
SAISONBEREINIGUNG DER KONJUNKTURSTATISTIKEN MIT X-12-ARIMA UND MIT X13 IN JDEMETRA+

Dr. Stefan Linz, Dr. Claudia Fries, Julia Völker

↳ **Schlüsselwörter:** Saisonbereinigung – Kalenderbereinigung – JDemetra+ – X13 – X-12-ARIMA

ZUSAMMENFASSUNG

Die Ergebnisse von ökonomischen Zeitreihen – zum Beispiel Monatswerte zu Umsätzen in der Industrie oder Quartalswerte zum Bruttoinlandsprodukt – werden von jährlich wiederkehrenden Saisoneffekten sowie kalenderbedingten Unregelmäßigkeiten beeinflusst. Dies erschwert eine Beurteilung aktueller Entwicklungstendenzen. Solche Einflüsse können mittels statistischer Saisonbereinigungsverfahren eliminiert werden, um eine bessere Einschätzung aktueller Entwicklungen zu ermöglichen. In diesem Aufsatz wird die Anwendung der Saisonbereinigungsverfahren X-12-ARIMA und X13 in JDemetra+ bei der Saisonbereinigung der Konjunkturstatistiken des Statistischen Bundesamtes beschrieben.

↳ **Keywords:** seasonal adjustment – calendar adjustment – JDemetra+ – X13 – X-12-ARIMA

ABSTRACT

The results of economic time series – for instance monthly data on turnover in industry or quarterly gross domestic product figures – are affected by annually recurring seasonal effects and calendar variations. This makes an assessment of current development more difficult. Such effects can be eliminated using statistical methods of seasonal adjustment in order to permit a better assessment of current trends. This article describes the use of the seasonal adjustment methods X-12-ARIMA and X13 in JDemetra+ for purposes of seasonal adjustment of the short-term statistics of the Federal Statistical Office.

Dr. Stefan Linz

ist Volkswirt und leitet das Referat „Konjunkturindizes im Produzierenden Gewerbe, Methodenentwicklung in der Konjunkturstatistik, Saisonbereinigung“ des Statistischen Bundesamtes.

Dr. Claudia Fries

ist Volkswirtin und seit 2016 Referentin im oben genannten Referat. Sie koordiniert die Saisonbereinigung und die Implementierung der Saisonbereinigungssoftware JDemetra+ im Statistischen Bundesamt.

Julia Völker

ist Volkswirtin und seit Januar 2018 als wissenschaftliche Mitarbeiterin im oben genannten Referat tätig. Sie befasst sich schwerpunktmäßig mit Weiterentwicklungsprojekten im Bereich der Saisonbereinigung.

1

Warum Saisonbereinigung? ¹

Mit den Konjunkturstatistiken werden monatliche oder vierteljährliche Daten zur wirtschaftlichen Entwicklung in verschiedenen Wirtschaftsbereichen und für die Gesamtwirtschaft bereitgestellt. Merkmale sind zum Beispiel Umsatz, Beschäftigtenzahlen oder Produktionsvolumen in den verschiedenen Wirtschaftszweigen oder die Ergebnisse der vierteljährlichen Inlandsproduktberechnungen für Deutschland. Bei diesen Statistiken steht oft die Entwicklung der Ergebnisse im Zeitverlauf stärker im Mittelpunkt des Interesses als die absoluten Werte einzelner Statistikergebnisse. In Veröffentlichungen werden daher vorrangig Veränderungsraten gegenüber einem Vergleichszeitraum angegeben. Allerdings sind Veränderungen häufig stark von saisonalen Effekten beeinflusst, welche die Beurteilung der aktuellen Entwicklungstendenzen erschweren.

Mit der Saisonbereinigung sollen Schwankungen, die jährlich in denselben Jahreszeiten in ähnlicher Intensität wiederkehren, aus den Zeitreihenwerten herausgerechnet werden – zum Beispiel die Auswirkungen von jahresüblichen Witterungsschwankungen oder die durchschnittlichen Rückgänge in Urlaubsmonaten.² So möchte man beispielsweise einschätzen können, ob ein beobachteter Anstieg der Bauproduktion im Monat März gegenüber dem Vormonat als außergewöhnlich stark anzusehen ist oder ob dieser Anstieg der üblichen jahreszeitlichen Entwicklung entspricht.

Die Saisonbereinigung beinhaltet häufig auch eine Kalenderbereinigung.³ Diese zielt auf die Bereinigung von Effekten ab, die dadurch entstehen, dass die Quar-

tale oder Monate wegen der Lage der Wochenenden oder wegen gesetzlicher Feiertage unterschiedliche Zahlen von Arbeitstagen, Verkaufstagen oder von bestimmten Wochentagen aufweisen.

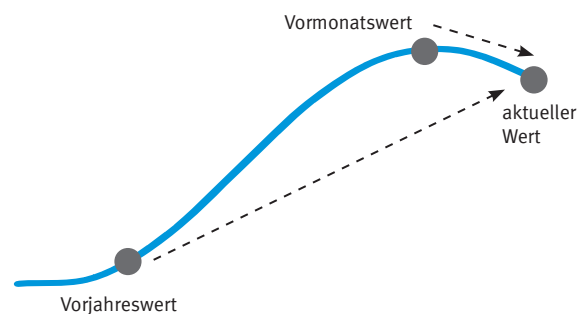
Werden für eine Statistik bereinigte Ergebnisse veröffentlicht, so sind neben den kalender- und saisonbereinigten Werten in der Regel auch nur kalenderbereinigte Werte sowie die unbereinigten Originalwerte verfügbar.

↳ Exkurs: Vorjahresvergleich

Ein einfacher Weg, saisonübliche Schwankungen aus der Betrachtung auszuschließen, ist der Vorjahresvergleich. Dabei wird der (unbereinigte) Originalwert oder der nur kalenderbereinigte Wert der aktuellen Periode mit dem entsprechenden Wert desselben Quartals oder Monats im Vorjahr verglichen.

Grafik 1

Vorjahres- und Vormonatsvergleich



Die Ergebnisse von Vorjahresvergleichen können aber in eine andere Richtung weisen als Vormonats- oder Vorquartalsvergleiche auf der Basis von saisonbereinigten Ergebnissen. Das ist zum Beispiel der Fall, wenn ein längerer Aufschwung zu Ende geht und der Vormonatsvergleich bereits eine Tendenz nach unten anzeigt, während das aktuelle Ergebnis noch über dem Vorjahreswert liegt. Vorperiodenvergleiche auf der Basis von saisonbereinigten Ergebnissen ermöglichen daher grundsätzlich eine zeitnähere und damit zutreffendere Konjunkturanalyse als Vorjahresvergleiche.

Die Veröffentlichung von saisonbereinigten Ergebnissen ist international üblich und hat den Vorteil, dass Konjunkturanalysen auf der Basis von Vormonats- oder Vorquartalsvergleichen leichter durchgeführt werden

- 1 Wir danken Herrn stud. math. Jonas Flechsig für umfangreiche Vorarbeiten zu diesem Aufsatz.
- 2 Die Effekte von Brückentagen oder beweglichen Schulferien werden dabei nicht berücksichtigt, ebenso wird keine Witterungsbereinigung in dem Sinne vorgenommen, dass die von jahresüblichen Witterungseffekten abweichenden, das heißt „außerordentlichen“ Witterungseinflüsse bereinigt werden. Auswirkungen von außergewöhnlichen Urlaubshäufungen oder jahreszeitlich untypischen Witterungen können und sollen sich gemäß den Vereinbarungen im Europäischen Statistischen System in den saisonbereinigten Ergebnissen widerspiegeln, weil sie nicht jährlich zu denselben Zeiten in ähnlicher Höhe auftreten (Eurostat, 2015, hier: Seite 20 f.)
- 3 Der Begriff Saisonbereinigung ist in diesem Aufsatz im Allgemeinen als Sammelbegriff für die Bereinigung von saisonalen Schwankungen und Kalendereffekten zu verstehen. Wo explizit die Saisonbereinigung unter Ausschluss der Kalenderbereinigung gemeint ist, wird diese auch als „Saisonbereinigung im engeren Sinne“ bezeichnet.

können – insbesondere, wenn die Analyse viele Wirtschaftszweige umfasst und die in den einzelnen Wirtschaftszweigen üblichen Saisonschwankungen nicht als bekannt vorausgesetzt werden können. Die Saisonbereinigung hat jedoch den Nachteil, dass dazu mathematisch-statistische Analyseverfahren verwendet werden, bei denen verschiedene Annahmen getroffen und Parameteretzungen festgelegt werden müssen. Dadurch können die Ergebnisse verschiedener Bereinigungsverfahren und bearbeitender Personen unterschiedlich ausfallen. Um die Objektivität saisonbereinigter Ergebnisse und die Vergleichbarkeit der Ergebnisse innerhalb des Europäischen Statistischen Systems zu steigern, werden harmonisierte Saisonbereinigungsverfahren angewendet und national sowie international abgestimmte Standards bei der Saisonbereinigung eingehalten (siehe Kapitel 3).

2

Das zugrunde liegende Zeitreihenmodell

Bei der Saisonbereinigung geht man von der Annahme aus, dass sich eine Zeitreihe in mehrere Komponenten zerlegen lässt. Die Trend-Zyklus-Komponente zeichnet langfristige Entwicklungstendenzen und konjunkturelle Schwankungen nach. Die Saisonkomponente umfasst Bewegungen, die jährlich mit ähnlicher Intensität wiederkehren. Die Kalenderkomponente enthält den durchschnittlichen Einfluss der Kalenderkonstellationen, die sich zum Beispiel durch die Verschiebung der Anzahl der Arbeitstage zwischen gleichnamigen Monaten oder Quartalen ergeben. Die irreguläre Komponente umfasst sowohl zufällige als auch ökonomisch erklärbare Einflüsse, die nicht zu den übrigen Komponenten gehören. Darunter fallen etwa die Auswirkungen eines außergewöhnlich warmen Winters auf die Tätigkeit im Baugewerbe oder die Auswirkungen von Streiks auf den Umsatz einer Branche. In der amtlichen Statistik wird bei der Anwendung von X-12-ARIMA und X13 in JDemetra+ für die Zerlegung der Zeitreihe in Komponenten am häufigsten ein multiplikatives Modell herangezogen:⁴

⁴ In einigen Fällen werden additive Modelle oder Kombinationen aus additiven und multiplikativen Komponenten verwendet. Die nachfolgenden Erläuterungen beziehen sich immer auf das multiplikative Modell.

$$(1) X_t = S_t \cdot K_t \cdot T_t \cdot I_t$$

X_t (unbereinigter) Originalwert

S_t Saisonkomponente

K_t Kalenderkomponente

T_t Trend-Zyklus-Komponente

I_t irreguläre Komponente

t Zeitperiodenbezeichnung

Bei der Bereinigung werden nur die Kalender- und Saisonkomponente aus der Zeitreihe herausgerechnet, sodass sowohl die Trend-Zyklus-Komponente als auch die irreguläre Komponente im kalender- und saisonbereinigten Ergebnis enthalten sind. Die folgende Gleichung verdeutlicht diesen Zusammenhang:

$$(2) X_t^{KSB} = \frac{X_t}{S_t \cdot K_t} = T_t \cdot I_t$$

X_t^{KSB} kalender- und saisonbereinigtes Ergebnis

Das Ziel der Saisonbereinigung besteht nicht darin, geglättete Reihen oder Trendentwicklungen darzustellen. Irreguläre Bewegungen sind vielmehr ein wichtiger Bestandteil der bereinigten Reihen und sollen in diesen enthalten bleiben. Nur so können besondere Konjunktorentwicklungen am aktuellen Rand der Zeitreihe erkannt und bei der Interpretation der Zahlen berücksichtigt werden.

3

National und international harmonisierte Vorgehensweise

Die Saisonbereinigung nach X-12-ARIMA und X13 in JDemetra+ wird im Statistischen Bundesamt partnerschaftlich mit der Deutschen Bundesbank durchgeführt und erfolgt nach Methoden, die in der Europäischen Union (EU) weitgehend harmonisiert sind.⁵ Allgemeine Vorgaben zur Durchführung der Saisonbereinigung sind

⁵ Die Grundlagen der Zusammenarbeit mit der Deutschen Bundesbank wurden in einer Vereinbarung über die Zusammenarbeit (Memorandum of Understanding) niedergelegt. Diese Vereinbarung berücksichtigt die Zuständigkeiten beider Institutionen (Deutsche Bundesbank/ Statistisches Bundesamt, 2014).

in den europäischen Leitlinien zur Saisonbereinigung enthalten (Eurostat, 2015). Diese sollen für alle zu bereinigenden Statistiken des Europäischen Statistischen Systems (ESS) gelten. Nach den Grundsätzen der Leitlinien sollen erwartbare saisonale Schwankungen und Kalendereffekte identifiziert und eliminiert werden, da diese die eigentlich interessierenden Bewegungen in einer Zeitreihe verdecken und ein klares Verständnis der zugrunde liegenden Phänomene verhindern können. Die Saisonbereinigung wird als ein grundlegender Prozess bei der Interpretation von Zeitreihenergebnissen betrachtet (Eurostat, 2015, hier: Seite 6). In den Leitlinien wird auch darauf hingewiesen, dass unterschiedliche Verfahren zu unterschiedlichen Ergebnissen führen können:

„The downside of seasonal adjustment is that seasonality cannot be precisely defined and different approaches – such as the signal extraction approach [...] and the semi-parametric approach based on a set of predefined moving averages [...] – may result in different outcomes. The expertise of an analyst will also impact on the quality of seasonal adjustment, although the primary drivers are the quality of the unadjusted time series and the production timetable.“ (Eurostat, 2015, hier: Seite 6)

Die Leitlinien zur Saisonbereinigung sollen dazu beitragen, die Vergleichbarkeit der Statistiken innerhalb des ESS zu erhöhen, indem bestimmte Standards bei der Saisonbereinigung eingehalten und bestimmte Saisonbereinigungsverfahren angewendet werden. Es werden einzelne Prozessschritte bei der Saisonbereinigung unterschieden und dabei jeweils verschiedene mögliche Vorgehensweisen beschrieben. Diese werden mit den Kategorien A (best alternative), B (acceptable) und C (to be avoided) bewertet. Über die Leitlinien hinaus ergeben sich weitere europäische Vorgaben zur Saisonbereinigung aus den EU-Verordnungen zu den jeweiligen Statistiken, im Folgenden sind einige Beispiele aufgeführt:

› In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ist die Verpflichtung zur Lieferung kalender- und saisonbereinigter Quartalsangaben in der Verordnung zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 2010) niedergelegt. Für die Liefertabelle der Hauptaggregate ist beispielsweise vermerkt: „Quartalsdaten müssen in nicht saisonbereinigter Form sowie in saisonbereinigter Form (gegebenenfalls einschließlich Kalenderbereinigungen) vorgelegt

werden“.¹⁶ In der Verordnung zum ESGV 2010 finden sich auch Vorgaben dazu, wie die Saisonbereinigung durchzuführen ist.

- › Bei den Unternehmensstatistiken spielt die sogenannte Konjunkturstatistikverordnung eine zentrale Rolle. Darin ist festgelegt, dass für die Bereiche Industrie, Baugewerbe, Einzelhandel und Reparatur sowie andere Dienstleistungen die Variablen „Produktion“ oder „Umsatz“ und zum Teil die „geleisteten Arbeitsstunden“ als arbeitstäglich bereinigte Ergebnisse zu liefern sind.¹⁷ Im Zuge der neu entstehenden FRIBS-Rahmenverordnung (Framework Regulation Integrating Business Statistics) soll die Verpflichtung zur Lieferung von saisonbereinigten Daten ausgeweitet werden.¹⁸
- › Für den Arbeitskostenindex ist die verpflichtende Lieferung von saison- und arbeitstäglich bereinigten Ergebnissen in einer Durchführungsverordnung geregelt und begründet: „Die Saisonbereinigung und die arbeitstägliche Bereinigung des Arbeitskostenindex sind ein wesentlicher Bestandteil der Indexberechnung. Bereinigte Reihen ermöglichen die Vergleichbarkeit der Ergebnisse und eine verständliche Interpretation des Index.“¹⁹

4

Mathematisch-statistische Verfahren und Software

4.1 Mathematisch-statistische Verfahren

Im Kontext der deutschen und europäischen amtlichen Statistik sind im Hinblick auf die mathematisch-statistischen Verfahren der Saisonbereinigung drei „Methodenfamilien“ relevant. [↪ Übersicht 1](#)

6 Verordnung (EU) Nr. 549/2013 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 21. Mai 2013 zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen auf nationaler und regionaler Ebene in der Europäischen Union, Anhang B, Tabelle 1.

7 Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken, konsolidierte Fassung.

8 Zu FRIBS siehe Waldmüller/Weisbrod (2015).

9 Verordnung (EG) Nr. 1216/2003 der Kommission vom 7. Juli 2003 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 450/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates über den Arbeitskostenindex.

Übersicht 1

Methodenfamilien der Saisonbereinigung im Kontext der amtlichen Statistik in Deutschland und der EU

(1)	Census X11, X-12-ARIMA, X13 in JDemetra+
(2)	SEATS, TRAMO/SEATS, Tramoseats in JDemetra+
(3)	Berliner Verfahren, BV4.1

Census X11, X-12-ARIMA, X13 in JDemetra+

Die in Übersicht 1 zuerst genannte Familie ist durch ein Softwareprogramm populär geworden, welches in den 1960er-Jahren vom United States Census Bureau entwickelt wurde (Census X-11). Die zugrunde liegende mathematisch-statistische Methode basiert auf gewichteten gleitenden Durchschnitten (sogenannten Filtern), die iterativ zur Bestimmung der Trend-Zyklus- und Saisonkomponente einer Zeitreihe angewendet werden. X-12-ARIMA ist eine Erweiterung dieser Methode, bei der vor der Anwendung von Trend- und Saisonfiltern eine Vorabbereinigung und Prognose der Zeitreihe mit RegARIMA-Modellen erfolgt. Hierbei handelt es sich um Regressionsansätze, die mit Zeitreihenmodellen (sogenannten ARIMA-Modellen) kombiniert werden, um Kalendereffekte zu schätzen, Ausreißer zu identifizieren, zu modellieren und zu schätzen und methodische Probleme bei der Anwendung der Filter zu verringern.¹⁰ Das Verfahren X-12-ARIMA ist auch in der Software JDemetra+ verfügbar und wird dort als X13 bezeichnet (siehe Abschnitt 4.2).

SEATS, TRAMO/SEATS, Tramoseats in JDemetra+

Das mathematisch-statistische Verfahren SEATS wurde von der spanischen Zentralbank gefördert und greift auf ein Verfahren zur Signal-Extraktion für die Modellierung der Trend-Zyklus- und Saisonkomponenten zurück. Eine Weiterentwicklung führte im Jahr 2001 zu der Methode TRAMO/SEATS. Hier erfolgt eine Vorabbereinigung und Prognose der Zeitreihe mit dem Algorithmus TRAMO (welcher ebenfalls auf RegARIMA-Modellen basiert) und die Saisonbereinigung im engeren Sinne in SEATS.¹¹ Das Verfahren ist ebenfalls in der Software JDemetra+ verfügbar und wird dort als Tramoseats bezeichnet.

10 Auf die Methode X-12-ARIMA wird im fünften Kapitel dieses Aufsatzes ausführlicher eingegangen.

11 Zur Methode TRAMO/SEATS siehe Gómez/Maravall (2001). Das Akronym TRAMO steht für „Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers“ und SEATS für „Signal Extraction in ARIMA Time Series“.

Berliner Verfahren, BV4.1

Beim Berliner Verfahren handelt es sich um eine Modellierung der Zeitreihenkomponenten mittels gleitender linearer Regressionen. Die Ausreißer einer Zeitreihe werden zuvor anhand von Wahrscheinlichkeitsmodellen identifiziert. Die mathematischen Grundlagen dieses Verfahrens wurden Ende der 1960er-Jahre in Zusammenarbeit zwischen der Technischen Universität Berlin und dem Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung entwickelt. Seit 1972 wird das Verfahren im Statistischen Bundesamt eingesetzt. Ab 1983 war im Statistischen Bundesamt die vierte Verfahrensversion (BV4) im Einsatz, eine eigenständige Weiterentwicklung des Hauses, die 2004 von BV4.1 abgelöst wurde. Diese Version unterscheidet sich von BV4 durch methodische Verbesserungen bei der Behandlung von Kalendereffekten, Ausreißern und benutzerdefinierten Komponenten.¹²

Die oben erwähnten Leitlinien des Europäischen Statistischen Systems enthalten auch Empfehlungen zur anzuwendenden Saisonbereinigungsmethode. Die Methoden X-12-ARIMA und TRAMO/SEATS (beziehungsweise X13 und Tramoseats in JDemetra+) greifen auf Verfahren zurück, die in den Leitlinien als A-Methoden genannt werden. Die Verwendung von Saisonbereinigungsverfahren, welche unter den A- und B-Methoden nicht genannt sind – dazu gehören die Berliner Verfahren –, wird in den Leitlinien als C-Vorgehensweise klassifiziert. Die Klassifikation beruht hier ausschließlich auf dem Kriterium der internationalen Vergleichbarkeit und bezieht sich nicht auf die Qualität der Verfahren.

Aus Gründen der internationalen Vergleichbarkeit wurden im Statistischen Bundesamt ab Ende der 1990er-Jahre auch die Verfahren der Census-Familie eingeführt, während vorher nur die Berliner Verfahren eingesetzt wurden.¹³ In den Veröffentlichungen des Statistischen Bundesamtes stehen mittlerweile in der Regel die nach X-12-ARIMA beziehungsweise X13 in JDemetra+ saisonbereinigten Ergebnisse an erster Stelle.

12 Zum Berliner Verfahren siehe Speth (2004).

13 Eine ausführliche Darstellung der damaligen Hintergründe findet sich bei Hauf (2002).

4.2 Software

Bisher wurde für die Saisonbereinigung im Statistischen Bundesamt nach X-12-ARIMA eine gleichnamige Software (Version 0.2.8) eingesetzt, welche vom United States Census Bureau entwickelt wurde. Seit Ende 2017 erfolgt im Statistischen Bundesamt schrittweise der Umstieg auf das Programm JDemetra+ (derzeit Version 2.2), welches innerhalb des Europäischen Statistischen Systems und des Systems Europäischer Zentralbanken entwickelt wurde. Eurostat empfiehlt JDemetra+ generell für die Saisonbereinigung der amtlichen Statistiken innerhalb der Europäischen Union.¹⁴ Die plattformunabhängige Open-Source-Software ist unter anderem als Clientanwendung verfügbar und ermöglicht die Durchführung der Saisonbereinigung nach den Methoden X-12-ARIMA oder TRAMO/SEATS.¹⁵ Derzeit wird im Statistischen Bundesamt bei der Verwendung von JDemetra+ weitgehend auf dieselben Elemente wie in X-12-ARIMA zurückgegriffen, sodass mit dem Umstieg auf X13 in JDemetra+ (abgekürzt X13 JD+) keine grundlegenden methodischen Änderungen verbunden sind.

Für die Saisonbereinigung nach dem Berliner Verfahren wird im Statistischen Bundesamt die Software BV4.1 verwendet. Für externe Nutzer steht eine Client-Lösung kostenfrei zum Herunterladen zur Verfügung (www.destatis.de).

Der Vollständigkeit halber sei erwähnt, dass das United States Census Bureau seit einigen Jahren eine Software namens X-13-ARIMA-SEATS auch als Client-Lösung bereitstellt, welche die Durchführung einer Saisonbereinigung nach den Methoden X-12-ARIMA und TRAMO/SEATS ermöglicht.¹⁶

14 Zu Methodenbeschreibungen und Downloadmöglichkeiten siehe Eurostat (2018).

15 Wie oben erwähnt wird der Methodenweig X-12-ARIMA in JDemetra+ mit X13 bezeichnet.

16 Zu Methodenbeschreibungen und Downloadmöglichkeiten siehe die Webseite des United States Census Bureau. [Zugriff am 30. Mai 2018]. Verfügbar unter www.census.gov/srd/www/x13as

5

Parametersetzungen bei der Saisonbereinigung

5.1 Warum Parametersetzungen?

Das Verfahren X-12-ARIMA beziehungsweise X13 JD+ bietet vielfältige Möglichkeiten, um bei der Bestimmung der verschiedenen Zeitreihenkomponenten (Saison, Trend-Zyklus und so weiter) die spezifischen Gegebenheiten einer Zeitreihe und darüber hinaus auch die Zeitreihenentwicklung in bestimmten Perioden zu berücksichtigen.¹⁷ Um diese Möglichkeiten zu nutzen, müssen verschiedene Spezifikationsparameter bezüglich des zu verwendenden RegARIMA-Modells, der Trend- und Saisonfilter und weiterer Optionen festgelegt werden. Im Folgenden werden die bei den jeweiligen Berechnungsschritten notwendigen Parametersetzungen kurz erläutert. Da sich die Bezeichnungen X-12-ARIMA und X13 JD+ auf dasselbe Verfahren beziehen, wird zur Vereinfachung nur der erste Name verwendet.

5.2 Erste Stufe des Verfahrens: Vorabbereinigung und Prognose

Die erste Stufe des Verfahrens besteht aus einer Vorabbereinigung der Zeitreihe mithilfe von RegARIMA-Modellen, bei der Kalender- und Ausreißereinflüsse identifiziert, modelliert und geschätzt werden. Außerdem wird die Zeitreihe der Originalwerte an beiden Rändern um Prognosewerte verlängert. Die Verlängerung der Zeitreihe wird unter anderem für die zweite Stufe des Verfahrens benötigt: Bei dieser werden gewichtete gleitende Durchschnitte berechnet, die an den Rändern der Zeitreihe nicht ohne Weiteres ermittelt werden können.

Der Begriff ARIMA bezeichnet ein Set von Modellierungswerkzeugen, welches auf beobachtbaren Interdependenzen zwischen den Werten aus verschiedenen Perioden derselben Zeitreihe beruht (siehe Exkurs zu ARIMA-Modellen). Mithilfe der ARIMA-Modellierung wer-

17 Zum Verfahren X-12-ARIMA siehe Findley und andere (1998). Eine ausführliche Beschreibung mit Bezug zur Anwendung in der Deutschen Bundesbank findet sich bei Kirchner (1999). Einen zusammenfassenden Überblick zu X-12-ARIMA bieten Gericke/Seidel (2014).

den Zusammenhänge, die aus den vorliegenden Daten als für diese Zeitreihe zutreffend erkannt wurden, auf die Zukunft übertragen. So kann ein Teil der künftigen Entwicklung antizipiert werden; damit wird die Vorausschätzung bei der Verlängerung der Zeitreihe erleichtert.

↘ Exkurs: ARIMA-Modelle

Der Begriff ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) entstammt der Zeitreihenanalyse.¹⁸ ARIMA-Modelle enthalten drei verschiedene Modellierungsmöglichkeiten: die Differenzenbildung, die Modellierung von Autoregressiven Prozessen (AR) und von sogenannten Moving-Average-Prozessen (MA). Diese drei Modellierungsmöglichkeiten werden bei der nicht saisonalen Modellierung jeweils auf die Vorperioden und bei der saisonalen Modellierung auf die Vorjahresperioden angewendet. Insgesamt werden für die Darstellung von ARIMA-Prozessen sechs Spezifikationsparameter verwendet, die in folgender Schreibweise dargestellt werden:

- (3) Kurzdarstellung des ARIMA-Modells:

$$\text{ARIMA}(p,d,q)(P,D,Q)_S$$

(p,d,q) Spezifikationsparameter des nicht saisonalen Teils des ARIMA-Modells

$(P,D,Q)_S$ Spezifikationsparameter des saisonalen Teils des ARIMA-Modells

Zunächst werden die in der ersten Klammer als Kleinbuchstaben angegebenen Parameter der nicht saisonalen Modellierung erläutert: Der Parameter d bezieht sich auf die Differenzenbildung. Im Falle der nicht saisonalen Differenzenbildung erster Ordnung wird für die weiteren Berechnungen, anstelle der Originalwerte selbst, die Differenz der Originalwerte gegenüber der Vorperiode betrachtet:

- (4) Nicht saisonale Differenz erster Ordnung:

$$\Delta^1 X_t = X_t - X_{t-1}$$

$\Delta^1 X_t$ Differenz erster Ordnung des Originalwerts zum Zeitpunkt t gegenüber der Vorperiode

X_t Originalwert zum Zeitpunkt t

Die Differenzenbildung ist erforderlich, wenn die Zeitreihe trendbehaftet ist, sodass AR- und MA-Prozesse nicht angewendet werden könnten; diese gehen von der Annahme aus, dass aktuelle Werte nur von vorausgegangenen Werten und von Zufallseinflüssen abhängen und nicht einem allgemeinen Trend folgen. In den meisten wirtschaftsstatistischen Zeitreihen, insbesondere bei multiplikativen Zeitreihenmodellen, werden die Originalwerte vor der Differenzenbildung zusätzlich logarithmiert. Mit dem Parameter d für die Differenzenbildung gegenüber der Vorperiode kann festgelegt werden, wie oft die Differenzierung hintereinander vorgenommen werden soll. Der Parameter d wird in der Regel mit den Werten null oder eins belegt, selten mit zwei.¹⁹ Bei einem Wert von null wird keine Differenzierung durchgeführt, also im Weiteren direkt mit den Originalwerten gerechnet.

Der Parameter p bezieht sich auf autoregressive Prozesse. Hier wird angenommen, dass aktuelle Werte einer Zeitreihe von vorausgegangenen Werten derselben Zeitreihe abhängen:

- (5) Autoregressiver Prozess:

$$X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 X_{t-2} + \dots + a_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

X_t Originalwert zum Zeitpunkt t

p Ordnung des AR-Prozesses

a Schätzkoeffizienten

ε_t Zufallseinfluss zum Zeitpunkt t

Mit dem Parameter p wird bestimmt, über wie viele Perioden hinweg der Einfluss von früheren Werten auf die aktuellen Werte reicht. Auch hier wird der Parameter auf null, eins oder zwei, darüber hinaus selten auch drei, gesetzt.

Schließlich wird mit q die Ordnung des Moving-Average-Prozesses festgelegt. Bei diesen Prozessen wird angenommen, dass ein Zufallseinfluss, der zu einem bestimmten Zeitpunkt auf die Zeitreihe einwirkt, nicht nur den Originalwert zu diesem Zeitpunkt, sondern auch nachfolgende Originalwerte beeinflusst. Umgekehrt bedeutet dies, dass aktuelle

18 Zu ARIMA-Modellen in der Zeitreihenanalyse siehe Box/Jenkins (1970). Eine leicht lesbare, anwendungsorientierte Einführung findet sich bei Nazmen (1988).

19 Bei $d=2$ wird anstelle des Originalwerts die einfache Differenz auf die Differenz erster Ordnung angewendet, das heißt $\Delta^2 X_t = \Delta^1 X_t - \Delta^1 X_{t-1}$.

Werte sowohl von aktuellen Zufallseinflüssen als auch von Zufallseinflüssen aus der Vergangenheit beeinflusst sein können:

(6) Moving-Average-Prozess:

$$X_t = \varepsilon_t + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + b_q \varepsilon_{t-q}$$

X_t Originalwert zum Zeitpunkt t

q Ordnung des MA-Prozesses

b Schätzkoeffizienten

ε_t Zufallseinfluss zum Zeitpunkt t

Mit dem Parameter q kann festgelegt werden, über wie viele Perioden hinweg sich der Einfluss früherer Zufallseinflüsse auswirkt, wobei wieder standardmäßig Werte von null bis drei gesetzt werden.

Die drei aufgeführten Modellierungsmöglichkeiten können, wie oben erwähnt, zusätzlich auf Werte angewendet werden, die bei Monatsdaten zwölf Monate oder bei Quartalsdaten vier Quartale zurückliegen. Auf diese Weise lassen sich auch saisonale Zeitreihenprozesse modellieren.¹²⁰ Für die Abbildung saisonaler ARIMA-Prozesse stehen die drei mit Großbuchstaben bezeichneten Parameter D , P und Q zur Verfügung.

Beispielsweise wird bei wirtschaftsstatistischen Zeitreihen häufig die Modellspezifikation (011) $(011)_5$ verwendet.¹²¹ Im Fall von monatlichen Daten wird bei dieser Modellspezifikation sowohl die Differenz zur Vorperiode ($d=1$) als auch die saisonale Differenz zum Vorjahresmonat ($D=1$) gebildet.¹²² Für die weitere Modellierung wird angenommen, dass die Höhe der Zuwächse der Originalwerte in einem Monat von aktuellen Zufallseinflüssen und von ebensolchen Einflüssen abhängen, die bereits im Vormonat ($q=1$) wirksam waren, sowie zusätzlich von den im Vorjahresmonat ($Q=1$) wirkenden Ein-

flüssen. Die autoregressive Modellierung (p und P) kommt in diesem Modell nicht zur Anwendung.

Die ARIMA-Modellierung wird bei X-12-ARIMA um Regressoren zu sogenannten RegARIMA-Modellen ergänzt, die eine allgemeinere Form der Regressionsanalyse bilden. Die Regressoren sollen kalendarische Einflüsse und die Auswirkung von Ausreißern abbilden. In der Gleichung (7) ist der Fall eines multiplikativen Zeitreihenmodells mit Logarithmierung der Originalwerte dargestellt, wobei der Ausdruck Z_t stellvertretend für den ARIMA-Teil steht:¹²³

(7) RegARIMA-Modell:

$$\ln(X_t) = \sum_l \alpha_l \cdot k_{lt} + \sum_m \beta_m \cdot LS_{mt} + \sum_n \gamma_n \cdot AO_{nt} + \sum_v \lambda_v \cdot TC_{vt} + Z_t$$

k_{lt} Kalenderregressoren

LS_{mt} Strukturbruchregressoren (Level Shift)

AO_{nt} additive Ausreißerregressoren (Additive Outlier)

TC_{vt} temporäre Ausreißerregressoren (Temporary Change)

$\alpha, \beta, \gamma, \lambda$ Schätzkoeffizienten

l, m, n, v Laufindizes für die Regressoren eines Regressortyps

Z_t ARIMA-Modellierung

Die Berechnung der Kalenderregressoren k_{lt} beruht bei Anwendung von X-12-ARIMA in den Konjunkturstatistiken des Produzierenden Gewerbes auf der Anzahl von Arbeitstagen, welche von Monat zu Monat variieren kann.¹²⁴ Mit Arbeitstagen sind in der Regel alle Tage von Montag bis Freitag gemeint. Für die Berechnung eines Arbeitstageressors wird im ersten Schritt die Zahl der Arbeitstage im aktuellen Monat nach Abzug von gesetzlichen oder quasi-gesetzlichen Feiertagen ermittelt.¹²⁵ Feiertage, die nur in bestimmten Bundesländern

20 Da die ARIMA-Modellierung vor der eigentlichen Saisonbereinigung stattfindet, müssen Saisonmuster an dieser Stelle bereits vorab vorübergehend modelliert werden, um Verzerrungen in den zu schätzenden Regressionskoeffizienten zu vermeiden. Diese Saisonmodellierungen werden aber nur in der Vorabbereinigung benötigt und nicht für die Saisonbereinigung im engeren Sinne verwendet.

21 Diese Modellspezifikation ist in der Literatur unter dem Begriff „Airline Model“ bekannt (Box und andere, 2015).

22 Die Differenz erster Ordnung im nicht saisonalen Teil in Kombination mit der Differenz erster Ordnung im saisonalen Teil wird bei Monatsdaten wie folgt bestimmt:

$$\Delta_5^1(\Delta^1 X_t) = \Delta^1 X_t - \Delta^1 X_{t-12} = (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-12} - X_{t-13})$$

23 Zum RegARIMA-Modell siehe zum Beispiel Bee Dagum/Bianconcini (2016).

24 Eine ausführliche Beschreibung der Kalendereinigung mit X-12-ARIMA in der deutschen amtlichen Statistik siehe Deutsche Bundesbank (2012).

25 Quasi-gesetzliche Feiertage sind nicht gesetzlich vorgeschrieben, werden aber von vielen Arbeitgebern freiwillig erteilt. Beispielsweise ist Fastnacht in manchen Bundesländern ein quasi-gesetzlicher Feiertag.

gesetzlich festgelegt sind, werden mit dem Anteil der im Produzierenden Gewerbe sozialversicherungspflichtig Beschäftigten dieser Bundesländer an der Gesamtzahl für Deutschland gewichtet.¹²⁶ Im Weiteren wird die Differenz zwischen der Anzahl der Arbeitstage des Monats und einem langjährigen monatspezifischen Mittel berechnet. Zum Beispiel wird von den Arbeitstagen im Mai 2018 die mittlere Zahl der Arbeitstage in allen Mai-Monaten der Jahre 1991 bis 2030 abgezogen. Die Vorgehensweise wird als Kalenderzentrierung bezeichnet und bewirkt, dass das Gesamtniveau der Zeitreihe durch die Kalenderbereinigung nicht verschoben wird.¹²⁷ Die Kalenderzentrierung hat außerdem den erwünschten Effekt, dass sich zum Beispiel die jährlich wiederkehrende niedrige Anzahl von Arbeitstagen im Februar nicht als Kalendereffekt niederschlägt, sondern in die spätere Berechnung der Saisonfaktoren eingeht. In bestimmten Fällen können mehrere Arbeitstageressoren für verschiedene Jahresabschnitte verwendet werden, zum Beispiel ein Regressor für Januar bis November und einer für Dezember.

Mit den Ausreißerregressoren LS_{mb} , AO_{nt} , TC_{vt} können außergewöhnliche Zeitreihenentwicklungen, etwa die Auswirkung von Streiks, explizit modelliert werden. Es werden drei unterschiedliche Ausreißermodelle unterschieden: Mit einem Strukturbruchregressor (Level Shift, abgekürzt LS) wird eine bleibende Niveauverschiebung modelliert. Der additive Ausreißerregressor (Additive Outlier, AO) zeichnet die Verschiebung eines einzelnen Datenpunktes der Zeitreihe nach, die schon in der nächsten Periode wieder auf das alte Niveau zurückkehrt. Mit dem temporären Ausreißerregressor (Temporary Change, TC) wird ein Verlauf modelliert, bei dem eine plötzliche Verschiebung in den folgenden Datenpunkten schrittweise wieder abklingt. In RegARIMA-Modellen kommen nicht immer alle Ausreißertypen zur Anwendung.

Die RegARIMA-Modellierung hat beim Verfahren X-12-ARIMA zwei Funktionen: Erstens kann aus den Schätzkoeffizienten der Kalenderregressoren der in

Gleichung (2) benötigte Kalenderfaktor K_t berechnet werden, der für die Berechnung des kalender- und saisonbereinigten Ergebnisses eingesetzt wird. Hier dient der ARIMA-Teil dazu, den Einfluss der Kalenderregressoren genauer messen zu können, da eine Regression über Zeitreihenwerte ohne den ARIMA-Teil verzerrte Ergebnisse liefern könnte. Die Ausreißerregressoren übernehmen an dieser Stelle die Funktion von Kontrollvariablen, die ebenfalls die Schätzung verbessern. Für die Berechnung des Kalenderfaktors werden die Schätzkoeffizienten mit den Regressorwerten multipliziert und anschließend wird die Logarithmierung umgekehrt:

$$(8) \quad K_t = \exp\left(\sum_l \alpha_l \cdot k_{lt}\right)$$

Die Schätzkoeffizienten können beim multiplikativen Modell mit vorheriger Logarithmierung als Semi-Elastizitäten interpretiert werden und geben bei monatlichen Daten an, um wie viel Prozent die Originalwerte im Durchschnitt ansteigen, wenn in einem Monat ein Arbeitstag mehr als im langjährigen Mittel zur Verfügung steht. Die Werte der Schätzkoeffizienten für die Kalenderregressoren im Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter enthält [Tabelle 1](#).¹²⁸

Tabelle 1

Semi-Elastizität der Kalenderregressoren im Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter

	Schätzkoeffizienten	
	%	
Januar bis November	3,2	
Dezember	2,1	

Demnach zeigen die vorliegenden Daten, dass ein zusätzlicher Arbeitstag in den Monaten Januar bis November bei der Produktion von Vorleistungsgütern in der deutschen Industrie durchschnittlich zu einem Produktionsanstieg von 3,2% führt. Im Dezember macht ein zusätzlicher Arbeitstag nur 2,1% aus. Im Dezember dürften zusätzliche Arbeitstage häufiger durch Erholungsurlaub kompensiert werden. Wenn zum Beispiel in „arbeitsgeberfreundlichen Jahren“ Weihnachtsfeiertage auf ein Wochenende fallen, stehen zwar rechnerisch mehr Arbeitstage zur Verfügung, tendenziell wird dann jedoch an den Tagen um die Feiertage herum mehr Erholungsurlaub genommen.

26 Aus Gründen der Datenverfügbarkeit wird zum Teil auch für Statistiken außerhalb des Produzierenden Gewerbes die Anzahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten im Produzierenden Gewerbe für die Gewichtung herangezogen.

27 Für die Kalenderzentrierung bei Verwendung der Software JDemetra+ stellt die Deutsche Bundesbank ein Plug-In namens „TransReg“ zur Verfügung (Download unter <https://github.com/bbkrd/TransReg/releases>).

28 Zum Produktionsindex siehe Bald-Herbel (2013).

Bei der Bereinigung von vierteljährlichen Daten besteht die besondere Herausforderung, dass sich die verschiedenen kalendarischen Effekte der Monate eines Quartals überlagern können. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden daher die Kalenderfaktoren auf der Basis von monatlichen Zeitreihen geschätzt, die eng mit der zu analysierenden Größe aus den vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zusammenhängen. Zum Beispiel wird bei der Bereinigung der Bruttowertschöpfung des Verarbeitenden Gewerbes der monatliche Produktionsindex des Verarbeitenden Gewerbes für die Schätzung der Kalenderfaktoren herangezogen. Die monatlichen Kalenderfaktoren werden dann zu Quartalswerten verdichtet und in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für die Kalenderbereinigung eingesetzt (Deutsche Bundesbank, 2012, hier: Seite 55).

Eine zweite Funktion der RegARIMA-Modellierung beim Verfahren X-12-ARIMA besteht darin, die Originalwerte einer „Vorabbereinigung“ zu unterziehen und an den Rändern zu verlängern. Durch die Vorabbereinigung werden sowohl Kalender- als auch Ausreißereffekte zeitweise aus den Daten herausgerechnet und die vorabereinigte und verlängerte Reihe wird als Ausgangszeitreihe für die zweite Stufe des Verfahrens verwendet (siehe Abschnitt 5.4). In [Grafik 2](#) sind die Vormonatsveränderungen des Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter im Monat März mit und ohne Vorabbereinigung dargestellt. Die vorabereinigten Originalwerte werden zur Abgrenzung von den Originalwerten X_t mit dem Kleinbuchstaben x_t bezeichnet.

Während die Vormonatsraten der Originalwerte bei der Produktion von industriellen Vorleistungsgütern über die verschiedenen Jahre eine deutliche Variation aufweisen, lässt sich gut erkennen, dass die um Kalender- und Ausreißereffekte vorabereinigten Werte relativ regelmäßig im März um etwa 10% ansteigen. Das sich hier abzeichnende saisonale Muster kann dann in der zweiten Stufe des Verfahrens eliminiert werden.

Bezüglich der Ausreißer ist zu beachten, dass diese wegen der Vorabbereinigung nicht in die Berechnung der Saisonkomponente eingehen. Das bedeutet umgekehrt, dass Ausreißereffekte in der kalender- und saisonbereinigten Zeitreihe in vollem Umfang sichtbar werden – die finale Berechnung des kalender- und saisonbereinigten Ergebnisses gemäß Gleichung (2) erfolgt wieder mit nicht vorabereinigten Werten.

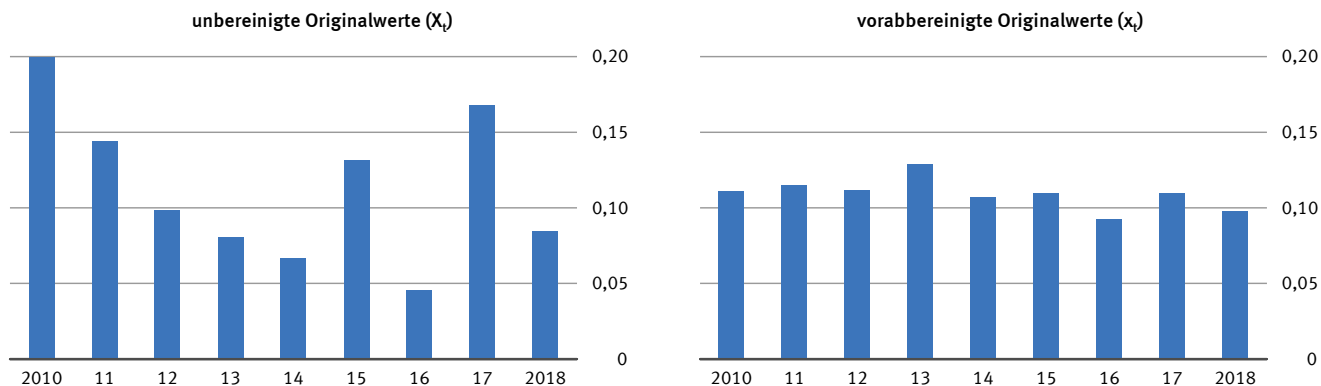
5.3 Zweite Stufe des Verfahrens: Anwendung von Trend- und Saisonfiltern

An die oben beschriebene Berechnung der Kalenderfaktoren und die Vorabbereinigung der Originaldaten schließt sich die zweite Stufe des Verfahrens X-12-ARIMA an. In dieser wird die Saisonbereinigung im engeren Sinne durchgeführt.²⁹ Wie bereits erwähnt, handelt

²⁹ Eine ausführliche Darstellung der zweiten Stufe des Verfahrens X-12-ARIMA anhand eines Beispiels findet sich bei Ladiray/Quenneville (2001).

Grafik 2

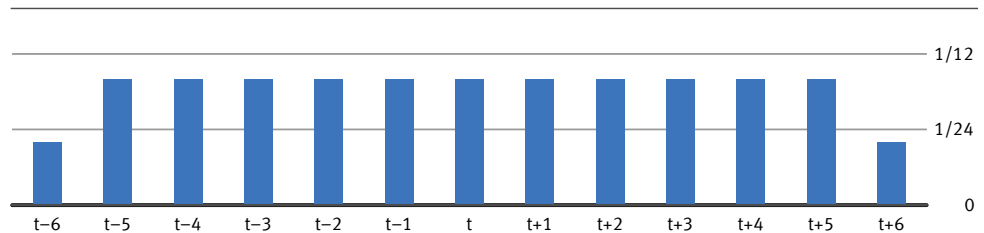
Vormonatsraten des Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter im Monat März in %



2018-01-0560

Grafik 3

Gewichte (θ) des gleitenden Durchschnitts zur Berechnung des vorläufigen Trend-Zyklus in der ersten Iteration



2018-01-0561

es sich um eine Glättung der vorabereinigten Zeitreihe anhand von Trend- und Saisonfiltern, die mithilfe von gewichteten gleitenden Durchschnitten berechnet werden. Die Trend- und Saisonfilter in der zweiten Stufe des Verfahrens X-12-ARIMA werden schrittweise in mehreren Iterationen und Teiliterationen angewendet.³⁰

Ermittlung des Trend-Zyklus

In der zweiten Stufe des Verfahrens X-12-ARIMA wird zunächst ein Trend-Zyklus geschätzt, der als Basis für die Messung des Saisonausschlags dient.³¹ Die hierbei eingesetzten Trendfilter sind gewichtete gleitende Durchschnitte:

$$(9) \quad T_t = \sum_{i=t-a}^{t+a} \theta_i \cdot x_i$$

T_t Trendwert für die Periode t

θ_i Gewichte

x_i vorabereinigter Originalwert der zu bereinigenden Zeitreihe für die Periode i

i Laufindex über den Stützzeitraum

a halbe Breite des Stützzeitraums (ohne die Periode t selbst)

30 Ein Grund für die iterative Vorgehensweise besteht darin, dass einerseits Extremwerte durch die Trend- und Saisonfilter zwar geglättet werden, die Filterergebnisse dennoch in gewissem Ausmaß von Extremwerten beeinflusst bleiben. Daher werden die Extremwerte im Verlauf der Iterationsstufen gegen Ersatzwerte ausgetauscht. Andererseits können Extremwerte erst dann abschließend identifiziert und ersetzt werden, wenn die endgültigen Filterergebnisse vorliegen. Zur Rolle der Extremwerte ist zu beachten, dass diese nur aus der Saisonkomponente ausgeschlossen werden und dadurch in die irreguläre Komponente der Zeitreihe eingehen. Sie werden also nicht aus dem saisonbereinigten Ergebnis ausgeschlossen, welches auch die irreguläre Komponente umfasst.

31 Zur Vereinfachung werden die zur Ermittlung der Trend-Zyklus-Komponente eingesetzten Filter als Trendfilter bezeichnet.

In verschiedenen Teiliterationen der zweiten Stufe von X-12-ARIMA werden unterschiedliche Trendfilter angewendet.³² So wird bei der Bereinigung von Monatsdaten für die Berechnung des ersten vorläufigen Trend-Zyklus ein gewichteter gleitender Durchschnitt verwendet, dessen Stützzeitraum 13 Perioden umfasst. Die beiden Monate an den äußeren Rändern des Stützzeitraums gehen mit einem niedrigeren Gewicht in die Berechnung ein, während alle anderen Monate das Gewicht von einem Zwölftel erhalten. [↪ Grafik 3](#)

Später werden für die genauere Ermittlung des Trend-Zyklus sogenannte Henderson-Filter angewendet. Dabei handelt es sich ebenfalls um gewichtete gleitende Durchschnitte, deren Gewichte jedoch durch mathematische Verfahren optimiert und festgelegt wurden. Bei der Ermittlung des Trend-Zyklus kann als Spezifikationsparameter der Stützzeitraum des Henderson-Filters durch die bearbeitende Person angepasst werden.

Für das Beispiel des Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter sind die Originalwerte sowie die nach Abschluss der Iterationen endgültig bestimmte Trend-Zyklus-Komponente in [↪ Grafik 4](#) dargestellt.

Ermittlung der rohen Saisonfaktoren

Im Weiteren werden die Abweichungen der vorabereinigten Originalwerte von den zuvor ermittelten Trend-Zyklus-Werten ermittelt. Diese werden als rohe Saisonfaktoren bezeichnet. Die Berechnung der rohen Saisonfaktoren für den Fall des multiplikativen Zeitreihenmodells erfolgt nach

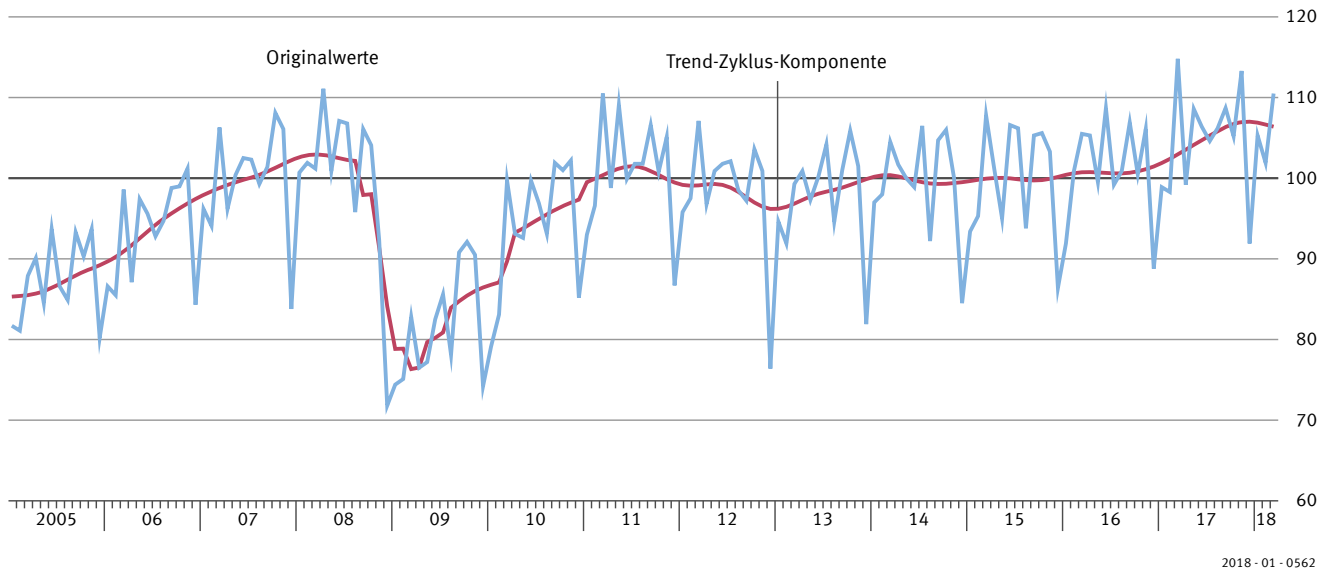
$$(10) \quad S_t^r = \frac{x_t}{T_t}$$

S_t^r Wert des rohen Saisonfaktors zum Zeitpunkt t

32 Die verschiedenen Trendfilter haben die Aufgabe, jeweils spezifische Schwankungen nach und nach aus der Zeitreihe herauszufiltern.

Grafik 4

Originalwerte und Trend-Zyklus-Komponente im Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter

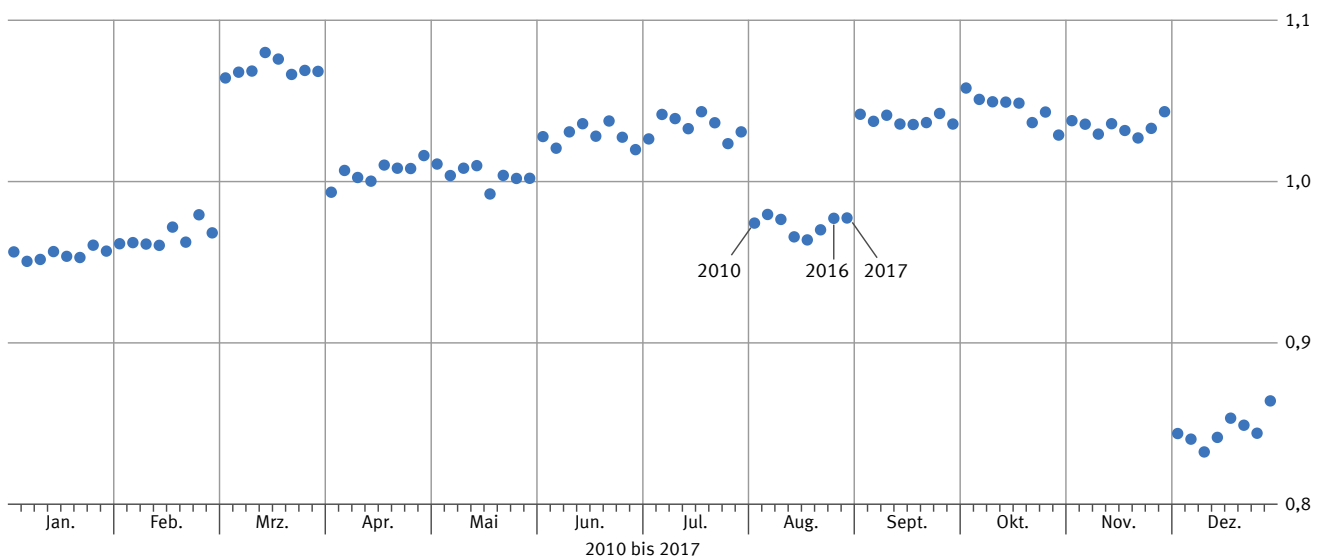


↳ Grafik 5 zeigt die rohen Saisonfaktoren des Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter als Datenpunkte. Die Datenpunkte sind zuerst nach Monaten und dann nach Jahren sortiert. Die Punkte etwa für den Monat Juni zeigen die rohen Saisonfaktoren dieses

Monats in allen Jahren des Darstellungszeitraums. Ein roher Saisonfaktor von 0,97 für August 2017 bedeutet zum Beispiel, dass der vorabereinigte Originalwert des Produktionsindex in diesem Monat 3% unter dem Trend-Zyklus-Wert liegt.

Grafik 5

Rohe Saisonfaktoren im Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter 2010 bis 2017



Die Datenpunkte sind nach Monaten und Jahren sortiert: Die Punkte für einen Monat zeigen die rohen Saisonfaktoren dieses Monats in allen acht Jahren des Darstellungszeitraums.

In Grafik 5 deutet sich bereits das Saisonmuster beim Produktionsindex für Vorleistungsgüter (zum Beispiel chemische Grundstoffe, Metallerzeugnisse) an: Tendenziell steigt im Jahresverlauf die Produktion an, im Winter sind die Bedingungen für die Produktion, die damit verbundenen Transporte und auch für die Nachfrage nach Vorleistungsgütern weniger günstig als im Rest des Jahres. Deutliche Abweichungen von dieser Tendenz zeigen sich im März nach oben und im August und Dezember nach unten. Die Produktionsspitze im März dürfte auf die in diesem Monat regelmäßig hohe Anzahl an Kalendertagen zurückzuführen sein, die sich wegen der Kalenderzentrierung nicht im Kalenderfaktor, sondern in der Saisonfigur niederschlägt. Zwar haben die Monate Juli und August ebenfalls 31 Tage und kaum gesetzliche Feiertage, jedoch macht sich insbesondere im August die regelmäßige Urlaubshäufung während der Sommerferien bemerkbar. Der Dezember ist, wie oben erwähnt, wegen Feiertagen und Urlaubshäufungen durch ein sehr niedriges Produktionsniveau gekennzeichnet.

Ermittlung der geglätteten Saisonfaktoren

Grafik 5 zeigt auch die Varianz des Saisonausschlags von Jahr zu Jahr. Für das weitere Vorgehen müssen aus den schwankenden rohen Saisonfaktoren geglättete Werte gebildet werden, die als repräsentativ für den typischen Saisonausschlag eines Monats gelten können. Zwar sind weder die Ursachen der Saisonschwankungen noch deren Auswirkungen auf die Zeitreihe vollständig beobachtbar. Es wird jedoch von der Annahme ausgegangen, dass die Saisoneinflüsse sich jährlich ähnlich stark auf die Zeitreihe auswirken und somit ein bestimmtes, relativ stabiles Niveau des monatspezifischen Saisonausschlags vermutet werden kann. Die geglätteten Saisonfaktoren sollen den vermuteten Verlauf der nicht direkt beobachtbaren Saisonausschläge möglichst gut abbilden, indem sie einerseits möglichst nahe bei den rohen Saisonfaktoren liegen und andererseits ein über die Jahre hinweg relativ stabiles Niveau aufweisen. Dabei soll auch zugelassen werden, dass sich der monatspezifische Saisonausschlag von Jahr zu Jahr allmählich ändern kann. Für die Berechnung eines monatspezifischen geglätteten Saisonfaktors kommen daher wiederum gleitende Durchschnitte mit speziellen Gewichten zur Anwendung, die sogenannten Saisonfilter. Für die Formeldarstellung wird die Periodenbezeichnung t der rohen Saisonfaktoren in Monaten m und Jahren j ausgedrückt:

$$(11) S_j^{r,m} = S_t^r$$

$S_j^{r,m}$ Wert des rohen Saisonfaktors für das Jahr j im Monat m

m Monat

j Jahr

Durch Anwendung von Saisonfiltern auf die rohen Saisonfaktoren jeweils eines Monats über die Jahre hinweg, werden die geglätteten Saisonfaktoren als monatspezifische gewichtete gleitende Durchschnitte ermittelt:

$$(12) S_j^{\bar{m}} = \sum_{i=j-b}^{j+b} \delta_i \cdot S_i^{r,m}$$

$S_j^{\bar{m}}$ Wert des monatspezifischen geglätteten Saisonfaktors im Jahr j

\bar{m} spezifischer Monat, für den der gewichtete gleitende Durchschnitt ermittelt wird

j Jahr

δ Gewicht

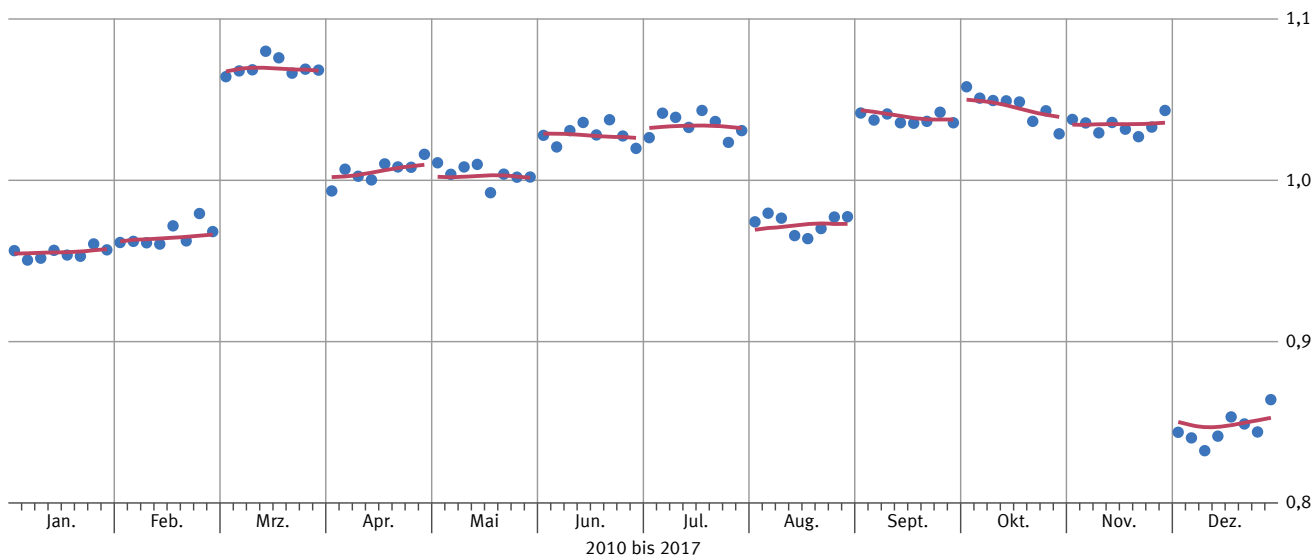
b halbe Breite des Stützbereichs (ohne das Jahr j selbst)

i Laufindex über den Stützzeitraum

Der Stützbereich und die Art des Saisonfilters werden bei der Saisonbereinigung nach X-12-ARIMA durch die bearbeitende Person mit dem Ziel gewählt, möglichst gut die Höhe des typischen jahreszeitlichen Ausschlags abzugreifen und gleichzeitig allmähliche Änderungen des Saisonausschlags zu berücksichtigen. In der Vergangenheit hat sich gezeigt, dass der sogenannte 3x9-Filter bei einer Vielzahl von Zeitreihen sehr gut für die Abbildung eines sich allmählich ändernden Saisonmusters geeignet ist. Er umfasst einen Stützbereich von elf Jahren und gilt als Standardfilter bei der Bereinigung von ökonomischen Zeitreihen. Bei sich schneller ändernden Saisonmustern können auch Saisonfilter mit kürzeren Stützzeiträumen verwendet werden, zum Beispiel 3x5-Filter, welche sich nur über sieben Perioden erstrecken (zu den Bezeichnungen siehe den folgenden Exkurs zu Saisonfiltern). Falls für einzelne Monate sich unterschiedlich schnell ändernde Saisonmuster zu beobachten sind, können bei einer Zeitreihe unterschiedliche Saisonfilter für die verschiedenen Monate gewählt werden. [↪ Grafik 6](#) enthält die geglätteten Saisonfaktoren als Linien. Hier wurden die geglätteten Saisonfaktoren mit 3x9-Saisonfiltern ermittelt.

Grafik 6

Rohe und geglättete Saisonfaktoren im Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter 2010 bis 2017



Die Datenpunkte sind nach Monaten und Jahren sortiert: Die Punkte für einen Monat zeigen die rohen Saisonfaktoren dieses Monats in allen acht Jahren des Darstellungszeitraums. Die geglätteten Saisonfaktoren sind als rote Linien eingezeichnet.

2018 - 01 - 0563

Exkurs: Saisonfilter

Zur Illustration der aus zwei Zahlen zusammengesetzten Bezeichnung der Saisonfilter können diese als Überlappung von einfachen, also ungewichteten gleitenden Durchschnitten dargestellt werden.

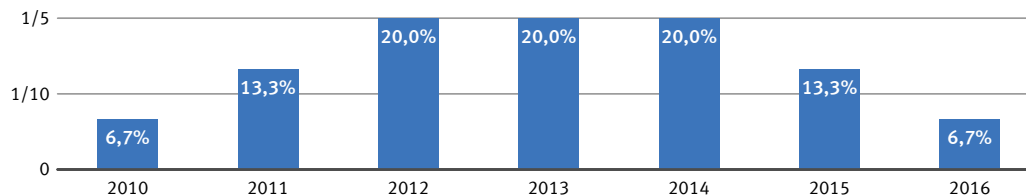
Grafik 7 zeigt beispielhaft die Berechnung des Wertes eines 3x5-Filters für den Monat Januar 2013, wobei der Filter als Überlappung von drei ungewichteten gleitenden Durchschnitten über jeweils fünf Perioden dargestellt ist. Der gesamte Stützbereich des Filters umfasst die Januarwerte der Jahre 2010

Grafik 7

Darstellung eines 3x5-Saisonfilters als Überlappung von ungewichteten, gleitenden Durchschnitten

$$\begin{aligned}
 S_{2013}^{Jan} = & \frac{1}{3} \cdot \left[\frac{1}{5} \cdot (S_{2010}^{r,Jan} + S_{2011}^{r,Jan} + S_{2012}^{r,Jan} + S_{2013}^{r,Jan} + S_{2014}^{r,Jan}) \right. \\
 & + \left[\frac{1}{5} \cdot (S_{2011}^{r,Jan} + S_{2012}^{r,Jan} + S_{2013}^{r,Jan} + S_{2014}^{r,Jan} + S_{2015}^{r,Jan}) \right. \\
 & \left. \left. + \left[\frac{1}{5} \cdot (S_{2012}^{r,Jan} + S_{2013}^{r,Jan} + S_{2014}^{r,Jan} + S_{2015}^{r,Jan} + S_{2016}^{r,Jan}) \right] \right] \right]
 \end{aligned}$$

Implizite Gewichte (δ_i) des 3x5-Saisonfilters



2018 - 01 - 0565

bis 2016, jedoch gehen die weiter in der Mitte liegenden Januarwerte mehrfach in die Berechnung ein und erhalten hierdurch implizit ein höheres Gewicht als die Werte am Rand. Unter der Berechnungsformel sind die Gewichte des 3x5-Saisonfilters grafisch dargestellt, die sich aus der Überlappung der ungewichteten gleitenden Durchschnitte ergeben.

Demnach gehen die drei mittleren Werte mit einem Gewicht von jeweils 20% in die Berechnung ein. Nach außen hin sinkt die Gewichtung und die Werte an den Rändern sind nur noch mit knapp 7% gewichtet.

Berechnung der saisonbereinigten Ergebnisse

Im letzten Schritt werden für die Berechnung der kalender- und saisonbereinigten Zeitreihe im Fall des multiplikativen Zeitreihenmodells die nicht vorabereinigten Originalwerte X_t sowohl durch die geglätteten Saisonfaktoren als auch durch die Kalenderfaktoren dividiert. Die geglätteten Saisonfaktoren sind dabei wieder chronologisch sortiert.

$$(13) \quad X_t^{KSB} = \frac{X_t}{S_t \cdot K_t}, \text{ mit } S_t := S_j^m$$

X_t^{KSB} kalender- und saisonbereinigte Zeitreihe

K_t Kalenderfaktor aus Formel (8)

S_t geglättete Saisonfaktoren (chronologisch sortiert)

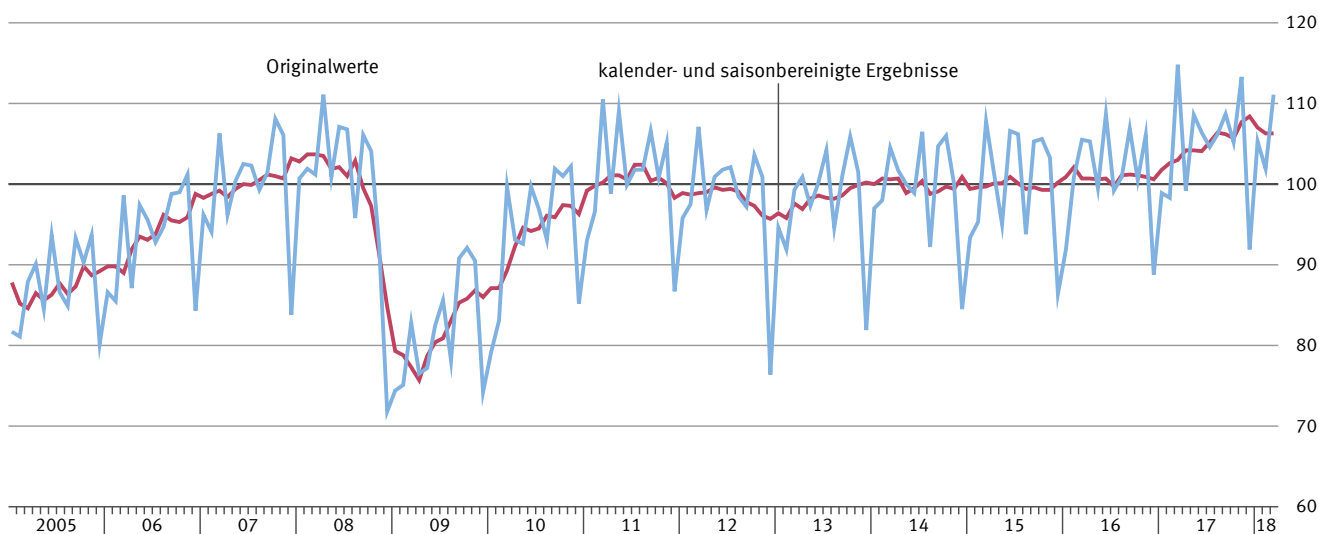
➤ **Grafik 8** stellt für die Zeitspanne von Januar 2005 bis März 2018 die kalender- und saisonbereinigte Zeitreihe zusammen mit den Originalwerten des Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter dar. Die saisonbereinigte Zeitreihe zeigt weniger Ausschläge als die Originalwerte und lässt dadurch die Trend-Zyklus-Komponente deutlicher erkennen. Sie weist dennoch, wegen der ebenfalls enthaltenen irregulären Komponente, deutliche Schwankungen auf.

5.5 Spezifikation als Gesamtheit der Parameterfestlegungen

Die vorigen Abschnitte haben gezeigt, dass die Durchführung einer Saisonbereinigung nach X-12-ARIMA verschiedene Parametersetzungen bei der Modellierung der RegARIMA-Regression sowie bei der Anwendung der Trend- und Saisonfilter erfordert. Die Gesamtheit der

Grafik 8

Originalwerte und kalender- und saisonbereinigte Ergebnisse des Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter



2018 - 01 - 0566

Übersicht 2

Ausgewählte Spezifikationsparameter der Saisonbereinigung in drei Beispielstatistiken

	Produktionsindex für industrielle Vorleistungsgüter		Nominaler Umsatz im Gastgewerbe	Vierteljährliches preisbereinigtes Bruttoinlandsprodukt
Verfahren	X13 JD+		X-12-ARIMA	X-12-ARIMA
Zeitreihenmodell	multiplikativ		multiplikativ	multiplikativ
Kalenderregressoren	(1) Arbeitstage für Januar bis November (2) Arbeitstage für Dezember		(1) Anzahl der Tage im Monat (2) Anzahl der Montage (3) Anzahl der Dienstage ... (7) Anzahl der Samstage	(keine direkte Anwendung von Kalenderregressoren; siehe Abschnitt 5.2 im Text)
Ausreißer	LS (09.2008) LS (11.2008) LS (12.2008) LS (01.2009) LS (03.2009)	LS (05.2009) LS (08.2009) LS (03.2010) LS (04.2010) LS (01.2011)	LS (01.2009)	LS(Q4.2008) LS(Q1.2009) LS(Q2.2010)
ARIMA-Modell	ARIMA(013)(011) _s		ARIMA(011)(011) _s	ARIMA(010)(011) _s
Trendfilter	Henderson 17		Henderson 17	Henderson 13
Saisonfilter	3x9		3x9	3x5: drittes Quartal 3x9: andere Quartale
Stützzeitraum (siehe Abschnitt 6.3 im Text)	Januar 2003 bis aktueller Berichtsmonat		Januar 1994 bis aktueller Berichtsmonat	1. Quartal 1991 bis aktuelles Berichtsquartal

Stand: Mai 2018.

Parameterfestlegungen wird als Spezifikation, zum Teil auch als Steuerung bezeichnet. Die Spezifikation wird für jede zu bereinigende Zeitreihe einzeln festgelegt. Sie erfolgt so, dass alle relevanten Informationen über die Charakteristika der betrachteten Zeitreihe, über außerordentliche Effekte und über Eigenschaften der Saison angemessen berücksichtigt werden.¹³³ Dabei können verschiedene Qualitätskennzahlen, Tests auf Restsaison und Verteilungseigenschaften der Modellresiduen unterstützend berücksichtigt werden, diese bieten jedoch nur eine grobe Orientierung.¹³⁴ Die vollständigen Spezifikationen, welche im Statistischen Bundesamt zur Anwendung kommen, können auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden. Somit besteht für die Datennutzerinnen und Datennutzer die Möglichkeit, mit den veröffentlichten Originaldaten die saisonbereinigten Ergebnisse zu replizieren. Zentrale Spezifikationsparameter für drei Statistikbeispiele enthält [↪ Übersicht 2](#).

33 Das Grundproblem der Spezifikationssuche besteht darin, dass bei der Zeitreihenanalyse von einer Zerlegung der Originalwerte in unbeobachtbare Komponenten ausgegangen wird, deren Größen nicht objektiv messbar sind. Daher muss eine Spezifikation angestrebt werden, die eine insgesamt plausible Lösung des Zerlegungsproblems liefert.

34 Zum Beispiel stellt die Kennzahl „M4“ auf die Autokorrelation der Irregulären Komponente ab. Eine hohe Autokorrelation deutet darauf hin, dass die Irreguläre Komponente noch systematische Muster aufweist, die den anderen Komponenten eventuell zugerechnet werden sollten, womit die Spezifikation verbessert werden könnte. Die Kennzahl liefert aber keine Hinweise darauf, welche Spezifikationsparameter angepasst werden sollen. Zur Verwendung von Qualitätskennzahlen siehe Kirchner und andere (2018).

6

Rahmensetzungen bei der Saisonbereinigung

6.1 Vorbemerkung

Neben der Festlegung von Spezifikationsparametern müssen bei der Saisonbereinigung nach X-12-ARIMA und nach X13 JD+ verschiedene Entscheidungen getroffen werden, die den allgemeinen Rahmen der Saisonbereinigung betreffen und für ganze Statistiken oder Statistikbereiche gelten. Zu diesen Rahmensetzungen findet sich eine Reihe von Empfehlungen in den anfangs erwähnten Leitlinien zur Saisonbereinigung des Europäischen Statistischen Systems (Eurostat, 2015).

6.2 Revisionsregimes

Da sich die Saisonmuster und die Stärke von Saisoninflüssen von Zeitreihen im Zeitverlauf ändern können, sollen die Saisonfaktoren in regelmäßigen Abständen, mindestens jährlich, neu geschätzt werden (Eurostat,

2015, hier: Seite 33).³⁵ Eine Anpassung und Neuberechnung der Saisonfaktoren führt zu einer höheren Genauigkeit der Saisonschätzung. Sie hat aber zur Folge, dass sich die Ergebnisse der saisonbereinigten Zeitreihe auch für die früheren Perioden der Reihe ändern können, ist also in der Regel mit Revisionen der bereinigten Ergebnisse verbunden. Eine allzu häufige Anpassung kann daher mit Nachteilen für die Nutzerinnen und Nutzer verbunden sein, insbesondere wenn der Genauigkeitsgewinn einer Neuberechnung der Faktoren nicht groß ist, diese aber zu umfangreichen Revisionen führt. In der deutschen amtlichen Statistik wird bei der Bereinigung nach X-12-ARIMA und X13 JD+ die sogenannte „Gesteuerte laufende Bereinigung“ angewendet.³⁶ Damit soll eine möglichst hohe Genauigkeit der Saisonschätzung erreicht werden und gleichzeitig sollen Revisionen dort vermieden werden, wo sich diese aufgrund des geringen Genauigkeitsgewinns nicht lohnen. Dabei werden die Saisonfaktoren einmal jährlich berechnet und für mindestens ein Jahr vorausgeschätzt. Zusätzlich wird vor jeder monatlichen oder vierteljährlichen Veröffentlichung eine Alternativrechnung mit neu geschätzten Saisonfaktoren durchgeführt. Die Ergebnisse der Berechnung mit vorausgeschätzten Saisonfaktoren werden dann mit denen der Alternativrechnung verglichen und die Saisonfaktoren nur dann aktualisiert, wenn der mit der Neuberechnung verbundene Genauigkeitsgewinn dies rechtfertigt.

Diese Praxis erfordert einen höheren Bearbeitungsaufwand als eine jährliche Anpassung der Saisonfaktoren mit zwischenzeitlicher Verwendung vorausgeschätzter Faktoren. Daher werden bei Statistiken, die weniger im Vordergrund des Nutzerinteresses stehen, die Saisonfaktoren nur einmal jährlich angepasst. Dabei handelt es sich häufig um Zeitreihen der unteren Gliederungsebenen, für die monatlich in tiefer Gliederung zum Teil viele hundert bereinigte Reihen bereitgestellt werden (siehe Kapitel 7).

35 Dabei sind Änderungen des Saisonmusters gemeint, die über Entwicklungen hinausgehen, welche in den Saisonfiltern bereits berücksichtigt werden können, da diese als gewichtete gleitende Durchschnitte berechnet werden und somit eine allmähliche Entwicklung des Saisonmusters in gewissem Ausmaß nachzeichnen können. Die Kalendereinflüsse sind in der Regel relativ stabil, sodass die Berechnung der Kalenderfaktoren generell nur jährlich überprüft werden muss.

36 Der englische Begriff lautet „Controlled current adjustment“ (Eurostat, 2015, hier: Seite 33).

6.3 Stützzeitraum und Revisionspolitik

Für die Berechnung der Kalender- und Saisonfaktoren nach X-12-ARIMA muss eine Zeitreihe von mindestens drei Jahren vorliegen. Längere Datenreihen sind vorteilhaft, andererseits soll die Zeitreihe nicht zu lang sein (Eurostat, 2015, hier: Seite 39 f.).

Für den industriellen Produktionsindex zum Beispiel werden derzeit Daten ab 2003 als Stützzeitraum für die Ableitung der Faktoren herangezogen. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen und anderen Statistiken beginnt der Stützzeitraum im Jahr 1991. Bezüglich der Revisionspolitik besteht die Möglichkeit, bei der Neuberechnung von Saisonfaktoren die Zeitreihe über den gesamten Stützzeitraum zu revidieren. Allerdings fallen die Revisionen einzelner Zeitreihenwerte meistens gering aus, wenn diese weiter zurückliegen. Um geringfügige Revisionen weit zurückliegender Daten zu vermeiden, können die älteren saisonbereinigten Ergebnisse „eingefroren“, also nicht mehr revidiert werden (Eurostat, 2015, hier: Seite 34). Zum Beispiel sind beim Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe derzeit die saisonbereinigten Ergebnisse vor Januar 2015 eingefroren.³⁷ In den vierteljährlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden hingegen bei Neuberechnungen der Saisonfaktoren Revisionen über die gesamte Länge der Zeitreihe zugelassen.

6.4 Direkte und indirekte Saisonbereinigung

Die Originalwerte der zu bereinigenden Statistiken werden in der Regel als Satz von Zeitreihen bereitgestellt, welcher zum Beispiel nach Wirtschaftszweigen innerhalb des Abdeckungsbereichs der Statistik gegliedert ist. Zusätzlich werden Aggregate veröffentlicht, die sich übergreifend auf mehrere Wirtschaftszweige der Statistik oder auf andere Untergliederungen beziehen; in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden zum Beispiel auch Aggregate für volkswirtschaftliche Sektoren berechnet.

37 Die Vorgehensweise hängt mit der Umbasierung der Originaldaten und ihrer Neuberechnung ab 2015 zusammen. Zur Umbasierung siehe Linz und andere (2018).

Bei der Saisonbereinigung stellt sich die Frage, ob neben den Zeitreihen für die Wirtschaftszweige auch die Aggregate jeweils einer eigenen Bereinigung unterzogen werden sollen (direkte Bereinigung der Aggregate), oder ob die saisonbereinigten Aggregate aus den saisonbereinigten Ergebnissen für einzelne Wirtschaftszweige berechnet werden sollen (indirekte Bereinigung der Aggregate; Deutsche Bundesbank, 2010). In der Praxis werden je nach Statistik unterschiedliche Lösungen realisiert. Beim Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe wird die direkte Saisonbereinigung auf einer mittleren Gliederungsebene durchgeführt, während höhere Aggregate indirekt bereinigt werden. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen wird meist auf möglichst detaillierter Ebene direkt und auf höheren Ebenen indirekt bereinigt; das Bruttoinlandsprodukt wird jedoch direkt bereinigt.³⁸ Die Umsätze im Großhandel werden auf allen Aggregationsebenen direkt bereinigt.

Bei den meisten Statistiken werden neben den nominalen Originalwerten auch preisbereinigte Angaben (sogenannte Volumenangaben) veröffentlicht. Auch hier gibt es in der Praxis verschiedene Herangehensweisen der Saisonbereinigung. Beim Produktionsindex für das Produzierende Gewerbe werden zunächst die nominalen Originalwerte direkt bereinigt. Weiterhin werden durch Division der nominalen durch die preisbereinigten Originalwerte implizite Preisreihen erzeugt und einer direkten Saisonbereinigung unterzogen. Die saisonbereinigten Volumenangaben werden dann indirekt durch Division der bereinigten nominalen Angaben mit den bereinigten Preisreihen ermittelt. In den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen werden hingegen grundsätzlich die nominalen Angaben durch indirekte Bereinigung ermittelt.

38 Um Kohärenz bei der direkten Bereinigung des Bruttoinlandsprodukts (BIP) zu gewährleisten, werden die Gütersteuern gemäß eines Ableitungsschemas indirekt bereinigt: Gütersteuern (indirekt) = BIP (direkt) – Bruttowertschöpfung (indirekt) + Gütersubventionen (direkt).

7

Umfang und kritische Würdigung der laufenden Saisonbereinigung

Im Rahmen der laufenden Saisonbereinigung wird im Statistischen Bundesamt monatlich und vierteljährlich eine große Anzahl von bereinigten Zeitreihen erzeugt. Bei der Bereinigung nach X-12-ARIMA und X13 JD+ wird bei fast 800 direkt bereinigten Reihen die „Gesteuerte laufende Bereinigung“ angewendet, bei der die Saisonfaktoren und Steuerungen monatlich oder vierteljährlich überprüft werden. Für weitere knapp 2000 Zeitreihen aus dem Bereich des Produzierenden Gewerbes und des Einzelhandels, für die tief gegliederte Ergebnisse zur Verfügung stehen, werden die Kalender- und Saisonfaktoren einmal jährlich vorausgeschätzt und dann monatlich auf die Daten angewendet.³⁹ Eine Übersicht über die Anzahl der direkt bereinigten Zeitreihen der Statistikbereiche enthält [Tabelle 2](#).

Tabelle 2

Nach X-12-ARIMA oder X13 JD+ direkt bereinigte Zeitreihen nach Statistikbereichen

	Gesteuerte laufende Bereinigung	Jährliche Überprüfung
Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen	212	–
Zeitreihen im Produzierenden Gewerbe (Industrie: Auftragsingang, Umsatz, Produktion, Auftragsbestand, geleistete Arbeitsstunden; Bau: Produktion und Auftragsingang)	338	1 821
Arbeitskostenindex	54	–
Einzelhandel, Kraftfahrzeughandel, Großhandel, Gastgewerbe	99	105
Dienstleistungen (Umsatz, Beschäftigte, Löhne und Gehälter, geleistete Arbeitsstunden)	59	–
ILO-Erwerbslosenstatistik	8	–
Außenhandel	4	–
Alle Bereiche	774	1 926

ILO: International Labour Organization – Internationale Arbeitsorganisation.

Bezüglich der Software wurde bei den Konjunkturstatistiken im Produzierenden Gewerbe die laufende Saisonbereinigung der Industrieindikatoren seit Anfang 2018 schrittweise auf JDemetra+ (mit dem Verfah-

39 Neben der Saisonbereinigung nach X-12-ARIMA und X13 in JD+ werden viele Statistiken zusätzlich nach dem Verfahren BV4 bereinigt. Zudem gibt es Statistiken, die lediglich nach BV4 bereinigt werden.

ren X13) umgestellt. Im Herbst 2019 ist für die Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Umstieg auf diese Software geplant. Im Weiteren sollen auch die restlichen Konjunkturstatistiken schrittweise umgestellt werden.

Die laufende Berechnung von saisonbereinigten Ergebnissen ist ein Teilprozess der Statistikerstellung. Im Geschäftsprozessmodell der amtlichen Statistik wird sie der Phase 6 zugeordnet, deren Teilprozesse unter dem Begriff „Ergebnisse analysieren“ zusammengefasst werden.⁴⁰ [↪ Übersicht 3](#)

Übersicht 3

Phasen des Geschäftsprozessmodells der amtlichen Statistik

Phase 1 – Bedarf bestimmen
Phase 2 – Statistik konzipieren
Phase 3 – Produktionssysteme aufbauen
Phase 4 – Daten gewinnen
Phase 5 – Daten aufbereiten
Phase 6 – Ergebnisse analysieren
Phase 7 – Ergebnisse verbreiten
Phase 8 – Prozessdurchlauf evaluieren

Im Bereich der Konjunkturstatistiken werden in dieser Phase zum Beispiel Indizes und Veränderungsraten ermittelt. Die Berechnung von saisonbereinigten Ergebnissen ist ein zusätzlicher Analyseschritt in dieser Phase, mit dem die Relevanz der Daten weiter erhöht wird. Konkret wird hier der Bedarf der Nutzerinnen und Nutzer nach aktuellen Ergebnissen zur wirtschaftlichen Entwicklung erfüllt, die nicht durch erwartbare saisonale Schwankungen und Kalendereffekte überdeckt sind und die somit die konjunkturelle Entwicklung besser erkennen lassen. Hierbei können allerdings verschiedene Zielkonflikte auftreten.

Zunächst kann die Relevanz von statistischen Ergebnissen immer nur mit Bezug auf eine Zielgruppe oder einen bestimmten Verwendungszweck bewertet werden. Zum Beispiel sehen einige Wirtschaftsverbände und Unternehmen (welche oft gleichzeitig als Berichtseinheiten die den Originalwerten zugrunde liegenden Einzeldaten melden) gerade einen Nachteil darin, dass saisonbereinigte Ergebnisse die in der jeweiligen Branche typischen, bekannten und von den Akteuren erwarteten Bewegun-


gen nicht widerspiegeln. In dieser Zielgruppe werden bei der Analyse von Branchenentwicklungen zum Teil die unbereinigten Originaldaten bevorzugt. Zwar stellt das Statistische Bundesamt wie erwähnt zusätzlich zu den saisonbereinigten Ergebnissen immer auch die Originalwerte zur Verfügung, jedoch soll aus Gründen der Klarheit in Erstveröffentlichungen eine Ergebnisart in den Vordergrund gestellt werden. Unter Berücksichtigung der verschiedenen Zielgruppenbedarfe und in Einklang mit den Empfehlungen des Europäischen Statistischen Systems sowie der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) wurde letztlich bei den meisten Konjunkturstatistiken entschieden, die Vormonats- oder Vorquartalsrate der saisonbereinigten Ergebnisse in Pressemitteilungen in der Regel an erster Stelle zu nennen.⁴¹

Weiter können im Zusammenhang mit der Konjunkturschätzung neben der Vorperiodenänderung der saisonbereinigten Angaben andere Aspekte eine Rolle spielen, die für bestimmte Nutzerbedarfe möglicherweise relevanter sind. Betrachtet man noch einmal das Beispiel aus Grafik 1, so könnte es für die Beschreibung der wirtschaftlichen Situation aus Nutzersicht eine wichtige Rolle spielen, dass die Ergebnisse zwar zuletzt etwas gesunken sind, sie sich dennoch zum Zeitpunkt der Betrachtung auf einem vergleichsweise hohen Niveau befinden. Zum Teil wird in solchen Fällen der Vorjahresvergleich herangezogen. Sinnvoll könnte aber auch der Vergleich mit einem längerfristigen Durchschnittsniveau sein, welches sich nicht von Periode zu Periode verschiebt. Dies wäre zum Beispiel in Form von Angaben zum (positiven oder negativen) Abstand der aktuellen Ergebnisse von einem solchen längerfristigen Durchschnittsniveau denkbar, welches zum Beispiel aus einem langfristigen Trend berechnet werden könnte.⁴²

40 Zum Geschäftsprozessmodell siehe Gehle/Lüüs (2017), hier: Seite 48.

41 Nach den Europäischen Leitlinien zur Saisonbereinigung sollen in Pressemitteilungen vor allem die saisonbereinigten Ergebnisse genannt werden (Eurostat, 2015, hier: Seite 46): „Seasonally adjusted data are the most appropriate figures to be presented in press releases“. Dies gilt auch über den europäischen Raum hinaus, so empfiehlt die OECD: „When applicable, the focus of press releases [...] concerning the main sub-annual indicators should be on their appropriately seasonally adjusted version.“ (OECD, 2007, hier: Seite 20 f.)

42 Zum Beispiel wird im „Konjunkturmonitor“ des Statistischen Bundesamtes (www.destatis.de > Statistik anschaulich > Konjunkturmonitor) die Entwicklung am aktuellen Rand kombiniert mit dem Abstand des aktuellen Ergebnisses von einem langfristigen Trend. Auf diese Weise werden vier unterschiedliche Konjunkturphasen unterschieden.

Schließlich steht die Relevanz der Ergebnisse in Konkurrenz zu anderen Qualitätsaspekten. Wie oben erwähnt, sind Saison- und Kalenderkomponenten unbeobachtbare Größen, die durch Operationalisierung (Auswahl des Bereinigungsverfahrens, Parameterstellungen) messbar gemacht werden müssen. Verschiedene Operationalisierungsansätze führen in der Regel zu unterschiedlichen Ergebnissen. Um die hierdurch möglicherweise entstehenden Einschränkungen bei der Objektivität und Klarheit der Ergebnisse möglichst zu vermeiden, werden im Statistischen Bundesamt mit X-12-ARIMA und X13 JD+ bei der Saisonbereinigung Verfahren eingesetzt, die international anerkannt sind und harmonisiert angewendet werden. Die Saisonbereinigung wird weiterhin in enger Zusammenarbeit mit der Deutschen Bundesbank durchgeführt und die zugrunde liegenden Methoden werden möglichst transparent dargestellt. 

LITERATURVERZEICHNIS

- Bald-Herbel, Christiane. *Umstellung der Konjunkturindizes im Produzierenden Gewerbe auf das Basisjahr 2010*. In: *Wirtschaft und Statistik*. Ausgabe 3/2013, Seite 185 ff.
- Bee Dagum, Estela/Bianconcini, Silvia. *Seasonal Adjustment Methods and Real Time Trend-Cycle Estimation*. 2016.
- Box, George E. P./Jenkins, Gwilym M. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. San Francisco 1970.
- Box, George E. P./Jenkins, Gwilym M./Reinsel, Gregory C./Ljung, Greta M. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 5. Auflage. 2015.
- Deutsche Bundesbank/Statistisches Bundesamt. *Memorandum of Understanding*. Frankfurt 2014. [Zugriff am 27. Juni 2018]. Verfügbar unter: www.destatis.de
- Deutsche Bundesbank. *Kalendarische Einflüsse auf das Wirtschaftsgeschehen*. In: *Monatsbericht* Dezember 2012, Seite 53 ff.
- Deutsche Bundesbank. *Das Ganze und seine Teile: Aggregationsprobleme saisonbereinigter Daten*. In: *Monatsbericht* Juni 2010, Seite 63 ff.
- Eurostat. *ESS guidelines on seasonal adjustment*. Luxemburg 2015. [doi: 10.2785/317290]
- Eurostat. *JDemetra+ officially recommended as software for the seasonal adjustment of official statistics*. [Zugriff am 27. Juni 2018]. Verfügbar unter: <http://ec.europa.eu/eurostat>
- Findley, David F./Monsell, Brian C./Bell, William R./Otto, Mark C./Chen, Bor-Chung. *New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program*. In: *Journal of Business & Economic Statistics*. Band 16. 1998, Seite 127 ff.
- Gehle, Christian/Lüüs, Hans-Peter. *Prozessmanagement im Statistischen Bundesamt*. In: *WISTA Wirtschaft und Statistik*. Ausgabe 5/2017, Seite 46 ff.
- Gericke, Pierre-André/Seidel, Gerald. *Saisonbereinigung. Methodenbericht der Statistik der Bundesagentur für Arbeit*. Nürnberg 2014.
- Gómez, Victor/Maravall, Agustín. *Seasonal Adjustment and Signal Extraction in Economic Time Series, Kapitel 8*. In: Peña, Daniel/Tiao, George C./Tsay, Ruey S. (Herausgeber). *A Course in Time Series Analysis*. New York 2001.
- Hauf, Stefan. *Saisonbereinigung des Statistischen Bundesamtes im Bereich der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*. In: *Allgemeines Statistisches Archiv*. Band 86 (2002), Seite 119 ff.

LITERATURVERZEICHNIS

Kirchner, Robert. *Auswirkungen des neuen Saisonbereinigungsverfahrens Census X-12-ARIMA auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland*. Diskussionspapier 7/99 der Volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank. Frankfurt am Main 1999.

Kirchner, Robert/Ladiray, Dominique/Mazzi, Gian L. *Quality Measures and Reporting for Seasonal Adjustment*. In: Eurostat (Herausgeber). Handbook on Seasonal Adjustment. Ausgabe 2018.

Ladiray, Dominique/Quenneville, Benoit. *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*. Lecture Notes in Statistics. Band 158. New York 2001.

Linz, Stefan/Möller, Hans-Rüdiger/Mehlhorn, Peter. [Umstellung der Konjunkturindizes im Produzierenden Gewerbe auf das Basisjahr 2015](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 2/2018, Seite 49 ff.

Nazmen, Sufi M. *Applied time series analysis for business and economic forecasting*. In: Owen, Donald B. Statistics: textbooks and monographs. Band 93. 1988.

OECD. *Data and Metadata Reporting and Presentation Handbook*. Paris 2007.

Speth, Hans-Theo. [Komponentenzerlegung und Saisonbereinigung ökonomischer Zeitreihen mit dem Verfahren BV4.1](#). Heft 3 der Methodenberichte des Statistischen Bundesamtes. Wiesbaden 2004.

Waldmüller, Bernd/Weisbrod, Joachim. [Neuere Entwicklungen in den Unternehmensstatistiken](#). In: WISTA Wirtschaft und Statistik. Ausgabe 5/2015, Seite 33 ff.

RECHTSGRUNDLAGEN

Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken (Amtsblatt der EG Nr. L 162, Seite 1), konsolidierte Fassung, zuletzt geändert durch Verordnung (EU) Nr. 461/2012 der Kommission vom 31. Mai 2012 (Amtsblatt der EU Nr. L 142, Seite 26).

Verordnung (EG) Nr. 1216/2003 der Kommission vom 7. Juli 2003 zur Durchführung der Verordnung (EG) Nr. 450/2003 des Europäischen Parlaments und des Rates über den Arbeitskostenindex (Amtsblatt der EG Nr. L 169, Seite 37), konsolidierte Fassung, zuletzt geändert durch Verordnung (EG) Nr. 973/2007 der Kommission vom 20. August 2007 (Amtsblatt der EU Nr. L 216, Seite 10).

Verordnung (EU) Nr. 549/2013 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 21. Mai 2013 zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen auf nationaler und regionaler Ebene in der Europäischen Union (Amtsblatt der EU Nr. L 174, Seite 1).

Herausgeber

Statistisches Bundesamt (Destatis), Wiesbaden

Schriftleitung

Dr. Sabine Bechtold

Redaktionsleitung: Juliane Gude

Redaktion: Ellen Römer

Ihr Kontakt zu uns

www.destatis.de/kontakt

Erscheinungsfolge

zweimonatlich, erschienen im August 2018

Das Archiv aller Ausgaben ab Januar 2001 finden Sie unter www.destatis.de/publikationen

Print

Einzelpreis: EUR 18,- (zzgl. Versand)

Jahresbezugspreis: EUR 108,- (zzgl. Versand)

Bestellnummer: 1010200-18004-1

ISSN 0043-6143

ISBN 978-3-8246-1071-6

Download (PDF)

Artikelnummer: 1010200-18004-4, ISSN 1619-2907

Vertriebspartner

IBRo Versandservice GmbH

Bereich Statistisches Bundesamt

Kastanienweg 1

D-18184 Roggentin

Telefon: +49 (0) 382 04 / 6 65 43

Telefax: +49 (0) 382 04 / 6 69 19

destatis@ibro.de

Papier: Metapaper Smooth, FSC-zertifiziert, klimaneutral, zu 61% aus regenerativen Energien

© Statistisches Bundesamt (Destatis), 2018

Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.