Die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest – Umstellung auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren

Stefan Sauer und Klaus Wohlrabe

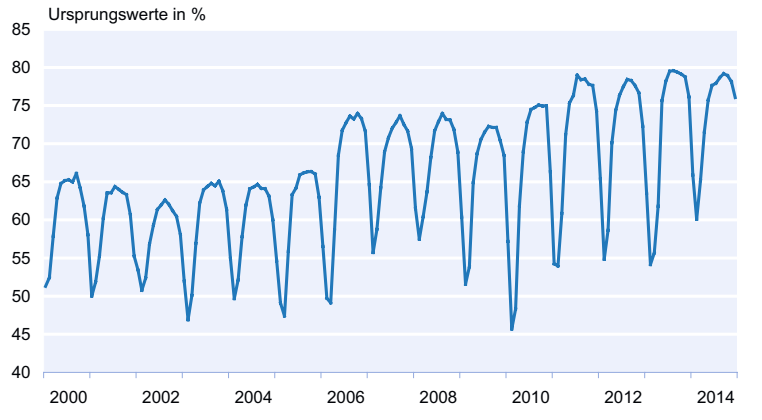
Saisonbereinigungsverfahren sind Methoden zur Eliminierung sich jährlich wiederholender Muster in Zeitreihen. Die Saisonbereinigung ist auch bei der Berechnung der Ergebnisreihen des ifo Konjunkturtests ein elementarer Bestandteil. Ab Januar 2015 erfolgt hier eine Umstellung der Methode vom bisher verwendeten ASA-II-Verfahren auf das vom U.S. Bureau of the Census entwickelte und international weit verbreitete X-13ARIMA-SEATS-Verfahren. Damit wird die Saisonbereinigung internationalen Standards angepasst, so dass eine noch bessere Vergleichbarkeit mit der amtlichen Statistik entsteht. Im Zuge dessen werden die Zeitreihen in Zukunft ohne Witterungsbereinigung ausgewiesen. Stattdessen werden Variablen, die signifikante Arbeitstageeffekte aufweisen, zusätzlich einer arbeitstäglichen Bereinigung unterzogen. Der vorliegende Artikel legt im Folgenden zunächst grundlegende Konzepte von Saisonbereinigungsverfahren dar, anschließend wird die Methodik von X-13ARIMA-SEATS näher beschrieben. Ein besonderes Augenmerk liegt dabei auf den verschiedenen Parametereinstellungen, wie etwa der Wahl der Saison- und der Trendfilter. Diese können für jede Zeitreihe individuell gewählt werden und ermöglichen somit eine hohe Anpassungsfähigkeit an die unterschiedlichen Gegebenheiten der jeweiligen Reihen. Abschließend werden die im Zuge der Umstellung zum Teil veränderten Eigenschaften der Zeitreihen sowie die Vorteile der neuen Vorgehensweise explizit erläutert.

Einführung in die Saisonbereinigung und grundlegende Modellansätze

In zahlreichen ökonomischen Statistiken und Zeitreihen sind regelmäßig wiederkehrende Muster innerhalb eines Jahres sichtbar, die die interessierenden trendmäßigen und konjunkturbedingten Strukturen überlagern. So schwankt etwa die Arbeitslosenquote beträchtlich im Jahresverlauf, mit ihrem Höchststand in den Wintermonaten, oder die Einzelhandelsumsätze steigen in jedem Jahr beträchtlich in der Vorweihnachtszeit. Ursachen für derartige saisonale Veränderungen sind zumeist in jahreszeitlichen oder institutionellen Einflüssen, wie etwa Lufttemperaturen, Feiertagen oder Ferien, zu finden.

Abb. 1

Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Auch viele Zeitreihen des ifo Konjunkturtests weisen eine deutlich erkennbare Saisonfigur auf. Abbildung 1 veranschaulicht dies am Beispiel des von den Umfrageteilnehmern gemeldeten Auslastungsgrades der Gerätekapazitäten im Bauhauptgewerbe. Dieser verringert sich in jedem Jahr in den Wintermonaten spürbar und beginnt, nach dem Einsetzen einer für das Baugewerbe günstigeren Witterung im Frühjahr wieder auf ein erheblich höheres Niveau zu steigen. Um bei der Interpretation von konjunkturellen Entwicklungen falsche Rückschlüsse zu vermeiden, werden daher in den Zeitreihen des ifo Konjunkturtests Bewegungen, die sich im Jahresrhythmus wiederholen, durch eine Saisonbereinigung ausgeschaltet.

Zusammenfassende Überblicke über die historische Entwicklung von Saisonbereinigungsverfahren und deren Methodik finden sich unter anderem in Hylleberg (1992) sowie in Edel et al. (1997). Die grundlegende Idee ist es, die Ursprungszeitreihe (U) in systematische Komponenten und einen irregulären Rest zu zerlegen und anschließend den Saisoneffekt herauszurechnen. Jede dieser Komponenten beinhaltet unterschiedliche Einflüsse auf die Zeitreihe. Bei den systematischen

Tab. 1
Komponentenzerlegung einer Zeitreihe

Komponente	Ursache
Glatte Trend-Zyklus Komponente	Langfristiger Trend und konjunkturelle Bewegungen
Saisonkomponente	Jährlich wiederkehrende Schwankungen
Witterungskomponente (optional)	Außergewöhnliche Wettereinflüsse
Arbeitstagekomponente (optional)	Unterschiedliche Länge und arbeitstägliche Zusammensetzung der Monate/Quartale
Irreguläre Komponente	Kurzfristige Schwankungen, singuläre Effekte

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

Komponenten in den Ursprungswerten der Zeitreihen handelt es sich üblicherweise um eine Trendkomponente (T), die auf den langfristigen Entwicklungspfad der Reihe zurückzuführen ist, und eine Konjunkturkomponente (K), in der zyklische Bewegungen mit einer Periodenlänge von mehreren Jahren zum Ausdruck kommen. Diese beiden Komponenten werden zumeist zur sogenannten glatten Trend-Konjunktur-Komponente (TK) zusammengefasst. Zudem zählt auch die Saisonkomponente (S), die sich im Jahresrhythmus wiederholt, zu den systematischen Einflüssen. Optional kann das Komponentenmodell zusätzlich um eine Witterungskomponente (W), die außergewöhnliche Wetterverhältnisse oder die unterschiedliche Intensität von Schnee und Frost im Winter erklärt, und/oder um eine Arbeitstagekomponente (A), die die Anzahl der Werktage eines Monats berücksichtigt, erweitert werden. Im irregulären Rest (I) sind alle zuvor nicht erfassten, vor allem kurzfristigen und zufälligen Einflüsse auf die Zeitreihe enthalten, wie z.B. Auswirkungen von Streiks sowie Kurzfristreaktionen auf wirtschaftspolitische Maßnahmen oder sonstige wichtige Ereignisse.

Die einzelnen Komponenten können auf unterschiedliche Arten zueinander in Beziehung gesetzt werden. Als gängigste Modellansätze haben sich in der Praxis die additive Zeitreihenzerlegung, bei der sich die Komponenten zu jedem Zeitpunkt t zum Ursprungsreihenwert U_t aufsummieren sowie die multiplikative Zerlegung herauskristallisiert:

additive Zerlegung: $U_t = TK_t + S_t + (W_t) + (A_t) + I_t$.
multiplikative Zerlegung: $U_t = TK_t * S_t * (W_t) * (A_t) * I_t$.

Eine saisonbereinigte Reihe enthält dann nach dem Herausrechnen der Saison sowie gegebenenfalls von Witterung und/oder Arbeitstageeffekten nur noch die glatte Trend-Konjunktur-Komponente sowie die irreguläre Komponente. Dies geschieht im additiven Modell durch Subtraktion der Saisonkomponente und im multiplikativen Ansatz entsprechend durch Division.

Da es nicht möglich ist, die genauen Ausprägungen der einzelnen Komponenten einer Zeitreihe zu beobachten, gibt es auch keine »objektiv richtige« Komponentenzerlegung (vgl. Abberger und Nierhaus 2009). In der Praxis kommt infolgedessen eine Vielzahl von Saisonbereinigungsverfahren zur Anwendung, die zum Teil große methodische Unterschiede aufweisen. International am häufigsten angewendet werden die vom U.S. Bureau of the Census entwickelten sogenannten Census-Modelle, denen gleitende Durchschnittsverfahren zugrunde liegen. Von der ursprünglichen Census-X-11-Version (vgl. Shishkin et al. 1967) gibt es inzwischen die Weiterentwicklungen X-12-ARIMA sowie X-13ARIMA-SEATS (U.S. Bureau of the Census 2011; 2013). In Deutschland finden diese Verfahren unter anderem bei der Deutschen Bundesbank, dem Statistischen Bundesamt und in den Statistiken der Bundesagentur für Arbeit Anwendung. Das Statistische Bundesamt verwendet zusätzlich auch das auf Regressionsansätzen basierende Berliner Verfahren BV4.1 (vgl. Speth 2004) zur Bereinigung seiner Zeitreihen, das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) greift dagegen überwiegend auf das Verfahren TRAMO-SEATS (vgl. Gomez und Maravall 1996) zurück.

Im ifo Konjunkturtest wurde bisher das ASA-II-Verfahren zur Saisonbereinigung verwendet. Dieses ist in seinen Grundzügen aus einer Zusammenarbeit des ifo Instituts mit dem HWWA Institut für Wirtschaftsforschung in Hamburg sowie dem Rheinisch-Westfälischen Institut für Wirtschaftsforschung in Essen entstanden (vgl. Danckwerts et al. 1970) und wurde in verschiedenen Weiterentwicklungen speziell auf die Gegebenheiten der Konjunkturtestreihen abgestimmt (vgl. Goldrian 1973; 1993). Die Ergebnisse des ASA-II-Verfahrens wurden in mehreren Studien im Hinblick auf ihre Prognosegüte hinsichtlich der aktuellen konjunkturellen Tendenz empirisch analysiert. Dabei war das ASA-II-Verfahren sowohl bei Verwendung der glatten Komponente als auch bei den saisonbereinigten Werten sehr treffsicher (vgl. Goldrian und Lehne 1998; Goldrian 2004).

Die Berechnung der Saisonkomponente erfolgte jedoch unter der Annahme, dass sich das Saisonmuster der Reihen in seinem Mittelwert sowie in der Abhängigkeitsstruktur der Werte in einem dafür festgelegten Zeitraum von 18 Jahren allenfalls geringfügig ändert und daher als konstant angesehen werden kann. Wie sich allerdings in Abbildung 1 bereits mit bloßem Auge erkennen lässt, ist die Annahme einer konstanten Saisonfigur inzwischen nicht mehr für alle Reihen aufrechtzuhalten. Sowohl der Mittelwert der Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe als auch die Schwankungsamplitude innerhalb eines Jahres haben sich seit Mitte des vergangenen Jahrzehnts merklich erhöht. Dies trifft auch für andere Zeitreihen vorwiegend im Baugewerbe zu. Dementsprechend kann die Saisonbereinigung unter Annahme ei-

nes konstanten Musters in diesen Fällen zu verzerrten Ergebnissen führen, die noch Saisonmuster enthalten.

Deshalb hat sich das ifo Institut für die Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens von ASA-II auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren entschlossen. Der größte Vorzug dieser international sehr anerkannten und weit verbreiteten Methode besteht darin, dass durch die zahlreichen Parametereinstellungen flexibler auf die individuellen Gegebenheiten der verschiedenen Zeitreihen, wie zum Beispiel sich verändernde Saisonmuster, eingegangen werden kann. Ein weiterer Vorteil ist, dass damit die Notwendigkeit einer zeitlichen Begrenzung der Bereinigung auf 18 Jahre entfällt. Mit der Umstellung des Verfahrens können die gesamtdeutschen Konjunkturtestreihen daher durchgehend bis zu ihrem Beginn im Januar 1991 bereinigt werden statt wie zuletzt lediglich bis Januar 1997.

Diese Umstellung hat Änderungen der Verläufe der verschiedenen saisonbereinigten Zeitreihen zur Folge. Nach der Beschreibung des neuen Saisonbereinigungsverfahrens werden daher in graphischen Darstellungen auf diese Unterschiede hingewiesen und in Vergleichsrechnungen Kennzahlen zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit des neuen Verfahrens erörtert.

Das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren

Die sogenannten Census-Verfahren wurden im U.S. Bureau of the Census entwickelt und sind die auf der Welt von Statistikämtern, Universitäten und sonstigen Institutionen am meisten benutzten Saisonbereinigungsverfahren. Der grundlegende Ansatz dazu wurde mit der X-11-Methode (vgl. Shishkin et al. 1967) gelegt, die eine Weiterentwicklung in der X-11-ARIMA-Methode (vgl. Dagum 1980) fand. Darin brachte die Option für das Anreichern der Reihen mit Forecasts und Backcasts aus ARIMA-Modellen (AutoRegressive Integrated Moving Average) vor der eigentlichen Saisonbereinigung eine Verbesserung der Schätzeigenschaften am Reihenrand mit sich. Eine Fortentwicklung des ARIMA-Ansatzes durch das US Census Bureau erfolgte in der Version X-12-ARIMA, die zusätzlich weitere Diagnosewerkzeuge zur Beurteilung der Leistungsfähigkeit der Saisonbereinigung bot. Die neueste Version der Census-Verfahren, die auch zukünftig zur Bereinigung innerhalb des ifo Konjunkturtests zum Einsatz kommen wird, ist das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren. Die wichtigste Neuerung gegenüber der Vorgängerversion ist die Integration der SEATS-Prozedur (Signal Extraction in ARIMA Time Series), die ursprünglich in der Banco de España entwickelt wurde (vgl. Gomez und Maravall 1996).

Die Saisonbereinigung mit dem X-13ARIMA-SEATS-Verfahren basiert in seinen Grundzügen auf folgender Methodik: Neben der Wahl der Verknüpfung der Komponenten (zumeist additiv oder multiplikativ) müssen zunächst keine expliziten Modellspezifikationen getroffen werden. Als vorbereitender Schritt werden die Zeitreihen an den Rändern mit einem ARIMA-Ansatz durch Schätzwerte verlängert. Dadurch kann die Saisonbereinigung komplett mit symmetrischen Saison- und Trendfiltern durchgeführt werden. Dies hilft bei der Vermeidung von Verzerrungen der Ergebnisse durch asymmetrische Filter. Vor Beginn der eigentlichen Saisonbereinigung können darüber hinaus bereits Witterungs- oder Arbeitstageeffekte sowie Extremwerte, die bei der Bestimmung der Saisonfaktoren zu einem zu großen Einfluss des irregulären Rests und somit zu Verzerrungen führen könnten, per Regressionsansatz aus den Zeitreihen eliminiert werden.

Der Berechnung der Zeitreihenkomponenten, die den Kern der Saisonbereinigung darstellt, liegen verschiedene Filterverfahren auf Basis von gleitenden Durchschnitten zugrunde. Dabei wird zuerst mit Hilfe eines Trendfilters die glatte Komponente geschätzt und aus der Zeitreihe herausgerech-

Tab. 2
Grundzüge des X-13ARIMA-SEATS-Verfahrens

	Schritte	Methode
1. Vorbereitende Bearbeitung der Zeitreihen	Verlängerung der Zeitreihen zur Vermeidung von Randwertproblemen	ARIMA-Ansätze
	Optionale Eliminierung von Witterungs- und Arbeitstageeffekten, Extremwertbehandlung	Regressionsansätze
2. Iterativer Kernprozess der Saisonbereinigung	Schätzung der glatten Trend-Konjunktur-Komponente	Trendfilter mit gleitenden Durchschnitten
	Berechnung der rohen Saisonkomponente	Herausrechnen der geschätzten glatten Komponente aus der Ursprungsreihe
	Schätzung der Saisonkomponente	Saisonfilter mit gleitenden Durchschnitten
	Ermittlung der saisonbereinigten Zeitreihen	Herausrechnen der geschätzten Saisonkomponente aus der Ursprungsreihe
3. Diagnose der Qualität der Bereinigung	Überprüfung auf noch vorhandene Saison- oder Kalendereffekte	Statistische Tests und Spektralanalyse
	Überprüfung der verwendeten Einstellungen	Berechnung verschiedener Kennzahlen

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

net, so dass nur noch die Saisonkomponente und der irreguläre Rest übrig bleiben. Diese beiden Komponenten zusammen werden auch als rohe Saisonkomponente bezeichnet. Aus dieser rohen Saisonkomponente wird mit einem Saisonfilter, der wiederum auf einem gleitenden Durchschnittsverfahren basiert, die irreguläre Komponente ausgeschaltet, und man erhält eine Schätzung der Saisonkomponente. Durch Eliminierung dieser Saisonkomponente aus der Ursprungszeitreihe ergibt sich die saisonbereinigte Zeitreihe. Dieses Verfahren wiederholt sich über mehrere Iterationsstufen, bis die endgültige Komponentenzerlegung und somit die saisonbereinigte Zeitreihe feststeht.

Abschließend bietet das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren verschiedene Diagnoseinstrumente und Kennzahlen, die die Qualität der Saisonbereinigung beschreiben und Hinweise auf eventuelles Optimierungspotenzial bei der Wahl der Filter oder anderer Einstellungen geben können. So wird unter anderem getestet, ob gewählte Regressoren zur Eliminierung von Arbeitstage- oder sonstigen Effekte geeignet sind oder ob noch systematische Muster in den bereinigten Reihen zu erkennen sind.

Die Census-Verfahren haben zahlreiche Vorteile. Neben der großen Auswahl an zusammenfassenden Kennzahlen und Kontrollstatistiken sowie den ARIMA-Ansätzen zur Reduzierung der Randwertproblematik bieten vor allem die verschiedenen Optionen bei der Durchführung der einzelnen Schritte ein hohes Maß an Flexibilität. Gleichzeitig ist dies aber auch ein Ansatzpunkt für Kritiker, die die Unübersichtlichkeit des Verfahrens bemängeln oder gar eine Möglichkeit für Manipulationen sehen (vgl. Creutz 1979, S. 117 ff.). Eine ausführliche Dokumentation der verwendeten Einstellungen ist daher unerlässlich.

Zur Wahl des Modells und der Parametereinstellungen

Modellwahl der Komponentenzerlegung

Die Entscheidung für die Art der Komponentenzerlegung der Konjunkturtestreihen fällt zwischen den beiden gängigsten Ansätzen, dem additiven und dem multiplikativen Modell. Beim additiven Modell summieren sich die einzelnen Komponenten zur Ursprungszeitreihe auf. Die Saisonkomponente und der irreguläre Rest sind demnach absolute Abweichungen vom Niveau der Trend-Konjunktur-Komponente. Im multiplikativen Modell wird die Ursprungszeitreihe dagegen als Produkt dargestellt, so dass die einzelnen Komponenten relative Einflüsse widerspiegeln. Ein Saisonfaktor von 1,05 in einem Monat würde also das Zeitreihenniveau um 5% anheben. Der absolute Anstieg ist damit abhängig vom aktuellen Niveau der Zeitreihe.

Das multiplikative Modell impliziert demzufolge einen Zusammenhang der saisonalen Schwankungsmuster mit dem Reihenniveau. Für den Fall der Konjunkturtestreihen würde dies größere saisonale Ausschläge in konjunkturell sehr günstigen Zeiten bedeuten. Da bei Konjunkturtestreihen kein solcher Zusammenhang festgestellt werden konnte und man daher davon ausgehen kann, dass die saisonalen Ausschläge nicht vom Zeitreihenniveau abhängen, ist das additive Modell zulässig. Dieses bietet den Vorteil der einfacheren Interpretation der einzelnen Zeitreihenkomponenten. Da das multiplikative Modell darüber hinaus lediglich auf Zeitreihen mit ausschließlich positiven Werten anwendbar ist, fällt die Entscheidung für das Modell der Komponentenzerlegung auf den *additiven Ansatz.*[1]

Wahl der Trend- und Saisonfilter

Zur Annäherung der glatten Trend-Konjunktur-Komponente werden verschiedene Filter verwendet, die auf gleitenden Durchschnittsverfahren (Moving Averages) basieren (vgl. Ladiray und Quenneville 2001, S. 25). Gleitende Durchschnitte einer Zeitreihe X(t) lassen sich in folgender Form darstellen:

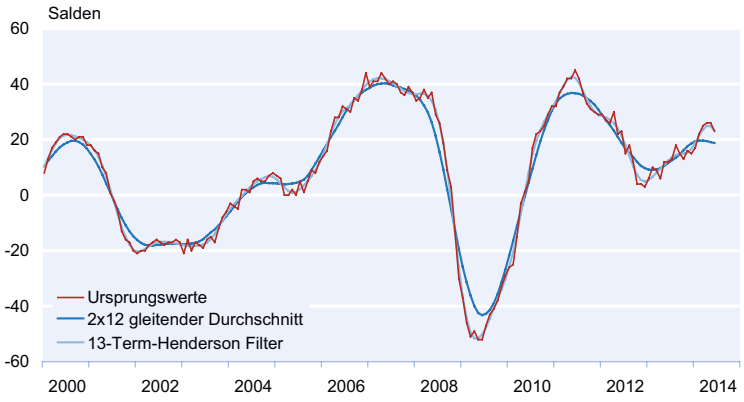
$$M[X(t)] = \sum_{k=-p}^{+f} \theta_k \; X_{t+k}.$$

Ausschlaggebend für das Ergebnis des Filterverfahrens ist zum einen die Wahl der Gewichte θ_k und zum anderen die Festlegung der Parameter *p* und *f*, die den Stützbereich des gleitenden Durchschnitts bestimmen. Zumeist wird ein symmetrischer Stützbereich gewählt, das heißt $p = f$, so dass der gesamte Stützbereich eine ungerade Anzahl an Werten enthält. Als Standardeinstellung für die gleitenden Durchschnitte werden für Monatsdaten 13 Werte gewählt ($p = f = 6$), um Schwingungen mit Perioden von weniger als einem Jahr aus der Zeitreihe zu filtern. In den ersten Iterationsstufen kommt der 2x12-gleitende Durchschnitt zum Einsatz. Dieser minimiert die Verzerrungen durch evtl. in der Reihe vorhandene Extremwerte, da er stärker glättet (vgl. Abb. 2). Auf der letzten Iterationsstufe wird dagegen ein Henderson-Filter verwendet (vgl. Henderson 1916). Dessen Variabilität hängt entscheidend vom gewählten Stützbereich ab. Je kürzer dieser gewählt wurde, desto weniger glatt verläuft die Trend-Konjunktur-Komponente.

Je variabler die glatte Komponente ist, desto wahrscheinlicher wird es jedoch, dass das Verfahren nicht alle Saisoneffekte herausfiltern kann. Allerdings erhöht sich bei einem kürzeren Stützbereich die Stabilität des Saisonbereinigungsverfahrens. Daher wurde individuell für die Konjunkturtestreihen der Stützbereich so kurz wie möglich gewählt, allerdings

[1] Die Saldenmethode zur Aggregation der Mikrodaten des ifo Konjunkturtests impliziert, dass die entsprechenden Indikatoren Werte zwischen – 100 und + 100 annehmen können.

Abb. 2
Vergleich verschiedener Trendfilter
Geschäftslage im Verarbeitenden Gewerbe



Quelle: ifo Konjunkturtest.

unter der Nebenbedingung, dass in den bereinigten Reihen kein signifikantes Saisonmuster mehr erkennbar ist. In Tabelle 3 finden sich die Gewichte der Trendfilter für verschiedene Stützbereiche. Das Gewichtungsschema resultierte aus den beiden von Henderson an den Filter gestellten Bedingungen, dass dieser Polynome vom Grade kleiner als 4 unverändert lässt und die Varianz der dritten Differenzen der Zeitreihe minimiert (vgl. Abberger und Nierhaus 2009).

Dem Saisonfilter zur Berechnung der Saisonkomponente liegt ebenfalls ein gleitendes Durchschnittsverfahren zugrunde. Dazu werden zunächst aus der rohen Saisonkomponente zwölf Unterreihen gebildet, in denen jeweils die Werte gleicher Kalendermonate zusammengefasst sind (bei Quartalswerten werden dementsprechend vier Unterreihen gebildet). Für die Schätzung der monatsspezifischen Saisoneffekte stehen standardmäßig 3 x 3-, 3 x 5-, 3 x 9- sowie 3 x 15-gleitende Durchschnitte zur Verfügung. Außerdem steht auch ein stabiler Saisonfilter zur Auswahl, der nur den Mittelwert aller Werte des gleichen Monats bildet. Die Anwendung dieses Filters unterstellt, dass das Saisonmuster konstant ist und sich über die Jahre nicht verändert. Die Gewichte verschiedener Filter sind in Tabelle 4 ersichtlich. Kürzere Stützbereiche haben dabei eine höhere Sensibilität für Schwankungen im Saisonmuster. Der Vorteil von größeren Stützbereichen liegt wiederum in der besseren Stabilität der Ergebnisse, allerdings wächst auch das Risiko, nicht alle Saisonausschläge aus der Reihe zu eliminieren. Daher wurden die Stützbereiche der Saisonfilter für die verschiedenen Zeitreihen jeweils so groß wie möglich gewählt, erneut unter der Bedingung, dass im Anschluss kein signifikantes Saisonmuster mehr in der bereinigten Reihe zu erkennen ist. Nach dieser Methode konnte der Saisonfilter für alle Reihen individuell gewählt werden. Dabei erwies sich auch der stabile Filter für einige Zeitreihen als angemessen.

Tab. 3
Gewichte der Trendfilter

Filter	θ_{t-6}	θ_{t-5}	θ_{t-4}	θ_{t-3}	θ_{t-2}	θ_{t-1}	θ_t	θ_{t+1}	θ_{t+2}	θ_{t+3}	θ_{t+4}	θ_{t+5}	θ_{t+6}
2x12-gleitender Durchschnitt	1/24	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/12	1/24
13-Term-Henderson-Filter	–0,019	–0,028	0,000	0,066	0,147	0,214	0,240	0,214	0,147	0,066	0,000	–0,028	–0,019
9-Term-Henderson-Filter			–0,041	–0,010	0,118	0,267	0,331	0,267	0,118	–0,010	–0,041		
7-Term-Henderson-Filter				–0,059	0,059	0,294	0,413	0,294	0,059	–0,059			
5-Term-Henderson-Filter					–0,073	0,294	0,559	0,294	–0,073				

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

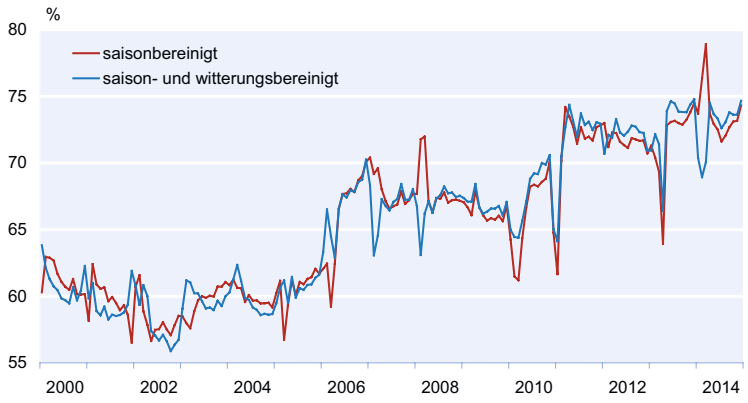
Tab. 4
Gewichte der Saisonfilter

Filter	θ_{t-5}	θ_{t-4}	θ_{t-3}	θ_{t-2}	θ_{t-1}	θ_t	θ_{t+1}	θ_{t+2}	θ_{t+3}	θ_{t+4}	θ_{t+5}
3x3-gleitender Durchschnitt				1/9	2/9	3/9	2/9	1/9			
3x5-gleitender Durchschnitt			1/15	2/15	3/15	3/15	3/15	2/15	1/15		
3x9-gleitender Durchschnitt	1/27	2/27	3/27	3/27	3/27	3/27	3/27	3/27	3/27	2/27	1/27
Stabiler Filter	Mittelwert über alle Werte mit gleichem Kalendermonat										

Quelle: Zusammenstellung des ifo Instituts.

Die beschriebenen Filtereinstellungen müssen in Zukunft regelmäßig überprüft werden. Sollten in den Eigenschaften der Zeitreihen Änderungen auftreten, so dass die zuvor gewählten Stützbereiche der Trend- und Saisonfilter nicht mehr zu dem gewünschten Ergebnis einer bereinigten Reihe ohne jegliche Saisonmuster führen, können die Einstellungen ohne großen Aufwand angepasst werden.

Abb. 3
Auswirkung der Witterungsbereinigung
Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Behandlung des Witterungseinflusses

Bislang wurde im Zuge der Saisonbereinigung der Konjunkturtestreihen auch eine Witterungsbereinigung durchgeführt. Insbesondere Zeitreihen aus dem Baubereich weisen einen engen Zusammenhang mit der Witterung auf. Aber auch in anderen Bereichen, wie etwa der Verkehrswirtschaft oder manchen Handelsbereichen, kann schlechtes Wetter stark bremsend wirken. Zur Berücksichtigung unterschiedlichen Wetters steht dem ifo Institut im Rahmen seiner Umfragen ein guter Indikator zur Verfügung, da die Unternehmen der Baubranche monatlich gefragt werden, ob ihre Geschäftstätigkeit durch ungünstige Witterung behindert wurde. Der prozentuale Anteil der Unternehmen, die vom Wetter beeinträchtigt sind, diente bisher als Indikator für die Witterungsbereinigung. Dessen Erklärungseigenschaften wurden anhand mehrerer nach Monaten getrennter Regressionsanalysen mit Reihen aus dem Bausektor überprüft, vor allem in den ersten Quartalen der Jahre erklärte der Indikator dabei einen Großteil der Varianz (vgl. Goldrian 1993).

Kritiker wenden jedoch gegen eine Witterungsbereinigung ein, dass der Einfluss der Witterung in der saisonbereinigten Reihe erkennbar bleiben sollte, da er als ein wesentlicher Bestimmungsfaktor in die Konjunkturbeurteilung eingeht. Auch aus den Richtlinien des Statistischen Amtes der Europäischen Union zur Saisonbereinigung geht hervor, dass Wettereinflüsse in der bereinigten Reihe nicht unterdrückt werden sollten (vgl. Eurostat 2009). Andere wirtschaftliche Zeitreihen, wie etwa die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten amtlichen Statistiken, werden ebenfalls ohne Witterungsbereinigung ausgewiesen.

Dass die Entscheidung für oder gegen eine Witterungsbereinigung einen enormen Einfluss auf die bereinigte Reihe und die daraus resultierende Interpretation haben kann, zeigt sich in Abbildung 3 wiederum am Beispiel der Kapazitätsauslastung im Bauhauptgewerbe. Speziell im ersten Quartal mancher Jahre sind zum Teil massive Abweichungen durch die Beseitigung der Witterungseinflüsse zu erkennen. Während 2014 beispielsweise die Witterungsbereinigung den Verlauf der Zeitreihe im ersten Quartal aufgrund der für die Jahreszeit ungewöhnlich milden Temperaturen kräftig nach unten korrigierte, blieb dieser Witterungseinfluss in der zweiten Variante im irregulären Rest, weshalb die Kurve stark anstieg. Zu Beginn des vorangegangenen Jahres führte der besonders frostige Winter dagegen zu dem umgekehrten Effekt, so dass die witterungsbereinigte Reihe höher lag.

Nach Abwägung der Vor- und Nachteile einer Witterungsbereinigung werden die Konjunkturtestreihen in Zukunft nicht mehr witterungsbereinigt ausgewiesen. Hauptgrund für diese Entscheidung ist, dass sich auch in den realwirtschaftlichen Bezugsdaten ungewöhnliche Witterungseinflüsse widerspiegeln. So hat sich etwa die saisonbereinigte Bauproduktion zu Jahresbeginn 2014 aufgrund des milden Winterwetters kräftig erhöht (vgl. Wollmershäuser et al. 2014). Zur Beschreibung oder Prognose solcher Vergleichsgrößen eignen sich daher Konjunkturtestreihen ohne eine Ausschaltung der Witterungskomponente besser.

Behandlung des arbeitstäglichen Einflusses

Die unterschiedliche Anzahl der Arbeitstage eines Monats kann einen weiteren Sondereinfluss auf den Verlauf von ökonomischen Zeitreihen darstellen (vgl. Bell und Hillmer 1983). Insbesondere auf Produktions-, Auftragseingangs- oder Umsatzreihen üben arbeitstägliche Effekte eine signifikante Wirkung aus. Für Reihen, in denen ein signifikanter Kalendereffekt sichtbar ist, macht daher eine arbeitstägliche Bereinigung Sinn. Die resultierenden Zeitreihen sind dann unabhängig von der Länge bzw. der Zusammensetzung der Monate (Anzahl der Montage, Dienstage etc., Anzahl der Arbeitstage bzw. der Wochenend- und Feiertage).

Hinweise auf arbeitstägliche Effekte liefern unter anderem Spektralanalysen, die das X-13ARIMA-SEATS-Programm bei der Bereinigung standardmäßig durchführt. In den Ergebniszeitreihen des ifo Konjunkturtests ist ein Kalendereffekt nur in einigen Variablen nachweisbar, die sich auf den aktuellen Monat bzw. auf den Vormonat beziehen. Die ar-

beitstägliche Bereinigung kommt daher bei der aktuellen Geschäftslage sowie im Verarbeitenden Gewerbe bei der Vormonatsentwicklung von Produktion, Nachfragesituation und Auftragsbeständen zum Einsatz. Andere Variablen, wie Geschäftserwartungen, Produktions- oder Personalpläne, die sich auf zukünftige Entwicklungen beziehen, weisen dagegen keine arbeitstäglichen Effekte auf und werden daher lediglich saisonbereinigt.

Die Berechnung der Arbeitstagekomponente erfolgt analog zur Witterung anhand eines Regressionsansatzes. Dazu wird als unabhängige Variable eine Reihe mit den Abweichungen der Monate von der durchschnittlichen Arbeitstageanzahl verwendet. Diese wurde aus der Arbeitstagereihe der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes errechnet (vgl. Statistisches Bundesamt 2014).

Ergebnisse der neuen Saisonbereinigungsmethode im ifo Konjunkturtest

Änderungen in den Verläufen der Zeitreihen

Die beschriebene Umstellung hat Änderungen in den Verläufen aller bereinigten Zeitreihen zur Folge. Dies betrifft demzufolge auch den meistbeachteten Indikator des Konjunkturtests, den ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft Deutschlands, der sich aus den Meldungen der Unternehmen aus dem Verarbeitenden Gewerbe, dem Bauhauptgewerbe sowie dem Groß- und Einzelhandel zu Geschäftslage und -erwartungen zusammensetzt (vgl. Seiler und Wohlrabe 2013). Am grundsätzlichen Verlauf sowie am Niveau der Zeitreihe ändert sich zwar wenig, allerdings können die beiden Bereinigungsmethoden in manchen Monaten verschieden große Ausschläge oder in Einzelfällen sogar unterschiedliche Tendenzen anzeigen. In 8% der Monate zeigt die neue Methode eine entgegengerichtete Tendenz an. Diese treten vor allem in den Monaten Januar bis März auf, in denen die Witterungsbereinigung einen größeren Einfluss hatte. So fielen etwa die Aufschwungsphasen zu Beginn der Jahre 2012 und 2013 mit der neuen Methode etwas weniger stark aus als zuvor (vgl. Abb. 4). Im Jahresverlauf 2014 war die Abwärtsbewegung des Geschäftsklimaindex nach der neuen und der bisherigen Bereinigungsmethode fast identisch. Der darauffolgende Anstieg im November und Dezember war mit beiden Methoden ebenfalls nahezu gleich.

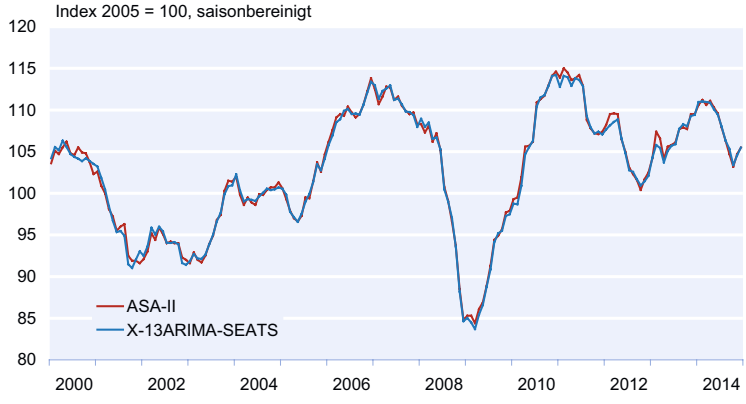
In Abbildung 5 sind für die gewerbliche Wirtschaft sowie für die Sektoren Verarbeitendes Gewerbe, Bauhauptgewerbe, Groß- und Einzelhandel sowie das Dienstleistungsgewerbe die Verläufe der Geschäftslage und der Erwartungen dargestellt. Hier ist zu erkennen, dass sich die Kurven überwiegend sehr ähnlich sind. Die in manchen Monaten abweichenden Verläufe der Geschäftslagevariablen sind zu einem großen Teil auf die arbeitstägliche Bereinigung zurückzuführen. Beträchtlich verändert haben sich lediglich die Geschäftserwartungen im Bauhauptgewerbe. Hier führte die Annahme einer konstanten Saisonfigur mit dem ASA-II-Verfahren nicht mehr zu der gewünschten Eliminierung der Saisonfigur, so dass keine klare Aussage über die zukünftige konjunkturelle Entwicklung des Baugewerbes mehr möglich war. Mit dem X-13ARIMA-SEATS-Verfahren ist diese jährlich gleiche zyklische Bewegung nicht mehr zu erkennen. So zeigte der Verlauf der Erwartungskurve seit Mitte des Jahres 2014 wieder nach oben und ist dafür im Dezember etwas gefallen.

Beurteilung der Leistungsfähigkeit des neuen Verfahrens

Vor dem Hintergrund der abweichenden Verläufe der bereinigten Zeitreihen stellt sich die Frage, welches Verfahren bzw. welche Einstellungen des Verfahrens am besten geeignet sind. Da der »wahre« saisonbereinigte Verlauf in der Realität nicht beobachtbar ist, kann die Güte einer Zeitreihenzerlegung lediglich anhand vergleichender statistischer Kriterien, wie etwa zur Stabilität der Ergebnisse am aktuellen Rand, oder durch die Analyse des Zusammenhangs mit Zielzeitreihen (vgl. Goldrian und Lehne 1999) beurteilt werden. Dabei können die unterschiedlichen Kriterien für eine betreffende Zeitreihe von verschieden großer Bedeutung sein. Bei der Umstellung der Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest war es daher wichtig, dass die Kriterien mit höchster Priorität ihre zuvor bereits hohe Güte beibehalten oder sogar noch weiter verbessern.

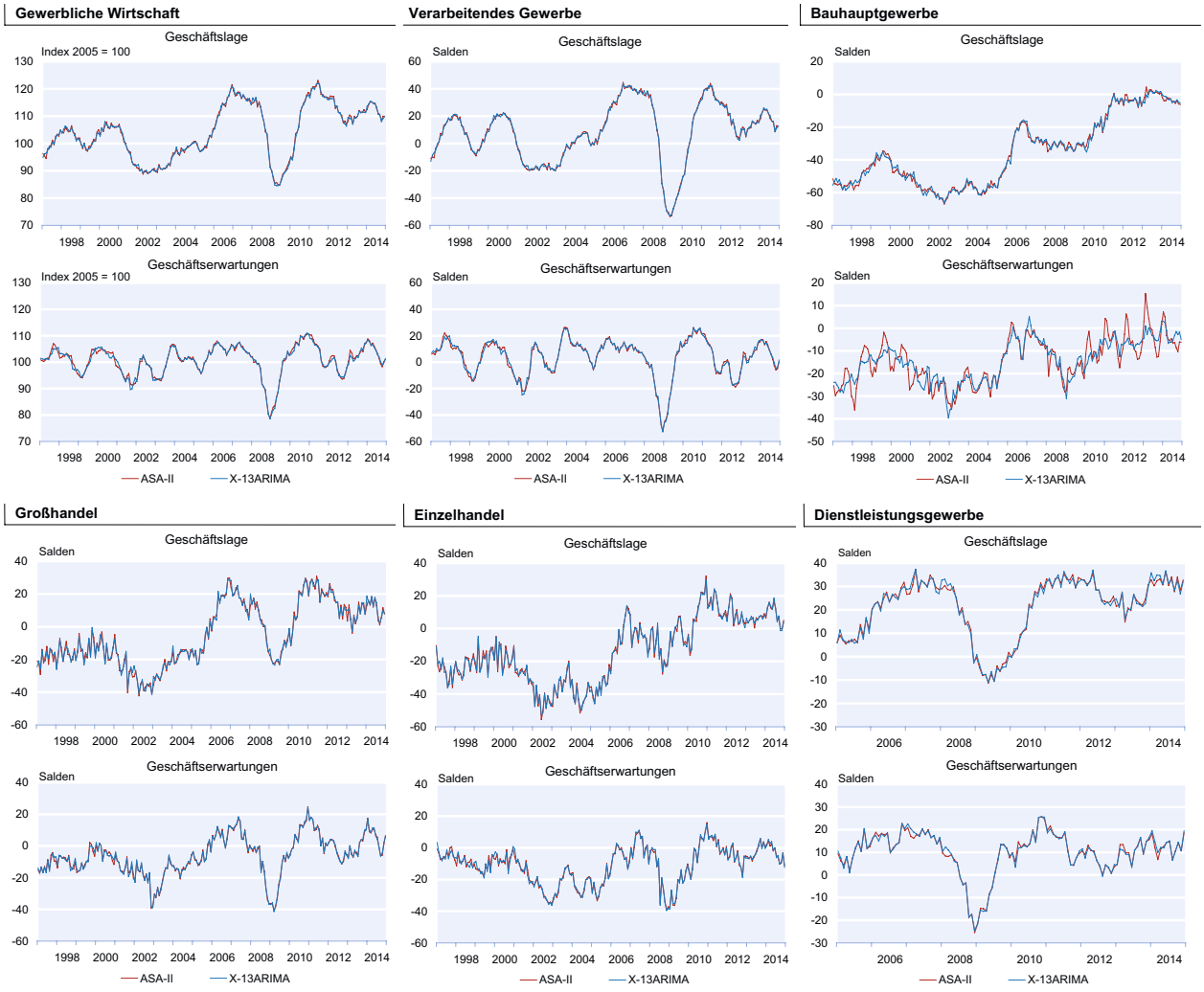
Die wichtigste Eigenschaft einer saisonbereinigten Zeitreihe ist per Definition, dass sie keine erkennbaren Saisoneffekte mehr enthält. Neben der rein graphischen Betrachtung der Reihen, die schon erste Aufschlüsse über mögliche sich jährlich wiederholende Strukturen geben kann, testet das X-13ARIMA-

Abb. 4
ifo Geschäftklimaindex
Gewerbliche Wirtschaft Deutschland



Quelle: ifo Konjunkturtest.

Abb. 5



Quelle: ifo Konjunkturtest.

SEATS-Programm die Ergebnisreihen standardmäßig mit einem F-Test (vgl. Higginson 1976) bzw. mit einer Spektralanalyse auf noch verbliebene Saisonalität und gibt gegebenenfalls eine Warnung aus. Die Parametereinstellungen des Verfahrens wurden daher für die jeweiligen Reihen so gewählt, dass in den Resultaten keine Saisonstrukturen mehr erkennbar sind.

Darüber hinaus gibt es gerade für viel beachtete Konjunkturindikatoren, wie den ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft, einige wünschenswerte Qualitätsmerkmale und Prognoseeigenschaften. So soll der Indikator unter anderem nach der Publikation keinen größeren Revisionen ausgesetzt sein sowie frühzeitige und möglichst eindeutige Hinweise auf den Konjunkturverlauf enthalten (vgl. Abberger und Wohlrabe 2006). Bei allen Saisonbereinigungsverfahren kommt es zu mehr oder weniger starken Änderungen der bereinigten Reihen, wenn die Ergebnisse neuer Erhebungsmonate miteinbezogen werden (vgl. Creutz 1979, S. 202). Da sich ein Wert des ifo Geschäftsklimas in der Folgezeit nach seiner Erstveröffentlichung aber so wenig wie möglich ändern soll, erfolgt die Beurteilung der Eignung eines Saisonbereinigungsverfahrens unter anderem anhand von Kriterien, die auf das Ausmaß der durch die Einbeziehung aktueller Reihenwerte verursachten Revisionen abzielen. Das Bereinigungsverfahren muss demnach ein hohes Maß an Stabilität der Ergebnisse gewährleisten, insbesondere am aktuellen Rand. Darüber hinaus sollte sich eine anfangs angezeigte konjunkturelle Tendenz im Nachhinein nicht mehr ändern. Das heißt, wenn etwa ein Wert von einem Monat zum nächsten ansteigt, sollte diese Entwicklung auch nach eventuellen Revisionen bestehen bleiben.

Einige ausgewählte Reihen des Konjunkturtests wurden auf ihre Stabilität überprüft. Die Vergleichsrechnungen gingen dabei folgendermaßen vor: Die Reihen wurden zunächst sowohl mit X-13ARIMA-SEATS als auch mit ASA-II von Januar 1991 bis Januar 2008 saisonbereinigt. Unter sukzessiver Verlängerung der Ursprungsreihen um jeweils einen Wert wurde die Bereinigung mit beiden Methoden 77-mal wiederholt, so dass die letzte bereinigte Reihe bis Juni 2014 reicht und die Veränderungen der einzelnen Monatswerte

Tab. 5a
Stabilitätsmaße für den ifo Geschäftsklimaindex

Änderung in Indexpunkten	nach einem Monat		nach drei Monaten		nach einem Jahr		nach zwei Jahren	
	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II
Durchschnitt	0,04	0,03	0,04	0,07	0,15	0,15	0,25	0,21
Median	0,03	0,02	0,03	0,07	0,13	0,13	0,23	0,20
Maximum	0,13	0,16	0,12	0,19	0,37	0,47	0,62	0,49

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

Tab. 5b
Stabilitätsmaße für verschiedene Sektoren

Durchschnittliche Änderung in Saldenpunkten	nach einem Monat		nach drei Monaten		nach einem Jahr		nach zwei Jahren	
	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS	ASA-II
Geschäftslage gewerbliche Wirtschaft	0,04	0,05	0,05	0,12	0,14	0,27	0,23	0,35
Geschäftserwartungen gewerbliche Wirtschaft	0,11	0,07	0,12	0,18	0,47	0,38	0,79	0,55
Geschäftslage Verarbeitendes Gewerbe	0,05	0,07	0,06	0,16	0,17	0,36	0,27	0,43
Geschäftserwartungen Verarbeitendes Gewerbe	0,15	0,09	0,17	0,22	0,69	0,48	1,09	0,67
Geschäftslage Bauhauptgewerbe	0,03	0,03	0,04	0,07	0,11	0,18	0,20	0,32
Geschäftserwartungen Bauhauptgewerbe	0,32	0,06	0,42	0,16	0,92	0,40	1,07	0,76
Geschäftslage Großhandel	0,08	0,07	0,08	0,11	0,19	0,34	0,25	0,47
Geschäftserwartungen Großhandel	0,07	0,06	0,07	0,15	0,19	0,38	0,27	0,50
Geschäftslage Einzelhandel	0,12	0,07	0,12	0,17	0,31	0,49	0,45	0,67
Geschäftserwartungen Einzelhandel	0,08	0,06	0,08	0,16	0,21	0,34	0,28	0,47

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

im Zeitverlauf analysiert werden können. Zur Quantifizierung des Ausmaßes der Revisionen können verschiedene Vergleichsmaße herangezogen werden. In Tabelle 5a sind die Veränderungen des ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft von seiner Erstveröffentlichung zum zweiten Monat bzw. nach drei Monaten sowie nach einem Jahr und nach zwei Jahren dargestellt. Für die gleichen Zeiträume bietet Tabelle 5b einen Überblick über die durchschnittliche Änderung in den für den Geschäftsklimaindex ausschlaggebenden Wirtschaftsbereichen.

Die Auswertung zeigt, dass der Geschäftsklimaindex von der ersten Veröffentlichung zum nächsten Monat mit beiden Verfahren sehr stabil ist. Die durchschnittliche Änderung liegt im zweiten Nachkommabereich und die maximale Revision bei 0,13 bzw. 0,16 Indexpunkten. Während das ASA-II-Verfahren hier im Durchschnitt minimal stabilere Werte liefert, ist die X-13ARIMA-SEATS-Methode zwischen drei Monaten und einem Jahr besser. Nach zwei Jahren ist die Stabilität zwar wieder mit dem ASA-II-Verfahren etwas höher, dies ist jedoch ausschließlich auf die Bereinigung der Geschäftserwartungen im Verarbeitenden Gewerbe sowie im Bauhauptgewerbe zurückzuführen, in denen das ASA-II-Verfahren allerdings zum Teil Probleme hatte, die Saisonkomponente komplett herauszufiltern. Die Analyseergebnisse weisen demzufolge darauf hin, dass das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren mit den gewählten Parametereinstellungen aus Stabilitätsgesichtspunkten sehr gut für die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest geeignet ist.

Die Stabilität eines Verfahrens stellt zwar ein Kriterium mit sehr hoher Priorität dar, dabei sollten allerdings nicht die Auswirkungen auf die Aussagekraft sowie die Prognoseeigenschaften der Konjunkturtestreihen aus den Augen verloren werden. Besonders der Zusammenhang mit interessierenden Zielgrößen, beispielsweise im Rahmen von Konjunkturprognosen, ist dabei von großer Bedeutung. Korrelationsanalysen ergaben hier einen positiven Effekt der Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens. So erhöhte sich etwa die Korrelation des ifo Geschäftsklimaindex für die gewerbliche Wirtschaft mit den Jahreswachstumsraten des Bruttoinlandsprodukts durch die Umstellung der Saisonbe-

Tab. 6
Korrelationen der Geschäftsklimareihen im Verarbeitenden Gewerbe auf Zweistellerebene mit den Jahresveränderungsraten der Produktionsindizes

	ASA-II	X-13ARIMA-SEATS
Herstellung von Textilien	0,589	0,590
Herstellung von Bekleidung	0,391	0,396
Herstellung von Holz-, Flecht-, Korb- und Korkwaren (ohne Möbel)	0,573	0,577
Herstellung von Papier, Pappe und Waren daraus	0,562	0,561
Herstellung von Druckerz., Vervielf. V. Ton-, Bild-, Datenträgern	0,682	0,679
Kokerei und Mineralölverarbeitung	0,136	0,137
Herstellung von chemischen Erzeugnissen	0,645	0,643
Herstellung von Gummi- und Kunststoffwaren	0,736	0,737
Herstellung von Glaswaren, Keramik, Verarbeitung von Steinen und Erden	0,614	0,631
Metallerzeugung und -bearbeitung	0,609	0,610
Herstellung von Metallerzeugnissen	0,819	0,819
Herstellung von DV-Geräten, elektron. und optischen Erzeugnissen	0,709	0,709
Herstellung von elektrischen Ausrüstungen	0,739	0,743
Maschinenbau	0,806	0,808
Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen	0,630	0,631
Sonstiger Fahrzeugbau	0,183	0,184
Herstellung von Möbeln	0,715	0,722
Herstellung von sonstigen Waren	0,663	0,663

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

reinigung leicht von 0,776 auf 0,784.[2] In Tabelle 6 sind als weitere Beispiele zur Veranschaulichung die Korrelationen der saisonbereinigten Geschäftsklimareihen im Verarbeitenden Gewerbe auf Zweistellerebene mit den Veränderungsraten der vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Produktionsindizes für diese Bereiche über einen Zeitraum von Anfang 1997 bis Ende 2014 aufgelistet. Es lässt sich erkennen, dass die Korrelationen für die mit X-13ARIMA-SEATS bereinigten Reihen im überwiegenden Teil der Bereiche geringfügig höher sind als mit dem bisherigen Verfahren. Eine Untersuchung der Prognoseeigenschaften wurde in Henzel (2015) angestellt. Trotz eines erhöhten Augenmerks auf die Stabilitätseigenschaften der Zeitreihen, liefert die Bereinigung durch X-13ARIMA-SEATS mit den beschriebenen Einstellungen demnach auch in Bezug auf die Prognosegüte nach wie vor gute Ergebnisse.

Zusammenfassung

Die Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens für die Zeitreihen des ifo Konjunkturtests auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren ermöglicht eine noch größere Flexibilität bei der Anpassung der Parameter an die jeweiligen Gegebenheiten der verschiedenen Reihen. So kann etwa unterschiedlich starken oder sich verändernden Saisonfiguren in den einzelnen Wirtschaftsbereichen durch individuelle Wahl der Saison- oder Trendfilter Rechnung getragen werden. Da viele nationale und internationale Institutionen zur Saisonbereinigung ihrer ökonomischen Zeitreihen ebenfalls auf X-13ARIMA-SEATS oder die in ihrem Aufbau in weiten Teilen identische Vorgängerversion X-12-ARIMA zurückgreifen, entsteht zudem eine höhere Vergleichbarkeit der ifo Reihen mit anderen Indikatoren. Darüber hinaus können die Konjunkturtestreihen in Zukunft komplett und durchgehend bis 1991 bereinigt werden statt wie bisher nur über den Zeitraum der vergangenen 18 Jahren.

Analysen des neuen Verfahrens, das, internationalen Standards folgend, keine Witterungsbereinigung mehr durchführt, jedoch zusätzlich eine arbeitstägliche Bereinigung beinhaltet, haben ergeben, dass damit in Bezug auf die Eigenschaften der bereinigten Konjunkturtestreihen sehr gute Ergebnisse erzielt werden. Dies spiegelt sich unter anderem in den nur geringfügigen Revisionen sowie einem größeren Zusammenhang mit interessierenden wirtschaftlichen Größen wider. Im Zuge regelmäßiger Überprüfungen der Ursprungsreihen auf Änderungen in den Saisonmustern sind auch in Zukunft gegebenenfalls nötige Anpassungen der Parametereinstellungen für manche Reihen ohne großen Aufwand möglich, um eine Aufrechterhaltung der Leistungsfähigkeit und Aussagekraft zu gewährleisten.

Die beschriebene Umstellung des Saisonbereinigungsverfahrens kommt erstmals bei der Berechnung der Konjunkturtestergebnisse im Januar 2015 zum Einsatz. Dies betrifft alle Bereiche und Untergruppen des Konjunkturtests sowie die regionalen Sonderauswertungen für Ostdeutschland und die Bundesländer Baden-Württemberg, Bayern, Nordrhein-Westfalen und Sachsen. Der Verlauf der zahlreichen Zeitreihen wird sich dadurch im Vergleich zu den zuvor veröffentlichten Ergebnissen etwas verändern. Das ASA-II-Verfahren wird künftig überhaupt nicht mehr verwendet, so dass es auch nicht mehr möglich sein wird, Reihen auszuweisen, die mit der bisherigen Methode bereinigt wurden.

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 (2009), »Month for Cyclical Dominance und ifo Geschäftsklima«, *ifo Schnelldienst* 62(7), 11–19.

[2] Da das BIP auf Quartalsebene erhoben wird, wurde dazu für den ifo Indikator jeweils der Quartalsdurchschnitt gebildet, um die Reihen vergleichbar zu machen.

Bell, W. und S. Hillmer (1983), »Modelling Time Series with Calendar Variation«, *Journal of the American Statistical Association* 78, 526–534.

Creutz, G. (1979), *Möglichkeiten und Probleme der Beurteilung von Saisonbereinigungsverfahren,* Haag und Herchen Verlag, Frankfurt am Main.

Dagum, E. (1980),: The X-11-ARIMA *Seasonal Adjustment Method,* Statistics Canada.

Danckwerts, R.F., G. Goldrian, H. Schäfer und K. Schüler (1970), *Die Saisonbereinigung nach dem ASA-II Verfahren,* ifo Institut, München.

Edel, K., K.-A. Schäffer und W. Stier (1996), *Analyse saisonaler Zeitreihen,* Physica-Verlag, Heidelberg.

Eurostat (2009), »ESS Guidelines on Seasonal Adjustment«, Eurostat Methodologies and Working Papers.

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.

Goldrian, G. (2004), »Zur Leistungsfähigkeit eines einfachen, auf einem neuentwickelten Tiefpassfilter beruhenden Saisonbereinigungsverfahrens«, *Zeitreihenanalyse in der empirischen Wirtschaftsforschung: Festschrift für Winfried Stier zum 65.Geburtstag,* Lucius & Lucius, Stuttgart, 29–39.

Goldrian, G. und B. Lehne (1998), »Anmerkungen zur Leistungsfähigkeit einfacherer Saisonbereinigungsverfahren«, *Allgemeines Statistisches Archiv* 82(2), 172–182.

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.

Gomez, V. und A. Maravall (1996), »Programs TRAMO and SEATS«, *Banco de España, Documento de Trabajo* 9628.

Henderson, R. (1916), »Note on Graduation by Adjusted Average«, *Transactions of the American Society of Actuaries* 17, 43–48.

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

Higginson, J. (1976), »An F-Test for the Presence of Residual Seasonality in Table D11 of the X-11-Seasonal Adjustment Program«, Research Paper, Statistics Canada.

Hylleberg, S. (1992), *Modelling Seasonality,* Oxford University Press, Oxford.

Ladiray, D. und B. Quenneville (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method,* Lecture Notes in Statistics 158, Springer Verlag, New York.

Seiler, C. und K. Wohlrabe (2013), »Das ifo Geschäftsklima und die deutsche Konjunktur«, *ifo Schnelldienst* 66(18), 17–21.

Shishkin, J., A. Young und J. Musgrave (1967), »The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program«, *Bureau of the Census, Technical Paper* No. 15.

Speth, H.-T. (2004), Komponentenzerlegung und Saisonbereinigung ökonomischer Zeitreihen mit dem Verfahren BV4.1, *Methodenberichte Heft Nr. 3, Statistisches Bundesamt.*

Statistisches Bundesamt (2014), Arbeitstage, in *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, Fachserie 18, Reihe 1.3.*

U.S. Bureau of the Census (2011), *X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3,* Washington, D.C.

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

Wollmershäuser, T., W. Nierhaus, T.O. Berg, C. Breuer, T. Buchen, C. Grimme, S. Henzel, A. Hristov, N. Hristov, M. Kleemann, W. Meister, J. Plenk, E. Wieland, K. Wohlrabe und A. Wolf (2014), »ifo Konjunkturprognose 2014/2015: Deutsche Wirtschaft gewinnt allmählich wieder an Schwung«, *ifo Schnelldienst* 67(24), 16–62.