es zeigt sich bei allen Ansätzen, dass das konjunkturelle Signal der ifo Konjunkturindikatoren im Vergleich zum Störsignal der irregulären Komponente vielfach auf Monatsfrist bereits dominant ist. Das ifo Geschäftsklima ist somit ein monatlicher Konjunkturindikator, der sehr zeitnah vorliegt, die Konjunktur frühzeitig anzeigt, d.h. ein vorlaufender Indikator ist, und darüber hinaus ein sehr klares, d.h. zyklisch signifikantes Konjunktursignal enthält. Damit gilt das ifo Geschäftsklima zu Recht als zentraler Indikator für die Beurteilung der Konjunkturentwicklung in Deutschland.

Literatur

- Abberger, K. und K. Wohlrabe (2006), »Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas – Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur«, *ifo Schnelldienst* 59(22), 19–26.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2007), »Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 60(5), 25–30.
- Abberger, K. und W. Nierhaus (2008), »Die ifo Kapazitätsauslastung – ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur«, *ifo Schnelldienst* 61(16), 15–23.
- Cottrell, A. und R. Lucchetti (2008), *Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*, Gretl User's Guide, December 2008, <http://ricardo.ecn.wfu.edu/pub/gretl/manual/en/gretl-guide-a4.pdf>.
- Findley, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Ott und B.-C. Chen (1998), »New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program«, *Journal of Business & Economic Statistics* 16, 127–152.
- Goldrian, G. und B. Lehne (1999), »Zur Approximation der Trend-Zyklus-Komponente am aktuellen Rand einer Zeitreihe«, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* (3/4), 344–356.
- Goldrian, G. und W.H. Strigel (1989), »Nationale Gesamtindikatoren auf der Basis von Konjunkturumfragen«, in: K.H. Oppenländer und G. Poser (Hrsg.), *Handbuch der ifo Umfragen*, Duncker&Humblodt, Berlin, München, 358–372.
- Höpfner, B. (1998), »Ein empirischer Vergleich neuerer Verfahren zur Saisonbereinigung und Komponentenerlegung«, *Wirtschaft und Statistik* (12), 949–959.
- Kirchner, R. (1999), »Auswirkungen des neuen Saisonbereinigungsverfahrens Census X-12-ARIMA auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland«, Deutsche Bundesbank, Diskussionspapier 7/99.
- Ladiray, D. und B. Quenneville (1999), *Understanding the X11-Method: The Various Tables*, Juli, Statistics Canada, Ottawa.
- Lothian, J. und M. Morry (2005), »A Set of Quality Control Statistics for the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method«, Working Paper 78-10-005, Statistics Canada, Ottawa.
- Meyer, N. (1996), »Saisonbereinigte Reihe versus Trend als Hilfsmittel der aktuellen Konjunkturanalyse«, in: G. Goldrian (Hrsg.), *Saisonbereinigung und Konjunkturanalyse*, Beiträge zur quantitativen Wirtschaftsforschung 5, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München, 9–24.
- Moore, G. und J. Shiskin (1967), *Indicators of Business Expansions and Contractions*, Occasional Paper 1003, NBER, New York.
- Shiskin, J. (1957), *Electronic Computers and Business Indicators*, Occasional Paper 57, National Bureau of Economic Research Inc., Cambridge, Mass.
- Shiskin, J., A.H. Young und J.C. Musgrave (1967), *The X11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program*, US Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington.
- Trewin, D. (2003), *Australian Bureau of Statistics, Information Paper: A Guide to Interpreting Time Series – Monitoring Trends* (cat no. 1349.0), Australian Bureau of Statistics, Canberra, Australia.
- Wallis, G. (2006), *Methodology Notes: Measuring variability in selected economic time series*, Economic Trends 636, November, Office for National Statistics, Washington.