

Auswirkungen des neuen
Saisonbereinigungsverfahrens
Census X-12-ARIMA auf die aktuelle
Wirtschaftsanalyse in Deutschland

Robert Kirchner

Diskussionspapier 7/99

Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

Dezember 1999

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung der Autoren und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-933747-28-7

Zusammenfassung

Das vorliegende Diskussionspapier untersucht methodische Änderungen der Saisonbereinigung, die mit dem Übergang von Census X-11 zu X-12-ARIMA verbunden sind, und ihre Konsequenzen für die Analyse der aktuellen Wirtschaftsentwicklung, wie sie in der *Deutschen Bundesbank* vorgenommen wird. Die Arbeit gliedert sich in drei Hauptkapitel. Im ersten Kapitel wird die Basis des Vergleichs beschrieben, nämlich das im Jahr 1965 vom U.S. Bureau of the Census veröffentlichte Verfahren X-11, welches in einer modifizierten Form auch von der *Deutschen Bundesbank* angewendet wird. Anschließend werden die wesentlichen methodischen Änderungen des neuen Census-Verfahrens X-12-ARIMA gegenüber X-11 dargelegt (Kapitel II). Die Auswirkungen des Übergangs von X-11 zu X-12-ARIMA auf die Schätzung saisonbereinigter Angaben am aktuellen Ende wichtiger wirtschaftsstatistischer Reihen werden in Kapitel III näherungsweise quantifiziert. Jedes dieser Kapitel enthält Ausführungen über die zentralen Aspekte der Saisonbereinigung: die Schätzung von Saison- und Kalendereinflüssen sowie die Behandlung von Extremwerten. Beispiele verdeutlichen die jeweiligen Probleme und ihre Lösungsansätze.

Die Arbeit gelangt zu dem Ergebnis, daß sich die Saisonbereinigung der Werte am aktuellen Ende wichtiger wirtschaftsstatistischer Zeitreihen durch den Einsatz von X-12-ARIMA gegenüber der Bereinigung mit Census X-11 verbessert. Gemessen an den durchschnittlichen Abweichungen der ersten saisonbereinigten Schätzwerte am aktuellen Reihenende von den endgültigen Schätzergebnissen (nach mehreren Jahren), verbessern sich die saisonbereinigten Angaben der meisten realwirtschaftlichen Zeitreihen um näherungsweise ein Zehntel Prozentpunkt. Für einige Reihen mit ausgeprägten irregulären Einflüssen (bei der Bauproduktion durch außergewöhnliche Witterungseinflüsse oder im Rahmen der Auftragseingangstatistik durch Großaufträge) ergeben sich größere Unterschiede. Für monetäre Zeitreihen (Preisindizes, Geldmenge M3) und die Angaben für die Erwerbstätigen sind die Abweichungen geringer. In keinem untersuchten Fall ist der Übergang auf eine RegARIMA-gestützte Saisonbereinigung mit Nachteilen verbunden. Insofern leistet die Bereinigung mit Hilfe von X-12-ARIMA einen Beitrag zur treffsicheren Ermittlung von Aussagen über die aktuelle Entwicklung wichtiger volkswirtschaftlicher Größen.

Summary

The present discussion paper examines the changes in seasonal adjustment methodology involved in the changeover from Census X-11 to X-12-ARIMA and the consequences they will have for the manner in which the *Deutsche Bundesbank* conducts its analysis of current economic developments. This study is divided into three main chapters. The first chapter presents the basis for comparison, i.e. the X-11 program published by the U.S. Bureau of the Census in 1965, a program also in use at the *Bundesbank*, albeit in modified form. The main methodological changes that the Census program X-12-ARIMA introduces vis-à-vis X-11 are then described (Chapter II). In Chapter III the effects which the changeover from X-11 to X-12-ARIMA will have on the estimation of seasonally adjusted data at the current end of important economic time series are quantified in an approximate manner. These chapters include observations on the essential features of seasonal adjustment: the estimation of seasonal and calendar effects and the treatment of extreme values. Examples are used to illustrate problems and to indicate the means of their solution.

The conclusion that this paper draws is that the use of X-12-ARIMA instead of Census X-11 improves the seasonal adjustment of values at the current end of key economic time series. The seasonally adjusted data for many of the real economic time series were improved by approximately one-tenth of 1 percentage point, measured in terms of the mean deviations of the initial seasonally adjusted estimates at the current end of the series from the final estimates (made after several years). For series with pronounced irregular effects (due to exceptional weather conditions in the case of construction production or to large-scale orders in the case of orders-received statistics) the differences were larger. The deviations turned out to be smaller in the case of monetary time series (price indices, money stock M3) and employment data. In none of the test cases did the changeover to a RegARIMA-assisted form of seasonal adjustment have adverse consequences. Thus X-12-ARIMA contributes to an accurate analysis of current developments in important economic time series.

Inhaltsverzeichnis

Vorwort	I
Einleitung	1
I. Grundzüge der Saisonbereinigung der Deutschen Bundesbank	3
1. Begriffsgerüst	3
2. Schätzung von Saisoneinflüssen	5
3. Erkennung und Ersetzung von Extremwerten für die Saisonbereinigung	17
4. Schätzung von Kalendereinflüssen	20
5. Ablauf des Census X-11-Verfahrens	27
6. Laufende Arbeiten mit Census X-11	29
II. Neue Optionen in Census X-12-ARIMA	33
1. Aufbau von Census X-12-ARIMA	33
2. Neuer Vorabteil: RegARIMA	36
2.1. Problemstellung	36
2.2. RegARIMA-Modelle	38
2.3. Beispiel: Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe	48
III. Auswirkungen des Übergangs von Census X-11 auf X-12-ARIMA	59
1. Schätzung von Kalendereinflüssen	59
2. Erkennung und Ersetzung von Extremwerten	66
3. Wahl von Saisonfiltern	69
4. Revisionsanalyse	78
4.1. Prognosen und Revisionen	79
4.2. Revisionen	80
4.2.1. Vorbemerkungen	80
4.2.2. Trendrevisionen	87
4.2.3. Revisionen saisonbereinigter Angaben	93
IV. Ausblick	101
Literaturverzeichnis	103

Tabellenverzeichnis

1.	Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie Rohe Saisonfaktoren	8
2.	Umsatz im westdeutschen Bauhauptgewerbe Rohe Saisonfaktoren; X-11-Originalansatz	19
3.	Umsatz im westdeutschen Bauhauptgewerbe Rohe Saisonfaktoren; Bundesbankansatz	19
4.	Einfluß der Wochentage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe; Original X-11-Regressionsansatz	22
5.	Behandlung der Feiertage im Rahmen der Kalenderbereinigung	23
6.	Einfluß der Wochentage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe; Bundesbank-Regressionsansatz	24
7.	Einfluß der Arbeits- bzw. Wochenendtage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe; Bundesbank- Regressionsansatz	24
8.	Einfluß der Arbeitstage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe; Bundesbank-Regressionsansatz	25
9.	Näherungsweise Entsprechung von (Θ_{12}, θ_1) -Kombinationen im Airline-Modell sowie von Saison- und Trendfiltern in X-11	45
10.	Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe Schätzergebnisse für ARIMA-Parameter	50

11.	Einfluß der Wochentage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe; RegARIMA-Schätzansatz	60
12.	Einfluß der Arbeits- bzw. Wochenendtage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe; RegARIMA-Schätzansatz	60
13.	Schätzergebnisse für die Kalendereffekte in Zeitreihen für Westdeutschland nach X-11-Bundesbank und RegARIMA	62
14.	Automatisch gewählte, RegARIMA-basierte und Vorgaben für Saisonfilter im Vergleich	73
15.	Durchschnittlich betragsmäßig prozentuale Abweichung der jeweils ersten von der endgültigen Trendschätzung	88
16.	Durchschnittlich betragsmäßig prozentuale Abweichung der ersten von den endgültigen saisonbereinigten Angaben	94

Abbildungsverzeichnis

1.	Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie Ursprungswerte, saisonbereinigte Angaben und Trend	7
2.	Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie Rohe und endgültige Saisonfaktoren	10
3.	Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie Rohe und endgültige Saisonfaktoren für Juni bei unterschiedlicher Wahl saisonaler Glättungsfilter	12
4.	Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie Rohe und endgültige Saisonfaktoren für Februar und März	13
5.	Umsätze des Einzelhandels Rohe und endgültige Saisonfaktoren	15
6.	X-11	28
7.	Auftragseingang aus dem Inland bei den Vorleistungs- güterproduzenten Arbeitstäglich bereinigte Reihe und Trendkurven	30
8.	X-12-ARIMA	34
9.	Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe Ursprungswerte, logarithmierte Ursprungswerte	40
10.	Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe Vorjahresveränderung der logarithmierten Ursprungswerte, Vormonatsdifferenz der Vorjahresveränderung der logarithmierten Ursprungswerte	42

11.	Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe	49
12.	Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe Rohe extremwertbereinigte und endgültige Saisonfaktoren für Februar; Eis- und Schneetage im Februar	52
13.	Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe Saisonbereinigte Angaben	53
14.	Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe Rohe extremwertbereinigte und endgültige Saisonfaktoren	55
15.	Umsätze im westdeutschen Bauhauptgewerbe Rohe extremwertbereinigte Saisonfaktoren für April	70
16.	Auftragseingang im Investitionsgütergewerbe aus dem Inland Saisonbereinigte Angaben	76
17.	Index der Ausführpreise Saisonbereinigte Angaben	77
18.	Saisonbereinigte Ergebnisse nach X-11 und X-12-ARIMA	100

Vorwort

Die Untersuchung wendet sich an Interessenten, die einen Einblick in die Praxis der Saisonbereinigung gewinnen möchten; sei es, weil sie selbst vor dem Problem stehen, eine Saisonbereinigung durchführen zu müssen, oder sei es, um das Vorgehen der *Deutschen Bundesbank* bei der Schätzung saisonbereinigter Angaben besser verstehen zu können. Lesern, die nur einen Überblick über die quantitativen Auswirkungen der neuen im Vergleich zur alten Schätzmethode auf (für die aktuelle Konjunkturanalyse) wichtige wirtschaftsstatistische Reihen erhalten möchten, sei empfohlen, nach dem Studium der Begriffsbestimmungen in Kapitel I, Abschnitt 1 gleich zu Kapitel III, insbesondere Abschnitte 1 und 4, überzugehen.

Theoretische Fragen werden in dieser Arbeit nur insoweit behandelt, wie sie zum Verständnis der praktischen Anwendungen unerlässlich sind. Für Theoretiker könnte die vorliegende Untersuchung deshalb wohl nur insoweit von Interesse sein, als die Arbeit praktisch relevante Anwendungsgebiete beleuchtet, bei denen die Voraussetzungen der Theorie nicht gänzlich, sondern nur zum Teil erfüllt werden (vgl. Kapitel II, Abschnitt 2.3). Vielleicht gibt dieses teilweise Auseinanderfallen von Theorie und Praxis einen Anstoß zu weiterer theoretischer Forschung, die einen Beitrag zur Lösung auch von praktischen Problemen leisten will.

Für die Anbindung von X-12-ARIMA an die Datenbank der *Deutschen Bundesbank* sowie für die programmtechnische Betreuung möchte ich mich bei *Jörg Meier* bedanken. *Björn Fischer* und *Sylvia Heuchemer* begleiteten meine Arbeit mit hilfreichen kritischen Anmerkungen und Anregungen. Dem *U.S. Bureau of the Census* schulde ich Dank für die anregenden Diskussionen, die ich während eines Forschungsaufenthaltes in Washington mit seinen Vertretern, insbesondere mit *Professor Dr. David F. Findley*, führen konnte. Zu besonderem Dank für ihre weiterhelfende Kritik und Unterstützung bin ich meiner Kollegin und meinen Kollegen *Martin Eiglsperger*, *Hans-Albert Leifer*, *Dr. Norbert Meyer*, *Lydia Muth-Kisting*, *Dr. Roger Wasserman* und dem Leiter der volkswirtschaftlichen Forschungsgruppe der *Deutschen Bundesbank*, *Dr. Heinz Herrmann*, verpflichtet. Alle verbliebenen Fehler sind selbstverständlich mir anzulasten.

Auswirkungen des neuen Saisonbereinigungsverfahrens Census X-12-ARIMA auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland

Einleitung

Wie sieht die aktuelle wirtschaftliche Entwicklung aus? Befinden wir uns in einer Phase der Stagnation oder des konjunkturellen Auf- oder Abschwungs? Ändert sich die allgemeine wirtschaftliche Entwicklungsrichtung? Fragen wie diese werden im Rahmen der aktuellen Wirtschaftsbeobachtung behandelt. Die Antworten hierauf ergeben sich im allgemeinen nicht unmittelbar aus der Beobachtung von Ursprungswerten monatlicher oder vierteljährlicher wirtschaftsstatistischer Zeitreihen. Vielmehr wird die Entwicklungstendenz einer Zeitreihe im allgemeinen durch saisonale Einflüsse (zum Beispiel Witterungs- oder Ferieneffekte) und/oder kalendarische Auswirkungen (beispielsweise durch unterschiedliche Anzahl der Arbeitstage) überlagert. Solche Einflüsse erschweren die Einschätzung der wirtschaftlichen Entwicklung am aktuellen Rand.

Es wurden deshalb viele *Verfahren* entwickelt, um diese Effekte zu schätzen und aus einer Zeitreihe zu eliminieren, damit die aktuelle Entwicklungstendenz leichter zu erkennen ist. Eine einfache und deshalb in der Praxis weit verbreitete Methode zur Ausschaltung von jahreszeitlichen Einflüssen ist der Vorjahresvergleich. Da diese Methode jedoch die Gefahr in sich birgt, konjunkturelle Wendepunkte erst verspätet anzuzeigen, ist sie für die *aktuelle* Wirtschaftsanalyse nur bedingt geeignet.¹ Ein anderer Ansatz besteht in der Analyse der Trend-Konjunktur-Komponente einer Zeitreihe. Weil die Trend-Konjunktur-Komponente aber in Phasen eines konjunkturellen Umschwungs am Reihenende die in der jüngeren Vergangenheit festgestellte Grundtendenz verlängert und somit zunächst in die alte, mittlerweile falsche Entwicklungsrichtung zeigt, sind solche Trendwerte für die allerjüngste Konjunkturbeobachtung ebenfalls nicht geeignet.² Im Gegensatz dazu haben sich

¹ Vgl. Deutsche Bundesbank (1987).

² Vgl. Meyer (1997b).

saisonbereinigte Angaben als Hilfsmittel für die Analyse der jüngsten Wirtschaftsentwicklung international bewährt. Saisonbereinigte Reihen entstehen durch Entfernen geschätzter saisonaler und gegebenenfalls kalendarischer Einflüsse aus Ursprungswerten.

Die hier vorliegende Arbeit beschäftigt sich ausschließlich mit den Verfahren Census X-11 und X-12-ARIMA sowie ihren Auswirkungen auf die aktuelle Konjunkturanalyse.³ Im ersten Kapitel der Untersuchung wird die Basis des Methodenvergleichs beschrieben, die Anwendung des von der *Deutschen Bundesbank* modifizierten X-11-Verfahrens. Es folgt ein Überblick über den Aufbau von X-12-ARIMA und den wesentlichen Änderungen gegenüber X-11 (Kapitel II). Anschließend werden die Auswirkungen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse untersucht, die durch den Übergang von X-11 zu X-12-ARIMA entstehen. In jedem dieser Kapitel werden die allgemeinen Ausführungen durch Beispiele aus der Praxis illustriert und fortentwickelt. Ein Ausblick (Kapitel IV) schließt die Arbeit ab.

³ Einen Vergleich vorwiegend älterer Verfahren zur Saisonbereinigung bieten Kuiper (1978), Burman (1978) und Dagum (1978). Zur Gegenüberstellung neuerer Verfahren wie BV4, DAINITIES, SABL, X-11 ARIMA 88, X-12-ARIMA, STAMP und TRAMO/SEATS vgl. European Commission (1998).

I. Grundzüge der Saisonbereinigung der Deutschen Bundesbank⁴

In diesem Kapitel wird zunächst das Begriffsgerüst für die Saisonbereinigung der *Deutschen Bundesbank* entwickelt (Abschnitt 1). Anschließend soll anhand von ausgewählten Beispielen beschrieben werden, wie diese Begriffe und die mit ihnen verbundene Grundvorstellung von Saisonbereinigung in die tägliche Praxis der Schätzung von Saison- und Kalendereinflüssen umgesetzt werden. Am Anfang stehen dabei Überlegungen über die Ermittlung der Saisonkomponente (Abschnitt 2). Danach folgt eine kurze Beschreibung der Ansätze zur Erkennung und Ersetzung von Extremwerten (Abschnitt 3) und der Methode zur Schätzung von Kalendereinflüssen (Abschnitt 4). Auf die Einbettung dieser einzelnen Elemente in den Ablauf des Census X-11-Verfahrens wird in Abschnitt 5 eingegangen. Abschließend werden die laufenden, monatlichen oder vierteljährlichen Kontrollarbeiten im Rahmen der Saisonbereinigung skizziert (Abschnitt 6).

1. Begriffsgerüst

Die Zeitreihenanalyse geht von der Grundvorstellung aus, daß sich eine Ursprungsreihe in mehrere, nicht beobachtbare Komponenten zerlegen läßt. Im folgenden werden die Trend-, Saison-, Kalender- und irreguläre Komponente unterschieden. Der *Trendkomponente* werden sowohl die langfristige Entwicklungstendenz als auch die konjunkturellen Schwüngen einer Ursprungsreihe zugeordnet. Daneben spiegeln unbereinigte Zeitreihen in der Regel auch Jahr für Jahr zur gleichen Jahreszeit mit ähnlicher Intensität wiederkehrende, *übliche saisonale Einflüsse* wider, die unter normalen Umständen zu erwarten sind. Beispiele hierfür sind die Wirkungen des normalen Temperaturgefälles zwischen den Winter- und Sommermonaten, der gewöhnlichen jahreszeitlichen Verteilung der Urlaubszeiten (insbesondere während der Betriebs- bzw. Schulferien), der Zahlung von Weihnachtsgeld, aber auch der Länge der Monate (Vierteljahre). Stromgrößen sind zudem häufig abhängig von den *Kalenderkonstellationen* des Beobachtungszeitraums. So steigt zum Beispiel die Produktion mit der Zahl der Arbeitstage. Bestandsgrößen können hinge-

⁴ Vgl. zu diesem Kapitel Shiskin, Young und Musgrave, Technical Paper No. 15 und Deutsche Bundesbank (1970, 1977 und 1987).

gen von der wochentäglichen Lage des Beobachtungstichpunktes beeinflusst werden, wie dies unter anderem aufgrund des Verhaltens der privaten Nichtbanken und der Buchungs- und Geschäftspraktiken der Geschäftsbanken bei der Geldmenge M3 der Fall ist. Ferner wird der Trendverlauf von *irregulären Bewegungen* umlagert. Hierzu zählen zufällige Störungen genauso wie ökonomisch erklärbare Bewegungen, beispielsweise der Erhalt von Großaufträgen, die Auswirkungen von Streiks, kurzfristige Verhaltensänderungen infolge staatlicher Maßnahmen, aber auch außergewöhnlich stark oder schwach ausgeprägte jahreszeitliche Einflüsse, die beispielsweise infolge extremer Witterungsverhältnisse oder untypischer Ferienkonstellationen auftreten können. Negativ abgegrenzt spiegelt die irreguläre Komponente all jene Einflüsse wider, die nicht dem Trend, der Saison oder der Kalenderkomponente zugeordnet werden. Der Terminus „irregulär“ bedeutet also nicht notwendigerweise, daß die irreguläre Komponente keine Regelmäßigkeiten enthält.⁵

Es gibt theoretisch unendlich viele Ansätze, die Komponenten einer Zeitreihe zu aggregieren. Für praktische Zwecke ist es aber in der Regel ausreichend, zwei Ansätze zu unterscheiden: den additiven und den multiplikativen. Bei einer *additiven Zerlegung* wird insbesondere unterstellt, daß die Schwankungsbreite einer Zeitreihe nicht vom Reihenniveau abhängt. Saisonale und/oder kalenderbedingte Ausschläge sind dann unabhängig von der Trendkomponente. Steht Y_t als Abkürzung für die Ursprungswerte, T_t für die Trend-, S_t für die Saison-, K_t für die Kalender- und I_t für die irreguläre Komponente, so läßt sich der additive Ansatz formal darstellen als $Y_t = T_t + S_t + K_t + I_t$. Die *multiplikative Zerlegung* geht hingegen davon aus, daß die Schwankungen der Ursprungsreihe proportional mit dem Reihenniveau variieren ($Y_t = T_t \cdot S_t \cdot K_t \cdot I_t$). Bei den meisten wirtschaftsstatistischen Zeitreihen nimmt die Variabilität tendenziell mit wachsendem Reihenniveau zu. Solche Zeitreihen lassen sich in der Regel besser mit dem multiplikativen als mit dem additiven Ansatz beschreiben.⁶ Im allgemeinen wird deshalb im folgenden die multiplikative Zerlegung zugrunde gelegt. Bei Verwendung eines additiven Ansatzes erfolgt ein gesonderter Hinweis.

⁵ Insofern können sich die Ausprägungen einer irregulären Komponente von den nicht autokorrelierten Realisationen einer normalverteilten Zufallsvariablen (white noise) unterscheiden.

⁶ Ein einfacher graphischer Test für den multiplikativen Ansatz ist, daß die Schwankungsbreite der Ursprungsreihe mit dem Reihenniveau im linearen Maßstab wächst, aber bei logarithmischer Skalierung relativ unabhängig von ihm ist. Ein formales Kriterium zur Wahl des Ansatzes wird in Kapitel II, Abschnitt 2.3 beschrieben.

Saisonbereinigte Angaben resultieren aus der Entfernung der Saison- und gegebenenfalls auch der Kalenderkomponente aus der Ursprungsreihe. Formal ergibt sich die saisonbereinigte Reihe beim additiven Ansatz als $Y_t - S_t - K_t = T_t + I_t$ und bei der multiplikativen Zerlegung als $\frac{Y_t}{S_t K_t} = T_t I_t$. Im Idealfall lassen sich saisonbereinigte Angaben vorstellen als Ursprungswerte für eine Welt, in der an jedem Wochentag gleich viel gearbeitet, produziert wird usw., alle Monate/Vierteljahre gleich lang sind und es auch keine weiteren jahreszeitlichen Einflüsse (zum Beispiel Weihnachtsgeld) gibt, die regelmäßig mit nahezu gleicher Stärke auftreten.

Im folgenden wird die Schätzung saisonbereinigter Angaben mit Hilfe des Census X-11-Verfahrens geschildert.

2. Schätzung von Saisoneinflüssen

Sieht man zunächst von den Problemen und Rechenschritten ab, die mit der Erkennung und Ersetzung von Extremwerten sowie mit der Schätzung von Kalendereinflüssen verbunden sind, so vollzieht sich die Saisonbereinigung mit dem Census-Verfahren grob in drei Schritten:

- Zunächst wird vom Programm automatisch ein (vorläufiger) *Trend* geschätzt, der - wie nachstehend noch erläutert wird - als Basis für die Messung des Saisonausschlags dient. Für monatliche Zeitreihen wählt das Verfahren zwischen drei unterschiedlich langen Henderson-Filtern.⁷ Bei der Filterwahl wird ein Kompromiß angestrebt zwischen den Notwendigkeiten, einerseits keine Irregularitäten in den Trend einfließen zu lassen und andererseits angemessen schnell auf Entwicklungsänderungen reagieren zu können. Je höher deshalb die durchschnittliche absolute Veränderung der (vorläufigen) irregulären Komponente zum Vormonat im Verhältnis zur Vormonatsveränderung des (vorläufigen) Trends ist, desto länger wird der Stützbereich gewählt und desto inflexibler reagiert

⁷ Henderson-Filter sind gewichtete gleitende Durchschnitte. Die Ableitung der symmetrischen Gewichte basiert auf der Grundidee, ein Polynom dritten Grades so glatt wie möglich nachzuzeichnen. Zu Einzelheiten vgl. Kenny und Durbin (1982) Appendix sowie Findley, Monsell, Bell, Otto und Chen (1998) Appendix A.

folglich der vom Programm vorgeschlagene Trend. Bei vierteljährlichen Reihen verwendet die *Deutsche Bundesbank* grundsätzlich einen neungliedrigen gleitenden Durchschnitt.

Für wirtschaftspolitisch wichtige Zeitreihen erfolgt zusätzlich eine graphische Überprüfung des automatisch geschätzten Trends. In Abbildung 1 sind zum Beispiel die Ursprungswerte, der mit Hilfe des 13-Term-Henderson-Filters ermittelte Trendverlauf und die dazugehörige saisonbereinigte Reihe für die in der westdeutschen Industrie gezahlten Gehälter (1995 = 100) dargestellt.

- Anschließend werden beim multiplikativen Ansatz die prozentualen Abweichungen der Ursprungswerte (bzw. der kalenderbereinigten Werte⁸) vom Trend in einer Tabelle abgetragen. Diese Abweichungen werden auch als *rohe Saisonfaktoren* bezeichnet. Für die Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie sind sie in Tabelle 1 wiedergegeben. Der dort angegebene Wert 95,3 für Januar 1998 bedeutet, daß die Ursprungswerte der Gehälter dieses Monats 4,7 % unter dem Trend liegen. Durch Vergleich dieser Abweichungen, z. B. für Januar in aufeinanderfolgenden Jahren, entsteht ein erster Eindruck sowohl über die Höhe des typischen Saisonausschlags in diesem Monat als auch über das Maß der Unsicherheit seiner Schätzung.
- Durch geeignete monatspezifische Mittelung der rohen Saisonfaktoren werden schließlich die *endgültigen Saisonfaktoren* geschätzt. Welche Mittelung, oder mit anderen Worten: welcher Glättungsfilter in welcher Reihe für welchen Monat insbesondere im Hinblick auf die bestmögliche Schätzung des typischen Saisonausschlags für das Reihenende als angemessen angesehen werden kann, ist aufgrund der verschiedenen Eigenschaften wirtschaftsstatischer Zeitreihen stets fallweise zu entscheiden. Am Beispiel der rohen Saisonfaktoren für die Industriegehaltszahlungen in den Monaten Januar sowie April bis Dezember werden im folgenden zunächst einige allgemeine Grundüberlegungen zur Saisonschätzung illustriert. Auf die besonderen Umstände, die zur Wahl der Glättungsfilter für Februar und März führen, wird anschließend eingegangen.

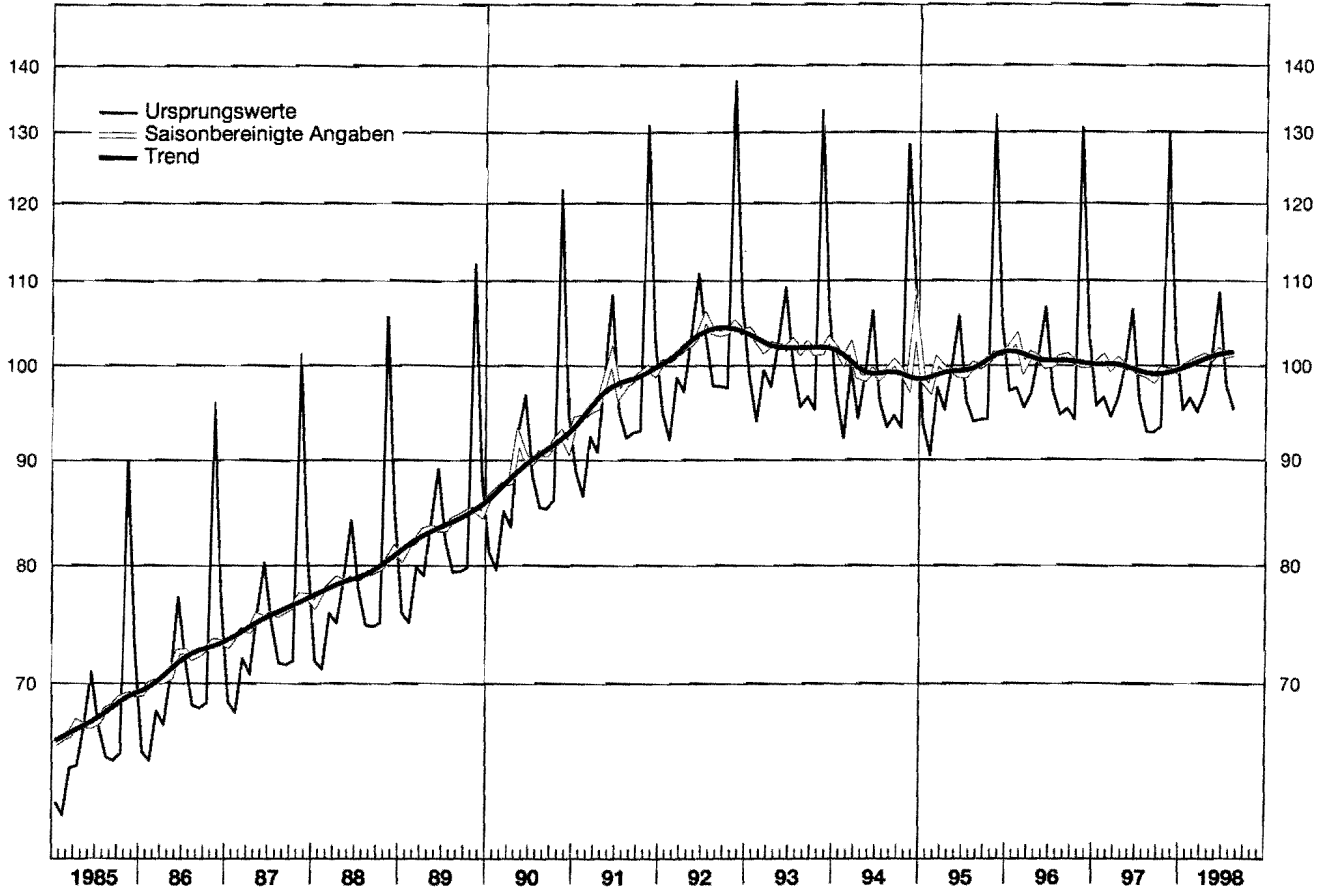
⁸ Zur Kalenderbereinigung vgl. Abschnitt 4.

Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie

Abbildung 1

Ursprungswerte, saisonbereinigte Angaben und Trend

1995 = 100, log. Maßstab



Saisonbereinigte Angaben und Trend

Maßstab vergrößert

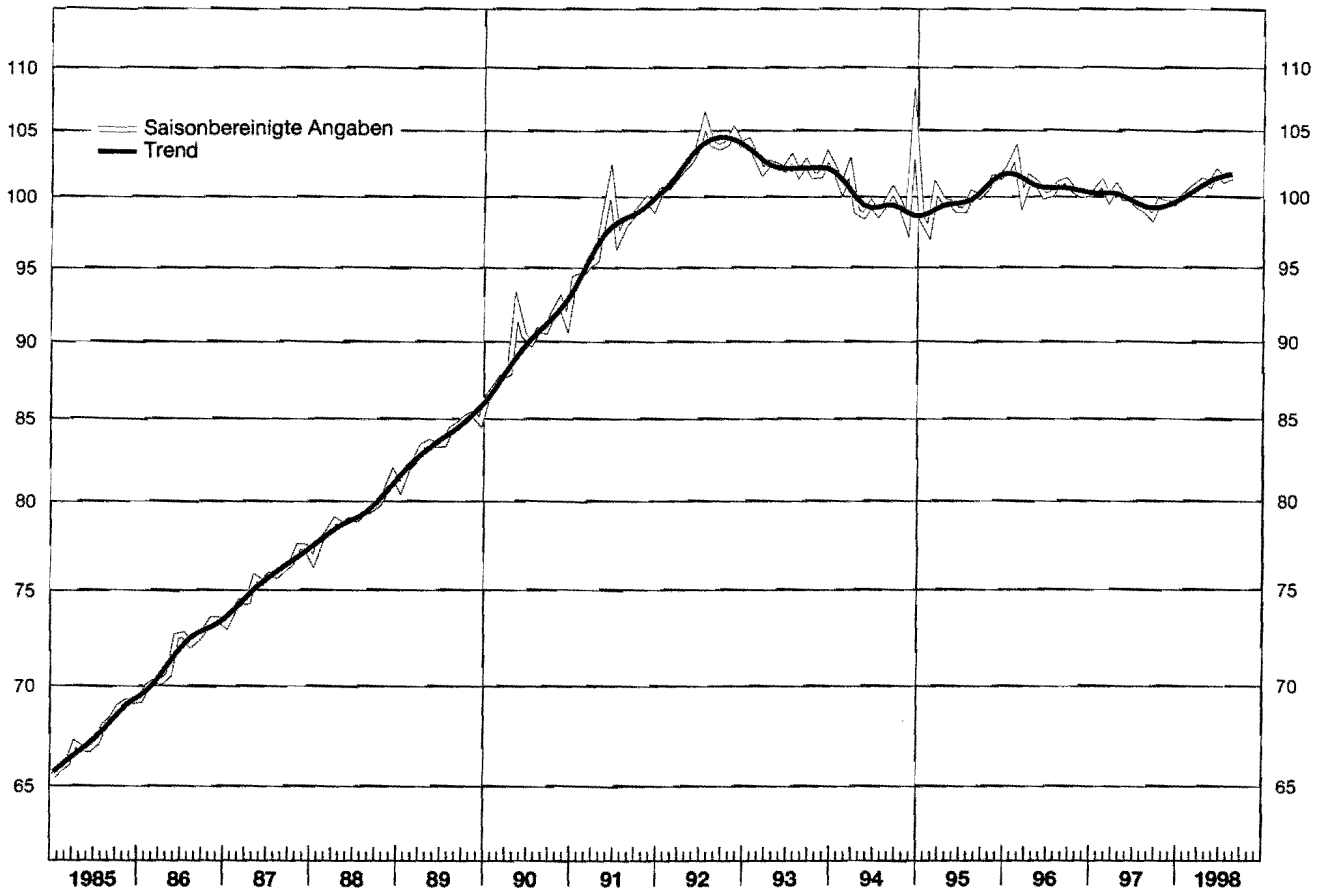


Tabelle 1

**Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie
Rohe Saisonfaktoren**

Jahr	Januar	Februar	März	April	Mai	Juni	Juli	August	September	Oktober	November	Dezember
1962	99,4	95,8	98,2	98,9	100,1	99,5	98,6	98,0	97,6	97,6	103,3	111,2
1963	101,2	96,6	97,9	97,6	99,7	100,5	99,1	97,5	97,5	97,5	103,7	111,7
1964	100,1	96,3	98,3	98,4	100,2	99,9	98,7	97,5	96,9	97,1	105,5	112,5
1965	98,8	96,4	97,9	98,5	99,6	99,7	99,7	97,8	97,2	96,6	106,2	112,4
1966	98,1	95,4	98,9	98,4	99,5	99,7	99,6	97,8	97,4	96,5	105,8	113,4
1967	98,3	96,2	97,1	97,7	99,9	100,9	99,4	97,5	97,3	96,2	106,8	112,7
1968	98,1	96,2	98,0	96,8	98,1	102,8	99,9	97,4	96,4	96,4	107,0	112,6
1969	98,4	95,9	97,9	98,0	98,1	102,2	99,6	96,5	96,3	96,9	108,5	112,4
1970	97,6	95,8	98,5	97,2	97,6	102,6	101,0	96,0	93,4	93,1	111,0	111,7
1971	97,5	95,7	98,4	97,8	98,6	101,0	104,5	98,8	96,8	95,5	109,9	111,1
1972	97,6	95,9	98,3	97,1	98,6	103,0	99,5	96,9	96,0	94,8	111,8	110,4
1973	97,1	96,3	98,0	96,3	99,4	104,1	99,2	95,9	95,4	95,3	115,5	110,0
1974	95,2	92,4	100,1	98,3	98,7	99,3	103,7	96,6	94,8	93,9	117,4	109,9
1975	95,2	93,0	99,8	96,9	98,8	103,8	100,1	96,6	94,6	94,0	118,6	110,1
1976	94,5	92,8	96,5	98,2	99,8	104,2	100,1	96,1	94,5	94,0	119,0	110,9
1977	93,0	94,4	97,2	95,5	99,4	107,3	98,3	95,9	94,3	93,3	122,9	109,6
1978	94,5	91,9	95,4	97,7	100,2	105,6	98,8	95,7	94,2	94,0	123,6	107,9
1979	94,0	93,8	96,7	95,2	100,0	105,2	99,7	95,3	94,0	93,9	126,2	107,5
1980	93,1	92,5	97,5	95,2	99,9	105,6	99,3	95,1	94,0	93,9	126,5	108,3
1981	93,7	92,5	96,1	93,8	103,7	106,5	100,5	94,8	93,6	93,7	128,5	107,5
1982	93,2	91,4	96,9	94,9	99,7	105,7	99,7	95,1	94,4	93,6	128,4	106,9
1983	93,5	91,7	95,4	95,8	99,9	105,7	99,4	95,1	94,0	93,6	128,5	106,0
1984	95,3	95,6	96,3	94,9	98,6	104,4	100,4	95,4	94,3	94,2	129,5	105,9
1985	93,1	91,5	96,0	95,8	99,9	105,7	98,8	95,0	94,0	94,2	130,3	105,3
1986	93,2	91,9	96,6	94,5	99,1	107,5	99,7	94,2	93,5	93,8	131,1	105,0
1987	93,0	91,5	96,8	94,6	100,9	106,4	98,9	94,2	93,7	93,8	131,8	104,7
1988	92,6	91,5	97,0	95,6	100,3	106,7	98,5	94,3	93,7	93,6	131,1	104,9
1989	93,0	91,4	96,9	95,5	100,8	106,6	98,0	94,4	94,1	94,0	131,3	102,8
1990	94,1	91,6	97,0	94,5	104,4	107,9	98,0	94,2	93,6	94,0	132,1	102,1
1991	95,0	91,4	96,6	94,1	101,7	110,7	96,7	93,6	94,0	93,9	131,8	102,9
1992	94,6	91,2	97,2	95,0	100,3	106,9	99,2	93,6	93,4	93,3	131,9	103,3
1993	95,3	91,0	96,8	95,3	100,7	106,8	98,1	93,4	94,5	93,2	130,2	104,3
1994	95,2	90,9	99,2	94,4	99,7	107,2	96,7	93,9	95,1	94,0	129,6	110,6
1995	94,9	91,5	98,4	95,8	100,4	106,3	96,5	94,1	93,9	93,4	130,8	103,3
1996	95,5	95,9	94,1	95,8	100,4	106,0	96,5	94,0	94,6	93,6	130,0	103,3
1997	95,3	96,2	94,1	96,1	100,0	106,7	96,6	93,5	93,5	94,1	130,5	103,4
1998	95,3	96,2	94,4	96,1	99,8	107,0	96,3	93,6

Kursiv und fett gesetzte rohe Saisonfaktoren werden als extrem eingestuft (vgl. hierzu Abschnitt 3).

Ausgangspunkt bei der Schätzung der endgültigen Saisonfaktoren ist die - bereits im Abschnitt 1 geschilderte - Grundvorstellung, daß sich Saisonausschläge Jahr für Jahr mit annähernd der gleichen Intensität wiederholen und grundsätzlich nur sehr allmählich ändern. Dahinter steht die Vorstellung, daß Saisonschwankungen durch einen im allgemeinen zwar nur partiell bekannten, aber relativ stabilen Bedingungskomplex verursacht werden (bei den Gehaltszahlungen primär durch die Saisonspitzen infolge der Auszahlung von Weihnachts- und Urlaubsgeld im November bzw. Juni). Diese Annahme läßt sich für die Vergangenheit anhand des Verlaufs der rohen Saisonfaktoren überprüfen, und sie wird solange unterstellt, wie keine klaren Hinweise darauf oder gar konkrete Informationen dafür vorliegen, daß sich die für die Saisonbereinigung maßgeblichen Bedingungen kurzfristig geändert haben.

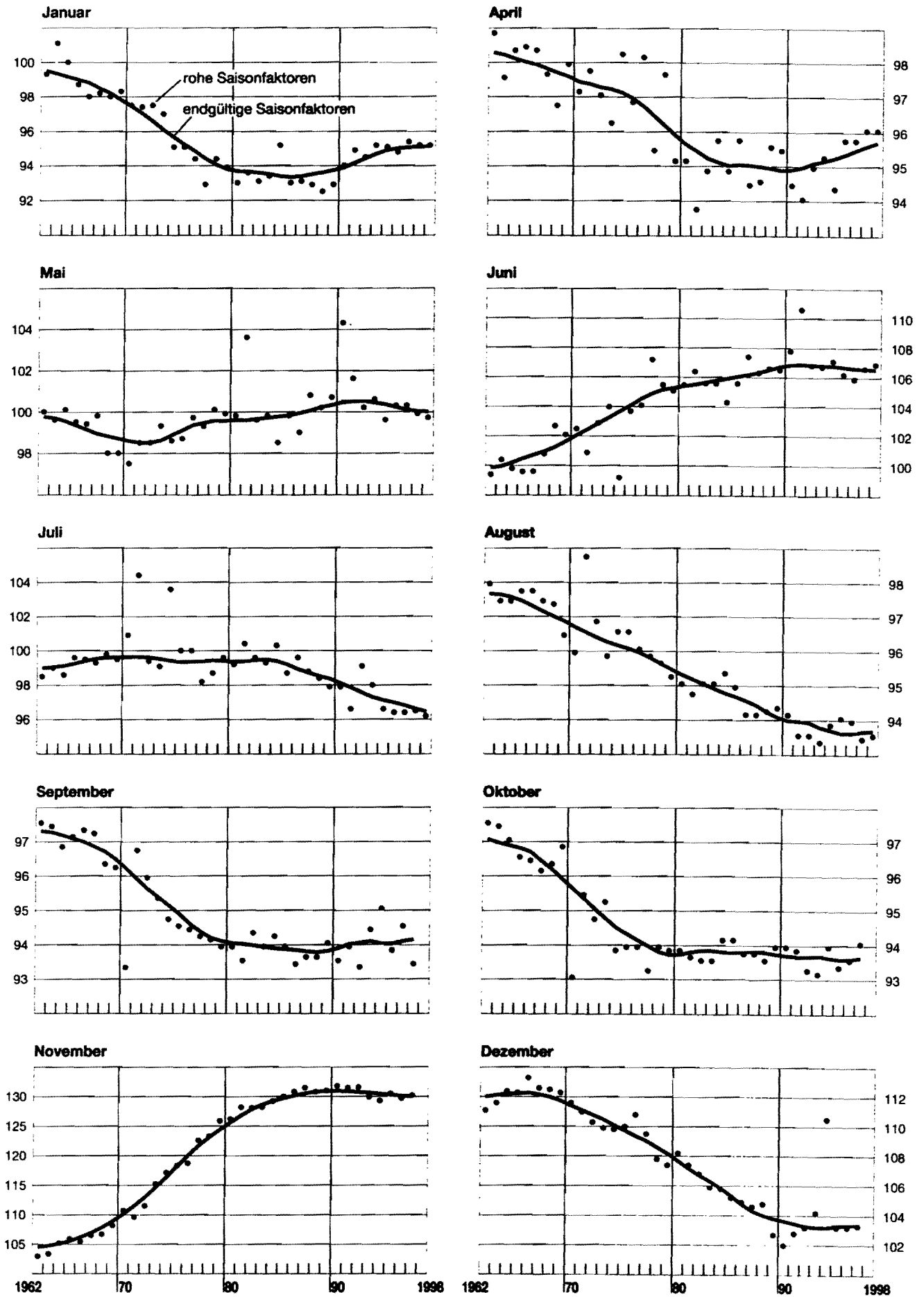
Bei den vielen hundert Zeitreihen, die allmonatlich von der *Deutschen Bundesbank* bereinigt werden, hat sich die Annahme einer relativ stabilen, sich nur allmählich ändernden Saisonfigur ganz überwiegend als zutreffend erwiesen. Deshalb wird abweichend von der X-11-Standardversion der 3x9-Filter⁹ zur Schätzung der grundsätzlich als relativ stabil angenommenen endgültigen Saisonkomponente gewählt. Er wird als eine Art Standardfilter verwendet, von dem jedoch abgewichen wird, wenn konkrete Anzeichen für ein sich schneller veränderndes Saisonmuster vorliegen. Die mit Hilfe dieses Filters ermittelten Saisonfaktoren für die Monate Januar, April bis Dezember geben jeweils die längerfristige, in den Abweichungen vom Trend enthaltene saisonale Bewegung wieder (vgl. Abbildung 2). Vor allem lassen sich die endgültigen Saisonfaktoren *am Reihende* insofern leicht als „typische“ *jahreszeitlich bedingte Ausschläge* interpretieren, als sie jeweils vernünftig in der Mitte der jüngeren rohen Saisonfaktoren liegen.

⁹ Rechnerisch ergibt sich dieser Filter für Werte in der Mitte einer längeren Zeitreihe aus der periodenspezifischen Multiplikation der Gewichte eines gleitenden 9- mit einem gleitenden 3-Periodendurchschnitt. Er erstreckt sich somit über 11 rohe Saisonfaktoren für einen Monat bzw. ein Vierteljahr (5 Werte vor bzw. nach der Beobachtungsperiode sowie der Wert für die Beobachtungsperiode selbst). Zum Reihende bzw. -anfang hin wird er kürzer, und ganz am Rand werden nur noch 6 rohe Faktoren berücksichtigt (vgl. Shiskin, Young und Musgrave, Technical Paper No. 15, Appendix B). Zur Problematik der Randfilter vgl. Kapitel II und III.

Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie

Rohe und endgültige Saisonfaktoren

Abbildung 2



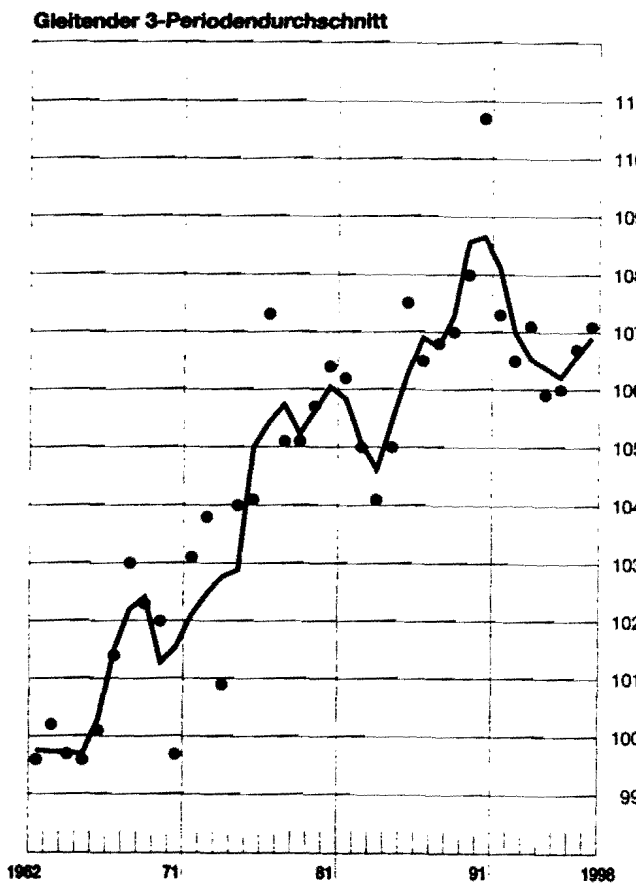
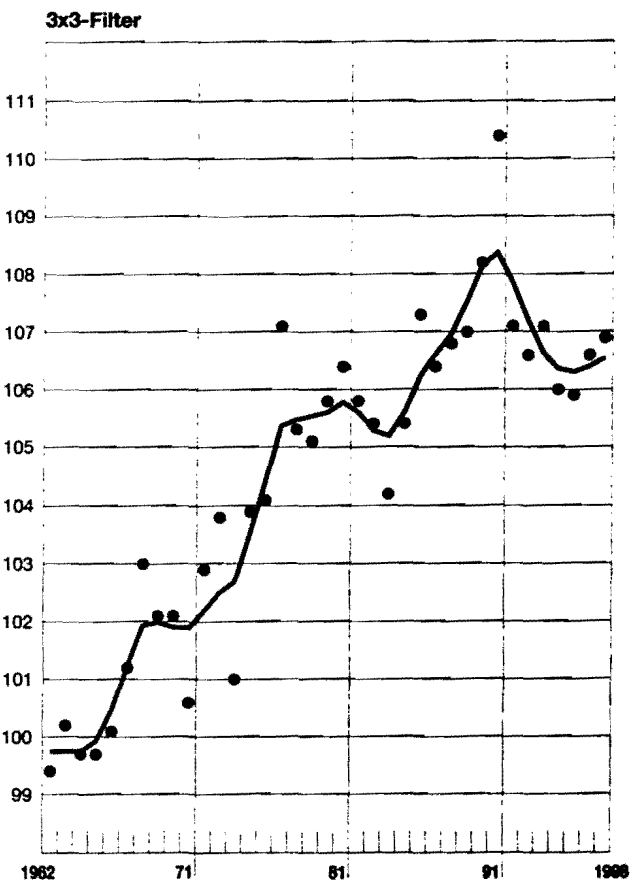
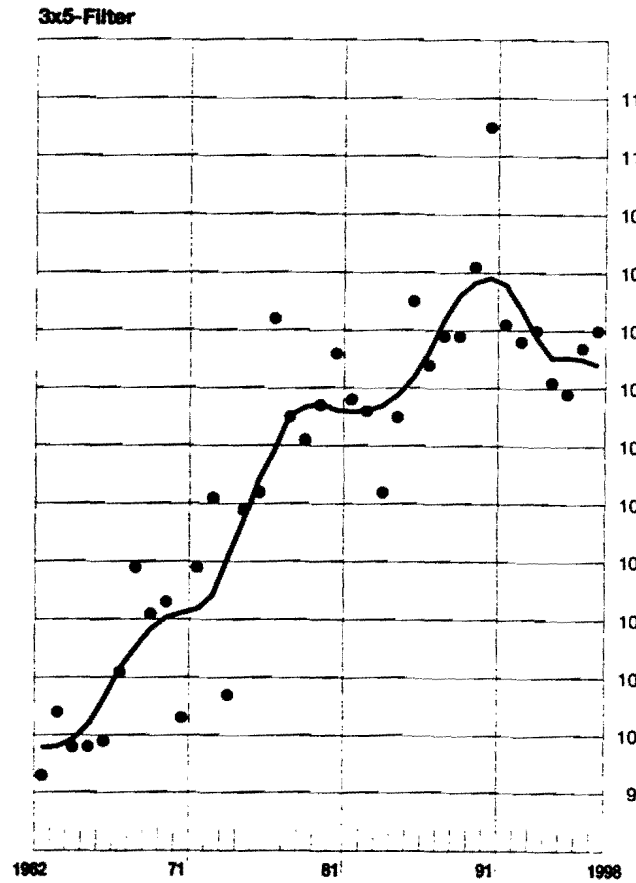
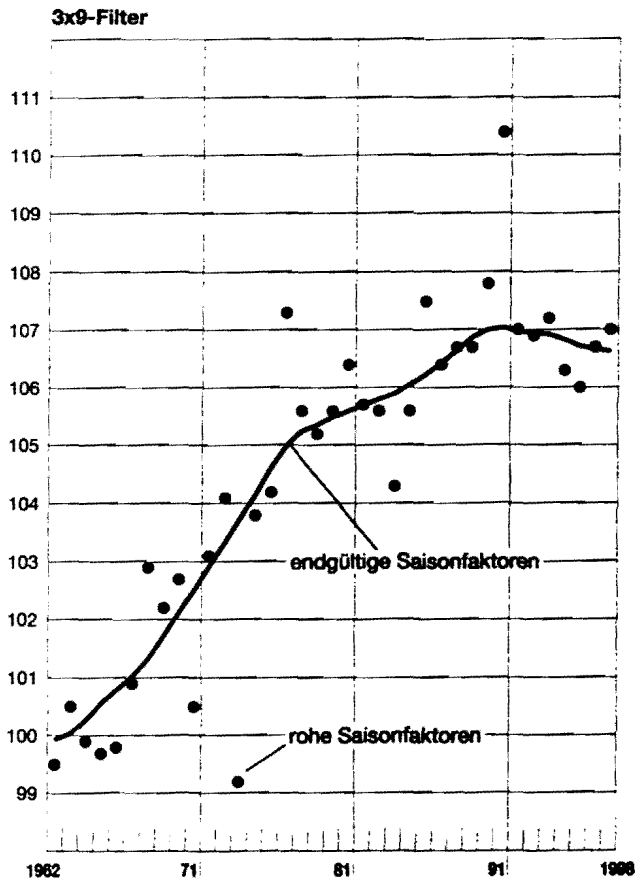
Grundsätzlich wären zwar auch kürzere Filter zur Berechnung einer sich nur allmählich ändernden Saison geeignet, doch bestünde dann die Gefahr, daß insbesondere bei Stromgrößen erfahrungsgemäß stärker ausgeprägte irreguläre Bewegungen fälschlich in das Saisonmuster integriert werden könnten. So wird zum Beispiel bei den Werten für Juni die Bewegung der endgültigen Saisonkomponente tendenziell umso unplausibler, je kürzer der verwendete Saisonfilter ist, bis schließlich selbst der streikbedingt niedrige Wert im Juni 1984 nicht mehr als Extremwert¹⁰ erkannt und für die Saisonschätzung ausgeschaltet, sondern mehr und mehr als Teil der jahreszeitlich typischen Schwankung ausgewiesen wird (vgl. Abbildung 3). Tatsächlich zeigen solche einmaligen Sonderinflüsse keine Änderung der Saison an, und die normale Saisonbewegung sollte möglichst ungestört von solchen Werten ermittelt werden. In einem für praktische Zwecke ausreichendem Maße kann dies durch die Verwendung des 3x9-Filter realisiert werden.

Für Februar und März ergibt sich jedoch im Hinblick auf die Schätzung der endgültigen Saisonfaktoren für das Reihenende ein anderes Bild (vgl. Abbildung 4). Als im Jahre 1996 erstmals der prima vista immens hoch erscheinende Wert für Februar bekannt wurde, sind Überprüfungen eingeleitet worden, die mit Hilfe einer Aufgliederung des Gesamtergebnisses nach Branchen und Bundesländern sowie Auskünften zu dem Ergebnis führten, daß ein großes Unternehmen die mit dem Jahresabschluß anfallenden Gratifikationen bereits im Februar leistete, während die Ausschüttungen in den Jahren davor eher im März anfielen. Informationen zufolge sollten diese Zahlungen auch zukünftig im Februar geleistet werden. Der hohe rohe Saisonfaktor für Februar und der danach erscheinende entsprechend niedrige für März kündigten in diesem Fall also bereits eine neue Saisonfigur an.

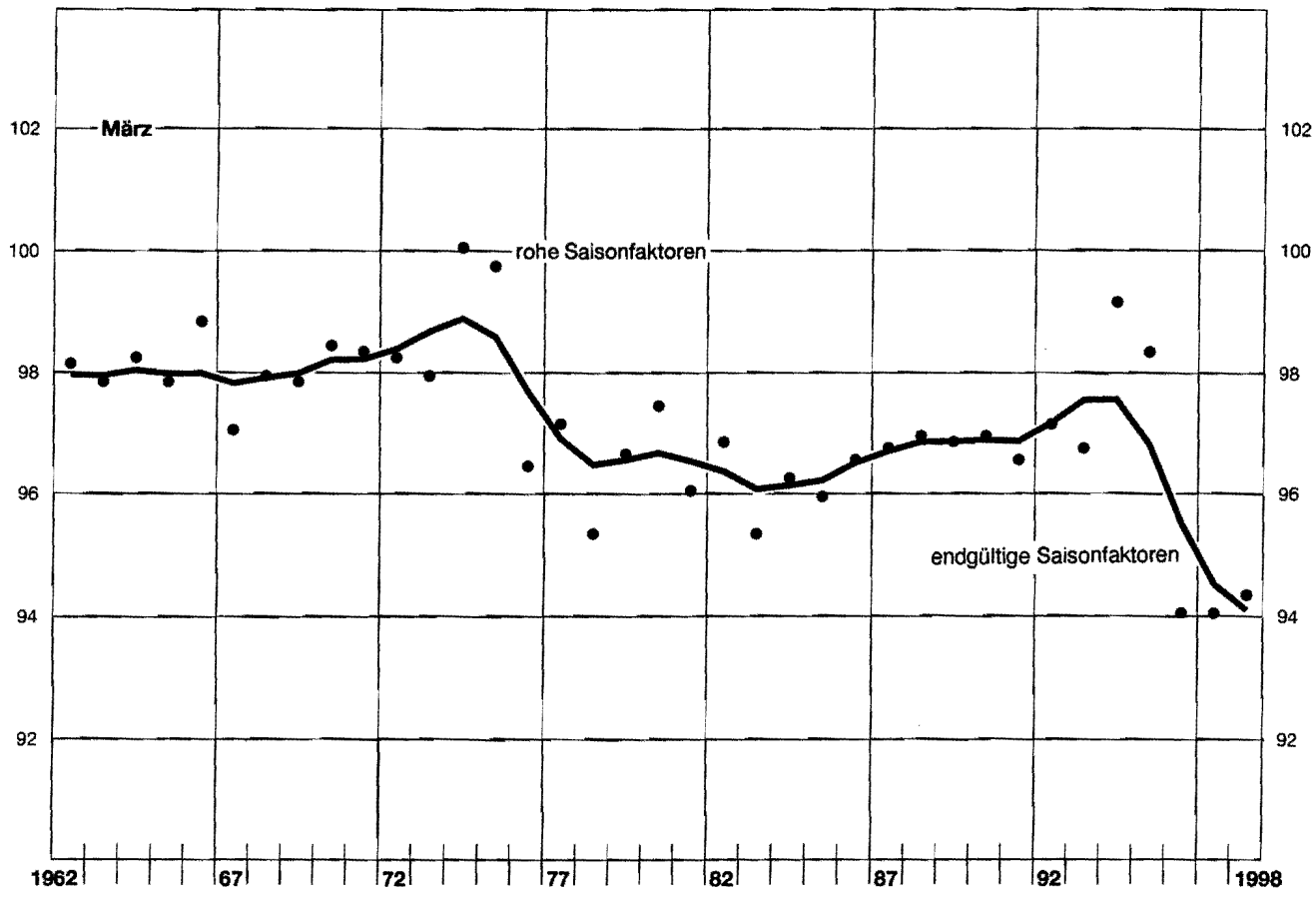
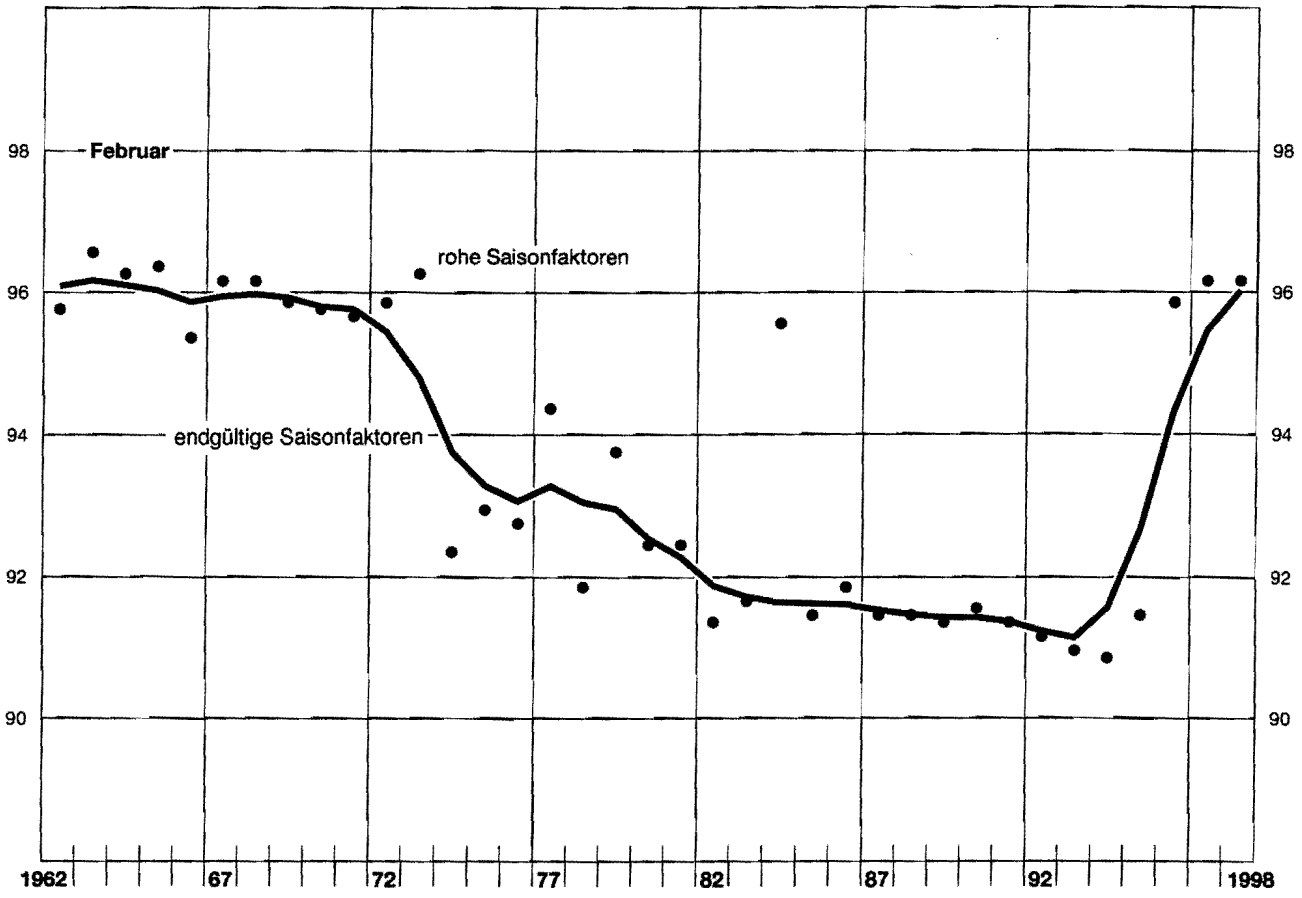
Freilich konnte 1996 aus den rohen Saisonfaktoren noch nicht mit einem hinreichenden Maß an Sicherheit auf die Höhe des neuen typischen saisonalen Ausschlags geschlossen werden, da die rohen Saisonfaktoren neben der eigentlichen Saisonkomponente auch noch die irreguläre Komponente sowie die Unsicherheit bei der Schätzung des Trends,

¹⁰ Die Erkennung von Extremwerten erfolgt anhand der Varianz der (vorläufigen) irregulären Komponenten, die nach einer (ebenfalls vorläufigen) Saison- und Trendschätzung übrig bleibt. Sofern also Ausreißer fälschlich der Saisonkomponente zugeordnet werden, können sie nicht mehr als Extremwerte der irregulären Komponente erkannt werden. Vgl. zur Erkennung und Ersetzung von Extremwerten den nächsten Abschnitt.

**Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie
Rohe und endgültige Saisonfaktoren für Juni
bei unterschiedlicher Wahl saisonaler Glättungsfilter**



Gehaltssumme in der westdeutschen Industrie Rohe und endgültige Saisonfaktoren



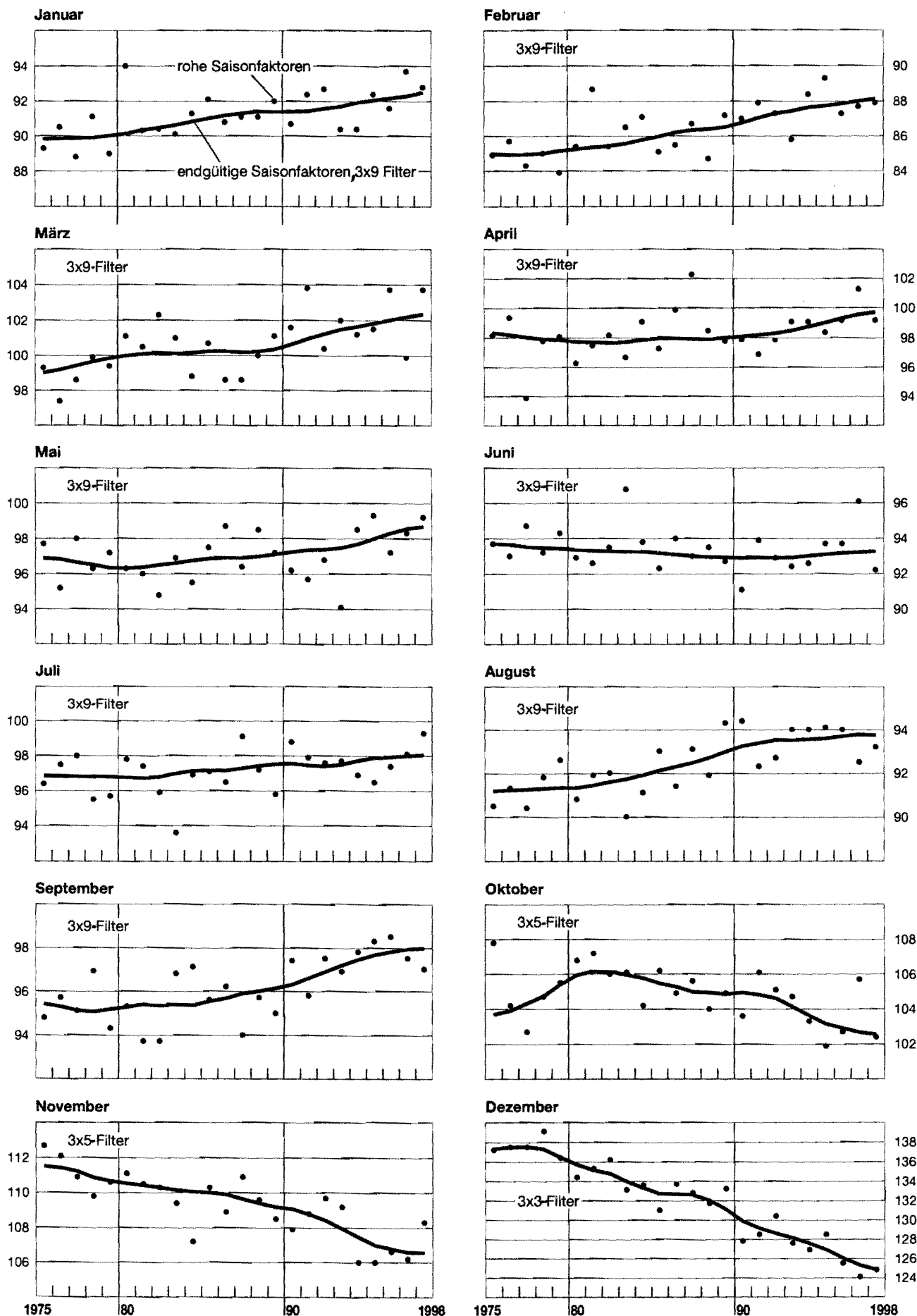
die am Reihenende größer ist als in der Mitte, beinhaltet. Aus Gründen der Vorsicht konnte also noch keine Neuschätzung des Saisonmusters erfolgen. Für die aktuelle Konjunkturbeobachtung unmittelbar nach Bekanntgabe des Februar-Wertes 1996 implizierte dies eine entsprechende Vorsicht bei der Interpretation der allerjüngsten Angabe. Nach Vorlage der März-Zahlen konnten die sich in ihrer Verzerrung in etwa ausgleichenden saisonbereinigten Angaben für Februar und März jedoch zusammengefaßt werden, so daß der Rückschluß auf die Grundtendenz erleichtert wurde.

Als sich im darauffolgenden Jahr 1997 die Ausschläge der rohen Saisonfaktoren jedoch praktisch wiederholten, wurden die endgültigen Faktoren bereits an das neue Niveau angepaßt und von 1998 bis heute (1999) wird für die Monate Februar und März jeweils ein 3x3-Filter verwendet, der für die Schätzung des aktuellen Saisonauschlags nur noch die rohen Saisonfaktoren nach dem Saisonbruch berücksichtigt. Verzerrungen der Saisonfaktoren in der weiter zurückliegenden Vergangenheit lassen sich unter solchen Umständen nicht immer ganz vermeiden.¹¹ Da die saisonbereinigte Reihe von seiten der Analyse vor allem als Hilfsmittel für die aktuelle Konjunkturbeobachtung benutzt wird, kommt der möglichst zutreffenden Schätzung der Saisonfaktoren für das aktuelle Reihenende eine derart übergeordnete Bedeutung zu, daß nicht ganz optimale Schätzungen für die Vergangenheit in Kauf genommen werden.

Ein Beispiel für die Verwendung unterschiedlicher monatspezifischer Glättungsfilter zur Berücksichtigung unterschiedlicher Änderungsgeschwindigkeiten des typischen Saisonauschlags in verschiedenen Monaten (auch ohne Saisonbruch) sind die Angaben für die *Umsätze im Einzelhandel* (ohne Kraftfahrzeughandel und ohne Tankstellen). Hier gehen die Ausschläge der rohen Saisonfaktoren in der Weihnachts- und Vorweihnachtszeit deutlich zurück, während ähnlich ausgeprägte Bewegungen in anderen Monaten nicht zu erkennen sind (vgl. Abbildung 5). Der Rückgang der „Weihnachtsspitze“ dürfte teilweise durch das Sinken des Weihnachtsgeldes (im Verhältnis zum Einkommen in „normalen“

¹¹ Im Rahmen von RegARIMA-Modellen (vgl. Kapitel II) können Brüche der Saisonfigur mit Hilfe geeigneter Dummy-Variabler modelliert werden. Hierdurch lassen sich Verzerrungen der Saisonschätzung für die Vergangenheit reduzieren. Die RegARIMA-Schätzung des Saisonbruchs basiert allerdings in der Regel nur auf den Werten, die den Saisonwechsel unmittelbar zeigen. Enthalten diese Werte auch irreguläre Effekte, so werden die Irregularitäten (infolge der Schätzung mit Dummy-Variablen) fälschlich der Saison zugeordnet. Insbesondere aufgrund dieses Problems hat sich die einfache Schätzung von Saisonbruchvariablen in der amtlichen Saisonbereinigung bislang nicht durchgesetzt. Auf eine detailliertere Schilderung dieser Möglichkeit wird deshalb verzichtet.

Umsätze des Einzelhandels *) Rohe und endgültige Saisonfaktoren



*) Insgesamt ohne Einzelhandel mit Kraftfahrzeugen und Tankstellen.

Monaten) zu erklären sein. So wurde beispielsweise für die Beschäftigten im öffentlichen Dienst das Weihnachtsgeld seit 1994 „eingefroren“, während die „normalen“ Monatsgehälter weiter stiegen, und in anderen Wirtschaftsbereichen ist das Weihnachtsgeld ab 1997 als Kompensation zur 100 %igen Entgeltfortzahlung bei Krankheit gekürzt worden. Ein weiterer Grund für das rückläufige Weihnachtsgeschäft könnten veränderte Geschenkewohnheiten weg vom klassischen Warengeschenk hin zum Schenken von Geld oder von Gutscheinen sein, die erst später eingelöst werden.¹² Für die Schätzung der Saisonauschläge in der Weihnachts- und Vorweihnachtszeit sind folglich relativ kurze Glättungsfilter in Ansatz zu bringen (3x3-, 3x5-Filter). Längere Saisonfilter würden zu einer überhöhten Saisonschätzung, somit einer Unterzeichnung der saisonbereinigten Angaben für diese Monate und infolgedessen möglicherweise zur Gefahr einer konjunkturellen Fehleinschätzung am Ende der letzten Kalenderjahre führen, weil die weiter zurückliegenden höheren rohen Saisonfaktoren Bedingungen reflektieren, die am aktuellen Reihende nicht mehr unterstellt werden können.¹³ Für die anderen Monate liegen hingegen keine Hinweise auf eine Änderung des Saison verursachenden Bedingungskomplexes vor, so daß auch noch Angaben für diese Monate in etwas entfernten Jahren Informationen zur Schätzung der allerjüngsten Saison enthalten, und folglich Saisonglättungsfilter mit einem längeren Stützbereich angemessen sind.¹⁴

Die Möglichkeit des Census-Verfahrens, gegebenenfalls monats- bzw. vierteljahresspezifische Glättungsfilter verwenden zu können, die im Hinblick auf die Schätzung für das aktuelle Ende angemessen sind, macht das Verfahren zu einem wichtigen Hilfsmittel für die allerjüngste Konjunkturbeobachtung.

¹² Vgl. Lambertz (1997).

¹³ Der atypisch hohe rohe Saisonfaktor für November 1998 ist durch außerordentlich umfangreiche Sonderverkaufsaktionen beeinflusst.

¹⁴ Die schnellere Bewegung der Saisonfaktoren gegen Jahresende wird im Census-Verfahren automatisch durch eine Nebenbedingung auf die Saisonfaktoren für die anderen Monate aufgeteilt. Diese Nebenbedingung verlangt, vereinfachend ausgedrückt, daß sich Saisonauschläge innerhalb eines Jahres ausgleichen sollen.

3. Erkennung und Ersetzung von Extremwerten für die Saisonbereinigung

Extreme außergewöhnliche Effekte, wie der Erhalt von bedeutenden Großaufträgen, die Auswirkung von Streiks, vollkommen untypischer Ferientermine oder Witterungskonstellationen, führen (wenn sie nicht der irregulären Komponente zugewiesen werden) zu einer Verzerrung der Saisonschätzung. Der Erkennung und Ersetzung von Ausreißern kommt deshalb im Rahmen der Saisonbereinigung eine besondere Bedeutung zu.

Im Census-X-11-Verfahren werden Extremwerte automatisch mit Hilfe der vorläufig geschätzten irregulären Komponente identifiziert. Meyer¹⁵ beschreibt den damit verbundenen Grundgedanken und die entsprechenden Rechenschritte der Originalversion wie folgt:

„Ausgehend von der Annahme, die [vorläufige] irreguläre Komponente verhalte sich wie eine normalverteilte Zufallsvariable mit einer im Zeitablauf annähernd konstanten Varianz, wird die Standardabweichung der irregulären Komponente gleitend für jedes Kalenderjahr aus den Ergebnissen des jeweiligen Jahres sowie der angrenzenden vier Jahre geschätzt. Alle Beobachtungswerte, deren irreguläre Komponente ein bestimmtes Vielfaches dieser Standardabweichung überschreiten (in der Standardoption [die vom Benutzer abgeändert werden kann] das 1,5-fache), werden dann als Extremwerte behandelt.“

Die Annahme einer relativ gleichbleibenden Varianz der vorläufigen irregulären Komponente wird jedoch verletzt, wenn beispielsweise durch die variable Lage der Sommerferien oder von Feiertagen die Streuung der irregulären Komponente in einigen Monaten typischerweise größer ist als in anderen. Insbesondere bei Reihen für das Bauhauptgewerbe ist die Variabilität dieser Komponente in den Wintermonaten infolge der (ihr definitionsgemäß zugeordneten)¹⁶ unregelmäßigen Witterungseinflüsse deutlich stärker ausgeprägt als in der wärmeren Jahreszeit. Die Unterstellung einer für alle Monate gleichen Varianz kann dann dazu führen, daß einerseits Extremwerte in Monaten mit einer geringen Streuung nicht erkannt und andererseits fälschlich zu viele Angaben als vermeintliche Ausreißer in einer Jahreszeit mit hoher Variabilität identifiziert werden. So wird zum Beispiel der wohl infolge der Mehrwertsteuererhöhung im April 1998 extrem geringe baugewerbliche Umsatz im Bauhauptgewerbe für diesen Monat von der Originalversion nicht als untypisch erkannt, weil der Ausschlag der irregulären Komponente gemessen an der geschätzten Standardabweichung (die vor allem von den besonders volatilen Angaben für

¹⁵ Meyer (1997a), S. 95.

¹⁶ Vgl. Abschnitt 1.

die Wintermonate geprägt wird) relativ gering ist, während für Dezember bis März recht viele Werte als Ausreißer identifiziert werden, obwohl deren irreguläre Komponenten häufig noch im Bereich der für diese Monate jeweils normalen Schwankungsbreite liegen (vgl. Tabelle 2).

Um solche Unplausibilitäten zu vermeiden, entwickelte die *Deutsche Bundesbank* im Rahmen von X-11 eine Option zur Erkennung von Extremwerten mit Hilfe von monatspezifischen Standardabweichungen, die vom *U.S. Bureau of the Census* in X-12-ARIMA integriert wurde. Mit diesem Ansatz läßt sich auch der Wert für April 1998 als Ausreißer identifizieren, so daß schließlich alle sichtbar von der Mehrwertsteuererhöhung im April betroffenen Angaben von März (Vorzieheffekte) bis Juni als Extremwerte ausgewiesen werden. In den Wintermonaten erkennt die Bundesbank-Methode nur die Werte als extrem, die im Zusammenhang mit den jeweils relativ am Jahresanfang auftretenden Kälteperioden Mitte der achtziger Jahre und 1997 stehen (vgl. Tabelle 3).

Bei der Bundesbank-Option wird nicht nur die Erkennung, sondern auch die Ersetzung der Extremwerte anders vorgenommen als in der Originalversion. Meyer¹⁷ beschreibt diesen Unterschied wie folgt:

„In der Originalfassung werden Extremwerte der Originalreihe - vereinfachend ausgedrückt - durch das Produkt (bzw. bei additiver Saisonbereinigung durch die Summe) aus Trend- und Saisonkomponente des betreffenden Monats ersetzt, die in einer vorläufigen Schätzung ohne Extremwertausschaltung ermittelt wurden. Da der vorläufige Schätzwert für die Saisonkomponente noch durch den Extremwerteinfluß verzerrt ist, enthält auch der Ersatzwert noch Teile dieses Einflusses. Die Extremwerte können deshalb bei ungewöhnlich starken Störungen noch spürbar auf die Ergebnisse der endgültigen Saisonschätzung durchschlagen. Zur Vermeidung dieses Nachteils werden in der zusätzlichen [Bundesbank-]Option die unmittelbar in die Berechnung der endgültigen Saisonkomponente eingehenden rohen Saisonkomponenten der betroffenen Monate durch Ersatzwerte ersetzt, die ausschließlich aus extremwertfreien rohen Saisonkomponenten benachbarter Jahre gebildet werden. Durch die zusätzlichen Optionen zur Extremwertausschaltung kann die Saisonschätzung insbesondere am aktuellen Reihenende deutlich verbessert werden.“

¹⁷ Meyer (1997a).

Umsatz im westdeutschen Bauhauptgewerbe
Rohe Saisonfaktoren

X-11 Originalansatz

Tabelle 2

Jahr	Jan.	Feb.	Mär.	Apr.	Mai	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Okt.	Nov.	Dez.
1981	<u>59,9</u>	57,4	76,2	<u>87,7</u>	<u>98,8</u>	105,4	106,3	101,2	112,4	121,7	123,7	<u>133,6</u>
1982	<u>59,4</u>	<u>53,6</u>	79,2	<u>87,7</u>	95,4	106,5	108,1	101,5	115,1	120,2	123,0	<u>137,9</u>
1983	66,7	57,5	<u>72,1</u>	84,8	95,0	140,5	110,4	100,9	113,2	119,7	123,2	<u>126,7</u>
1984	63,1	59,7	77,5	84,7	95,6	104,3	112,2	106,2	115,2	121,3	125,6	<u>149,9</u>
1985	<u>55,6</u>	<u>52,8</u>	73,6	83,6	97,1	107,0	116,4	108,7	115,0	<u>128,9</u>	123,8	133,2
1986	63,9	<u>48,8</u>	<u>63,9</u>	83,6	94,3	108,8	117,8	109,7	<u>123,4</u>	<u>128,2</u>	<u>128,3</u>	<u>146,3</u>
1987	<u>54,6</u>	<u>50,1</u>	<u>62,6</u>	82,2	96,8	107,4	112,3	109,6	115,9	122,4	121,0	133,6
1988	63,4	61,2	75,7	84,3	96,8	108,3	115,4	107,3	113,3	116,9	115,8	<u>125,8</u>
1989	66,5	<u>66,4</u>	<u>83,1</u>	88,1	<u>91,4</u>	108,1	110,6	104,2	110,8	116,9	116,0	<u>125,4</u>
1990	66,8	<u>68,2</u>	<u>85,1</u>	90,3	99,6	105,7	110,7	105,9	109,8	118,5	119,4	131,9
1991	<u>69,0</u>	60,0	81,5	<u>92,7</u>	99,9	109,1	113,9	104,3	110,7	114,5	117,2	<u>124,2</u>
1992	65,8	<u>67,0</u>	<u>85,7</u>	<u>91,7</u>	98,0	105,1	<u>107,9</u>	105,7	110,0	115,3	116,7	<u>142,7</u>
1993	<u>67,5</u>	<u>59,3</u>	83,0	91,8	97,5	107,7	110,1	104,8	111,6	115,6	114,6	<u>119,0</u>
1994	66,0	64,1	85,4	90,6	97,5	107,4	109,4	103,7	111,0	115,8	119,2	130,5
1995	65,4	<u>66,6</u>	86,1	88,6	97,6	107,1	109,8	106,3	113,4	117,6	<u>121,4</u>	<u>133,4</u>
1996	<u>61,4</u>	<u>54,5</u>	<u>74,5</u>	89,1	98,6	108,7	113,4	106,0	111,0	117,0	117,8	128,9
1997	<u>58,2</u>	63,9	84,6	<u>93,1</u>	97,3	108,8	112,2	103,7	110,8	117,9	115,5	<u>124,8</u>
1998	65,0	66,0	<u>95,5</u>	87,7	<u>92,9</u>	<u>103,6</u>	111,0	104,0	***	***	***	***

Bundesbankansatz

Tabelle 3

Jahr	Jan.	Feb.	Mär.	Apr.	Mai	Jun.	Jul.	Aug.	Sep.	Okt.	Nov.	Dez.
1981	61,2	58,8	78,0	<u>89,8</u>	<u>101,2</u>	107,8	108,7	103,5	115,1	124,8	127,0	137,4
1982	61,1	55,1	81,3	<u>89,7</u>	97,1	107,8	109,0	102,0	115,5	120,6	123,6	138,8
1983	67,2	57,9	72,7	85,4	95,8	<u>141,9</u>	111,6	102,2	114,7	121,3	124,8	128,4
1984	63,7	60,2	78,1	85,1	95,8	104,3	111,9	105,7	114,5	120,5	124,9	149,0
1985	<u>55,4</u>	52,7	73,7	84,0	97,8	108,0	<u>117,8</u>	<u>110,1</u>	116,6	<u>130,8</u>	125,7	135,4
1986	65,1	<u>49,8</u>	<u>65,1</u>	85,1	95,5	109,6	<u>118,1</u>	<u>109,3</u>	<u>122,4</u>	<u>126,8</u>	126,7	144,7
1987	<u>54,1</u>	<u>49,9</u>	<u>62,7</u>	82,5	97,6	108,4	113,4	<u>110,6</u>	116,8	123,1	121,5	134,1
1988	63,6	61,4	75,8	84,4	97,0	108,4	115,6	107,5	113,4	116,8	115,6	125,4
1989	66,2	65,9	82,3	87,3	<u>90,8</u>	107,5	110,2	104,0	110,7	116,6	115,6	124,6
1990	66,2	67,4	84,0	89,2	98,4	104,5	109,8	105,2	109,2	117,9	118,7	130,9
1991	68,4	59,4	80,6	91,9	99,3	108,6	113,7	104,2	110,7	114,5	117,0	124,0
1992	65,6	66,8	85,6	91,7	98,0	105,0	107,8	105,5	109,7	114,8	116,2	142,0
1993	67,1	59,0	82,7	91,7	97,6	108,2	110,9	105,7	112,8	116,9	115,9	120,5
1994	66,8	64,8	86,2	91,2	98,0	107,8	109,5	103,6	110,7	115,3	118,5	129,7
1995	64,9	66,1	85,5	87,9	96,9	106,3	109,1	105,9	113,5	118,4	123,0	136,0
1996	63,0	56,1	76,9	91,9	101,4	111,5	<u>115,7</u>	107,6	112,2	117,8	118,4	129,4
1997	<u>58,4</u>	64,0	84,7	93,1	97,3	109,0	112,4	103,9	110,8	117,7	114,9	123,8
1998	64,2	65,1	<u>94,1</u>	<u>86,5</u>	<u>91,8</u>	<u>102,6</u>	110,3	103,6	***	***	***	***

Kursiv, fett und unterstrichen gesetzte rohe Saisonfaktoren werden als extrem eingestuft.

4. Schätzung von Kalendereinflüssen

Stromgrößen hängen häufig von der Wochentagsstruktur innerhalb des jeweiligen Beobachtungszeitraums ab und Bestandsgrößen von dem Wochentag des Berichtszeitpunktes. So ist *ceteris paribus* die Produktion in einem Berichtsmonat höher als im Vergleichsmonat, wenn der Berichtsmonat einen Arbeitstag mehr, dafür aber einen Wochenendtag weniger hat als der Vergleichsmonat. Auch in gleichnamigen Monaten aufeinanderfolgender Jahre verändert sich das Verhältnis der Zahl der Arbeitstage zur Zahl der Wochenendtage. So folgt beispielsweise auf einen September mit 10 Wochenendtagen im anschließenden Jahr ein September mit 8 oder 9 Wochenendtagen. Weil sich solche *Strukturverschiebungen* nicht Jahr für Jahr wiederholen, sind ihre Auswirkungen nicht der Saison-, sondern einer gesonderten Kalenderkomponente zuzuordnen.¹⁸

Als quasi natürlicher Ansatzpunkt, um die Auswirkungen von Kalenderstrukturverschiebungen im Rahmen eines Saisonbereinigungsverfahrens zu schätzen, erscheint die irreguläre Komponente, in der trend- und saisonfreie Struktureffekte klarer zum Ausdruck kommen als in der unbereinigten Ursprungsreihe. So wird auch in der Originalvariante von Census-X-11 die vorläufig ermittelte irreguläre Komponente benutzt, um die Auswirkungen der einzelnen Wochentage zu schätzen. Hierzu verwendet das Verfahren die folgende einfache Regressionsgleichung (für den multiplikativen Ansatz), deren Koeffizienten mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate bestimmt werden:

¹⁸ Effekte des Kalenders, die aus der unterschiedlichen Länge der Monate (30 bzw. 31 Tage mit Ausnahme des Februar) resultieren, werden hingegen der Saison zugeordnet, weil die Anzahl der Tage in gleichnamigen Monaten bzw. Vierteljahre Jahr für Jahr die gleiche ist. Nur der Februar bzw. das erste Vierteljahr ist in Schaltjahren einen Tag länger als sonst. Da sich die hiermit zusammenhängenden Auswirkungen nicht jährlich wiederholen, gehören sie definitionsgemäß nicht zur Saison, sondern zu den Kalendereffekten. Die Begriffsbestimmung, daß die Saisonkomponente alle Jahr für Jahr mit ähnlichem Ausmaß wiederkehrenden Effekte umfaßt und die Kalenderkomponente folglich nicht die Auswirkungen der unterschiedlichen Länge der Beobachtungsperioden reflektiert, sondern nur *zusätzlich* feststellbare Strukturverschiebungen, wird nicht von allen Forschungsinstituten geteilt. So geht beispielsweise das DIW von unterschiedlichen Saisonbegriffen aus, je nachdem, ob nur saisonbereinigte oder saison- und kalenderbereinigte Angaben berechnet werden. Bei der Ermittlung nur saisonbereinigter Angaben ordnet das DIW die Effekte aus der unterschiedlichen Länge der Beobachtungsperioden der Saison zu, während diese Auswirkungen bei der Schätzung saison- und kalenderbereinigter Reihen in die Kalenderkomponente einfließen. Aufgrund der unterschiedlichen Saisondefinitionen lassen die Abweichungen zwischen den nur saison- sowie saison- und kalenderbereinigten Angaben des DIW - im Gegensatz zu denen der Bundesbank - nicht ohne weiteres Rückschlüsse auf die Kalenderkomponente zu.

$$I_i - 1 = \frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^7 B_j X_{ij} + E_i \quad (\text{I}),$$

wobei $I_i - 1$ = Abweichung der vorläufigen irregulären Komponente des Monats i (ohne Extremwerte) von ihrem Erwartungswert 1

N_i = 31, 30 oder 28,25 Tage, je nachdem, ob i ein Monat mit 31 oder 30 Tagen bzw. ein Februar ist

B_j = zu schätzender Einfluß des Wochentages j

X_{ij} = absolute Häufigkeit des Wochentags j im Monat i

E_i = Residuum für Monat i

Aufgrund der Nebenbedingung, daß sich die Auswirkungen der einzelnen Wochentage für eine ganze Woche ausgleichen ($\sum_{j=1}^7 B_j = 0$), folgt schließlich der Regressionsansatz:

$$I - 1 = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^6 B_j (X_j - X_7) + E \quad (\text{II}).$$

Dieser auf den ersten Blick plausibel erscheinende Ansatz hat jedoch den Nachteil, daß er nicht unterscheidet, ob zum Beispiel ein Donnerstag ein ganz normaler Arbeitstag oder ein Feiertag ist, mit der Folge einer systematischen Verzerrung der Schätzergebnisse. Zudem treten auch bei der Anwendung der Methode teilweise unplausible Resultate auf. Dies gilt insbesondere für Zeitreihen mit ausgeprägten irregulären Schwankungen¹⁹ und/oder für kürzere Reihen, die infolge ihrer relativ wenigen Beobachtungswerte nicht die nötige Trennschärfe für die Schätzung wochentagspezifischer Kalenderfaktoren besitzen. So ergibt sich beispielsweise für den westdeutschen Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe ab 1991, daß die Erzeugung an Dienstagen merklich geringer geschätzt wird als die an Montagen (vgl. Tabelle 4).

Die mit dem Originalansatz verbundenen Schwierigkeiten führten schließlich dazu, daß die *Deutsche Bundesbank* einen eigenen allgemeineren Regressionsansatz entwickelte, der es ermöglicht, neben den kalenderbedingten auch andere systematische Einflüsse zu schätzen, die in der vorläufigen irregulären Komponente enthalten sind. Als erklärende Variablen können alle (praktisch) trendfreien Zeitreihen benutzt werden. Da die Auswirkungen der langjährigen, monatspezifischen Durchschnitte der erklärenden Variablen (Regressoren) Teil der Saisonfigur sind und somit keine irregulären Schwankungen (die definitionsgemäß

¹⁹ Vgl. Young, Technical Paper No. 12.

Einfluß der Wochentage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe

Original X-11-Regressionsansatz

Schätzzeitraum: Januar 1991 bis Juni 1998

Wochentag	geschätzter Parameter	Standardfehler	t-Wert
Montag	0,18	0,15	1,16
Dienstag	0,07	0,15	0,43
Mittwoch	0,60	0,15	4,14
Donnerstag	0,02	0,15	0,17
Freitag	-0,03	0,15	-0,20
Samstag	-0,31	0,15	-2,07
Sonntag 1)	-0,54	0,14	-3,76

1) Abgeleitet aus den geschätzten Parametern für die anderen Wochentage und der Nebenbedingung, daß sich die wochentäglichen Effekte innerhalb einer Woche ausgleichen.

keine saisonalen Effekte enthalten) erklären können, spiegeln sich folglich nur die Abweichungen von den monatspezifischen Durchschnitts der Regressoren in der vorläufigen irregulären Komponente wider und werden deshalb als erklärende Variablen benutzt. Das allgemeine Regressionsmodell (für die multiplikative Zerlegung) lautet also:

$$I_{ij} - 1 = \sum_{k=1}^n B_k (X_{kij} - \overline{X_{ki}}) + E_{ij} \quad (\text{III}),$$

wobei I_{ij} = vorläufige irreguläre Komponente des Monats i im Jahr j

B_k = zu schätzendes Gewicht für die Variable k

X_{kij} = Wert der erklärenden Variablen k im Monat i des Jahres j

$$\overline{X_{ki}} = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M X_{kij}, \text{ mit } M = \text{Anzahl der Jahre}$$

= monatsspezifischer Durchschnitt der Variablen k für den Monat i

n = Anzahl der erklärenden Variablen

E_{ij} = Residuum für Monat i im Jahr j .

Mit diesem allgemeinen Ansatz können also je nach Kombination der erklärenden Variablen die Auswirkungen wochentäglicher Strukturverschiebungen, der Lage von Ostern (im März oder April), von Schaltjahren, von unterschiedlichen Witterungsverhältnissen (auf die Bauproduktion) und anderes mehr untersucht werden.

Für die Schätzung wochentäglicher Einflüsse lassen sich im Rahmen dieses Ansatzes auch erklärende Variablen vorgeben, die bundeseinheitliche Feiertage, sofern sie auf Tage von Montag bis Freitag fallen, nicht als Arbeitstage, sondern jeweils wie einen Sonntag behandeln, und die nur regionale Feiertage nicht ganz, sondern nach Maßgabe des Anteils der von diesem Feiertag betroffenen Beschäftigten in der Industrie umsetzen (vgl. Tabelle 5).

Tabelle 5

Behandlung der Feiertage im Rahmen der Kalendereinigung

Westdeutschland

Feiertage	wird behandelt wie ... Werkstage	
Neujahr	0,0	
Heilige Drei Könige	0,7	
Rosenmontag	0,8	
Fastnacht	0,8	
Karfreitag	0,0	
Ostermontag	0,0	
1. Mai	0,0	
Christi Himmelfahrt	0,0	
Pfingstmontag	0,0	
Fronleichnam	0,2	
17. Juni (1956 bis 1990 Tag der Deutschen Einheit)	0,0	von 1956 bis 1990
	1,0	ab 1991
Mariae Himmelfahrt	0,8	
3. Oktober (ab 1990 Tag der Deutschen Einheit)	1,0	bis 1989
	0,0	ab 1990
Allerheiligen	0,3	
Buß- und Betttag	0,1	bis 1980
	0,0	von 1981 bis 1994
	1,0	ab 1995
Heiligabend	0,0	
1. Weihnachtsfeiertag	0,0	
2. Weihnachtsfeiertag	0,0	
Silvester	0,0	

Aber selbst die mit der so modifizierten Wochentagezahl erzielten Ergebnisse zeigen un-
plausible Ergebnisse. So liegt beispielsweise bei der 1980 beginnenden Reihe für die Pro-
duktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe der Schätzwert für den Einfluß eines
Dienstags unter dem des Montags (vgl. Tabelle 6), ohne daß hierfür ein sachlicher Grund
zu erkennen wäre.

Tabelle 6

Einfluß der Wochentage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe

Bundesbank-Regressionsansatz

Schätzzeitraum: Januar 1980 bis Dezember 1998

Wochentag	geschätzter Parameter	Standardfehler	t-Wert
Montag	4,4	0,4	10,5
Dienstag	4,1	0,4	9,5
Mittwoch	4,2	0,4	9,6
Donnerstag	4,4	0,4	10,2
Freitag	3,9	0,4	8,9
Samstag	1,5	0,4	3,5
Sonntag/Feiertag	0,9	0,4	2,1

Zudem sind die Ergebnisse im Zeitablauf nicht sehr stabil, und bei kurzen Zeitreihen ergeben sich teilweise grob unsinnige Werte (zum Beispiel negativer Zusammenhang zwischen der Anzahl von Wochentagen und Produktion). Ferner sind die Unterschiede zwischen den geschätzten Parameterwerten für Montag bis Freitag auch bei längeren Reihen nicht sonderlich ausgeprägt. Häufig liegt das Ergebnis für Samstag in einer ähnlichen Größenordnung wie das für Sonntag. Gleichwohl ist die Zäsur zwischen der Wirkung eines Arbeitstages und der eines Wochenendtages deutlich sichtbar. Wird nun der Erklärungsansatz derart modifiziert, daß für Tage von Montag bis Freitag bzw. von Samstag bis Sonntag jeweils der gleiche Einfluß unterstellt wird, dann ist die Differenz zwischen den Parametern für diese beiden Größen auch statistisch gesichert (vgl. Tabelle 7).

Tabelle 7

Einfluß der Arbeits- bzw. Wochenendtage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe

Bundesbank-Regressionsansatz

Schätzzeitraum: Januar 1980 bis Dezember 1998

Wochentag	geschätzter Parameter	Standardfehler	t-Wert
Arbeitstag	4,4	0,4	10,2
Samstag, Sonntag/Feiertag	1,3	0,4	3,0

Die geschätzten Koeffizienten dieser Gleichung sagen aus, daß ein zusätzlicher Arbeitstag (+4,4 % Output) anstelle eines Wochenendtages (1,3 % Output) zu einem durchschnittlichen Anstieg der Produktion um 3,1 % führt. Da (bis auf Februar) die Zunahme um einen Arbeitstag immer mit einem entsprechenden Rückgang der Zahl der Wochenendtage verbunden ist, reicht es aus, wenn nur eine der beiden Variablen benutzt wird, um den Nettoeffekt direkt zu schätzen (und für Februar zum Beispiel mit einer Dummy-Variablen den durchschnittlichen Schaltjahreffekt zu berücksichtigen). Bis auf die besonders unsicheren Ergebnisse für Februar führt das Verfahren folglich zu einem deutlich höheren Maß an Schätzsicherheit für die anderen Monate. Wird zudem berücksichtigt, daß sich die Auswirkungen eines zusätzlichen Arbeitstages im Dezember, wohl vor allem aufgrund von teilweisen Betriebsschließungen um Weihnachten herum, von denen für die Monate Januar bis November unterscheiden können, so ergibt sich der Bundesbank-Ansatz für die Schätzung der arbeitstäglichen Einflüsse auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe. Die entsprechende Regressionsschätzung (vgl. Tabelle 8) führt zu dem Ergebnis, daß ein in den Monaten Januar bis November liegender zusätzlicher Arbeitstag zu einem durchschnittlichen Anstieg der Produktion um 3,2 % führt, ein zusätzlicher Arbeitstag im Dezember hingegen eine Outputsteigerung von 2,3 % und der 29. Februar in diesem Monat zusätzlich ein Plus von 0,8 % bewirkt.²⁰

Tabelle 8

Einfluß der Arbeitstage auf die Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe

Bundesbank-Regressionsansatz

Schätzzeitraum: Januar 1980 bis Dezember 1998

Regressor	geschätzter Parameter	Standardfehler	t-Wert
Arbeitstage in den Monaten Januar bis November	3,2	0,1	49,9
Arbeitstage im Dezember	2,3	0,1	17,0
29. Februar	0,8	0,4	1,9

²⁰ Die Mehrerzeugung im Februar eines Schaltjahres wird im Rahmen der Schätzung von reinen arbeitstäglichen Effekten nicht vollständig berücksichtigt, weil dabei nur der zusätzliche Output ermittelt wird, der entsteht, wenn der 29. Februar auf einen Arbeitstag fällt. Die Mehrerzeugung, die in Betrieben mit kontinuierlicher Produktion in einem Schaltjahr unabhängig davon erbracht wird, ob der 29. Februar auf ein Wochenende fällt oder nicht, ist folglich zusätzlich zu berücksichtigen. Die durchschnittlichen Auswirkungen eines auf einen Arbeitstag fallenden 29. Februar betragen somit $3,2\% + 0,8\% = 4,0\%$ und für einen innerhalb eines Wochenendes liegenden 29. Februar $0,8\%$.

Andere wirtschaftsstatistische Zeitreihen können andere Eigenschaften haben. Der eben geschilderte Ansatz zur Kalendereinigung ist deshalb an die individuellen Charakteristika der Reihen anzupassen. So wird zwar für die erst 1991 beginnenden *kurzen Produktionsreihen* (nach der neuen Wirtschaftszweigklassifikation WZ 93) die durchschnittliche Auswirkung der (feiertagskorrigierten) Arbeitstage (Montag bis Freitag) ermittelt, aufgrund der Reihenkürze kann jedoch keine eigenständige Schätzung der Auswirkung zusätzlicher Arbeitstage im Dezember oder eines Schaltjahrs erfolgen. Hier wurden deshalb zunächst noch die entsprechenden Ergebnisse der alten, langen, westdeutschen Reihen (nach der SYPRO-Systematik) schätzungsweise übertragen. Für die Angaben aus der *Auftragseingangsstatistik* für das Verarbeitende Gewerbe ließen sich keine gesonderten Dezember- oder Schaltjahreffekte feststellen. Die Kalendereinigung für diesen Indikator erfolgt deshalb nur anhand der Anzahl der Arbeitstage. Bei den *Umsätzen im Einzelhandel* basiert die Kalendereinigung hingegen im wesentlichen auf den Angaben über die Anzahl der Sonntage (negativer Einfluß) und die Lage von Ostern. Für die Zeit bis einschließlich 1989 (vor Einführung des „langen Donnerstages“) konnte zudem beobachtet werden, daß an Freitagen überdurchschnittlich hohe Umsätze im Einzelhandel erzielt werden konnten, während in der Spanne von Oktober 1989 bis einschließlich Oktober 1996, als die Geschäfte nur an Donnerstagen bis abends geöffnet haben durften, an diesen Donnerstagen überdurchschnittliche Umsätze erwirtschaftet wurden.

Für die *vierteljährlichen* Zeitreihen der Entstehungs- und Verwendungsseite des Bruttoinlandsprodukts wird der Kalendereinfluß nicht direkt geschätzt, sondern aus geeigneten monatlichen Indikatorreihen (beispielsweise Industrieproduktion und Einzelhandelsumsätze) mit Hilfe variabler Gewichte indirekt abgeleitet. Denn da die vierteljährlichen Reihen nur ein Drittel der Beobachtungswerte aufweisen wie gleichjahrlange monatliche Reihen und sich im Quartal die monatlichen Bewegungen der Zahl der Arbeitstage teilweise ausgleichen, führt die direkte Bereinigung der vierteljährlichen Reihen zu weniger zuverlässigen Ergebnissen.²¹

Die Schätzung der vierteljährlichen Kalendereinflüsse mit Hilfe monatlicher Zeitreihen hat zudem den Vorteil, daß für die Ermittlung von Schaltjahreffekten direkt die Ergebnisse für Februar und von Weihnachtseffekten (Betriebsschließungen vor Weihnachten und

²¹ Vgl. zu den letzten beiden Sätzen Deutsche Bundesbank (1991 und 1995).

zwischen den Jahren) die Angaben für Dezember verwendet werden können. Bei einer vierteljährlichen Schätzung ließen sich hingegen nur die Daten für das erste bzw. vierte Quartal insgesamt benutzen, so daß die Schätzung der Schaltjahreffekte durch die Einbeziehung der Ergebnisse für Januar und März und/oder die Erkennung der besonderen Verhältnisse im Dezember durch die Angaben für Oktober und November erschwert würde.

5. Ablauf des Census X-11-Verfahrens

Nach der Schilderung einzelner Elemente von Census X-11 wird im folgenden die Einordnung dieser Teile in den Ablauf des Programms dargelegt.

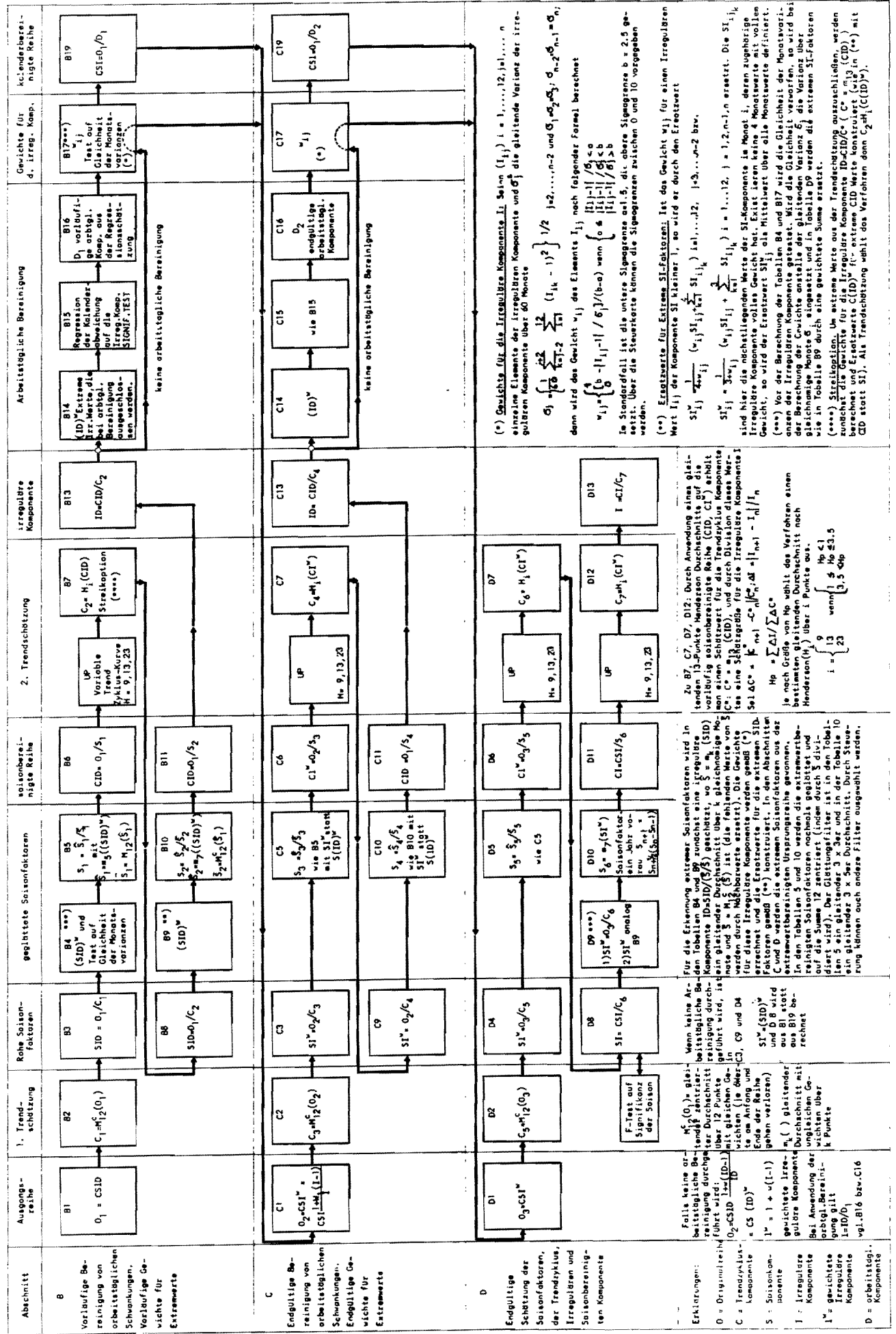
Census X-11 ist ein *iteratives Verfahren* (vgl. Abbildung 6). Es basiert auf der Grundidee, daß erste vorläufige Schätzungen durch weitere Iterationen verbessert werden können. Die Anzahl der Iterationsstufen wurde auf drei beschränkt, auch um den Rechenaufwand zu begrenzen (der Rechenaufwand war in den 50er und 60er Jahren, als Census X-11 entwickelt wurde, ein wichtiger Kostenfaktor).

Der Ablauf innerhalb einer Stufe wurde vereinfachend in Abschnitt 2 geschildert.²² Zunächst wird ein vorläufiger Trend geschätzt, der als Basis zur Berechnung der rohen Saisonfaktoren dient. Anschließend werden die rohen Faktoren zu endgültigen geglättet. Die saisonbereinigte Reihe ergibt sich beim multiplikativen Ansatz durch Division der Ursprungswerte mit der endgültigen Saisonkomponente. Die in Abschnitt 3 skizzierte Identifikation und Ersetzung extremer roher Saisonfaktoren spielt beim Übergang von den rohen zu den endgültigen Faktoren eine Rolle (Schritte B4, B9 und D9). Der Regressionsansatz im Rahmen der Kalenderbereinigung (B15 und C15) wurde in Abschnitt 4 behandelt.

Für eine Zeitreihe ohne Extremwerte und ohne Kalendereinfluß ist die Ursprungsreihe der Ausgangspunkt für die letzte Stufe (unter diesen Bedingungen gilt: $B1 = D1$). Die ersten

²² Genau genommen bezogen sich die dortigen Ausführungen auf die Schritte D7, D8, D10 und D11. Das Grundschema dieser Schritte läßt sich jedoch zu den in der Kopfzeile der Abbildung 6 angegebenen Rechenschritte verallgemeinern.

X-11
Abbildungsprogramm für eine multiplikative Zeitreihenzerlegung



Quelle: Deutsche Bundesbank (1977)

beiden Iterationen dienen also nur zur Schätzung des Kalendereinflusses und zur Bestimmung und Ersetzung von Ausreißern.

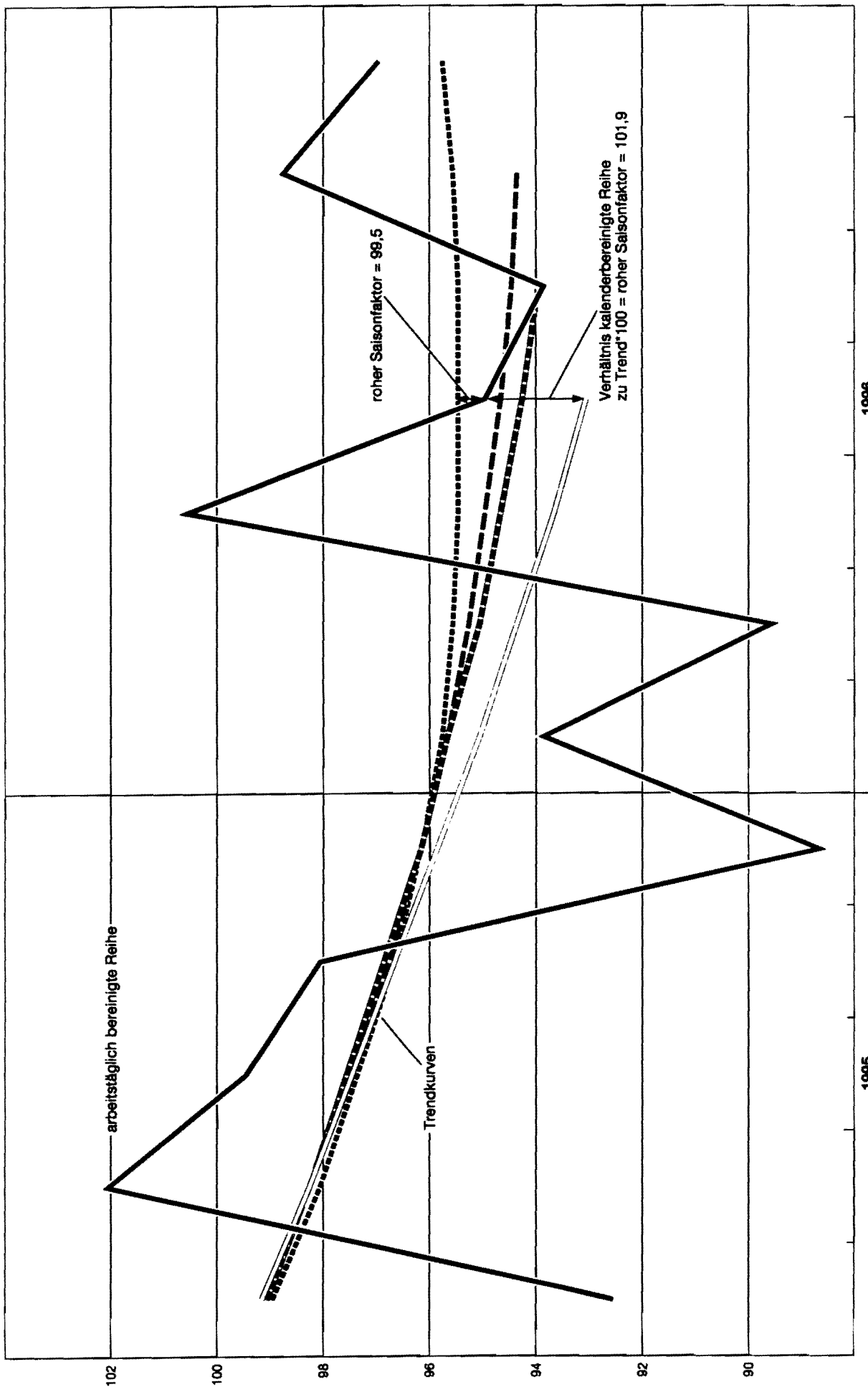
6. Laufende Arbeiten mit Census X-11

Umfangreiche Untersuchungen zur Schätzung der Saison- und Kalenderfaktoren werden in der Regel einmal im Jahr durchgeführt. Bei dieser Gelegenheit werden auch die Saison- und Kalenderfaktoren für das folgende Jahr prognostiziert. Sofern sich die Saisonkomponente tatsächlich nur sehr allmählich ändert, ist dieses Verfahren ausreichend. Freilich kann es jedoch auch zu unvorhersehbaren Brüchen oder Änderungen im Saisonmuster kommen. Deshalb wird bei allen von der *Deutschen Bundesbank* veröffentlichten Zeitreihen mit jedem neu hinzukommenden Ursprungswert geprüft, ob der vorausgeschätzte Saisonfaktor noch gut als typischer Ausschlag ins Bild der neu berechneten rohen Saisonfaktoren paßt. Da die rohen Saisonfaktoren aber auch vom geschätzten Trendverlauf abhängen (der besonders am Reihenende mit größerer Unsicherheit behaftet ist)²³ wird in problematischen Fällen stets auch der geschätzte Trendverlauf auf seine Plausibilität am aktuellen Ende hin überprüft. Unplausible Trendverläufe am Reihenende - wie sie insbesondere bei der Bauproduktion nach extremen Witterungsverhältnissen im Winter, bei konjunkturellen Umschwüngen, nach ausgelaufenen staatlichen Förderprogrammen etc. resultieren - führen zwangsläufig zu verzerrten rohen Saisonfaktoren. Sofern also Hinweise auf Störungen im geschätzten Trendverlauf für die letzten Beobachtungswerte vorliegen, sind die rohen Saisonfaktoren mit Vorsicht zu behandeln. So lieferte beispielsweise der Aufschwung der Auslandsorders Ende 1995 erste Andeutungen für eine mögliche spätere Belebung und somit einen Trendwechsel der Auftragseingänge aus dem Inland. Folglich wurden die rohen Saisonfaktoren im ersten Halbjahr 1996 entsprechend vorsichtig interpretiert. Die Auswirkung der dann in den ersten Monaten eingetretenen Richtungsänderung und die damit verbundene sukzessive Trendkorrektur auf die rohen Saisonfaktoren für April 1996 geht aus Abbildung 7 hervor. Erst bei Vorlage des Juli-Ergebnisses erreicht der rohe Faktor für April praktisch seinen endgültigen Wert. Bis dahin bewährte sich das Vorgehen, eine Neuschätzung der Saisonfaktoren nicht durchzuführen, sondern den früher ermittelten endgültigen Faktor als Schätzung für das Reihenende zu belassen. Der endgültige rohe

²³ Vgl. Meyer (1997b).

Auftragseingang aus dem Inland bei den Vorleistungsgüterproduzenten

Arbeitsmäßig bereinigte Reihe und Trendkurven; log. Maßstab



Faktor (99,5) liegt auch wieder ganz in der Nähe des vorausgeschätzten endgültigen Faktors (99,2). Hieran zeigt sich, daß die *neugeschätzten Saisonfaktoren keineswegs immer den früheren Ergebnissen überlegen* sind, und daß es nicht ratsam ist, jeden neuen Ursprungswert zum Anlaß zu nehmen, revidierte saisonbereinigte Angaben für die einzelnen Reihen zu veröffentlichen.

Bei der ganz überwiegenden Mehrzahl der laufend durchgeführten Kontrollarbeiten zeigt sich, daß sich die nur zur Überprüfung berechneten Saisonfaktoren (die auf neuen Informationen basieren) relativ wenig von den vorausgeschätzten Saisonkomponenten unterscheiden. Würden diese neu geschätzten Saisonfaktoren jedesmal dann in Ansatz gebracht, wenn es vertretbar wäre, entstünden Monat für Monat bzw. Quartal für Quartal von Reihenbeginn an revidierte saisonbereinigte Angaben, die sich nicht spürbar von den bis dahin berechneten unterscheiden. Für die Wirtschaftsbeobachtung am aktuellen Reihenende wären solche Revisionen praktisch ohne Bedeutung. Es entstünde aber erheblicher zusätzlicher Arbeitsaufwand, sowohl auf seiten der „Produktion“ saisonbereinigter Angaben²⁴ als auch auf seiten der Benutzer, die laufend ihre Datenbank anzupassen hätten. Die *Deutsche Bundesbank* verzichtet deshalb auf eine monatliche/vierteljährliche Neuschätzung der saisonbereinigten Zeitreihen, wenn solche Neuberechnungen nur zu marginalen Änderungen führen würden, und schätzt statt dessen den Saisonausschlag grundsätzlich nur einmal im Jahr (auch für ein Jahr im voraus).

Die laufenden Kontrollarbeiten dienen also dazu, unvermeidlich bei der Prognose von Saisonfaktoren entstehende Fehler zu erkennen und auszuräumen, damit kein falsches Bild über die aktuellen Entwicklungstendenzen in der saisonbereinigten Reihe entsteht. Auf eine laufende Beobachtung der Kalenderfaktoren kann verzichtet werden, wenn der Zusammenhang zwischen der Anzahl der Arbeitstage und der jeweils betrachteten Zeitreihe relativ stabil ist, was für die meisten wirtschaftsstatistischen Zeitreihen zutrifft.

²⁴ Denn es müßten in diesem Fall auch die Schätzungen für die übrigen Monate bzw. Quartale genauer überprüft werden.

II. Neue Optionen in Census X-12-ARIMA²⁵

In Abschnitt 1 dieses Kapitels wird ein kurzer Überblick über den Aufbau von Census X-12-ARIMA und die darin enthaltenen neuen Programmteile gegeben. Anschließend werden für die wichtigsten Optionen jeweils im einzelnen die Fragen behandelt, welche Probleme mit Hilfe der neuen Methoden einer Lösung nähergeführt werden sollen, und wie die neuen Ansätze beschaffen sind (Abschnitt 2). Zur Illustration des Vorgehens bei einer mit Problemen behafteten ARIMA-Schätzung wurde der Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe ausgewählt (Abschnitt 2.3).

1. Aufbau von Census X-12-ARIMA

Der *Aufbau* des neuen Census X-12-ARIMA-Verfahrens läßt sich grob in drei hintereinandergeschaltete Blöcke zerlegen (vgl. Abbildung 8).

An erster Stelle im Programmablauf befindet sich der - nicht in X-11 enthaltene - Teil für die RegARIMA-Modellierung von Zeitreihen, der Elemente der Theorie linearer Modelle für die Saisonbereinigung nutzbar macht (vgl. Abschnitt 2 dieses Kapitels). In diesem Teil werden regressionsanalytische Instrumente mit ARIMA-Techniken verbunden, durch deren kombinierten Einsatz Kalendereffekte geschätzt, Ausreißer erkannt und ersetzt sowie Prognosen und/oder Rückrechnungen von Ursprungswerten angefertigt werden können. Die Ergebnisse lassen sich anschließend für die Saisonschätzung in der zweiten Stufe nutzen. Für die drei Phasen Modellidentifikation, Parameterschätzung und Überprüfung des Box-Jenkins-Approaches²⁶ zur Auswahl eines angemessenen Modells werden Hilfsmittel angeboten.²⁷

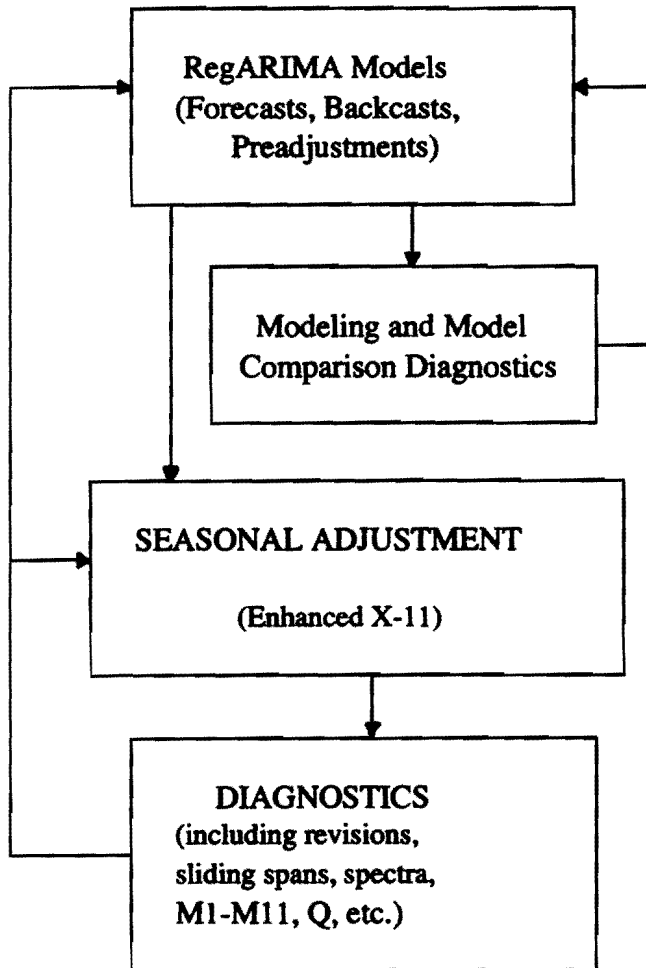
²⁵ Vgl. zu diesem Kapitel Bureau of the Census (1999) und Findley, Monsell, Bell, Otto und Chen (1998). Eine kurze Übersicht über das neue Programm geben Bianchi (1997) und Scott (1997).

²⁶ Vgl. Box und Jenkins (1970).

²⁷ So lassen sich zur Identifizierung eines geeigneten Modells Autokorrelations- und partielle Autokorrelationsfunktionen für vom Benutzer vorzugebende Differenzenordnungen berechnen. Die Schätzung der Parameter erfolgt nach dem Maximum-Likelihood-Prinzip. Zur Überprüfung auf Signifikanz der geschätzten Ergebnisse und auf Nichtverwerfung der Modellvoraussetzungen (wie unabhängig

Abbildung 8

X-12-ARIMA



Quelle: Findley, Monsell, Bell, Otto und Chen (1998).

Der zweite Teil des Programms besteht im wesentlichen aus dem alten X-11 Verfahren und dient zur Saisonbereinigung. Sofern vorab im RegARIMA-Teil Schätzungen für den

normalverteilte Residuen) enthält das Programm zahlreiche Statistiken (unter anderem die t-Werte für die geschätzten Regressionsparameter sowie die Autokorrelationsfunktion, ein Histogramm, den Chi²- und den Kurtosis-Test für die jeweiligen Residuen). Für den Vergleich unterschiedlicher RegARIMA-Modelle werden auch Werte für Informationskriterien wie AIC und BIC berechnet. Das Programm besitzt zudem eine Option zur automatischen Auswahl eines ARIMA-Modells aus einer vorgegebenen, aber vom Benutzer abänderbaren Klasse. Hierbei wird zur Überprüfung der Einfachheit des Modells das Fehlen von Hinweisen auf Überdifferenzierung untersucht, für die Beurteilung der Anpassungsgüte des Modells dient der mit der Box-Ljung-Q-Statistik verbundene p-Wert und zur Bewertung der Aussagefähigkeit der Vorausschätzungen wird der durchschnittliche prozentuale Fehler der prognostizierten Ursprungswerte für die letzten drei Jahre verwendet.

Kalendereinfluß, Extremwörterkennungen und -ersetzungen durchgeführt und/oder Prognosen bzw. Rückrechnungen ermittelt wurden, können die Ergebnisse im zweiten Teil weiterverarbeitet werden. Andernfalls gehen die unbehandelten Ursprungswerte direkt als Input in die zweite Stufe ein. Der Rechenablauf im Saisonbereinigungsblock entspricht im großen und ganzen der in Kapitel I geschilderten Methode (inklusive der Möglichkeit zur Schätzung des Kalendereinflusses mit Hilfe der irregulären Komponente; der allgemeine Bundesbank-Ansatz zur Schätzung von in der vorläufigen irregulären Komponente noch enthaltenen systematischen Effekte wurde in X-12-ARIMA eingearbeitet). Neu in X-12-ARIMA im Vergleich zu X-11 sind unter anderem weitere Henderson-Filter für die Trendschätzung sowie ein Kriterium zur automatischen Wahl der Saisonfilter (vgl. zum letztgenannten Kapitel III, Abschnitt 3).

In der dritten und letzten Stufe enthält das neue Programm zahlreiche Diagnostiken zur Überprüfung der Saison- und Kalenderbereinigung, die in X-11 nicht vorkommen. Insbesondere werden Spektren erzeugt, welche die Veränderung der saisonbereinigten Reihe gegen Vorperiode und die (extremwertbereinigte) irreguläre Komponente jeweils auf Restsaison- und Restkalendereinflüsse hin untersuchen. Auch andere Statistiken geben Aufschluß über die Angemessenheit der Zeitreihenzerlegung, wie die Sliding-Spans-Diagnose²⁸ und die von *Statistics Canada* entwickelte und nun in X-12 implementierte Q-Statistik (mit ihren Komponenten M1-M11)²⁹. Wie in den folgenden Abschnitten deutlich wird, sind Abweichungen der ersten geschätzten Werte von den endgültigen Ergebnissen (Revisionen) ein wichtiges Gütekriterium zur Beurteilung der saisonbereinigten Reihe. X-12-ARIMA enthält deshalb eine Möglichkeit zur automatischen Erzeugung der Revisionsgeschichte für eine Zeitreihenkomponente oder für die saisonbereinigten Angaben. Freilich lassen sich die neuen Diagnostiken auch für den Vergleich mehrerer unterschiedlicher Modelle benutzen. Im folgenden werden diese Überprüfungsstatistiken nicht in einem gesonderten Abschnitt vorgestellt, sondern im Kontext der Wahl zwischen verschiedenen möglichen Schätzansätzen für eine gegebene Zeitreihe behandelt, sofern die Diagnostiken einen wesentlichen Beitrag zur Beantwortung der dort behandelten Fragen leisten.

²⁸ Vgl. Findley, Monsell, Shulman und Pugh (1990).

²⁹ Vgl. Lothian und Morry (1978).

2. Neuer Vorabteil: RegARIMA

2.1. Problemstellung

Am aktuellen Ende einer Zeitreihe können für die Schätzung der saisonbereinigten Angaben nur Informationen berücksichtigt werden, die sich im jüngsten Ursprungswert oder in den Daten für die Vergangenheit manifestiert haben. Neu hinzukommende Beobachtungswerte verbessern aber tendenziell die Informationslage für die Ermittlung eines ehemals am Reihenende liegenden bereinigten Wertes dadurch, daß auch Angaben nach der Beobachtungsperiode des zu schätzenden Wertes benutzt werden können. Die Schätzung eines saisonbereinigten Wertes ist folglich *ceteris paribus* mit umso weniger Unsicherheit behaftet, je weiter der Wert vom Reihenende entfernt ist. In der Reihenmitte schließlich bestimmt das Census-Verfahren einen saisonbereinigten Wert für eine Periode, indem Ursprungswerte, die gleich weit vor oder nach dieser Periode liegen, das gleiche Gewicht bekommen. Oder mit anderen Worten: Die saisonbereinigten Werte in der Reihenmitte werden mit Hilfe von symmetrischen gleitenden Durchschnitten (Filtern) abgeleitet, während zum Reihenende hin asymmetrische Filter in Ansatz zu bringen sind. Symmetrische Filter haben die positive Eigenschaft, daß die mit ihrer Hilfe gewonnenen saisonbereinigten Reihen die in den Ursprungsreihen enthaltenen konjunkturellen Schwingungen *nicht* verzögert wiedergeben.³⁰ Bei asymmetrischen Filtern ist dies nicht gewährleistet.³¹ Insofern geben die Abweichungen der ersten mit asymmetrischen Filtern durchgeführten vorläufigen Schätzergebnisse von den praktisch als endgültig zu bezeichnenden saisonbereinigten Angaben in der Reihenmitte einer hinreichend langen Zeitreihe grundsätzlich Hinweise auf die Güte der Saisonbereinigung, so daß hohe *Revisionen* prima vista Anzeichen für eine problematische Schätzung sind. Freilich ist damit nicht gemeint, daß alle Korrekturindizien für eine schlechte Bereinigung sind. Denn sofern für eine Schätzung neue relevante Informationen vorliegen, sollten sie auch berücksichtigt werden, was Revisionen zur Folge haben kann. Rein rechentechnisch bedingte Korrekturen sind hingegen zu mini-

³⁰ Vgl. Priestley (1981).

³¹ Vgl. beispielsweise die Aussagen über rekursive Filter in Schips und Stier (1993) S. 42.

mieren, denn sie erschweren die konjunkturelle Diagnose am Reihenende und führen zu einem Verlust an Glaubwürdigkeit der saisonbereinigten Zahlen.³²

In den letzten Jahrzehnten wurde erheblicher Forschungsaufwand betrieben, solche rein technisch bedingten Revisionen der saisonbereinigten Werte zu vermindern.³³ Ein wichtiges Ergebnis dieser Forschungsarbeiten ist, daß diese technisch bedingten Revisionen zu einem wesentlichen Teil verursacht werden durch die Verwendung asymmetrischer Randfilter. Denn für einen Wert, der zu einem gegebenen Zeitpunkt am Reihenende liegt, ändert sich mit jeder neu hinzukommenden Angabe der Saison- und Trendfilter so lange, bis der sich ehemals am Reihenende befindende Wert genügend weit in der Zeitreihenmitte liegt und symmetrische Filter verwendet werden. Während dieses Prozesses ändert sich also permanent die Formel zur Berechnung eines saisonbereinigten Wertes. Wenn es jedoch gelingt, einigermaßen zutreffende Schätzungen für zukünftige Ursprungswerte zu erstellen, dann kann eine Zeitreihe damit "künstlich" verlängert werden, so daß bei der Ermittlung des „letzten“ saisonbereinigten Wertes aufgrund der Verlängerung der Ursprungsreihe weniger asymmetrische (in die Zukunft hineinreichende) Filter angewendet werden können.

Optimale Vorausschätzungen von Ursprungswerten im Sinne der minimalen mittleren quadratischen Abweichung der Prognosewerte von den wahren Werten lassen sich mit Hilfe von ARIMA-Modellen gewinnen.³⁴ Es kann deshalb erwartet werden, daß die unter Verwendung von ARIMA-Modellen fortgeschriebenen und anschließend mit symmetrischen (oder zumindest weniger steil asymmetrischen) Filtern bereinigten Zeitreihen im

³² In welchem Ausmaß Revisionen der saisonbereinigten Angaben auf einen Mangel des Schätzverfahrens zurückzuführen und in welchem Umfang sie aufgrund neuer Informationen unverzichtbar sind, läßt sich bei empirischen Reihen nicht ohne weiteres voneinander trennen. Denn die Einbeziehung eines neuen Ursprungswertes führt in der Regel sowohl zu einer Verbreiterung der für die Saisonschätzung relevanten Informationsbasis als auch zu einer Veränderung der Filter für die davor liegenden Angaben. Beide Einflüsse zusammen bestimmen folglich die Revisionshöhe.

Rückschlüsse auf methodisch bedingte Korrekturen mit Hilfe empirischer Reihen können allenfalls durch den *Vergleich von Verfahren* gewonnen werden (wenn diese Methoden zu den gleichen endgültig saisonbereinigten Ergebnissen führen, so daß der Vergleich auf einer gemeinsamen Basis beruht). Zeigt ein Verfahren bei einer überwiegenden Mehrzahl von Zeitreihen mit unterschiedlichen Charakteristika deutlich weniger Abweichungen der ersten, vorläufigen von den endgültigen Schätzwerten, so ist dies ein Indiz für eine weniger problematische Schätzung saisonbereinigter Werte am aktuellen Reihenende. Diesem Gedanken wird in Kapitel III, Abschnitt 4 ausführlicher nachgegangen.

³³ Vgl. zum Beispiel Dagum (1982, 1988 und 1996), Huot, Chiu, Higginson und Giat (1986), Kenny und Durbin (1982), Pierce (1980) sowie Wallis (1982).

³⁴ Vgl. Box und Jenkins (1970), S. 126-170.

Durchschnitt zu geringeren Revisionen der saisonbereinigten Werte und somit zu treffenderen Einschätzungen der konjunkturellen Entwicklung am Reihenende führen als Reihen ohne ARIMA-Prognose für die Ursprungswerte. Empirische Studien für Canada und England belegen grundsätzlich diesen Zusammenhang.³⁵ Für deutsche Zeitreihen liegt eine vergleichbare Untersuchung über die Vorteilhaftigkeit des Einsatzes von ARIMA-Techniken im Rahmen der Saisonbereinigung bisher noch nicht vor.

2.2. RegARIMA-Modelle

In diesem Abschnitt werden zunächst die allgemeinen Grundgedanken und Voraussetzungen bei der RegARIMA-Modellierung im Rahmen des neuen Census-Verfahrens geschildert. Anschließend werden kurz ein einfaches ARIMA-Modell, das eine große Bedeutung für die Beschreibung wirtschaftsstatistischer Zeitreihen besitzt (Airline-Modell), und seine Beziehungen zum X-11-Verfahren dargelegt. Es folgt eine Schilderung der allgemeinen Form von ARIMA- und darüber hinaus von RegARIMA-Modellen.

ARIMA-Modelle (Autoregressive Integrated Moving Average-Modelle) erklären Werte einer Zeitreihe aus davor liegenden Werten derselben Reihe (Autoregression) sowie aus vergangenen und gegenwärtigen Störungen (Moving-Average-Teil). Die Annahmen dieser Modelle betreffen folglich nur die Gestalt der jeweils zu modellierenden Zeitreihe:

1. Die zu modellierende Zeitreihe wird als *Realisation eines stochastischen Prozesses* aufgefaßt. Hierdurch wird das Phänomen beschrieben, daß sich zufällige Ereignisse in einer Periode auch auf spätere Zeitabschnitte auswirken können.
2. Die zu modellierende Zeitreihe y_t kann durch geeignete Transformation (insbesondere Logarithmierung und Differenzenbildung) in eine Realisation eines *stationären* Prozesses Z_t überführt werden. Der Prozeß für Z_t ist genau dann stationär, wenn der Erwartungswert [$E(Z_t) = \mu$] und die Varianz [$E(Z_t - \mu)^2 = \sigma^2$] konstant sind und nicht von der Zeit abhängen. Ferner hänge der zu erwartende Zusammenhang zwischen den Abweichungen vom Mittelwert zu verschiedenen Zeitperioden bzw. -punkten nur vom Abstand dieser Perioden bzw. Punkte ab [Autokovarianz: $E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu) = \gamma_k$].

³⁵ Vgl. Huot, Chiu, Higginson und Giat (1986) sowie Kenny und Durbin (1982).

Während Annahme 1 für die meisten wirtschaftsstatistischen Zeitreihen eher als unproblematisch einzustufen sein dürfte,³⁶ bereitet die Stationaritätsannahme einige Schwierigkeiten. Insbesondere hängt - entgegen der Voraussetzung - bei vielen wirtschaftsstatistischen Reihen die *Varianz*³⁷ von der *Zeit* ab, wobei zu unterscheiden ist zwischen verschiedenen monats- bzw. quartaltypischen Varianzen und solchen, die sich im Zeitablauf mit dem Reihenniveau ändern. *Jahreszeitspezifische Varianzen* sind beispielsweise bei der Produktion im Bauhauptgewerbe zu beobachten, da die Schwankungen in den Wintermonaten aufgrund der unregelmäßig auftretenden Behinderungen durch Kälteperioden sehr viel größer ist als in der wärmeren Jahreszeit. Ein anderes, allerdings weniger ausgeprägtes Beispiel ist der Produktionsindex für das Verarbeitende Gewerbe. Hier kommt es in den Sommermonaten durch Verschiebungen von Schul- und/oder Betriebsferien zu einer größeren Variabilität als sonst im Jahr. Solche Effekte verstoßen gegen die Annahme einer zeitunabhängig konstanten Varianz, und es wären genau genommen mehrere jahreszeitspezifische ARIMA-Modelle notwendig, um eine solche Zeitreihe zu beschreiben. Die Berechnung von jahreszeitlich abhängigen ARIMA-Modellen für eine Zeitreihe ist in X-12-ARIMA jedoch nicht vorgesehen. Im Rahmen dieser Arbeit wird deshalb untersucht, wie weit der einfache ARIMA-Ansatz trotz der zumindest partiellen Verletzung einer Modellannahme trägt.

Sich *mit dem Reihenniveau im Zeitablauf verändernde Varianzen* sind bei wirtschaftsstatistischen Zeitreihen der Regelfall. Deutlich läßt sich dieser Zusammenhang beim Produktionsindex für das westdeutsche Verarbeitende Gewerbe ablesen (vgl. Abbildung 9 oben). Dies ist nicht überraschend, wenn beispielsweise in Zeiten niedriger wie hoher Produktion ein ähnlicher Anteil der Beschäftigten während der Schulferien Urlaub nimmt, so daß zwar der relative Rückgang der Produktion in den Ferienzeiten im Zeitablauf einigermaßen konstant bleibt, nicht aber der absolute. Durch Logarithmierung der Ursprungswerte läßt sich aber ein einigermaßen konstanter relativer Zusammenhang

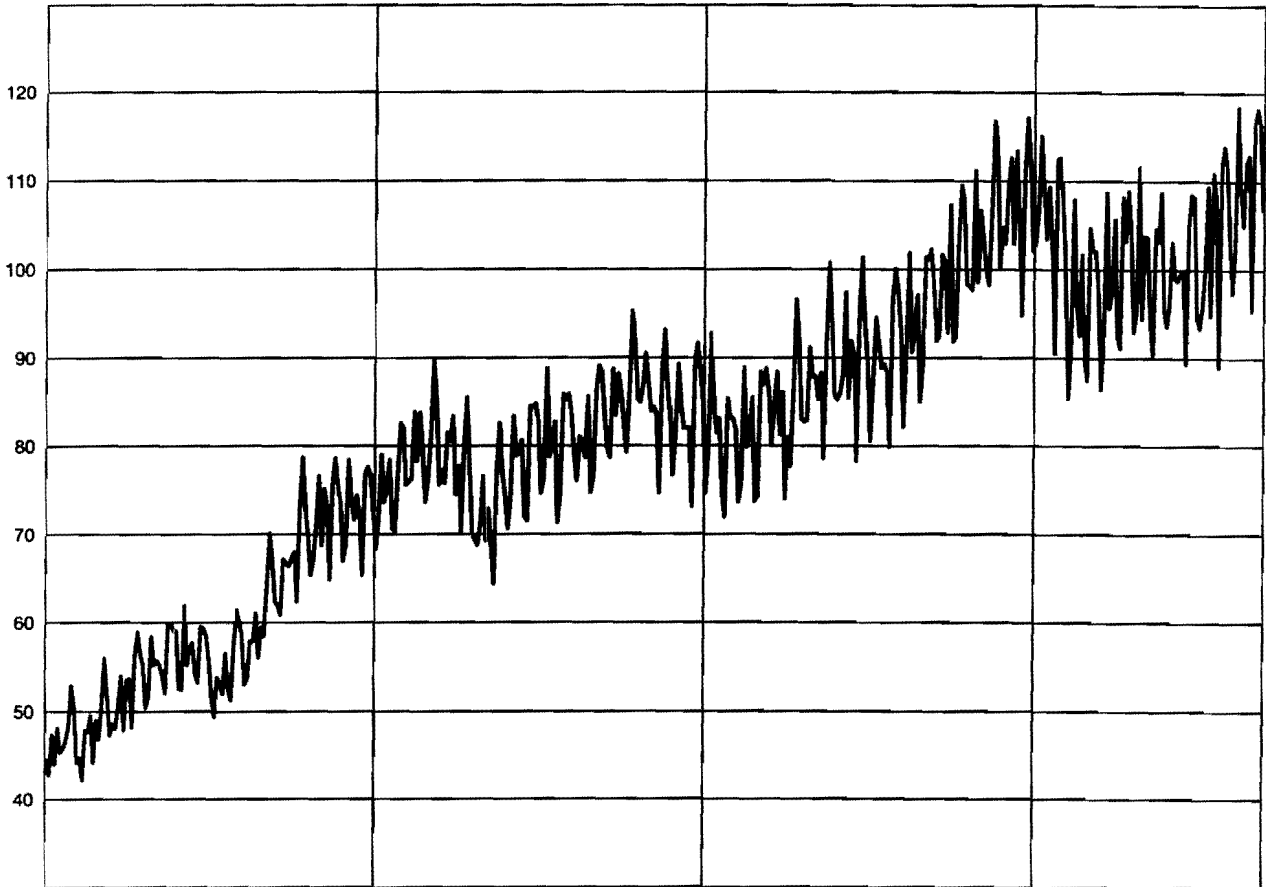
³⁶ Der dynamische Zufallscharakter einer Wirtschaftsreihe kann bereits daraus resultieren, daß in Unternehmen Computer oder warenproduzierende Anlagen mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit ausfallen können. Tritt ein solches Ereignis, verbunden mit einem nennenswerten Produktionsausfall, ein, so kommt es häufig zu Nachholeffekten in der folgenden Zeit. Zufallsstörungen in einer Periode können folglich auch in die anschließende Zeit hinein wirken.

³⁷ Hier und im folgenden wird die Varianz der Reihe (oder einer Komponente, für die gesamte Zeitdauer oder für einen bestimmten Abschnitt daraus) betrachtet, die sich in der Regel als Schätzung für die Varianz des entsprechenden Prozesses interpretieren läßt.

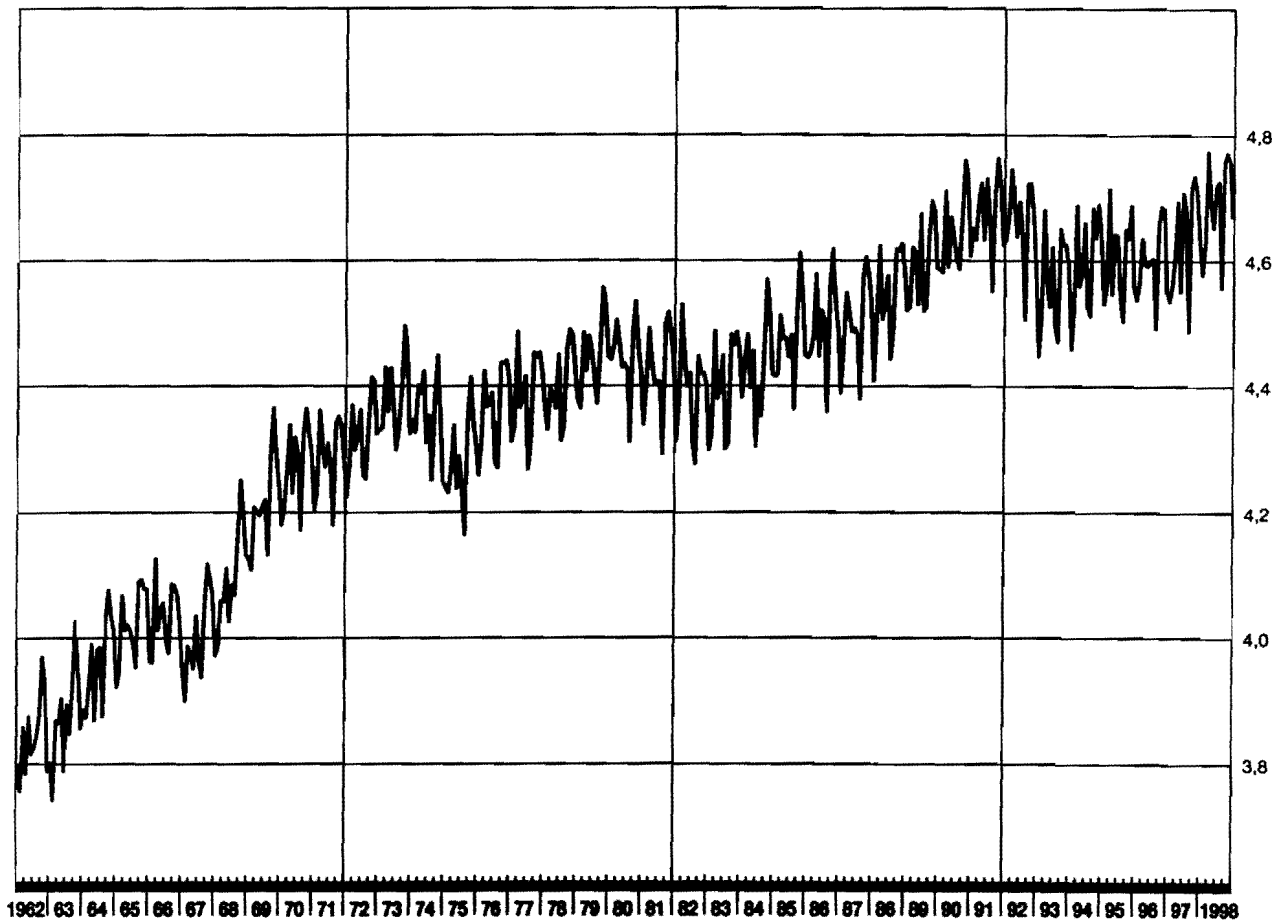
Produktion im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe

Abbildung 9

Ursprungswerte; 1995 = 100



Logarithmierte Ursprungswerte



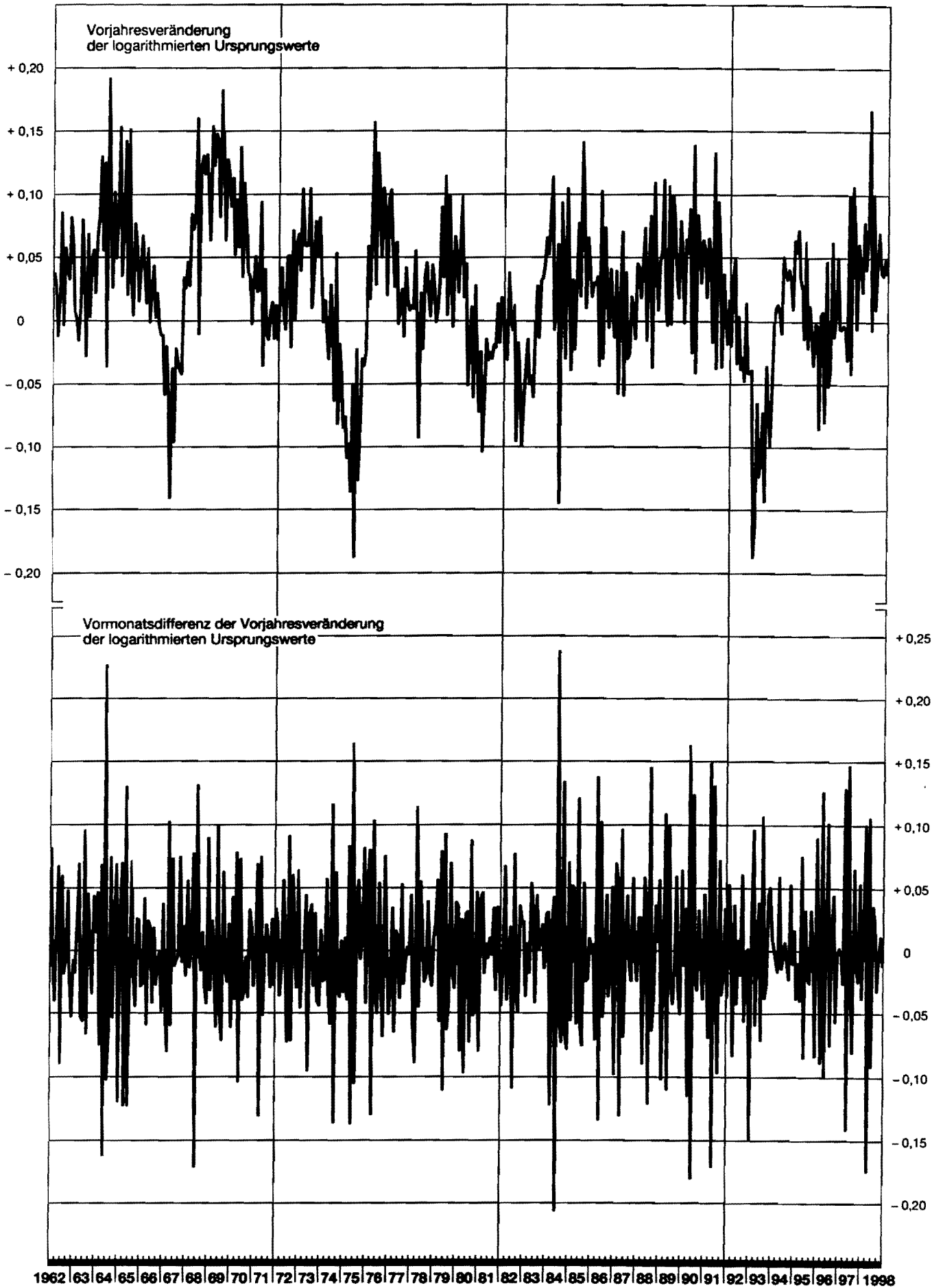
zwischen der Variabilität und dem Niveau in einer Zeitreihe in einen für praktische Zwecke ausreichend konstanten absoluten Zusammenhang umrechnen (vgl. Abbildung 9 unten), so daß die Annahme der Unabhängigkeit der Varianz vom Trend für die logarithmierte Reihe zumindest annähernd erfüllt wird.

Freilich zeigen die logarithmierten Ursprungswerte noch saisonale Muster und spiegeln das Wachstum im betreffenden Bereich wider. Der *Erwartungswert* für eine Zeitperiode der transformierten Reihe ist folglich noch von der *Zeit* abhängig und erfüllt somit nicht die Stationaritätsannahme. In der Vorjahresveränderung der logarithmierten Reihe ($\ln y_t - \ln y_{t-s}$, wobei s den saisonalen Abstand bezeichnet, also den Wert 12 in Monats- bzw. 4 in Quartalsreihen) verschwinden jedoch deterministische, konstante Saisoneinflüsse sowie das *Trendniveau* (Annäherung an die erste Ableitung). Wie Abbildung 10 oben entnommen werden kann, bleibt aber noch die *Trendentwicklung* sichtbar und beeinflusst den Erwartungswert. Erst nach Bildung der Vorperiodendifferenz der Vorjahresveränderungen verschwindet praktisch auch dieser Effekt (vgl. Abbildung 10 unten) und der Erwartungswert für eine beliebige Periode dieser Zeitreihe kann als annähernd konstant angesehen werden.³⁸ Die logarithmierte Ursprungsreihe ist also zweimal zu differenzieren (einmal saisonal, einmal gegen Vorperiode), damit die Voraussetzungen für die ARIMA-Modellierung wenigstens nicht grob verletzt werden.

Als letzte Teilvoraussetzung für Stationarität wurde genannt, daß die Autokovarianzen des (transformierten) Prozesses nur vom zeitlichen Abstand zwischen den Beobachtungsperioden abhängen und sich im Zeitablauf nicht verändern. Diese Voraussetzung läßt sich durch Zerlegung einer Zeitreihe in mehrere getrennte Zeitspannen und Schätzung der jeweiligen Autokovarianzen überprüfen.

Zeitreihen, die sich durch geeignete Transformationen zumindest näherungsweise in stationäre Reihen überführen lassen, können mit Hilfe von ARIMA-Schätztechniken daraufhin untersucht werden, ob und gegebenenfalls wie ein gegebener Reihenwert von zeitlich davor liegenden Werten derselben Reihe und/oder von in der selben Reihe davor auftretenden

³⁸ Anstelle der Bildung der Vorperiodendifferenz käme prinzipiell auch eine Modellierung der Vorjahresveränderung der logarithmierten Reihe mit Hilfe autoregressiver Prozesse in Frage. Für die Beispielreihe wurde jedoch kein geeignetes autoregressives Modell gefunden.



Störgrößen abhängt. Aus Platzgründen kann hier eine allgemeine Einführung in die RegARIMA-Modellierung von ökonomischen Zeitreihen nicht erfolgen. Da für das Verständnis der im folgenden geschilderten Ergebnisse die genaue Kenntnis des technischen Vorgehens bei der RegARIMA-Modellierung nur von untergeordneter Bedeutung ist, sei der hieran interessierte Leser auf die Literatur verwiesen.³⁹

Angenommen die eben skizzierten Schritte und einige diagnostische Statistiken hätten ergeben, daß sich eine Zeitreihe y_t mit einem sich langsam verändernden Saisonmuster und einer Trendbewegung, aber ohne Kalendereinfluß sowie ohne Extremwerte durch folgendes Modell beschreiben läßt, das, wie im folgenden noch deutlich wird, eine große Bedeutung bei der Beschreibung wirtschaftsstatistischer Zahlen hat (da Box und Jenkins dieses Modell zur Repräsentation von monatlichen Angaben für Passagiere im internationalen Luftverkehr benutzen, wird es auch häufig als *Airline-Modell* bezeichnet)⁴⁰:

$$(1 - B)(1 - B^s) \ln y_t = (1 - \theta_1 B)(1 - \Theta_s B^s) a_t \quad (\text{IV}),$$

wobei a_t = Störung in t (formal mögen die a_t Zufallsvariablen einer Folge unabhängig identisch verteilter zufälliger Störungen mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz sein)

θ_1 = Durchschnittliche Auswirkung der Störung der Vorperiode auf $\ln y_t$

Θ_s = Durchschnittliche Auswirkung der Störung vor s Perioden auf $\ln y_t$

s = Länge des saisonalen Abstandes (12 bei Monats-, 4 bei Quartalsreihen)

B = Backshift-Operator, d.h. $B^n y_t = y_{t-n}$

Durch Ersetzen der Backshift-Operatoren und Auflösen nach y_t ergibt sich:

$$\ln y_t = (\ln y_{t-12} - \Theta_{12} a_{t-12}) + [(\ln y_{t-1} - \theta_1 a_{t-1}) - (\ln y_{t-13} - \theta_1 \Theta_{12} a_{t-13})] + a_t \quad (\text{V}),$$

d.h. der logarithmierte Wert für die Periode t ergibt sich aus dem um die durchschnittlichen Auswirkungen von Störungen bereinigten logarithmierten Vorjahreswert zuzüglich des entsprechend bereinigten Vorjahresabstandes in der Vorperiode sowie dem aktuellen Störterm.

³⁹ Als Standardwerk zur ARIMA-Modellierung von Zeitreihen ist zu nennen Box und Jenkins (1970). Eine leicht lesbare und stark anwendungsorientierte Einführung zu diesem Thema bietet Nazem (1988). Zur praxisbezogenen Integration von klassischen Regressions- und ARIMA-Techniken vgl. zum Beispiel: Bell und Hillmer (1983). Einen Überblick über ARIMA- und RegARIMA-Modellierungen mit zahlreichen Anwendungsbeispielen gibt: Bell (1992).

⁴⁰ Vgl. Box und Jenkins (1970), S. 300-322.

Die Parameter θ_1 und Θ_{12} lassen sich als Maße für die Trend- bzw. Saisonvariabilität im Sinne des Census-Verfahrens interpretieren und stehen folglich in Zusammenhang mit einer angemessenen Wahl von Trend- bzw. Saisonfiltern. So ermittelten Depoutot und Planas, welche (Θ_{12}, θ_1) -Kombination welchem Saison- und Trendfilter in X-11 näherungsweise entspricht (vgl. Tabelle 9).⁴¹ Danach signalisieren Werte wenig unter 1 für Θ_{12} eine relativ stabile Saison und folglich einen relativ starren Saisonfilter. Je mehr sich Θ_{12} dem Wert 0 nähert (ausgehend vom Wert 1), desto veränderlicher ist das Saisonmuster und desto kürzer bzw. variabler ein angemessener Saisonfilter. Bei gegebenem Wert für Θ_{12} lassen sich zudem Werte von θ_1 im Bereich von 0 bis +1 mit der Stabilität des Trends in Verbindung setzen. Werte etwas unter 1 für θ_1 signalisieren einen relativ stabilen Trend und Werte dicht über 0 zeigen eine recht hohe Trendvariabilität an.⁴²

Wie in Abschnitt 2.1 dargelegt wurde, sind ARIMA-Techniken primär zur Erstellung von Prognosen in das Census-Verfahren integriert worden, um auf diese Weise das Ausmaß der Revisionen der saisonbereinigten Werte zu verringern.⁴³ Die Formeln für die Schätzung zukünftiger Werte ergeben sich aus Gleichung V und der Annahme, daß $E(a_{t+n}) = 0$ für $n > 0$. Bis zur Prognoseperiode $n = s+1$ werden die durchschnittlichen Auswirkungen der bis zur Periode t ermittelten Störungen a_t bei der Ableitung der Vorhersagewerte direkt berücksichtigt. Ab Vorausschätzungsperiode $s+2$ ($n \geq s+2$) ergibt sich schließlich:

$$\ln \hat{y}_{t+n} = \ln \hat{y}_{t-s+n} + [\ln \hat{y}_{t-1+n} - \ln \hat{y}_{t-s-1+n}] \quad (\text{VI}),$$

d.h. die Vorjahresveränderung der geschätzten logarithmierten Ursprungswerte wird dann rein deterministisch fortgeschrieben. Der geschätzte logarithmisch transformierte Wert zum Beispiel für einen Juni ergibt sich, indem zum geschätzten (transformierten) Ergebnis für Juni letzten Jahres der geschätzte Vorjahresabstand der entsprechenden Angaben für Mai addiert wird. Durch das Aufsetzen auf dem jeweiligen Vorjahreswert und die anschließend in Ansatz gebrachte, sich Jahr für Jahr wiederholende Vorjahresveränderung entsteht eine konstante Saisonfigur, die einen (logarithmisch) linearen Trend umlagert.

⁴¹ Vgl. Depoutot und Planas (1998).

⁴² In Kapitel III, Abschnitt 3 wird die modellbasierte Wahl der Saisonfilter mit alternativen Ansätzen verglichen. Auf die besonderen Probleme, die bei der Saisonfilterwahl nach dem ARIMA-Kriterium für die Bauproduktion entstehen, geht der nächste Abschnitt ein.

⁴³ Auf die Auswirkungen der Vorausschätzungen auf die Höhe der Korrekturen geht Abschnitt 4 in Kapitel III ein.

Näherungsweise Entsprechung von (Θ_{12}, θ_1) -Kombinationen im Airline-Modell sowie von Saison- und Trendfiltern in X-11*

θ_1	Θ_{12}	0,95	0,8	0,7	0,6	0,5	0,4	0,2	0,0
S 3x15 H 23	(0,035) S 3x15 (0,083) H 23	(0,016) S 3x9 (0,081) H 23	(0,016) S 3x5 (0,080) H 23	(0,013) S 3x3 (0,070) H 23	(0,012) S 3x3 (0,065) H 23	(0,011) S 3x3 (0,056) H 23	(0,069) S 3x3 (0,043) H 23	(0,269) (0,024)	
S 3x15 H 23	(0,035) S 3x15 (0,021) H 23	(0,015) S 3x9 (0,021) H 23	(0,015) S 3x5 (0,023) H 23	(0,013) S 3x3 (0,020) H 23	(0,012) S 3x3 (0,019) H 23	(0,009) S 3x3 (0,019) H 23	(0,055) S 3x3 (0,018) H 23	(0,212) (0,017)	
S 3x15 H 23	(0,035) S 3x15 (0,008) H 23	(0,015) S 3x9 (0,008) H 23	(0,015) S 3x5 (0,009) H 23	(0,012) S 3x3 (0,008) H 23	(0,013) S 3x3 (0,008) H 23	(0,008) S 3x3 (0,009) H 23	(0,037) S 3x3 (0,010) H 23	(0,143) (0,014)	
S 3x15 H 17	(0,034) S 3x15 (0,009) H 17	(0,015) S 3x9 (0,010) H 17	(0,014) S 3x5 (0,010) H 17	(0,011) S 3x5 (0,008) H 23	(0,011) S 3x5 (0,008) H 23	(0,007) S 3x3 (0,008) H 23	(0,020) S 3x3 (0,008) H 23	(0,074) (0,012)	
S 3x15 H 13	(0,034) S 3x15 (0,011) H 13	(0,015) S 3x9 (0,011) H 13	(0,015) S 3x5 (0,011) H 13	(0,011) S 3x5 (0,010) H 13	(0,012) S 3x5 (0,012) H 13	(0,008) S 3x3 (0,010) H 23	(0,020) S 3x3 (0,010) H 23	(0,073) (0,011)	
S 3x15 H 13	(0,034) S 3x15 (0,014) H 13	(0,015) S 3x9 (0,012) H 13	(0,015) S 3x5 (0,011) H 13	(0,011) S 3x5 (0,010) H 13	(0,012) S 3x5 (0,010) H 13	(0,008) S 3x3 (0,010) H 17	(0,025) S 3x3 (0,014) H 23	(0,081) (0,011)	
S 3x15 H 9	(0,032) S 3x15 (0,017) H 9	(0,014) S 3x9 (0,014) H 9	(0,014) S 3x5 (0,012) H 9	(0,011) S 3x3 (0,011) H 9	(0,013) S 3x3 (0,011) H 9	(0,010) S 3x3 (0,012) H 13	(0,032) S 3x3 (0,019) H 23	(0,102) (0,014)	
S 3x15 H 9	(0,032) S 3x15 (0,054) H 9	(0,014) S 3x9 (0,042) H 9	(0,014) S 3x5 (0,035) H 9	(0,011) S 3x3 (0,031) H 9	(0,013) S 3x3 (0,028) H 9	(0,011) S 3x3 (0,023) H 9	(0,043) S 3x3 (0,027) H 23	(0,124) (0,017)	

* In der Tabelle verwendete Abkürzungen:

- H 9 für Trendfilter:
- H 9 9-Term-Henderson Filter
- H 13 13-Term-Henderson Filter
- H 17 17-Term-Henderson Filter
- H 23 23-Term-Henderson Filter
- für Saisonfilter:
- S 3x3 3x3 Moving Average
- S 3x5 3x5 Moving Average
- S 3x9 3x9 Moving Average
- S 3x15 3x15 Moving Average

In Klammern hinter den Filterbezeichnungen ist der Wert für das Abstandsmaß

$$d(c_1, c_2) = \frac{1}{\pi} \int_0^{\pi} |c_1(e^{-i\omega}) - c_2(e^{-i\omega})|^2 d\omega$$

angegeben, wobei $c_1(e^{-i\omega})$

den Gain des Saison- bzw. Trendfilters bezeichnet, welcher für eine gegebene Parameterkombination des Airline-Modells mit Hilfe der kanonischen Zerlegung und des Wiener-Kolmogrow-Filters abgeleitet wurde, und $c_2(e^{-i\omega})$ den Gain des entsprechenden X-11-Filters. Je kleiner das Maß d ist, desto ähnlicher sind die Eigenschaften der Filter dieser beiden Methoden.

Neben der Erklärung einer Reihe aus den in ihr enthaltenen Störungen heraus kommt prinzipiell auch eine Erklärung allein aus den jeweils vorangegangenen (transformierten) Ursprungswerten in Frage (wie beispielsweise $\ln y_t = \Phi_s \ln y_{t-s} + [\phi_1 \ln y_{t-1} - \phi_1 \Phi_s \ln y_{t-s-1}] + a_t$). Solche Gleichungen werden auch als *autoregressiv* bezeichnet.

Durch Zusammenfügen von autoregressiven und Moving-Average-Techniken zur Modellierung von - gegebenenfalls durch Differenzenbildung stationär gemachten - Zeitreihen entsteht die *allgemeine Formel für ein ARIMA-Modell*:

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D y_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \quad (\text{VII}),$$

wobei $\phi_p(z)$, $\Phi_P(z)$, $\theta_q(z)$ und $\Theta_Q(z)$ ganzrationale Polynome der Grade p , P , q bzw. Q seien mit der folgenden - am Beispiel für $\phi_p(z)$ mit $p \geq 1$ dargestellten - Gestalt: $\phi_p(z) = 1 - \phi_1 z - \dots - \phi_p z^p$. Die Koeffizienten dieser Polynome geben - wie oben exemplarisch geschildert - den durchschnittlichen Einfluß vergangener (durch Logarithmierung und/oder Differenzenbildung transformierter) Zeitreihenwerte bzw. Störungen auf den entsprechend transformierten Wert y_t an. Zur Sicherstellung der Stationarität bzw. Invertierbarkeit⁴⁴ mögen die Wurzeln dieser Polynome außerhalb des Einheitskreises liegen. D und d sind natürliche Zahlen und geben die saisonale bzw. reguläre Differenzenordnung für die Erfüllung der Stationaritätsvoraussetzung an. Als Kurzform für die eben ausführlich geschriebene allgemeine Modellgleichung steht der Ausdruck $(p,d,q)(P,D,Q)_s$. Sofern Ursprungswerte vor Anwendung des Modells logarithmisch zu transformieren sind, wäre die Abkürzung \ln vor die Modellkurzform zu schreiben. $\ln(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ steht also synonym für das Airline-Modell.

Die bisher behandelten ARIMA-Modelle beziehen sich auf Zeitreihen, die weder einen Kalendereinfluß noch Ausreißer enthalten. Diese Restriktionen können jedoch aufgehoben werden, wenn ARIMA-Modelle durch regressionsanalytische Elemente ergänzt werden,

⁴⁴ Die Bedingung der Invertierbarkeit sichert die Eindeutigkeit der Schätzung. Wird diese Bedingung erfüllt, so läßt sich beispielsweise ein Moving-Average-Prozeß erster Ordnung darstellen als autoregressives Modell unendlicher Ordnung mit den Koeffizienten $-\theta^j$ für y_{t-j} . Mit steigendem j nähern sich die Koeffizienten dann dem Wert 0. Die Invertierbarkeitsbedingung impliziert somit die vernünftige Forderung: Je weiter y -Werte in der Vergangenheit liegen, desto unbedeutender ist ihr Beitrag zur Erklärung eines aktuellen Wertes (vgl. auch Box und Jenkins (1970), S. 50).

die sowohl die Modellierung von Extremwerten als auch die von Kalendereffekten gestatten (*RegARIMA-Modelle*). Die allgemeine Gestalt solcher RegARIMA-Modelle ist:

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it}) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \quad (\text{VIII}).$$

Diese Formel unterscheidet sich von der allgemeinen ARIMA-Gleichung dadurch, daß links unmittelbar vor dem Gleichheitszeichen nicht mehr nur die (logarithmierten) Ursprungswerte stehen, sondern die um Extremwerte und Kalendereinflüsse bereinigten

Werte $(y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it})$, wobei einige x_i Variablen für die Kalenderstruktur⁴⁵, andere x_i

Dummy-Regressoren für Extremwerte sind und die Parameter β_i den durchschnittlichen Einfluß des Kalenders bzw. die Wirkung der besonderen Umstände, die zu einem Ausreißer geführt haben, angeben. Wird nun

$$w_t = (1-B)^d(1-B^s)^D(y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it}) \quad (\text{IX})$$

gesetzt, folgt aus der RegARIMA-Gleichung:

$$\phi_p(B)\Phi_p(B^s)w_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \quad (\text{X})$$

und schließlich:

$$(1-B)^d(1-B^s)^D y_t = \sum_{i=1}^r \beta_i [(1-B)^d(1-B^s)^D x_{it}] + w_t \quad (\text{XI}).$$

Gleichung XI ist ein Regressionsmodell mit stationären ARMA-Residuen (nach Gleichung X), das - im Gegensatz zu herkömmlichen Regressionsmodellen - nicht die Unkorreliertheit der Residuen voraussetzt, sondern die Autokorrelationsstruktur im Rahmen des ARIMA-Teils explizit mitmodelliert. Die Prämissen des RegARIMA-Ansatzes sind insofern schwächer und der Anwendungsbereich der RegARIMA-Modelle ist entsprechend größer als bei der gewöhnlichen Regressionsanalyse.

⁴⁵ In Analogie zum bisherigen Bundesbank-Ansatz werden im folgenden nicht die Kalendervariablen direkt, sondern die Abweichungen von ihren monatsspezifischen Durchschnitts zur Erklärung benutzt (vgl. Kapitel I, Abschnitt 4).

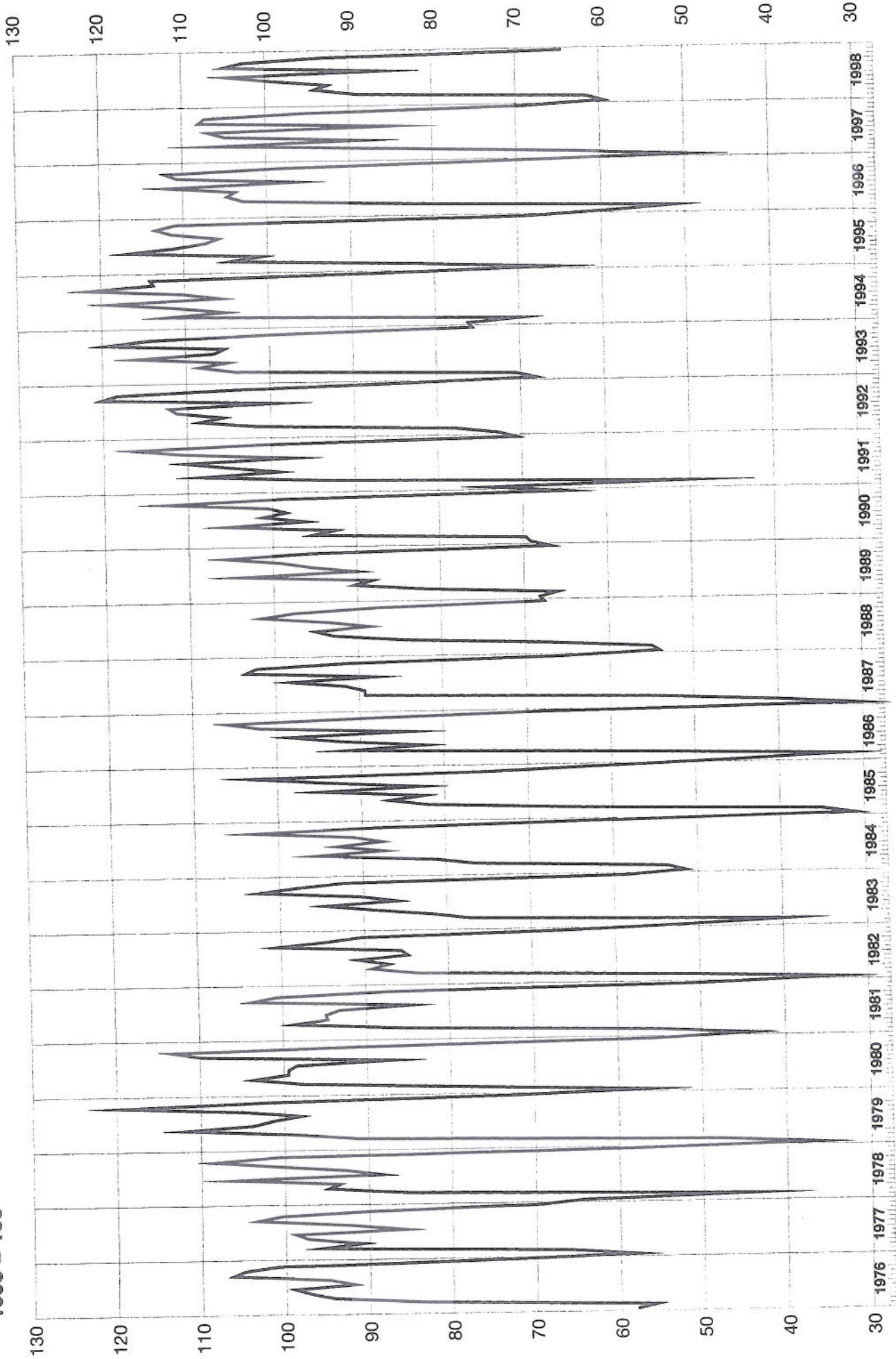
2.3. Beispiel: Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe

Für viele wirtschaftsstatistische Reihen, insbesondere Angaben aus der Preisstatistik, aber auch solche wie Auftragseingang und Produktion im Verarbeitenden Gewerbe, lassen sich relativ leicht RegARIMA-Modelle finden, die zumindest nicht grob den dabei unterstellten Annahmen widersprechen. Problematisch hingegen ist die Modellierung des Produktionsindex für das westdeutsche Bauhauptgewerbe. Die Ableitung dieses Modells soll deshalb etwas näher betrachtet werden.

Die Ursprungswerte für die Produktion im Bauhauptgewerbe seit 1976 sind in Abbildung 11 dargestellt. Es fällt auf, daß die Angaben für die Bautätigkeit in der kalten Jahreszeit deutlich niedriger liegen als in den sonstigen Monaten. Hierin zeigen sich Auswirkungen des Temperaturgefälles zwischen den zumindest teilweise frostigen Tagen im Winter und den wärmeren Perioden im restlichen Jahr. Das Saisonmuster wird von diesem Effekt dominiert. Zudem kann Abbildung 11 entnommen werden, daß die Bautätigkeit in den Wintern der Jahre 1978 bis 1987 im Durchschnitt stärker behindert wurde als sonst. Dies liegt an den außergewöhnlich langen Kälteperioden in den jeweils ersten Monaten dieser Jahre (mit Ausnahme von 1984). Da die Bauproduktion in den Wintermonaten von der Länge und der Intensität der Frostperioden abhängt, ist die Varianz der Angaben für die kalte Jahreszeit höher als in den anderen Monaten. Somit ist - streng genommen - eine Voraussetzung für den RegARIMA-Ansatz verletzt. An dieser Stelle könnte also bereits die RegARIMA-Modellierung des Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe verworfen werden. Doch da im weiteren Verlauf dieser Arbeit noch untersucht werden soll, ob sich nicht trotz der Nichterfüllung einer Annahme mit Hilfe eines RegARIMA-Modells Probleme lösen lassen, die ohne RegARIMA-Modellierung bestehen bleiben würden, wird der Modellansatz hier weiterverfolgt.

Nach den Ausführungen im letzten Abschnitt, ist als erster Schritt zur Ableitung eines RegARIMA-Modells zu entscheiden, ob die Varianz der Zeitreihe tendenziell vom Reihenniveau abhängt und eine Logarithmierung der Ursprungswerte zur Sicherung der Stationaritätsvoraussetzung angemessen ist oder nicht. Aus Abbildung 11 ist dies jedoch auf den ersten Blick nicht zu erkennen. Auch aus ökonomischen Überlegungen heraus läßt sich keine eindeutige Entscheidung fällen, denn es gibt sowohl Gründe für eine Logarithmie-

Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe
1995 = 100



zung der Ursprungswerte als auch dagegen. So deutet der Gedanke, daß während der Schulferien regelmäßig ein bestimmter Anteil der Beschäftigten Urlaub machen könnte und die Produktion deshalb eher um einen konstanten Faktor zurückgeht als um einen bestimmten Betrag, auf eine eher positiv vom Reihenniveau abhängige Varianz hin. Andererseits kann a priori nicht ausgeschlossen werden, daß Bauunternehmen in Zeiten eines Booms weniger Urlaub im Sommer genehmigen und im Winter die Produktion nicht so stark einschränken wie in konjunkturschwachen Zeiten, so daß der Saisonausschlag demnach nicht spürbar mit dem Reihenniveau wachsen würde und folglich eine Logarithmierung der Ursprungswerte unangemessen wäre. Da also beide Ansätze eine gewisse Plausibilität haben, werden sie im folgenden so lange parallel weiterentwickelt, bis ein Ansatz überlegen erscheint.⁴⁶

Zunächst sei von der Hypothese ausgegangen, daß die Varianz nicht vom Reihenniveau abhängt und folglich eine Transformation der unbereinigten Werte nicht angebracht wäre. Im Rahmen der RegARIMA-Modellierung seien geeignete arbeitstägliche Regressoren und Variablen für Extremwerte zur Erklärung der Reihe und als Modell für den reinen ARIMA-Teil sei der Airline-Ansatz $(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)_{12}$ unterstellt. Der geschätzte Wert für Θ_{12} liegt bei 0,55 (vgl. Tabelle 10), was - nach Tabelle 9 im letzten Abschnitt - einer einigermaßen variablen Saisonfigur entspricht (3x5- oder 3x3-Filter).

Tabelle 10

**Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe
Schätzergebnisse für ARIMA-Parameter**

Zeitraum: 01.1976 - 12.1998

Modell	Parameter 1	Standardabweichung Parameter 1	Parameter 2	Standardabweichung Parameter 2
$(0\ 1\ 1)(0\ 1\ 1)$	$\theta_1 = 0,66$	0,05	$\Theta_{12} = 0,55$	0,05

Dieses Ergebnis wäre jedoch unplausibel, da bei einem so kurzen Glättungsfilter unregelmäßige Witterungseinflüsse im Winter sowie Nachholeffekte nach vorausgegangener Behinderung der Bautätigkeit durch Schnee und Frost (Aufholwirkungen können vom

⁴⁶ Ein statistischer Test zur Entscheidung zwischen den beiden Möglichkeiten wird weiter unten in diesem Abschnitt diskutiert (AICC-Kriterium).

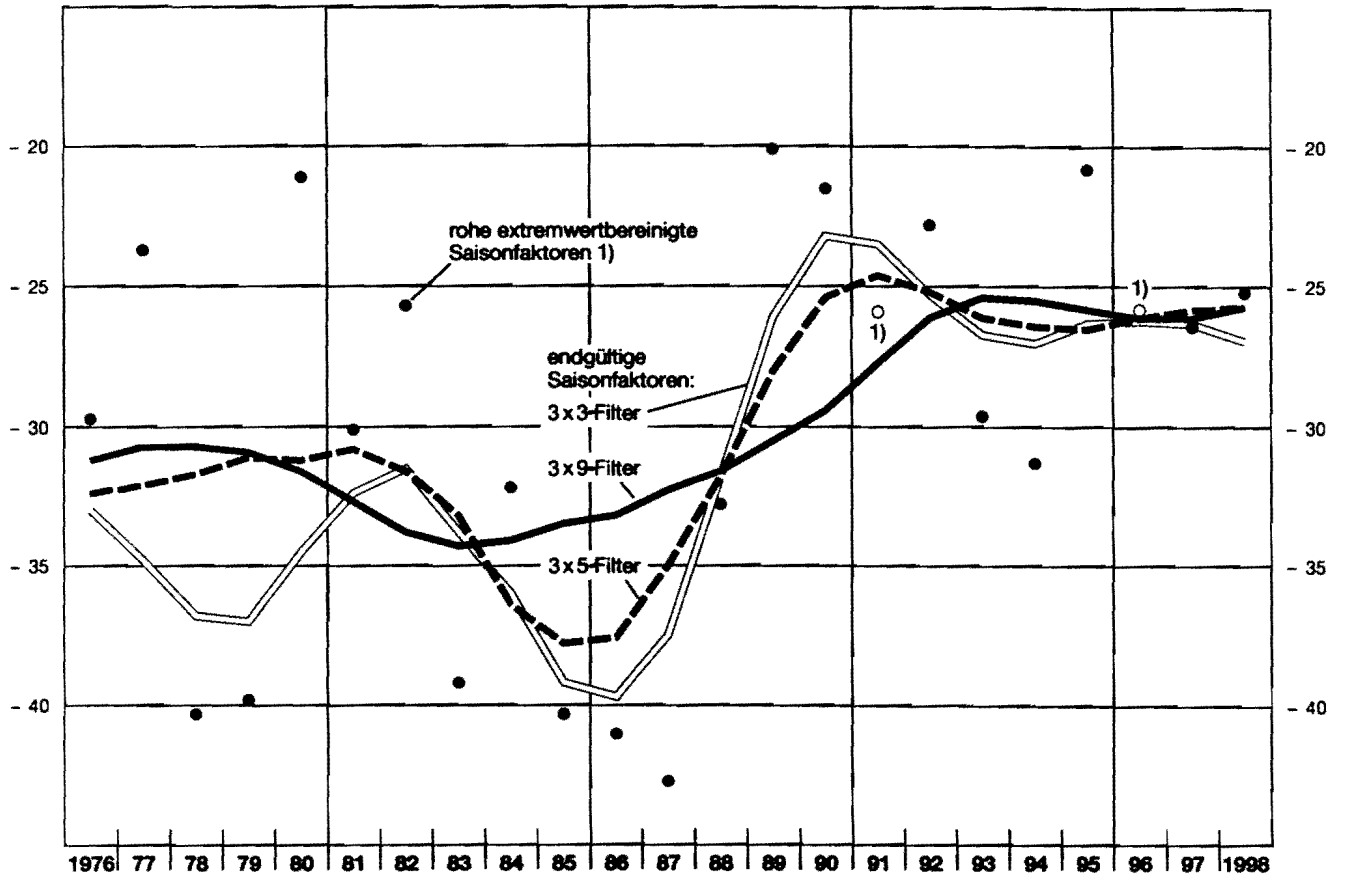
Frühjahr bis möglicherweise in den Sommer hinein - beispielsweise aufgrund einer Verringerung des Sommerurlaubs - anhalten) fälschlicherweise stärker in das Saisonmuster eingehen würden, welches - per definitionem - nur solche Einflüsse widerspiegeln soll, die Jahr für Jahr in einem ähnlichen Ausmaß wiederkehren. *Unregelmäßige Witterungseinflüsse* sowie durch sie bedingte Nachholeffekte gehören, weil sie sich nicht jährlich mit ähnlicher Wirkung wiederholen, folglich nicht zum Saisonmuster, sondern zur irregulären Komponente (während die Auswirkungen der *durchschnittlichen* monatspezifischen klimatischen Bedingungen der Saison zuzuordnen sind).

Exemplarisch läßt sich dies an den Angaben für Februar illustrieren. Abbildung 12 ist zu entnehmen, daß die rohen Saisonfaktoren für diesen Monat (negativ) mit der Anzahl der Eis- und Schneetage korreliert sind (die rohen Saisonfaktoren für Februar 1991 und 1996 basieren auf - im RegARIMA-Teil geschätzten - Ersatzwerten für Extremwerte und stehen deshalb praktisch nicht im Zusammenhang mit den Witterungsverhältnissen zur entsprechenden Zeit). Die während der Kälteperioden im Februar der Jahre 1985 bis 1987, also dreimal hintereinander, stärker eingeschränkte Bautätigkeit würde bei Verwendung relativ kurzer Saisonglättungsfiler (3x5- oder 3x3-Filter) fälschlich zum Teil als Änderung des jahreszeitlich typischen Ausschlags ausgewiesen und insoweit nicht als irregulärer Sonder- einfluß behandelt. Die Anwendung eines längeren Glättungsfilters (3x9-Filter) schwächt solche Unplausibilitäten ab.

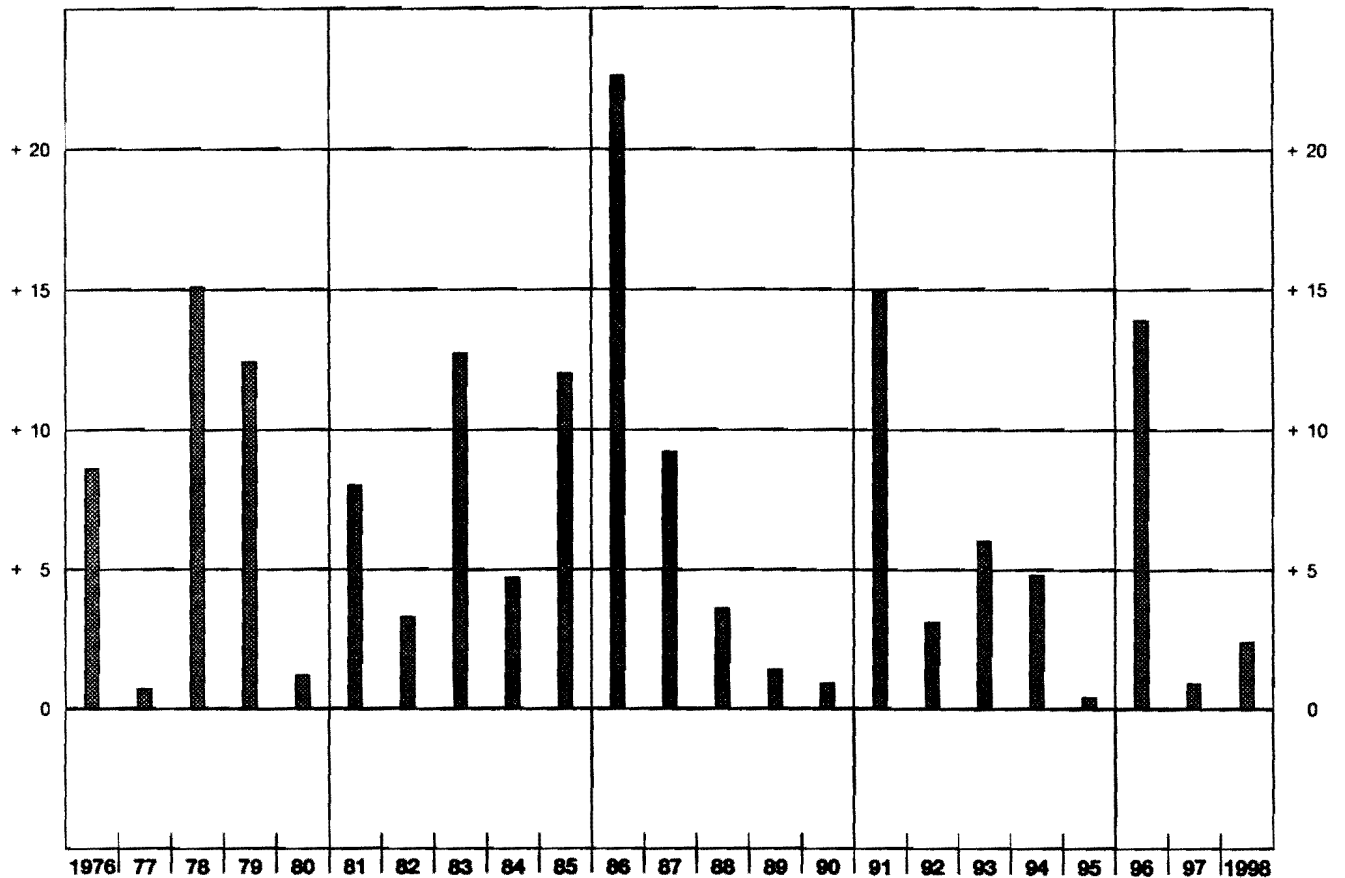
Die *Konsequenzen* einer falschen Zuordnung von ungewöhnlich ausgeprägten Witterungseffekten zeigen sich auch im Verlauf der mit Hilfe des 3x3-Filters saisonbereinigten Reihe (vgl. Abbildung 13).⁴⁷ So liegt der saisonbereinigte Wert für Februar 1985 bereits auf einem ähnlichen Niveau wie die unmittelbar darauf folgenden bereinigten Ergebnisse, weil der Einfluß der außergewöhnlich langen Kälteperiode im Februar 1985 als Teil der Saisonkomponente behandelt wird (vgl. Abbildung 12) und somit nicht mehr in der saisonbereinigten Reihe in Erscheinung tritt. Andererseits liegt die entsprechend bereinigte Angabe für Februar 1987 in Abbildung 13 deutlich unter dem Niveau der Ergebnisse ab April diesen Jahres, obwohl die Witterung ähnlich streng wie 2 Jahre zuvor war (vgl. Abbildung 12 unten). Denn die Auswirkungen der Kälteperiode im Februar 1987 werden weniger der

⁴⁷ Für die mit dem 3x5-Filter berechneten Angaben entstehen die gleichen Konsequenzen, allerdings in abgeschwächter Form.

Rohe extremwertbereinigte und endgültige Saisonfaktoren für Februar 1)

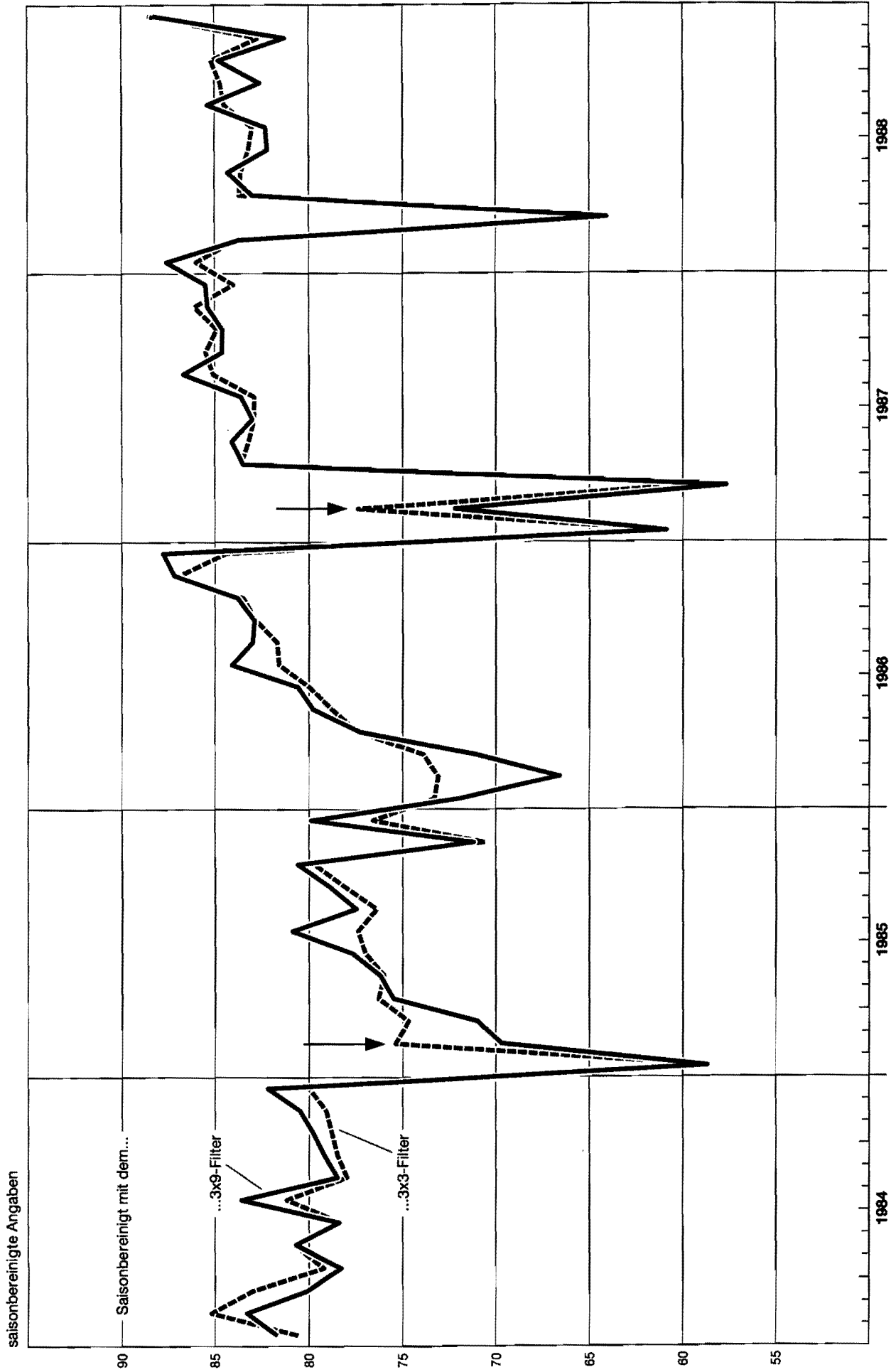


Eis- und Schneetage im Februar 2)



1) Rohe Saisonfaktoren aus der Rechnung mit dem 3x9-Filter, ermittelt auf Basis von (im RegARIMA-Teil geschätzten) Ersatzwerten für Extremwerte im Februar 1991 und 1996. - 2) 1/2 x Anzahl der Eistage + 1/2 x Anzahl der Schneetage.

Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe



Saisonkomponente (und mehr den irregulären Einflüssen) zugerechnet, da bereits die Effekte der wärmeren Februare in den Folgejahren in die Saisonkomponente eingehen. Die Auswirkungen der strengen Witterung im Februar 1987 bleiben deshalb im saisonbereinigten Ergebnis für diesen Monat sichtbar. Insofern werden gleiche Ursachen (lange Kälteperioden im Februar) bei kurzen Glättungsfiltren nicht immer gleich, sondern unterschiedlich behandelt. Dies erschwert die konjunkturelle Analyse, da nicht ohne weiteres ersichtlich ist, wann außergewöhnliche Effekte (wie atypische Witterungswirkungen) in den saisonbereinigten Angaben enthalten sind und wann nicht. Bei der im Rahmen dieser Untersuchung zugrundegelegten Definition von Saison⁴⁸ werden solche Unklarheiten dadurch vermieden, daß außergewöhnliche, sich nicht Jahr für Jahr in ähnlichem Ausmaß wiederholende Effekte in der saisonbereinigten Reihe sichtbar bleiben sollen.⁴⁹

Für die Angaben im Dezember, Januar und März gelten ähnliche Überlegungen wie für die Februar-Werte (vgl. Abbildung 14). Die rohen Saisonfaktoren für April sind teilweise durch nicht zur Saison gehörende unregelmäßige Nachholeffekte geprägt. Der geringe Wert im Juni 1990 dürfte zumindest teilweise im Zusammenhang stehen mit dem damals außerordentlich frühen Beginn der Sommerferien. Solche Einflüsse, die nicht Jahr für Jahr in ähnlichem Ausmaß wiederkehren und folglich nicht der Saison zuzuordnen sind, gehen noch in gewissem Ausmaß in die mit dem 3x5-Filter, aber kaum noch in die mit dem 3x9-Filter geschätzte Saisonentwicklung ein. Die langfristige Saisonentwicklung läßt sich mit Hilfe des 3x9-Filters treffender beschreiben. Für die anderen Monate kann freilich auch jeweils der 3x5-Filter angesetzt werden.

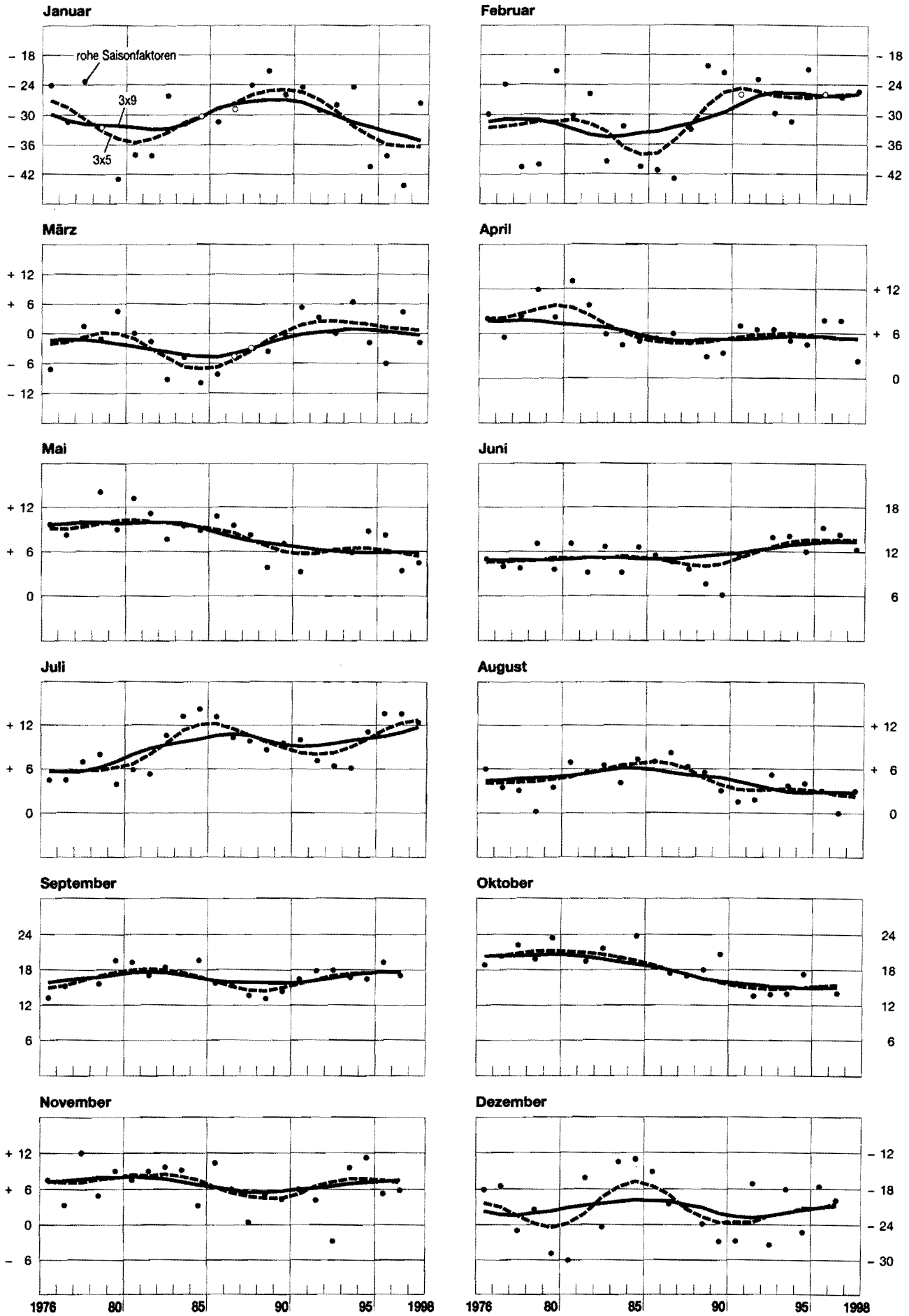
Es kann sich deshalb empfehlen, daß der Benutzer, abweichend von der Programmautomatik, einen Wert für $\Theta_{12} = 0,65$ vorgibt, der sich als Mittel zwischen dem für einige Monate möglichen 3x5- und dem für andere Monate zu empfehlenden 3x9-Filter interpretieren

⁴⁸ Vgl. Kapitel I, Abschnitt 1.

⁴⁹ Zum Weg der Herausrechnung von außergewöhnlichen Witterungseffekten vgl. Fußnote 51.

Produktion im westdeutschen Bauhauptgewerbe Rohe extremwertbereinigte und endgültige Saisonfaktoren

Abbildung 14



läßt.⁵⁰ Eine monatspezifische Vorgabe von Θ_{12} -Werten ist im Rahmen von RegARIMA-Modellen nicht möglich. Freilich sollten solche Setzungen nur vorsichtig und erst dann erfolgen, wenn keine Modellierung zu finden ist, die das zugrundeliegende Problem beispielsweise durch Änderung des Modelltyps, einer erneuten Überprüfung der identifizierten Extremwerte oder durch Berücksichtigung geeigneter Regressoren lösen kann. Im Falle des Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe führen alle diese Wege aber zu weiteren, bislang noch nicht gelösten Problemen, so daß hier eine Benutzervorgabe als letzte Möglichkeit zur Vermeidung von Unplausibilitäten erscheint.⁵¹ Hierdurch läßt sich in einem für praktische Zwecke ausreichendem Maße gewährleisten, daß unregelmäßige Witterungseinflüsse möglichst weitgehend nicht in die Saisonkomponente eingehen. Freilich deuten einige Teststatistiken darauf hin, daß die Zeitreihe durch weitere, nicht explizit mitmodellerte Bedingungen beeinflusst wird (beispielsweise durch Witterungs-

⁵⁰ Die Vorgabe eines Θ_{12} -Wertes kann auch als Hypothese über die Variabilität der Saison verstanden werden, die sich mit Hilfe des automatisch geschätzten RegARIMA-Modells überprüfen läßt. Im Beispiel könnte die Abweichung zwischen der Setzung und dem automatisch geschätzten Wert insofern noch als zufällig angesehen werden, als sich die These, daß $\Theta_{12} = 0,65$, mit Hilfe des automatisch geschätzten Modells nicht ablehnen läßt, da dieser Wert innerhalb des 95 %-Konfidenzintervalls um den automatisch geschätzten Wert liegt. Freilich ist dieser Test nur von eingeschränktem Nutzen, wenn - wie bei der Bauproduktion - Hinweise für eine systematische, nicht zufällige Verzerrung der automatisch ermittelten Ergebnisse vorliegen.

Das Programm enthält eine Option zur Setzung der ARIMA-Parameter durch den Benutzer.

⁵¹ Die *Deutsche Bundesbank* unternahm in der Vergangenheit mehrere Versuche, Witterungsauswirkungen in der kalten Jahreszeit durch Einführung von unabhängigen Variablen modellanalytisch zu erklären. Als *Witterungsindikatoren* kamen dabei Angaben wie die vom ifo Institut bei Unternehmen erfragte „Behinderung der Bautätigkeit durch Witterungseinflüsse“ oder solche über die Eis- und/oder Schneetage in Betracht. Da bei einer Unternehmensbeurteilung der witterungsbedingten Baubehinderung jedoch subjektive Urteile mit einfließen können und nicht auszuschließen ist, daß „normale“ Winter bei guter Auftragslage als weniger witterungsbeeinträchtigt angesehen werden als bei schlechter, erscheint der ifo Indikator prinzipiell weniger geeignet zur Erklärung der Produktionsschwankungen im Bauhauptgewerbe als objektive Wetterangaben. Freilich stehen aber auch solche Angaben wie die Anzahl der Eis- und/oder Schneetage nur in einem ungefähren Zusammenhang mit der Bauproduktion. Die Schwäche dieser Daten besteht darin, daß sie die Witterungseinflüsse nicht in der eigentlich notwendigen tiefen regionalen Differenzierung nachweisen, sondern nur für wenige Orte. Auch die Verteilung der Eis- und Schneetage innerhalb eines Monats wird nicht berücksichtigt, obwohl es für die Bautätigkeit keineswegs gleichgültig ist, wie viele solcher Tage auf ein Wochenende fallen oder ob beispielsweise eine Kälteperiode in die erste Dezemberhälfte oder in die Weihnachtszeit fällt, in der die Bauproduktion ohnehin weitgehend ruht. Zudem tritt die weitere Schwierigkeit auf, daß für jeden kalten Monat eine Art normale Temperatur unterstellt wird (gemessen als monatspezifischer Durchschnitt), die vom Anfang bis zum Ende der Zeitreihe gültig ist, denn nach dem oben Ausgeführten werden bei der Schätzung der Auswirkungen auf die Bauproduktion nur die Abweichungen vom monatspezifischen Durchschnitt in Ansatz gebracht. Die Voraussetzung durchschnittlich konstant bleibender Witterungseffekte und mithin die einfache Übertragung der Verhältnisse aus früheren Zeiten ans aktuelle Ende ist jedoch infolge der möglichen Klimaerwärmung in Frage zu stellen. Am Reihenende läßt sich deshalb nicht mit Sicherheit einschätzen, welche witterungsbedingten Auswirkungen Teil einer eher als dauerhaft anzusehenden Klimaerwärmung sind und somit der Saison zuzuordnen wären und welche nicht. Die *Deutsche Bundesbank* verzichtet deshalb auf eine gesonderte Schätzung des Witterungseinflusses als Hilfsmittel für die Saisonbereinigung.

schwankungen).⁵² Es ist aber zu hoffen, daß verbesserte Analyse- und Erklärungsansätze eine explizite Modellierung eines Tages erlauben und Setzungen dann überflüssig werden.

Nach Aufstellung des additiven Modells für den Produktionsindex im Bauhauptgewerbe sollen nun kurz der *multiplikative Ansatz* für diese Zeitreihe (also der proportionale Zusammenhang zwischen Trend, Saison, Kalender- und irregulärer Komponente) skizziert werden. Für ihn gelten mutatis mutandis die gleichen Überlegungen wie für die additive Zerlegung. Insbesondere legt die Überprüfung der ökonomischen Implikationen der automatisch berechneten Parameter des RegARIMA-Modells mit vorangestellter Logarithmierung der Ursprungswerte die Vorgabe eines höheren Wertes für Θ_{12} nahe, damit nicht fälschlicherweise unregelmäßige Witterungseinflüsse in die Saisonkomponente einfließen.

Zur Entscheidung zwischen dem additiven (ohne Logarithmierung) und dem multiplikativen Modell (mit Logarithmierung) bietet X-12-ARIMA den AICC-Test an.⁵³ Vereinfachend ausgedrückt führt die Anwendung dieses Kriteriums im vorliegenden Fall (mit gleicher Anzahl der zu schätzenden Parameter für den additiven wie den multiplikativen Ansatz) dazu, daß jenes Modell ausgewählt wird, welches einen höheren (bedingten) Log-Likelihood- und somit einen geringeren AICC-Wert besitzt.⁵⁴ Da der AICC-Wert für das additive Modell (1616,41) deutlich unter dem des multiplikativen (1792,94) liegt, wird folglich der Ansatz ohne logarithmische Transformation der Ursprungswerte bevorzugt. Dies kann - um auf die Überlegungen am Anfang dieses Abschnitts zurückzukommen - als Indiz dafür verstanden werden, daß der Saisonausschlag nicht spürbar mit dem Trendniveau wächst und folglich Bauunternehmen in Zeiten des Booms tendenziell weniger Urlaub im Sommer genehmigen und im Winter die Produktion nicht so stark einschränken wie in konjunkturschwachen Zeiten.

⁵² So wird die Nullhypothese der Normalverteilung der RegARIMA-Residuen verworfen (Kurtosis-Wert: 4,72; Geary's a: 0,74). Die mit der Box-Ljung Q-Statistik verbundenen p-Werte zeigen allerdings keine signifikante Sample-Autocorrelation der RegARIMA-Residuen an.

⁵³ Beim AICC-Test werden - im Gegensatz zum gewöhnlichen AIC-Test - die Auswirkungen logarithmischer Transformationen auf die Teststatistik korrigiert, so daß der AICC-Test für den Vergleich zwischen Modellen von logarithmierten und nicht transformierten Reihen anwendbar ist.

⁵⁴ Zur genaueren mathematischen Beschreibung des Kriteriums vgl. Findley, Monsell, Bell, Otto und Chen (1998), Section 4.3.1.

Als Modell für die Produktion im Bauhauptgewerbe wird also ein Airline-Modell ohne Logarithmierung der Ursprungswerte mit Variablen für die Anzahl der Arbeitstage und Ausreißern sowie einem vom Benutzer vorgegebenen Θ_{12} -Wert gewählt.

III. Auswirkungen des Übergangs von Census X-11 auf X-12-ARIMA

In diesem Kapitel wird versucht, die durch den Übergang von Census X-11 auf X-12-ARIMA entstehenden Auswirkungen zu quantifizieren. Als erstes werden dabei die unterschiedlichen Ergebnisse der Schätzung von Kalendereinflüssen betrachtet (Abschnitt 1). Anschließend folgen Ausführungen zur Erkennung und Ersetzung von Extremwerten in X-11 und X-12-ARIMA (Abschnitt 2). In Abschnitt 3 werden unterschiedliche Ansätze zur Bestimmung von Saisonfiltern gegenübergestellt. Auf die je nach Verfahren unterschiedlich hohen Abweichungen der ersten Schätzergebnisse von den endgültigen Angaben (Revisionen) geht Abschnitt 4 ein, und zwar sowohl hinsichtlich des Trends als Hilfsmittel für die Saisonschätzung (Abschnitt 4.2.2) als auch mit Bezug auf die saisonbereinigten Werte (Abschnitt 4.2.3).

1. Schätzung von Kalendereinflüssen

In X-12-ARIMA kann der kalendarische Einfluß mit Hilfe von zwei unterschiedlichen Methoden geschätzt werden; im Rahmen einer auf einer vorläufig geschätzten irregulären Komponente basierenden Regression (X-11-Ansatz) oder im Zusammenhang mit der RegARIMA-Modellierung, die dem Programmteil für die Saisonbereinigung vorgeschaltet werden kann. Der traditionelle X-11-Ansatz sowie die darauf aufbauenden Modifikationen der *Deutschen Bundesbank* sind bereits in Kapitel I, Abschnitt 4 vorgestellt worden und der RegARIMA-Ansatz in Kapitel II, Abschnitt 2.2. In diesem Abschnitt sollen Ergebnisse von RegARIMA-Schätzungen für Kalendereinflüsse auf wichtige wirtschaftsstatistische Zeitreihen vorgestellt und mit den entsprechenden X-11-Resultaten verglichen werden.

Für die Erklärung kalenderbedingter Schwankungen im Rahmen des RegARIMA-Ansatzes gelten ähnliche Überlegungen hinsichtlich der *Auswahl der unabhängigen Variablen* wie bei der Regression mit der irregulären Komponente.⁵⁵ So scheidet eine an der

⁵⁵ Vgl. Kapitel I, Abschnitt 4.

X-11-Originalvariante orientierte RegARIMA-Schätzung für die Gewichte der einzelnen 7 Wochentage aus, weil hierbei nicht unterschieden wird, ob beispielsweise ein Montag ein gewöhnlicher Arbeitstag oder ein Feiertag ist, was zu einer systematischen Verzerrung der Ergebnisse führt. RegARIMA-Modelle, die solche Unterschiede berücksichtigen und analog zum ersten Kapitel gebildet werden, haben jedoch den Nachteil, daß die Koeffizienten für die einzelnen Wochentage zeitlich nicht sehr stabil sind. Zudem unterscheiden sich die Auswirkungen der Tage von Montag bis Freitag untereinander und die der Samstage und Sonntage untereinander zum Beispiel bei der Industrieproduktion nicht deutlich, während zwischen den Effekten eines Arbeits- und eines Wochenendtages signifikante Differenzen bestehen (vgl. Tabellen 11 und 12).

Tabelle 11

**Einfluß der Wochentage auf die Produktion
im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe**

RegARIMA-Schätzansatz

Schätzzeitraum: Januar 1980 bis Dezember 1998

Wochentag	geschätzter Parameter	Standard- fehler	t-Wert
Montag	4,3	0,4	11,5
Dienstag	4,1	0,4	10,5
Mittwoch	4,3	0,4	11,1
Donnerstag	4,1	0,4	10,5
Freitag	4,0	0,4	10,2
Samstag	1,4	0,4	3,5
Sonntag/Feiertag	0,8	0,4	2,1

Tabelle 12

**Einfluß der Arbeits- bzw. Wochenendtage auf die Produktion
im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe**

RegARIMA-Schätzansatz

Schätzzeitraum: Januar 1980 bis Dezember 1998

Wochentag	geschätzter Parameter	Standard- fehler	t-Wert
Arbeitstag	4,3	0,4	10,9
Samstag, Sonntag/Feiertag	1,1	0,4	2,9

Im folgenden werden deshalb die gleichen Variablen zur RegARIMA-Modellierung von Kalendereffekten benutzt wie beim alten Ansatz.⁵⁶

Für einen *Vergleich* der kalenderbereinigten Reihen, die mit Hilfe des neuen RegARIMA-Verfahrens bzw. des alten Regressionsansatzes gewonnen wurden, reicht es aus, die Unterschiede zwischen den *Kalenderkoeffizienten* zu betrachten. Denn werden in beiden Ansätzen die gleichen Ursprungswerte und die gleichen erklärenden Variablen verwendet, dann können verschiedene kalenderbereinigte Reihen nur aus Abweichungen zwischen den Kalenderkoeffizienten resultieren.⁵⁷ In Tabelle 13 sind für wichtige wirtschaftsstatistische Zeitreihen die entsprechenden Koeffizienten, die zum Beispiel auf die Variable Arbeitstage bezogen, den geschätzten durchschnittlichen prozentualen Einfluß eines zusätzlichen Arbeitstages angeben, nebst einiger Test-Statistiken und beim RegARIMA-Ansatz zusätzlich der Angabe für das jeweils benutzte Modell wiedergegeben. Der Tabelle kann entnommen werden, daß die *Unterschiede* zwischen den Kalenderkoeffizienten relativ *gering* sind.

Daß die Ergebnisse so ähnlich sind, liegt teilweise an der beiden Verfahren gemeinsamen Grundvorstellung über die Schätzung von Kalendereinflüssen. So ermittelt der alte Regressionsansatz die durchschnittlichen Kalendereffekte aus einer vorläufigen irregulären

⁵⁶ Zur Gegenüberstellung der Kalenderbereinigung in der X-11-Originalversion und in RegARIMA vgl. Chen und Findley (1993). Die Autoren kommen dort unter anderem zu folgendem Ergebnis: „Despite some substantial differences from the model and estimation procedure underlying X-11’s combined trading day and leap year (or length of month) adjustments, the REGARIMA model TDLY (or TDLOM) yields adjustment factors which are usually very similar to those of X-11 Table C 16.“

⁵⁷ Dies folgt aus dem Saisonbereinigungsansatz im alten Verfahren bzw. der RegARIMA-Gleichung XI. So gilt im Falle des additiven Ansatzes der alten Methode: $y_t = t_t + s_t + k_t + i_t$, wobei t_t = Trend-, s_t = Saison-, i_t = irreguläre Komponente und $k_t = \sum_i \beta_i x_{it}$, mit k_t = Kalenderkomponente, x_{it} = Abweichung der erklärenden Kalendervariablen vom monatspezifischen Durchschnitt, jeweils für alle Perioden t , und β_i = Auswirkungen des Kalenders. Für die kalenderbereinigte Reihe ergibt sich dann der Ausdruck $y_t - \sum_i \beta_i x_{it}$, der auch die aus Gleichung XI abgeleitete kalenderbereinigte Reihe darstellt. Im Falle des multiplikativen Zusammenhangs gilt hingegen: $y_t = t_t s_t k_t i_t$, wobei $k_t = \sum_i \beta_i x_{it} + 1$. Durch Logarithmieren und Umstellen folgt: $\ln y_t - \ln (1 + \sum_i \beta_i x_{it}) = \ln t_t + \ln s_t + \ln i_t$. Aufgrund der Näherung $\ln (1 + \sum_i \beta_i x_{it}) \cong \sum_i \beta_i x_{it}$ und Exponieren ergibt sich der Ausdruck für die kalenderbereinigte Reihe als $\frac{y_t}{e^{\sum_i \beta_i x_{it}}}$. Da multiplikative Zusammenhänge zwischen den Komponenten in Gleichung XI zur Sicherung der Stationaritätsvoraussetzung die Logarithmierung der Ursprungswerte erfordern, ergibt sich aus ihr der gleiche Ausdruck für die kalenderbereinigte Reihe.

**Schätzergebnisse für die Kalendereffekte in Zeitreihen für Westdeutschland
nach X-11-Bundesbank und RegARIMA**

Titel	Schätzzeitraum	Kalender-Variablen	Regressionsergebnisse			Reg-ARIMA-Ansatz 1)			
			X-11-Bundesbank-Ansatz 1)	F-Wert	Koeffizient	t-Wert	Chi ² -Wert	Modell	
Produktionsindex									
Verarbeitendes Gewerbe	01.1980-12.1998	Arb.-Tage Jan.-Nov. Arb.-Tage Dez. 29. Feb.	3,2 2,3 0,8	49,9 17,0 1,9	952,7	3,2 2,7 1,0	55,1 17,4 2,4	3431,6	ln(0 1 1)(0 1 1)
Lange Reihen nach SYPRO									
Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	Arb.-Tage Jan.-Nov. Arb.-Tage Dez. 29. Feb.	2,1 1,6 3,3	17,7 7,2 4,6	138,7	2,1 1,6 3,1	24,1 7,5 5,2	699,7	ln(0 1 1)(0 1 1)
Investitionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	Arb.-Tage Jan.-Nov. Arb.-Tage Dez. 29. Feb.	3,5 2,4 1,0	28,1 10,3 1,4	308,1	3,5 2,6 0,9	25,6 8,7 1,0	760,2	ln(0 1 1)(0 1 1)
Verbrauchsgütergewerbe	01.1980-12.1994	Arb.-Tage Jan.-Nov. Arb.-Tage Dez. 29. Feb.	3,7 2,2 1,0	39,8 13,0 1,8	603,2	3,8 2,3 1,0	50,3 14,5 2,2	2812,8	ln(0 1 1)(0 1 1)
Nahrungs- und Genußmittelgewerbe	01.1980-12.1994	Arb.-Tage Jan.-Nov. Arb.-Tage Dez.	3,5 2,5	33,0 12,5	622,7	3,6 2,7	28,4 9,5	915,7	ln(0 1 1)(0 1 1)
Kurze Reihen nach WZ 93:									
Vorleistungsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	Arbeitsstage 2)	2,9	31,2		3,1	33,5		ln(0 1 0)(0 1 1)
Investitionsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	Arbeitsstage 2)	3,5	21,3		3,6	15,4		ln(0 1 1)(0 1 1)
Gebrauchsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	Arbeitsstage 2)	5,0	20,6		5,1	16,7		ln(0 1 1)(0 1 1)
Verbrauchsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	Arbeitsstage 2)	3,1	30,3		3,0	21,6		ln(0 1 1)(0 1 1)

Schätzergebnisse für die Kalendereffekte in Zeitreihen für Westdeutschland nach X-11-Bundesbank und RegARIMA

Titel	Schätzzeitraum	Kalender-Variablen	Regressionsergebnisse			Reg-ARIMA-Ansatz 1)			Modell
			X-11-Koeffizient	t-Wert	F-Wert	Koeffizient	t-Wert	Chi²-Wert	
Produktionsindex									
Bauhauptgewerbe	01.1976-12.1998	Arb.-Tage Jan.-Nov. bis einschl. 1990 Arb.-Tage Jan.-Nov. ab 1991	4,1	13,0		4,4	10,4		(0 1 1) (0 1 1)
Auftragseingangindex			3,8	9,3	130,2	3,8	7,7	168,6	
Verarbeitendes Gewerbe									
Inland	01.1980-12.1998	Arbeitstage	3,0	30,3		3,0	27,0		ln (0 1 1) (0 1 1)
Lange Reihen nach SYPRO									
Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	Arbeitstage	3,1	35,7		3,3	29,1		ln (0 1 1) (0 1 1)
Investitionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	Arbeitstage	2,9	15,5		3,0	15,1		ln (0 1 1) (0 1 1)
Kurze Reihen nach WZ 93:									
Vorleistungsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	Arbeitstage	3,1	35,1		3,0	23,9		ln (0 1 0) (0 1 1)
Investitionsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	Arbeitstage	3,2	9,5		3,0	6,2		ln (0 1 1) (0 1 1)
Gebrauchs- und Verbrauchsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	Arbeitstage	2,9	17,9		3,0	13,5		ln (0 1 1) (0 1 1)
Ausland	01.1980-12.1998	Arbeitstage	3,3	26,2		3,5	23,2		ln (0 1 1 3) (0 1 1) 3)

Schätzergebnisse für die Kalendereffekte in Zeitreihen für Westdeutschland nach X-11-Bundesbank und RegARIMA

Titel	Schätzzeitraum	Kalender-Variablen	Regressionsergebnisse X-11-Bundesbank-Ansatz 1)			Reg-ARIMA-Ansatz 1)			
			Koeffizient	t-Wert	F-Wert	Koeffizient	t-Wert	Chi²-Wert	Modell
Umsatz des Einzelhandels ohne Kfz-Handel 4)	01.0975-12.1994	Sonntage	-2,8	-17,0		-2,9	-16,6	ln (0 1 1) (0 1 1)	
		Freitage bis 09.1989	0,8	5,1		1,0	5,7		
		29. Februar	3,8	6,8		4,0	6,3		
		Feiertage Mai - Juni	-0,9	-3,9		-1,0	-3,9		
		Donnerstage	1,6	5,5	107,1	1,3	4,0		
		10.1989 - 10.1996							
		Ostern - allgemein	0,5	2,5		0,7	3,1		
		Ostern - Sonderfälle 5)	5,1	11,8	72,3	5,1	10,0		613,7
		Außenhandel							
		Ausfuhr	01.1970-12.1989	Arbeitstage	4,0	31,1			4,1
Einfuhr	01.1970-12.1989	Arbeitstage	3,3	25,6		3,6	24,0	ln (0 1 1) (0 1 1)	

- 1) Ein Arbeitstagekoeffizient in Höhe von x sagt aus, daß ein zusätzlicher Arbeitstag zu einem Anstieg in der betrachteten Reihe um x % führt (bzw. beim additiven Ansatz: um x %-Punkte). Im Bundesbankprogramm wird nur der F-Test für die Hypothese, daß alle Koeffizienten gleich Null sind, berechnet und nicht der Chi²-Test für die Hypothese über die Zufälligkeit der Residuen. In X-12-ARIMA ist es genau umgekehrt.
- 2) Für Dezember und Februar wurde die Anzahl der Arbeitstage modifiziert, indem die für die langen westdeutschen Reihen nach SYPRO festgestellten durchschnittlich geringeren Auswirkungen der Arbeitstage im Dezember sowie die durchschnittliche Wirkung des 29. Februar in Arbeitstage umgerechnet und anschließend schätzungsweise auf die kurzen Zeitreihen nach WZ 93 übertragen wurden.
- 3) $\ln (0 \ 1 \ 1 \ 3)$ (0 1 1) steht als Abkürzung für $(1 - B) (1 - B^2) \ln y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) \chi(1 - \theta_3 B^2) a_t$.
- 4) Für die Kalenderbereinigung mit Hilfe des alten Bundesbank-Ansatzes werden zwei F-Werte berechnet, da das Bundesbankprogramm maximal sechs Regressoren auf einmal verarbeiten kann und bei sieben erklärenden Variablen somit eine zweistufige Regression nötig wird.
- 5) Sonderfälle liegen vor, wenn Karfreitag auf den 31. März oder den 1. April fällt und somit Käufe für die Ostersage Anfang April bereits im März getätigt werden.

Komponente, die näherungsweise frei von Trend- und Saisoneinflüssen ist. Im Rahmen eines RegARIMA-Ansatzes werden Trend- und Saisonkomponente durch Transformation und Differenzierung der jeweiligen Ursprungsreihe sowie durch die ARMA-Parameter modelliert, mit der Folge, daß Trend und Saison weitgehend nicht in die Ermittlung von Kalenderkoeffizienten einfließen.

Die geringen Abweichungen zwischen den Ergebnissen der beiden Ansätze resultieren zum Teil aus unterschiedlich erkannten und/oder ersetzten Extremwerten⁵⁸, aber auch aus anderen Gründen, wie der expliziten Berücksichtigung von Autokorrelationsstrukturen bei der Ermittlung der RegARIMA-Parameter bzw. deren Vernachlässigung im alten Regressionsansatz. Zudem wird die Schätzung der Kalenderkoeffizienten im alten Verfahren verzerrt, wenn die Wahl eines für das aktuelle Reihenende angemessenen Saisonfilters zu einer suboptimalen Bestimmung der vorläufigen irregulären Komponente in der Vergangenheit führt.

Weil neu hinzukommende Ursprungswerte oder geringfügig geänderte Optionen in beiden Verfahren zu Änderungen der Kalenderkoeffizienten führen, die in einer ähnlichen Größenordnung liegen wie die eben beschriebenen Abweichungen zwischen den Verfahrensergebnissen, kann argumentiert werden, daß es praktisch gleichgültig ist, welches Verfahren bei der Schätzung von Kalendereinflüssen benutzt wird. Da allerdings RegARIMA-Modelle - im Gegensatz zur Regressionsanalyse mit der irregulären Komponente - nicht die Unkorreliertheit der Residuen voraussetzen, basieren die mit ihrer Hilfe abgeleiteten Ergebnisse auf schwächeren Annahmen und dürften deshalb „näher an der Wahrheit“ liegen als die teilweise durch Autokorrelation gestörten Schätzungen mit dem alten Ansatz. Insofern wäre der *RegARIMA-Ansatz vorzuziehen*, wenn ein geeignetes RegARIMA-Modell bestimmt werden kann. Zudem lassen sich die mit RegARIMA erzielten Ergebnisse leichter von Außenstehenden zum Beispiel mit ökonometrischen Softwarepaketen wie Econometric Views oder auch TRAMO überprüfen als Rechnungen mit einer irregulären Komponente.

Bei der Schätzung von Kalender- und Saisoneinflüssen sollten die ermittelten Ergebnisse möglichst unabhängig sein von solchen Werten, die primär die Folgen außergewöhnlicher

⁵⁸ Vgl. hierzu den nächsten Abschnitt.

Ereignisse beschreiben. Der folgende Abschnitt beschäftigt sich deshalb mit der Erkennung und Ersetzung von Extremwerten.

2. Erkennung und Ersetzung von Extremwerten

In X-12-ARIMA sind sowohl die X-11-Originalmethode als auch der Bundesbank-Ansatz zur Erkennung und Ersetzung von Extremwerten enthalten. Beide Optionen und die mit der X-11-Originalvariante verbundenen Probleme wurden bereits in Kapitel I, Abschnitt 3 behandelt. Ausreißer können aber auch im RegARIMA-Programmteil identifiziert und ersetzt werden. Grundgedanken, Annahmen und Probleme dieses Ansatzes sowie die Verbindung mit den bereits beschriebenen Optionen werden im folgenden kurz geschildert.⁵⁹

Mit Hilfe von RegARIMA-Modellen lassen sich die Werte einer Zeitreihe (anders als bei der Bundesbank-Methode oder dem X-11-Originalansatz) nicht nur darauf hin untersuchen, ob sie als extrem einzustufen sind oder nicht, sondern es werden auch *Ausreißertypen* unterschieden: additive outliers für Ursachen, deren Wirkung sich auf einen bestimmten Monat bzw. ein bestimmtes Quartal beschränkt (z.B. Großaufträge in der Auftragseingangsstatistik), level shifts für Ereignisse, die zu einem Trendbruch in der Reihe führen (beispielsweise der Effekt einer Mineralölsteuererhöhung auf den Preisindex für die Lebenshaltung), temporary change outliers für Ursachen, die zu einem bestimmten Zeitpunkt auftreten und für eine gewisse Zeitdauer mit (exponentiell) abnehmender Tendenz auf die Zeitreihe einwirken (zu denken wäre z.B. an einen schlagartigen Nachfragerückgang nach einer Preiserhöhung, der in der folgenden Zeit abklingt). Die Unterscheidung dieser Typen ermöglicht eine den Ursachen angemessenere Modellierung wirtschaftlicher Prozesse und somit eine zuverlässigere Schätzung saisonbereinigter Angaben.

Diese unterschiedlichen Extremwerte können im Rahmen der RegARIMA-Modellierung automatisch erkannt und/oder vom Benutzer gekennzeichnet werden.⁶⁰ Zur Berechnung der

⁵⁹ Auf eine mathematischen Beschreibung der Modellierung von Extremwerten in RegARIMA-Modellen wird verzichtet. Hieran interessierte Leser seien z.B. verwiesen auf Chang, Tiao und Chen (1988).

⁶⁰ Beim automatischen Ansatz werden die Extremwerte in einem mehrstufigen Verfahren bestimmt. Im ersten Schritt wird die auffallendste Extremwertvariable ermittelt. Basierend auf der Annahme, daß sich die RegARIMA-Residuen wie Realisationen stochastisch unabhängiger, identisch normalverteilter Zufallsvariablen mit im Zeitablauf konstanter Varianz verhalten, berechnet das Programm für jede mögliche

Ersatzwerte sowohl für automatisch erkannte als auch vom Benutzer vorgegebene Extremwerte werden die geschätzten Koeffizienten der jeweiligen Variablen benutzt.⁶¹

Die *Annahme* bei der automatischen Ausreißermodellierung, daß sich die Residuen von RegARIMA-Modellen wie Realisationen stochastisch unabhängiger, identisch normalverteilter Zufallsvariablen verhalten, die insbesondere eine über die Zeit hinweg konstante Varianz aufweisen, wird freilich verletzt, wenn die Auswirkungen der unterschiedlichen Lage der Sommerferien, von Feiertagen oder die unregelmäßig langen Kälteperioden im Winter zu monats- bzw. quartalspezifischen Varianzen für die Residuen führen. In der Folge können Extremwerte, die in Monaten mit geringer Residuen-Streuung liegen, nicht automatisch erkannt werden, während in Monaten mit hoher Variabilität zu viele Werte als Ausreißer ausgewiesen werden. Die Problematik der Extremwernerkennung ähnelt also derjenigen im Rahmen der X-11-Originalversion. In Kapitel I, Abschnitt 3 wurde gezeigt, daß die Originalvariante (im Gegensatz zum Bundesbank-Ansatz) nicht alle augenscheinlich von der Mehrwertsteuererhöhung im April 1998 betroffenen Werte für die baugewerblichen Umsätze im Bauhauptgewerbe als Extremwerte identifiziert. Zu entsprechenden Problemen kann es auch bei der automatischen RegARIMA-Extremwernerkennung kommen, so daß dieser Ansatz nicht als vollständiger Ersatz für die Bundesbank-Methode anzusehen ist.

Extremwertvariable einen t-Wert (insgesamt gibt es - vereinfachend gerechnet - dreimal so viele Ausreißervariable wie Ursprungswerte, weil drei Extremwerttypen unterschieden werden). Anschließend wird aus der Menge aller möglichen Extremwertvariablen diejenige Variable mit dem größten t-Wert oberhalb einer vorgegebenen Schwelle in das Modell integriert (die vom Programm als Standard vorgegebene Schwelle steigt mit zunehmender Länge der Zeitreihe z.B. von knapp 3,7 für Reihen mit 48 Ursprungswerte auf 4,1 für Reihen mit 360 Angaben; durch Benutzervorgabe können diese Grenzwerte für jeden Typus individuell abgeändert werden). Wenn mit Hilfe des beschriebenen Algorithmus ein Wert als extrem identifiziert wird, dann beginnt der Prozeß wieder von vorne, wobei er sich nur auf nicht im Modell enthaltene Extremwertvariable bezieht.

Durch den iterativen Aufbau dieses Verfahrens kann es aber vorkommen, daß nicht ganz am Ende des Prozesses in das Modell integrierte Variable nach Hinzunahme der letzten Ausreißervariable nicht mehr einen t-Wert oberhalb der vorgegebenen Schwelle aufweisen. Deshalb werden nach Abschluß des Aufnahmeprinzesses für alle automatisch in das Modell eingefügten Variablen erneut t-Werte ermittelt. Liegt der kleinste dieser t-Werte unterhalb der kritischen Schwelle, so wird die entsprechende Ausreißervariable gestrichen. Dieser Entfernungsprozeß beginnt solange von neuem, bis alle im Modell verbleibenden Extremwertvariablen die Schwellenvorgabe erfüllen. Vgl. zu Einzelheiten: Findley, Monsell, Bell, Otto und Chen (1998), Appendix B.

Bei vom Benutzer vorgegebenen Extremwerten ist neben dem Zeitpunkt des Auftretens auch der Typus festzulegen.

⁶¹ Beim vom *Benutzer* vorgegebenen Extremwertvariablen können die Koeffizienten auch gesetzt werden.

Gleichwohl ist die Erkennung und Ausschaltung zumindest der größeren Extremwerte ein wichtiger Bestandteil der RegARIMA-Schätzung, denn ohne die explizite Modellierung von Ausreißern ergeben sich verzerrte Schätzungen für die ARIMA- und/oder Kalenderkoeffizienten oder sogar fälschlicherweise zu komplexe RegARIMA-Modelle, da nicht erkannte Ausreißer in der Regel einen signifikanten Einfluß auf die Autokorrelationsstruktur der Modellresiduen haben. Die Identifikation und Ersetzung der größeren Ausreißer funktioniert allerdings in der Regel automatisch ohne Probleme und reicht häufig aus für eine Schätzung der durchschnittlichen Saison- und Trendveränderung sowie gegebenenfalls der durchschnittlichen Auswirkungen des Kalenders im Rahmen von RegARIMA-Modellen. Für die Ermittlung der Saisonfigur am aktuellen Reihenende, das bei der allerjüngsten Konjunkturanalyse im Mittelpunkt des Interesses steht, wäre es jedoch ungenügend, nur die größeren Extremwerte zu identifizieren und auszuschalten. Denn eine von Ausreißern beeinflusste Saisonkomponente führt zu einer verzerrten Schätzung der saisonbereinigten Reihe. Es sind somit noch feinere Verfahren zur Erkennung und Ersetzung von Extremwerten für das aktuelle Reihenende notwendig. Wie erwähnt scheidet hierfür die automatische Erkennung von Extremwerten mit Hilfe von RegARIMA-Modellen aus, wenn die Varianzen der Residuen typische monatspezifische Unterschiede aufweisen und folglich in den Monaten mit hoher Variabilität zu viele Werte fälschlich als untypisch klassifiziert werden, die nicht einen außergewöhnlichen Einfluß widerspiegeln und im Rahmen der üblichen monatspezifischen Streuung liegen. In solchen Fällen kann es sich empfehlen, *nach* der groben automatischen RegARIMA-Erkennung und Ersetzung von Ausreißern noch *zusätzlich* die Bundesbank-Methode in Ansatz zu bringen.

Diese, durch den Programmaufbau⁶² vorgegebene stufenweise Identifikation von Ausreißern kann jedoch zu *Konsistenzproblemen* führen, wenn Prognosen mit Hilfe des RegARIMA-Ansatzes erstellt und Extremwerte, die nicht automatisch im Rahmen des Modells, aber anhand des Bundesbank-Ansatzes erkannt werden, innerhalb der Basisperiode für die modellgestützte Prognose von Ursprungswerten liegen (beim monatlichen Airline-Modell ab dem 13ten Monat vor dem Zeitreihenende). Denn die RegARIMA-Vorhersagewerte würden dann auf einer Basis aufsetzen, die durch Sondereinflüsse gestört ist. In der Folge würden diese atypischen Effekte die vorausgeschätzten Werte beeinflussen. Je länger der Prognosehorizont, desto weiter könnten solche außerordentlichen Einflüsse aus-

⁶² Vgl. hierzu Kapitel II, Abschnitt 1.

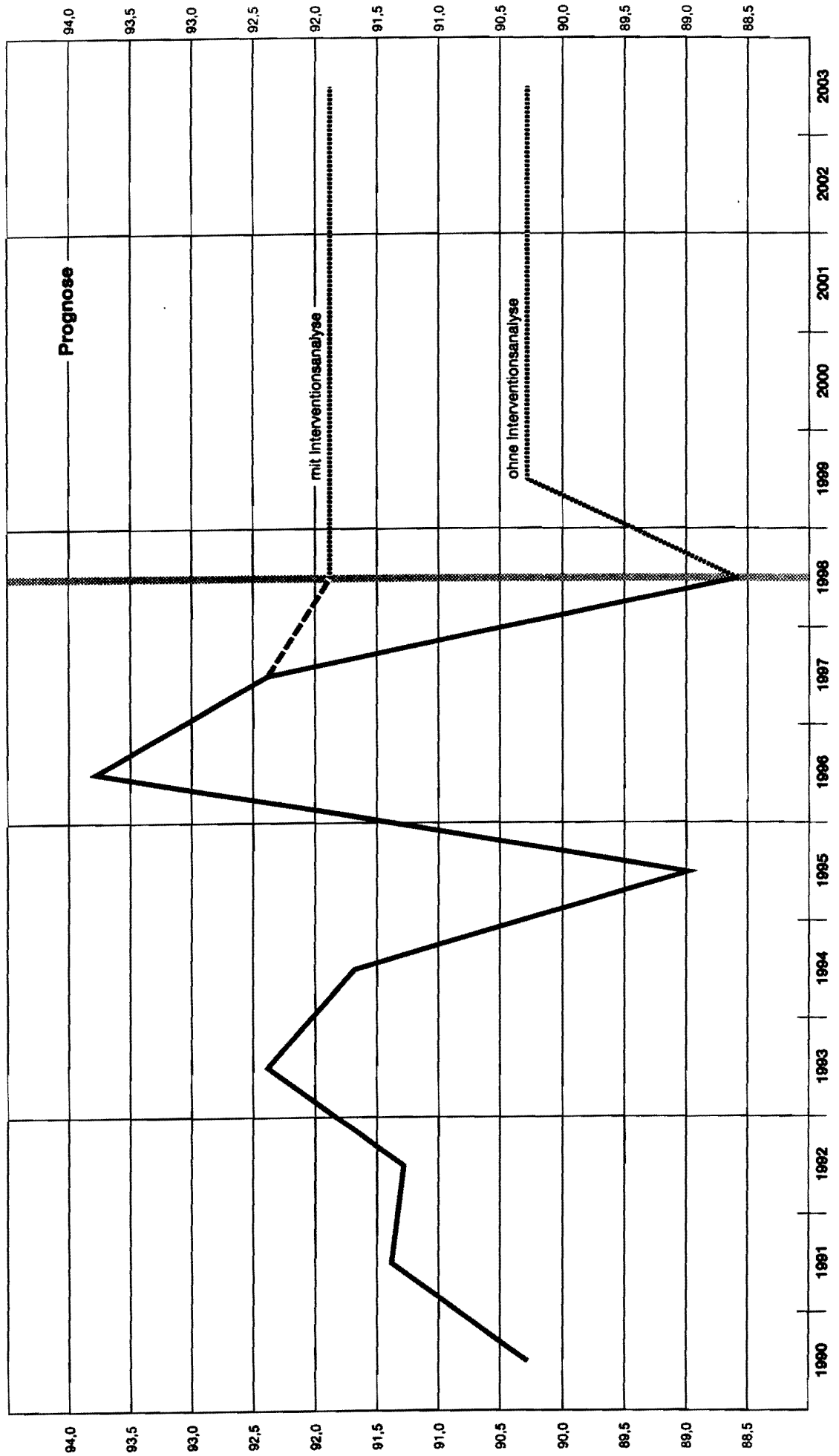
strahlen und desto schwieriger würde es auch für den Bundesbank-Ansatz, diese Effekte in der verlängerten Zeitreihe als Ausreißer zu erkennen und nicht als dauerhafte Änderung des Saisonmusters auszuweisen. So wird beispielsweise die infolge der Mehrwertsteuererhöhung im April 1998 außerordentlich geringe Angabe für den baugewerblichen Umsatz im westdeutschen Bauhauptgewerbe in diesem Monat nicht vom RegARIMA-Modell, jedoch im Rahmen des Bundesbank-Ansatzes als Ausreißer erkannt, wenn die Zeitreihe nicht mit Hilfe von RegARIMA-Prognosen verlängert wird. Werden jedoch Vorhersagewerte für die nächsten fünf Jahre in Ansatz gebracht, so stuft auch der Bundesbank-Ansatz *ceteris paribus* den niedrigen April-Wert nicht mehr als extrem ein, sondern als Ankündigung eines niedrigeren Saisonniveaus in der Zukunft (vgl. Abbildung 15). Die angemessene Extremwerterkennung der Bundesbank-Methode kann somit durch eine nur grobe Ausreißermodellierung im RegARIMA-Teil gestört und folglich die Schätzung der endgültigen Saisonfaktoren und somit die der saisonbereinigten Reihe am aktuellen Ende verzerrt werden. Durch *Benutzervorgabe*, die Angabe für April 1998 als extrem im RegARIMA-Teil zu behandeln, ergibt sich hingegen eine nicht unplausible Prognose, und die eben geschilderten Konsistenzprobleme lassen sich vermeiden. Der Anwender ist also gefordert, die im Programmaufbau fehlende Rückkoppelung vom Saisonbereinigungsblock auf den vorgelagerten RegARIMA-Teil manuell herzustellen, um eine konsistente Schätzung saisonbereinigter Angaben zu gewährleisten.

Die Benutzervorgabe von Extremwerten in RegARIMA-Modellen empfiehlt sich auch für solche Angaben, die zwar aufgrund von Informationen als extrem einzustufen sind und die einen gewissen Einfluß auf die Saisonschätzung hätten, wenn sie nicht angemessen ersetzt würden, aber weder automatisch im RegARIMA-Teil noch von der Bundesbank-Methode als Ausreißer erkannt werden (zum Beispiel weil bei niedriger angesetzten Grenzwerten für die Extremwerterkennung zu viele andere Angaben im normalen Schwankungsbereich fälschlich als Ausreißer behandelt würden).

3. Wahl von Saisonfiltern

X-12-ARIMA enthält als Erweiterung gegenüber X-11 nicht nur den neuen Programmteil für die RegARIMA-Modellierung, sondern auch neue Optionen im Kernbereich der

**Umsätze im westdeutschen Bauhauptgewerbe
Rohe extremwertbereinigte*) Saisonfaktoren für April**



*) Rohe Saisonfaktoren teilweise ermittelt auf Basis von (im RegARIMA-Teil geschätzten) Ersatzwerten für Ausreißer.

Abbildung 15

Saisonbereinigung (zweite Stufe des in Kapitel II, Abschnitt 1 geschilderten Aufbaus). Insbesondere wurde eine Möglichkeit zur automatischen Wahl von Saisonfiltern eingebaut. Dieser automatische Ansatz basiert auf zwei *Annahmen*:

1. Die Variabilität der Saison ist in allen Monaten/Quartalen gleich groß.
2. Das Saisonmuster verändert sich allmählich im Zeitablauf.

Die erste Voraussetzung führt dazu, daß für alle Monate/Quartale einer Zeitreihe die gleichen Saisonglättungsfilter angesetzt werden. Unterschiedliche monats- bzw. quartalsspezifische Filter, die ein wichtiges Mittel zur angemessenen Bereinigung von Zeitreihen sind (wie in Kapitel I, Abschnitt 2 anhand von Beispielen dargestellt), schließt dieser Ansatz also von vornherein aus; differierende Saisonfilter für eine Zeitreihe können nicht automatisch erkannt werden. Aufgrund von Annahme zwei brauchen weder Filter für hochgradig variable (3-Term Moving Average) noch außerordentlich stabile Saisonmuster (zum Beispiel 3x15-Filter) berücksichtigt zu werden. Es wird als ausreichend unterstellt, zwischen dem 3x3-, 3x5-, 3x9-Filter zu wählen. Freilich gibt es aber auch Zeitreihen mit einem relativ stabilen Saisonmuster (z.B. einige Angaben aus der Preisstatistik), die prinzipiell einen längeren Saisonfilter angemessen erscheinen lassen. Beide Annahmen zusammen schränken den Anwendungsbereich für die Option zur automatischen Wahl von Saisonfiltern ein.

Der *Grundgedanke* beim automatischen Ansatz ist, daß einerseits relativ sicher zu ermittelnde Saisonänderungen schnell nachvollzogen, andererseits aber schwierig zu bestimmende Saisonmuster durch einen hinreichend langen Stützbereich der Schätzung abgesichert werden, um zu verhindern, daß Sondereinflüsse fälschlich als Änderung der Saisonfigur ausgewiesen werden. Bei der Filterwahl geht es also um die Frage, wie sehr die Saison-schätzung durch Irregularitäten erschwert wird. Ist das Verhältnis der durchschnittlichen absoluten Veränderung der irregulären Komponenten gegen Vorjahr zur entsprechenden Änderung (vorläufig ermittelter) Saisonfaktoren (*I/S-Verhältnis*) gering (kleiner als 2,5), so stören die irregulären Einflüsse die Ermittlung der Saison relativ wenig, und das Verfahren wählt einen kurzen Glättungsfilter (3x3), um die Bewegung der Saisonfigur abzubilden. Hohe Werte der I/S-Relation (größer als 6,5) signalisieren hingegen, daß irreguläre Schwankungen die Schätzung der Saison erschweren und deshalb ein längerer gleitender Durchschnitt (3x9) zur Verringerung des verzerrenden Einflusses von Irregularitäten auf

die Saisonermittlung in Ansatz gebracht werden sollte. Im Bereich zwischen diesen I/S-Grenzen tendiert das Verfahren zum 3x5-Filter.⁶³

Um die empirischen Auswirkungen des Ansatzes zu überprüfen, werden seine Annahmen - trotz der Kritik daran - im folgenden als gegeben unterstellt. In Tabelle 14 sind die Werte des I/S-Verhältnisses sowie die automatisch gewählten Filter für ausgewählte Zeitreihen dargestellt. Im *Ergebnis* wird für fast alle Reihen der 3x5-Filter gewählt. Nur für die Angaben über das reale Bruttoinlandsprodukt, die Erwerbstätigen und die Arbeitslosen ergibt sich der kürzere 3x3 Moving Average. Der stabilere 3x9-Filter wurde bei keiner Reihe ausgewählt. Die Konstruktion des automatischen Verfahrens mit den vorgegebenen I/S-Grenzen für die Filterwahl führt also fast immer zur Standardeinstellung des alten Census-Verfahrens⁶⁴ und somit zu relativ kurzen gleitenden Durchschnitten, denen die Vorstellung einer sich rascher verändernden Saison zugrunde liegt. Die Deutsche Bundesbank weicht aus den in Kapitel I und II ausführlich dargestellten Gründen von dieser Idee ab und geht statt dessen davon aus, daß die Saison verursachenden Bedingungskomplexe (wie Länge der Monate/Quartale, durchschnittliche Witterungs- und Ferieneinflüsse) sich Jahr für Jahr mit ähnlicher Wirkung in den Zeitreihen niederschlagen und sich das Saisonmuster grundsätzlich nur sehr allmählich ändert. Nur wenn Informationen für eine schnellere Entwicklung der Saison sprechen, wird von dieser allgemeinen Grundannahme abgewichen. Eine Änderung der Grenzen bei der automatischen Filterwahl durch den Benutzer, die den langfristigen Charakter der Saison stärker berücksichtigt, ist im Programm nicht vorgesehen.

⁶³ Genau genommen wird der 3x5-Filter verwendet, wenn $3,5 < I/S < 5,5$. Somit entstehen „Grauzonen“ für $2,5 \leq I/S \leq 3,5$ oder $5,5 \leq I/S \leq 6,5$. Die Entscheidungsregel für diesen Bereich soll eine gewisse zeitliche Stabilität der automatisch gewählten Saisonfilter sicherstellen. Denn fällt die Relation in eine dieser Zonen, so werden die Angaben für das letzte Jahr aus der Zeitreihe entfernt und überprüft, ob das I/S-Verhältnis der so verkürzten Zeitreihe eine eindeutige automatische Filterwahl zuläßt. Liegt selbst dann die I/S-Relation im „Graubereich“, so werden die Angaben für ein weiteres Jahr gestrichen u.s.w. Wenn nach Entfernung von Angaben aus den letzten 5 Jahre immer noch keine eindeutige Filterwahl möglich ist, dann wird der 3x5-Filter unterstellt. Aufgrund dieser Setzung tendiert das Verfahren im „Graubereich“ zum 3x5 Moving Average. Vgl. zur ausführlicheren Darstellung dieser von Statistics Canada entwickelten und nun in X-12-ARIMA implementierten Option Dagum (1988), S. 5-6.

⁶⁴ Als Standardeinstellung in X-11 wird bei der ersten Schätzung der Saisonkomponente in jeder Iteration des alten Verfahrens der 3x3-Filter und bei der zweiten Schätzung in allen Stufen der 3x5-Filter verwendet (vgl. hierzu: Shiskin, Young und Musgrave, Technical Paper No. 15, S. 51). Im Rahmen der automatischen Filterwahl unterstellt X-12-ARIMA für die ersten beiden Iterationen des alten Census-Programms bei der jeweils ersten Saisonschätzung einen 3x3- und bei der zweiten einen 3x5-Filter. In der letzten Iteration wird der 3x3 Moving Average bei der ersten Saisonermittlung benutzt, und das I/S-Verhältnis bestimmt schließlich den Filter für die endgültigen Saisonfaktoren (vgl. hierzu: Bureau of the Census (1999)). Wird also automatisch der 3x5-Filter gewählt, so erfolgt die Saisonschätzung in genau der gleichen Weise wie mit der Standardeinstellung von X-11.

Automatisch gewählte, RegARIMA-basierte und Vorgaben für Saisonfilter im Vergleich

Tabelle 14

Zeitreihe*)	Schätzzeitraum	Automatischer Ansatz		RegARIMA basierter Ansatz			Benutzer- vorgabe der Filter 2)
		I/S-Verhältnis	Filter	Modell	θ_{12} (Standardfehler)	Filter 1)	
Produktionsindex							
Verarbeitendes Gewerbe	01.1980-12.1998	3,84	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,6 (0,06)	3x5	3x9
Lange Reihen nach SYPRO							
Grundstoff- und							
Produktionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	4,33	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,6 (0,06)	3x5	3x9
Investitionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	4,47	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,8 (0,05)	3x15	3x9
Verbrauchsgütergewerbe	01.1980-12.1994	4,30	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,6 (0,06)	3x5	3x9
Nahrungs- und							
Genußmittelgewerbe	01.1980-12.1994	3,52	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,7 (0,05)	3x9	3x9 (3x5)
Kurze Reihen nach WZ 93:							
Vorleistungsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	5,67	3x5	ln (0 1 0) (0 1 1)	0,8 (0,10)	3x15	3x9
Investitionsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	4,98	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,5 (0,11)	3x5	3x9 (3x5)
Gebrauchsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	5,09	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,6 (0,10)	3x5	3x9 (3x5)
Verbrauchsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	5,56	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,5 (0,10)	3x5	3x9 (3x5)
Bauhauptgewerbe 3)	01.1976-12.1998	3,78	3x5	(0 1 1) (0 1 1)	0,6 (0,05)	3x5	3x9 (3x5)
Auftragseingangsindex							
Verarbeitendes Gewerbe							
Inland	01.1980-12.1998	5,26	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,7 (0,05)	3x9	3x9
Lange Reihen nach SYPRO							
Grundstoff- und							
Produktionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	4,12	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,7 (0,06)	3x9	3x9
Investitionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	5,48	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,8 (0,05)	3x15	3x9 (3x15)

Automatisch gewählte, RegARIMA-basierte und Vorgaben für Saisonfilter im Vergleich

Zeitreihe*)	Schätzzeitraum	Automatischer Ansatz		RegARIMA basierter Ansatz		Benutzer- vorgabe der Filter 2)
		I/S-Verhältnis	Filter	Modell	σ_{12} (Standardfehler)	
Auftragseingangindex Verarbeitendes Gewerbe Inland						
Kurze Reihen nach WZ 93: Vorleistungsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	4,88	3x5	ln (0 1 0) (0 1 1)	0,6 (0,09)	3x5
Investitionsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	4,27	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,8 (0,09)	3x15
Gebrauchs- und Verbrauchsgüterproduzenten	01.1991-12.1998	4,12	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,5 (0,10)	3x5
Ausland	01.1980-12.1998	5,62	3x5	ln (0 1 [1 3]) (0 1 1)	0,7 (0,05)	3x9 3x9 (3x5) 3x9
Umsatz des Einzelhandels ohne Kfz-Handel 3)	01.0975-12.1994	5,41	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,6 (0,05)	3x5
Außenhandel						
Ausfuhr	01.1970-12.1989	4,90	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,7 (0,05)	3x9
Einfuhr	01.1970-12.1989	5,39	3x5	ln (0 1 1) (0 1 1)	0,9 (0,04)	3x15
Bruttoinlandsprodukt, real 3)	01.1980-04.1998	2,51	3x3	ln (0 1 0) (0 1 1)	0,4 (0,11)	3x3
Erwerbstätige	01.1981-12.1998	1,40	3x3	ln (1 1 0) (0 1 1)	0,2 (0,07)	3x3
Arbeitslose 4)	01.1980-12.1998	1,42	3x3	(1 1 0) (0 1 1)	0,2 (0,07)	3x3
Preisindizes						
Ausfuhrpreise 5)	01.1970-12.1998	3,89	3x5	ln (2 1 0) (0 1 1)	0,8 (0,03)	3x15
Erzeugerpreise gew. Produkte 6)	01.1975-12.1998	3,84	3x5	ln (0 2 1) (0 1 1)	0,9 (0,03)	3x15
Preisindex für die Lebenshalt. 7)	01.1970-12.1998	3,76	3x5	ln (0 2 1) (0 1 1)	0,8 (0,04)	3x9 (3x15)
Geldmenge M3 8)	01.1975-12.1998	3,83	3x5	ln (2 1 0) (0 1 1)	0,6 (0,05)	3x5 (3x9, 3x15)

*) Westdeutschland. 1) X-11-Filter, der den Parameterwerten des Airline-Modells näherungsweise entspricht (vgl. Anhang 1).

Für Parameter von Nicht-Airline-Modellen liegen Näherungen für X-11 Filter nicht vor.

2) Die vorgegebenen Filter können von den bisher in der Deutschen Bundesbank verwendeten Filtern abweichen.

So verwendet die Bundesbank z.B. für die Bereinigung von Angaben aus der Preisstatistik in der Regel nicht den 3x15-Filter, sondern den 3x9-Filter. Filterbezeichnungen in Klammern bedeuten, daß diese Filter nur für einige Monate/Quartale angewendet werden.

3) Kalenderbereinigt. 4) Additiver Ansatz. 5) Ab 1991 Gesamtdeutschland. 6) Im Inlandsabsatz. 7) Aller privaten Haushalte.

8) Monatsendstände. Statistisch bedingte Veränderungen sind ausgeschaltet. Ab Juni 1990 Gesamtdeutschland.

Konsistenzprobleme innerhalb von X-12-ARIMA können auftauchen, wenn die (automatisch ermittelten oder vom Benutzer vorgegebenen) Filter nicht denen entsprechen, die sich näherungsweise aus den Parameterwerten eines RegARIMA-Modelles ergeben.⁶⁵ So impliziert zum Beispiel das Airline-Modell für den Index des Auftragseingangs aus dem Inland beim Investitionsgütergewerbe ungefähr einen 3x15-Filter, während vom Programm automatisch der 3x5 Moving Average gewählt wird. Abbildung 16 zeigt, daß dermaßen unterschiedliche Filter zu durchaus verschiedenen saisonbereinigten Angaben (der gleichen Ursprungsreihe) führen und somit einen Einfluß auf die Konjunkturbeobachtung am jeweils aktuellen Ende einer Zeitreihe haben können. Bei immer geringer werdender Irregularität und Bewegung des Saisonmusters konvergieren die unterschiedlichen Filter aber gegen die gleiche Saisonkomponente und somit gegen die gleiche saisonbereinigte Reihe. Beim Ausführpreisindex liegen deshalb die mit den unterschiedlichen Filtern bereinigten Angaben relativ nah zusammen (vgl. Abbildung 17). Die Auswirkungen auf die Konjunkturbeobachtung halten sich hier in Grenzen.

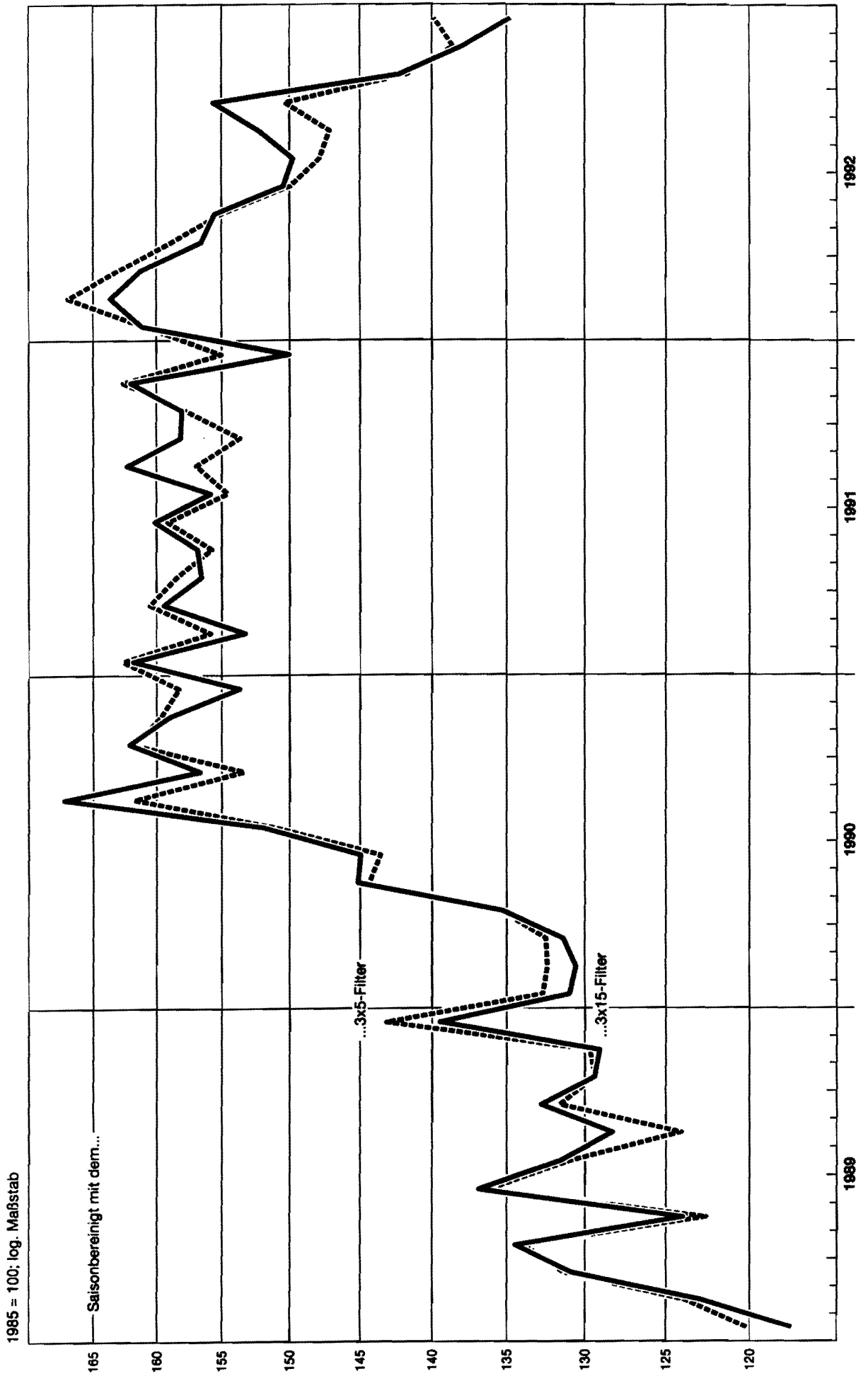
X-12-ARIMA enthält keinen Warnhinweis für interne Konsistenzprobleme, die durch eine unterschiedliche Modellierung der Saison im RegARIMA-Teil und im daran anschließenden Saisonbereinigungsblock entstehen können (beispielsweise wenn für die Prognose mit Hilfe von RegARIMA-Modellen eine relativ stabile Saison unterstellt wird, bei der Bereinigung aber eine variable). Der Benutzer sollte deshalb selbst auf eine konsistente Wahl der Optionen achten. Dies kann er prinzipiell auf zwei Wegen machen:

1. Durch Anpassung der Saison- und Trendfilter an die mit den Parameterwerten eines ARIMA-Modells verbundenen Filter.
2. Mittels Vorgabe von ARIMA-Parametern, die im Einklang stehen mit den Saison- und Trendfiltern des Saisonbereinigungsteils.

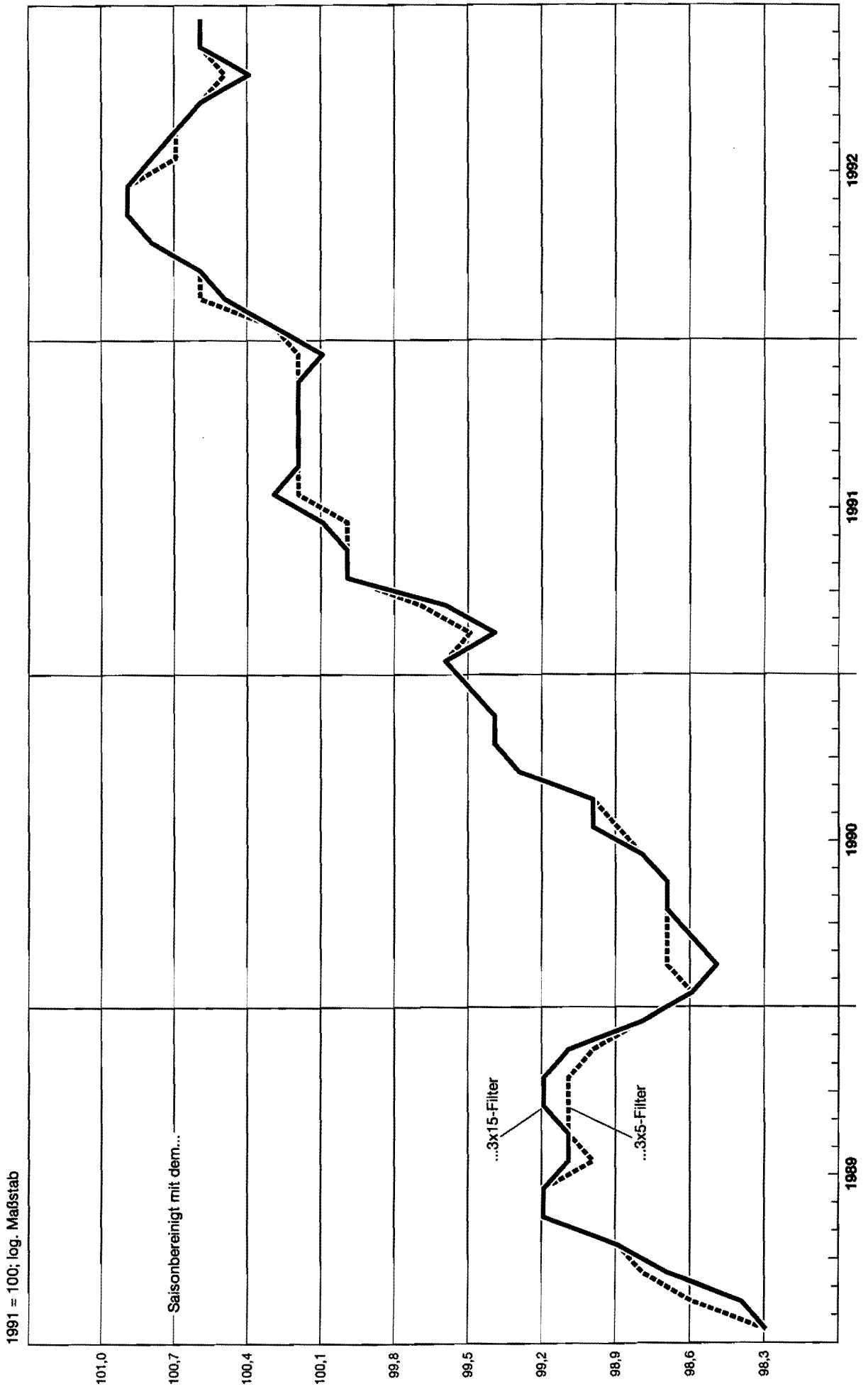
Im Rahmen dieser Arbeit wurde prinzipiell der Weg beschritten, die teilweise mit Zusatzinformationen von der *Deutschen Bundesbank* bisher gewählten (monats- bzw. quartalsspezifischen) Filter als Ausgangspunkt für die Saisonbereinigung zu verwenden und den mit dem durchschnittliche Maß ihrer Variabilität korrespondierenden Parameterwert Θ_s für das RegARIMA-Modell vorzugeben, wenn dieser Wert noch innerhalb des Vertrauensbereichs (95%-Konfidenzintervalls) der automatischen Schätzung liegt.

⁶⁵ Vgl. Tabelle 10 in Kapitel II, Abschnitt 2.2.3

**Auftragseingang im Investitionsgütergewerbe aus dem Inland
Saisonbereinigte Angaben**



**Index der Ausführpreise
Saisonbereinigte Angaben**



Durch dieses Vorgehen wird sichergestellt, daß alle vorliegenden Informationen zur Filterwahl benutzt werden und statistische Gründe zumindest nicht gegen diese Setzung sprechen. Zum Teil lagen die bisher unterstellten Bundesbank-Vorgaben jedoch außerhalb des statistischen Vertrauensbereichs (z.B. bei den Angaben für die Ausführpreise). In solchen Fällen erfolgte dann eine gesonderte Untersuchung, ob Gründe für eine systematische Verzerrung der automatisch geschätzten Ergebnisse sprechen.⁶⁶ Für die Ausführpreisindizes liegen erhärtete Informationen für eine Verzerrung nicht vor, so daß hier die Bundesbankvorgabe des 3x9-Filters durch den 3x15 Moving Average ersetzt wurde.⁶⁷ Diese Änderung erscheint insofern plausibel, als dieser Preisindex (auch mittels der in Kapitel I vorgestellten Graphiken für die rohen und endgültigen Saisonfaktoren) eine stabilere Saison als z.B. Daten für die Industrieproduktion zeigt und folglich längere gleitende Durchschnitte für die Ableitung der Saisonfigur bei den Angaben für die Ausführpreise (grundsätzlich 3x15-Filter) als von Produktionswerten (in der Regel 3x9-Filter) in Ansatz zu bringen sind. Wie oben erwähnt führt die Verwendung dieser unterschiedlichen Filter aber nur zu geringen Abweichungen der saisonbereinigten Ergebnisse.

4. Revisionsanalyse

In diesem Abschnitt sollen die Auswirkungen des Übergangs von Census X-11 auf X-12-ARIMA an den Abweichungen der ersten Schätzwerte von den endgültigen Ergebnissen gemessen werden. Wesentlich für das Verständnis dieser Differenzen ist die Kenntnis des Zusammenhangs zwischen Prognosen und Revisionen (Abschnitt 4.1). Anschließend werden die wesentlichen Annahmen der Revisionsanalyse beschrieben, bevor auf die empirischen Ergebnisse eingegangen wird (Abschnitt 4.2).

⁶⁶ Dies trifft beispielsweise für Produktionsindizes zu, wenn unregelmäßige, nicht Jahr für Jahr in ähnlichem Ausmaß wiederkehrende Witterungs- oder Ferieneinflüsse die automatische Schätzung der Änderungsgeschwindigkeit des Saisonmusters erschweren.

⁶⁷ Die näherungsweise Schlußfolgerung von den Saisonfiltern auf den Θ_{12} -Wert für Airline-Modelle kann mit Hilfe von Tabelle 9 in Kapitel II, Abschnitt 2.2 vorgenommen werden. Für den Ausführpreisindex ergeben sich jedoch autoregressive Parameter im Modell und somit nicht der Airline-Ansatz. Es läßt sich aber zeigen, daß unter bestimmten Umständen Nicht-Airline-Modelle durch die Airline-Methode approximiert werden können (vgl. Bell (1992), S. 87-91). Diese Annäherung führt beim Ausführpreisindex zur Unvereinbarkeit des geschätzten Θ_{12} -Wertes mit dem 3x9- und zum konsistenten Ansatz von 3x15-Filtern.

4.1. Prognosen und Revisionen

Die mit Hilfe von RegARIMA-Modellen vorausgeschätzten Ursprungswerte hängen vom jeweiligen Modelltyp und den Parameterwerten ab. Allgemeine modell- und parameter-unabhängige Aussagen über in jedem Fall anzutreffende Prognosemuster lassen sich folglich nicht machen.⁶⁸ Die mit Hilfe von RegARIMA-Modellen prognostizierten Ursprungswerte ermöglichen, daß bei der Ermittlung des am aktuellen Reihenende liegenden saisonbereinigten Wertes derselbe symmetrische Filter wie in der Reihenmitte in Ansatz gebracht werden kann. Revisionen der saisonbereinigten Angaben können dann nur durch Abweichungen der tatsächlichen von den prognostizierten Ursprungswerten entstehen. Bei sich vollständig verifizierenden RegARIMA-Vorhersagen sind Korrekturen der saisonbereinigten Werte also unmöglich.

Doch auch die Originalversion von X-11 führt nicht zwangsläufig zu Revisionen. Denn ein am Reihenende anzuwendender asymmetrischer Filter kann zu genau dem gleichen Ergebnis führen wie der entsprechende symmetrische Filter für dieselbe Zeiteinheit, wenn die Reihe verlängert würde. Vorausgeschätzte Werte, die zur Ergebnisgleichheit von asymmetrischen und symmetrischen Filtern führen, werden im folgenden *implizite Prognosen* genannt.⁶⁹ Die asymmetrischen Filter des Census-X-11-Verfahrens lassen sich insofern auch als symmetrische Filter mit impliziten Prognosen interpretieren.

⁶⁸ In Kapitel II, Abschnitt 2.2 wird das Vorhersagemuster für das in der Praxis häufig anzutreffende Airline-Modell behandelt. Weitere typische Prognoseverläufe werden zum Beispiel von *Box* und *Jenkins* beschrieben (vgl. *Box* und *Jenkins* (1970), S. 325-328).

⁶⁹ Implizite Prognosen für Ursprungswerte lassen sich berechnen, wenn die in X-11 hintereinandergeschalteten Saison- und Trendfilter zu einem kombinierten Filter zusammengefaßt werden (zur Konstruktion kombinierter Saison- und Trendfilter vgl. *Young* (1968)). Denn genau dann, wenn m die Länge des Stützbereichs für den kombinierten symmetrischen Filter und y_{n+1} die implizite Prognose für den ersten Ursprungswert nach dem Ende der Zeitreihe y_t in $t = n$ ist, gilt:

$$\sum_{t=n-m+1}^{n+1} g_t^s y_t = \sum_{t=n-m+1}^n g_t^a y_t,$$

wobei g_t^s = Gewichte des kombinierten symmetrischen Filters für Periode t und

g_t^a = Gewichte des kombinierten asymmetrischen Filters für Periode t .

Der Wert für die implizite Prognose für $n+1$ ergibt sich folglich als:

$$y_{n+1} = \frac{1}{g_{n+1}^s} \sum_{t=n-m+1}^n (g_t^a - g_t^s) y_t.$$

Für $n+2$ gilt entsprechend:

Die Frage nach der Vorteilhaftigkeit des Einsatzes von ARIMA-Techniken im Rahmen der Saisonbereinigung kann somit verstanden werden als Frage nach der Überlegenheit von ARIMA-Vorausschätzungen im Vergleich zu impliziten Prognosen. Die unterschiedlichen Treffsicherheiten der beiden Prognoseansätze lassen sich anhand der Differenzen zwischen dem Ausmaß der Revisionen für die Schätzung von saisonbereinigten Angaben mit RegARIMA-Vorhersagen und den mit X-11 erzielten entsprechenden Ergebnissen beurteilen.

4.2. Revisionen

Ob und gegebenenfalls inwieweit sich Revisionen des Trends (als Hilfsmittel für die Saisonbereinigung) oder der saisonbereinigten Angaben für wichtige Konjunkturindikatoren durch den Einsatz von RegARIMA-Modellen vermindern lassen, damit eine treffendere Analyse der konjunkturellen Entwicklung am aktuellen Ende einer Zeitreihe möglich wird, soll im folgenden anhand einer mehrstufigen Schätzung untersucht werden.

4.2.1. Vorbemerkungen

Zur Berechnung der Revisionen wird in einem ersten Schritt Reihe für Reihe die durchschnittliche betragsmäßige prozentuale Abweichung der jeweils ersten Schätzung *ohne* RegARIMA-Prognosen für einen Wert am Reihenende von der ebenfalls *ohne* RegARIMA-Vorhersage berechneten endgültigen Schätzung ermittelt. Als *endgültig* wird ein geschätzter Wert im folgenden genau dann bezeichnet, wenn er aus der Anwendung symmetrischer Filter auf ausschließlich beobachtete, nicht vorausgeschätzte Ursprungs-

$$\sum_{t=n-m+2}^{n+2} g_t^s y_t = \sum_{t=n-m+2}^n g_t^a y_t .$$

Und der implizit prognostizierte Wert y_{n+2} beträgt:

$$y_{n+2} = \frac{\sum_{t=n-m+2}^n g_t^a y_t - \sum_{t=n-m+2}^{n+1} g_t^s y_t}{g_{n+2}^s} , \text{ wobei } y_{n-1} = \text{implizite Prognose für Periode } n+1 .$$

Die Werte für y_{n+3} usw. ergeben sich entsprechend. Die impliziten Prognosen für die Ursprungswerte hängen also allein ab von den jeweils vergangenen Ursprungswerten und den zur Saisonbereinigung verwendeten Filtern. Unterschiedliche Filter implizieren in der Regel abweichende implizite Vorhersagen.

werte resultiert. Ein endgültiger Wert liegt also relativ weit von den Enden einer Zeitreihe entfernt, wobei die Entfernung vom Reihenende insbesondere vom Saisonglättungsfilter abhängt. So können zum Beispiel bei Verwendung des 3x9-Filters für die Angaben innerhalb der ersten oder der letzten fünf Jahre einer Zeitreihe endgültige Schätzergebnisse nicht ermittelt werden. Endgültig in diesem Sinne bedeutet *nicht*, daß die geschätzten Zahlen ein für allemal feststehen, denn durch die Wahl anderer Optionen zur Bereinigung (zum Beispiel Grenzen zur Extremwernererkennung, Saison- und Trendfilter) können sich Schätzergebnisse unter Umständen von Zeitreihenbeginn an ändern.

In einem zweiten Schritt lassen sich die Abweichungen zwischen vorläufigen und endgültigen Schätzwerten berechnen, wenn *mit* Hilfe von X-12-ARIMA Prognosen für die Ursprungswerte angefertigt werden. Aus dem Vergleich der Abweichungen zwischen den Schätzergebnissen *ohne* und *mit* Einsatz von RegARIMA-Prognosen können Hinweise auf die Auswirkungen der Anwendung der neuen Vorhersagetechnik gewonnen werden.

X-12-ARIMA bietet als Diagnostik zur Beurteilung der Qualität der Saisonbereinigung erstmals eine Option zur automatischen Berechnung von Revisionen an, wobei das Ausmaß der im Zeitablauf anfallenden Korrekturen beispielsweise bezogen werden kann auf die saisonbereinigte Reihe oder den Trend.

Die mit Hilfe dieser Option berechneten Ergebnisse geben jedoch nur *näherungsweise* eine Antwort auf die Frage nach den Auswirkungen des Einsatzes von RegARIMA-Techniken im Vergleich zur bisherigen Praxis der *Deutschen Bundesbank*⁷⁰, und zwar aus folgenden Gründen:

1. Während die in X-11 verwendeten *asymmetrischen Trendfilter* für die Reihendenen seinerzeit mit Hilfe von Untersuchungen an empirischen Reihen festgelegt wurden, basiert die Ableitung der Trendrandfilter in X-12-ARIMA auf dem theoretischen Grundgedanken der Minimierung der mittleren quadratischen Revisionen unter Berücksichtigung des empirischen Verhältnisses der Änderung der irregulären Komponente zu derjenigen des Trends.⁷¹ Aufgrund der unterschiedlichen Herleitung differieren die

⁷⁰ Zur bisherigen Praxis der *Bundesbank* vgl. Kapitel I, insbesondere Abschnitt 6.

⁷¹ Vgl. zu Einzelheiten Findley, Monsell, Bell, Otto und Chen (1998), Appendix A.2.

Gewichte zur Trendermittlung an den Reihenenden im alten von denen im neuen Programm. Die Abweichungen sind aber so gering, daß die bei einer Saisonbereinigung mit X-12-ARIMA ohne RegARIMA-Modell benutzten Trendrandfilter näherungsweise mit den entsprechenden X-11-Filtern übereinstimmen.

2. Bei der Ermittlung der durchschnittlichen absoluten Abweichungen zwischen erstem und endgültigem Schätzwert wird unterstellt, daß bei jedem neu hinzukommenden Ursprungswert eine *neue Schätzung* für die Komponenten einer Zeitreihe erfolgt. Wie in Kapitel I, Abschnitt 6 beschrieben, kann diese Praxis jedoch zu größeren Revisionen führen als eine nur jährliche Schätzung, wenn beispielsweise der für die Ermittlung der rohen Saisonfaktoren maßgebliche Trend am jeweiligen Reihenende durch besondere Witterungsverhältnisse, Großaufträge, Ferienverlagerungen oder ähnliches verzerrt wird. Das Niveau der Revisionen würde insofern systematisch höher ausgewiesen als auf Basis der bisherigen Bundesbankpraxis. Andererseits führt diese Praxis, nach der auf eine Neuschätzung der Saisonkomponente verzichtet wird, wenn sich die prognostizierte nur minimal von der (ausschließlich zu bundesbankinternen Kontrollzwecken) mit jedem neuen Ursprungswert berechneten Saisonkomponente unterscheidet, unter Umständen zu tendenziell höheren Revisionen als bei einer permanenten Aktualisierung der Saisonschätzung. Denn falls die rohen Saisonfaktoren am Reihenende neue, für die Saisonschätzung relevante Informationen enthalten, liegen die laufend mit Hilfe von neuen Ursprungswerten berechneten saisonbereinigten Angaben grundsätzlich näher an den endgültigen Werten als die mit den ein Jahr im voraus geschätzten Faktoren bereinigten Ergebnisse. Es gibt also sowohl Gründe dafür, daß durch die Unterstellung einer permanenten Neuschätzung der Komponenten höhere Revisionen als bei der Bundesbankpraxis erzielt werden, als auch für die umgekehrte Behauptung, daß die jetzige Praxis im Durchschnitt zu höheren Korrekturen führt als laufende Neuschätzungen. Welche Gründe unter welchen Umständen überwiegen, läßt sich an dieser Stelle nicht abschätzen. Es kann nur der Näherungscharakter der nachfolgenden Revisionsanalyse betont werden.

3. Im Rahmen der Berechnung der ersten sowie der endgültigen Schätzwerte unterstellt das Programm die *gleiche Wahl der Optionen* zur Saisonbereinigung einer gegebenen Zeitreihe. Abweichend von dieser Annahme, ändert die *Bundesbank* jedoch eine Programm-

einstellung, wenn eine neue Steuerung zu einer spürbar überlegenen Schätzung für das aktuelle Reiheneende führt.

Modifikationen der Steuerung des Verfahrens resultieren daraus, daß sich durch neu hinzukommende Ursprungswerte die Rahmenbedingungen für die Saisonbereinigung ändern. Erhöhen oder verringern sich beispielsweise die für die Erkennung von Extremwerten maßgeblichen (monatsspezifischen) Varianzen, so kann dies bei Beibehaltung der alten Steuerung dazu führen, daß früher bestimmte Ausreißer (die aufgrund von externen Informationen nachweisbar Sondereinflüsse reflektieren) nicht mehr automatisch als extrem erkannt oder saisontypische Angaben fälschlich als Ausreißer ausgewiesen werden. Eine Anpassung der Grenzen zur Erkennung von Extremwerten ist dann notwendig, um früher zutreffend als extrem identifizierte Werte auch weiterhin als Extremwerte zu behandeln. Bei der Anwendung des Verfahrens durch die *Deutsche Bundesbank* werden also im Zeitablauf eher dieselben Angaben als Ausreißer identifiziert und ersetzt als daß die Programmsteuerung konstant bleibt. Zeigen jedoch neu hinzugefügte Ursprungswerte die gleichen Charakteristika wie die sonstigen Zeitreihenwerte, so ist eine Änderung der Steuerung (bei vorausgesetzter angemessener Wahl der Optionen für die alte Bereinigung) nicht angezeigt.

Werden also bei der Bereinigung der gesamten Zeitreihe oder eines beliebigen Teils daraus zumindest dieselben Ausreißer erkannt und ersetzt, dann kann in der Regel auf eine Änderung der Steuerung verzichtet werden. Unter diesen Bedingungen läßt sich die Praxis der *Bundesbank* durch die mit Hilfe von X-12-ARIMA durchgeführte automatische Revisionsanalyse annähern, die eine Änderung der Steuerung nicht zuläßt. Dabei ist freilich zu berücksichtigen, daß zwar in allen Teilperioden dieselben vorgegebenen Ausreißer zu identifizieren, aber die Ersatzwerte - in Anlehnung an die Bundesbankpraxis - für jede Teilperiode gesondert zu berechnen sind. X-12-ARIMA enthält Optionen, dies bei der Revisionsanalyse zu berücksichtigen. Sie setzen jedoch die Verwendung eines RegARIMA-Modells bei der Saisonbereinigung voraus. Ohne RegARIMA-Modellierung läßt sich nicht sicherstellen, daß im Überlappungszeitraum von beliebigen Teilperioden einer Zeitreihe dieselben Werte als extrem erkannt werden. Deshalb reflektiert das Ausmaß der Revisionen bei einer Bereinigung ohne Modell in der Regel auch Änderungen, die darauf basieren, daß Ausreißer in einigen Teilperioden erkannt, in

anderen aber nicht erkannt werden. Hierdurch entsteht ein Bias zugunsten der Bereinigung mit Hilfe von RegARIMA-Modellen, da periodenabhängige Extremwelterkennungen bei der Revisionsanalyse mit RegARIMA-Modellen konstruktionsbedingt ausgeschaltet sind. Das Ausmaß der Korrekturen der zur Zeit von der Bundesbank bereinigten Reihen dürfte insofern zwischen der Höhe der Revisionen ohne und mit RegARIMA-Modell liegen, da die *Bundesbank* zwar versucht, die aufgrund von Informationen als Ausreißer identifizierten Werte möglichst in allen Zeitperioden auch bei der Saisonbereinigung als Extremwerte zu behandeln, dies aber in der Praxis nur in Ausnahmefällen völlig gelingt. Auch wird das Bundesbankvorgehen durch die Verwendung von RegARIMA-Modellen zu günstig dargestellt, weil bei der Bestimmung der vorzugebenen Extremwerte Informationen über die ganze Reihe benutzt werden, die bei Bereinigungen von Angaben für einen Teilbereich der Gesamtreihe noch nicht vorliegen.⁷²

Verglichen mit X-11, das eine im Zeitablauf gleichbleibende Erkennung von Extremwerten manchmal nur durch Anpassung der Grenzen für die Ausreißererkennung annähernd sicherstellen kann, ist es als Vorteil der Bereinigung mit Hilfe von RegARIMA-Modellen zu werten, bestimmte Werte durch Benutzervorgabe in jeder beliebigen Teilperiode einer Zeitreihe als Ausreißer behandeln zu können.

Das Ausmaß der Unterschiede zwischen den Revisionen ohne und mit RegARIMA-Modell kann natürlich von der *Untersuchungsperiode* abhängen, so daß ihre Wahl im folgenden begründet werden soll.

⁷² An späterer Stelle werden freilich auch Ergebnisse geschildert, die nicht auf der Annahme einer in allen Perioden gleichen Extremwelterkennung im Rahmen von RegARIMA-Modellen basieren. Durch Aufhebung dieser Voraussetzung werden X-11 und X-12-ARIMA zwar hinsichtlich der Ausreißeridentifikation formal gleich behandelt, doch dürften die sich daraus ergebenden Revisionen insofern über denen der Bundesbankpraxis liegen, als zumindest einige Ursachen für Extremwerte auch am jeweils aktuellen Reihenende bekannt sind, die bei der Bereinigung der *Bundesbank* (gegebenenfalls durch Anpassung der Steuerung) von Anfang an als Sondereinflüsse behandelt werden. Zudem können bei der periodenweisen automatischen Extremwelterkennung die in Abschnitt 2 dieses Kapitels geschilderten Konsistenzprobleme zwischen der Extremwelterkennung des RegARIMA-Teils und der des Saisonbereinigungskerns entstehen. In der Folge würden nicht alle verfügbaren Informationen für die RegARIMA-Prognose verwendet, so daß die aus den RegARIMA-Vorhersagen entstehenden Vorzüge der neuen Methode systematisch unterschätzt würden. Während also der tatsächliche Effekt des Umsteigens von X-11 auf X-12-ARIMA durch die im Zeitverlauf gleiche Extremwelterkennung zu günstig für X-12-ARIMA dargestellt wird (Obergrenze), untertreiben die ohne diese Annahme gewonnenen Ergebnisse die Vorzüge des neuen Census-Verfahrens (Untergrenze). Die praktischen Auswirkungen dürften also zwischen diesen Grenzen liegen.

Gegenwartsnahe Aussagen über die Größe von Revisionen und damit auch über die Schätzunsicherheit bei saisonbereinigten Werten am aktuellen Reihenende lassen sich nur treffen, wenn der Revisionszeitraum nicht zu lang gewählt wird und bis an die allerjüngsten Angaben heranreicht (bei Beginn dieser Untersuchung waren dies vielfach die Werte für August 1998). Andererseits bedarf es eines gewissen Mindestabstandes von *beiden* Reihenden, um endgültige saisonbereinigte Werte ermitteln zu können, auf denen die Revisionsanalyse basiert. Diese Mindestdistanz ist insbesondere von den Saisonglättungsfiltern abhängig und beträgt für jedes Reihenende beim häufig von der *Deutschen Bundesbank* benutzten 3x9-Filter ungefähr 5 Jahre, beim 3x15-Filter (der im folgenden teilweise bei der Bereinigung für Angaben aus den Preisstatistiken unterstellt wird) sogar etwa 8 Jahre.⁷³ Zudem werden 5 Jahre als minimale Zeitspanne für endgültige Werte vorgegeben, innerhalb der sich die ersten Schätzungen für die saisonbereinigten Werte mit den endgültigen aussagefähig vergleichen lassen. Denn je kürzer die Periode, für die Revisionen berechnet werden, desto größer ist die Gefahr einer Verzerrung des Vergleichs durch untypische Wertekonstellationen innerhalb des Stützbereichs. Für die Revisionsanalyse kommen also nur Zeitreihen in Frage, die (bei Unterstellung des 3x9-Filters) mindestens $5 + 5 + 5 = 15$ Jahre lang sind. Kürzere Zeitreihen, wie die in der Regel erst 1991 beginnenden Angaben für Ostdeutschland und damit für Deutschland insgesamt oder die ebenfalls ab 1991 vorliegenden Ergebnisse für die Hauptgruppen des Verarbeitenden Gewerbes nach der neuen europäisch harmonisierten Wirtschaftszweigsystematik, können also nicht verwendet werden. Um trotzdem für Komponenten des Verarbeitenden Gewerbes Revisionsuntersuchungen durchführen zu können, wurden die alten, noch nicht europäisch harmonisierten, 1994 endenden Angaben für die Hauptgruppen des westdeutschen Verarbeitenden Gewerbes verwendet.

Während für die Berechnung eines endgültigen Wertes also in der Regel jeweils Angaben für 5 Jahre vor und nach diesem Wert ausreichen, ist ein Vorlauf von 5 Jahren für die Ermittlung erster Schätzergebnisse für die saisonbereinigte Reihe teilweise nicht ausreichend. Insbesondere wenn das bei der Saisonbereinigung benutzte RegARIMA-Modell eine nicht geringe Anzahl von Parametern für zu schätzende Einflüsse enthält, ist ein Stützzeitraum von 5 Jahren zu kurz für eine angemessene Schätzung der Parameter. In solchen

⁷³ Die Mindestabstände ergeben sich unmittelbar aus den symmetrischen Filter-Gewichten. Sie sind angegeben in Shiskin, Young und Musgrave, Technical Paper No. 15, Appendix B.

Fällen (wie bei der Bereinigung für Angaben aus der Preisstatistik oder für die Geldmenge M3) kann sich die Verlängerung der Zeitspanne vor Berechnung des ersten vorläufigen saisonbereinigten Ergebnisses empfehlen. Zu lange Stützbereiche für RegARIMA-Modelle bergen jedoch die Gefahr in sich, daß Einflüsse aus der Vergangenheit modelliert werden, die nicht mehr gültig sind und somit die Prognose fälschlicherweise beeinflussen. Einen Ausweg aus diesem Dilemma bietet die Möglichkeit, insbesondere den für die Saisonschätzung besonders wichtigen Parameter Θ_{12} mit Hilfe der langen, ungekürzten Reihe zu bestimmen und für die ersten vorläufigen Schätzungen vorzugeben. Durch solche Vorgaben werden allerdings Informationen für die ersten Schätzergebnisse berücksichtigt, die für diese untersuchten Teilzeitreihen noch nicht vorliegen. Insofern wird folglich der Vergleich zwischen den Ergebnissen mit und ohne RegARIMA-Prognosen zugunsten von RegARIMA-Methoden beeinflusst. Da die endgültige Schätzung von Θ_{12} grundsätzlich innerhalb der Vertrauensmarge (95%-Konfidenzintervall) der ersten Schätzung für diesen Parameter mit der kürzesten Teilzeitreihe liegt, kann die Vorgabe des endgültigen Θ_{12} -Wertes auch als hypothetische Setzung unter Zuhilfenahme von externem Wissen interpretiert werden, die mit den Tests für die kürzesten Teilzeitreihen nicht abgelehnt werden kann. Solche Setzungen von Θ_{12} erfolgen in Ausnahmefällen auch für die endgültige Schätzung mit der langen Reihe, wenn - wie im Extremfall der Bauproduktion⁷⁴ - Gründe für die Verzerrung des automatischen Schätzergebnisses sprechen.

Eine weitere Anforderung an die im Rahmen der Revisionsanalyse benutzten Zeitreihen ist, daß sie möglichst *keine Brüche* enthalten sollten, denn von RegARIMA-Modellen (die Prognosen für die Ursprungswerte erstellen, indem Zeitreihenmuster aus der Vergangenheit in die Zukunft übertragen werden) oder impliziten Vorausschätzungen kann nicht sinnvoll verlangt werden, statistische Brüche vorherzusagen. Treten also in der jüngeren Vergangenheit stärkere Brüche in Zeitreihen als in früheren Perioden auf, werden weiter zurückliegende Untersuchungsperioden benutzt (zum Beispiel für die Reihen des Außenhandels, die infolge der Einführung der Intrahandelsstatistik 1993 und des Übergangs auf gesamtdeutsche Angaben im zweiten Halbjahr 1990 gestört sind; die Auswirkungen der Einführung des EU-Einheitspapieres zur Meldung für die Außenhandelsstatistik 1988 konnten durch geeignete Ausreißervariablen modelliert werden).

⁷⁴ Vgl. Kapitel II, Abschnitt 2.3.

Die genaue Angabe der Schätz- und Revisionszeiträume kann den Tabellen in den folgenden Unterabschnitten entnommen werden. Die bei der Revisionsanalyse benutzten RegARIMA-Modelle und die Variablen für die Kalenderbereinigung wurden bereits in Abschnitt 1 dargestellt. Eine Diskussion der Saisonparameter der RegARIMA-Modelle und der Saisonfilter bei der Bereinigung erfolgte in Abschnitt 3.

4.2.2. Trendrevisionen

Um die empirischen Auswirkungen des Einsatzes von RegARIMA-Prognosetechniken im Vergleich zu den impliziten Prognosen für die Trendbestimmung (als Hilfsmittel im Rahmen der Saisonbereinigung) am jeweils aktuellen Ende wichtiger wirtschaftsstatistischer Zeitreihen zu untersuchen, wurden die durchschnittlichen prozentualen Abweichungen der ersten von den endgültigen Trendschätzungen ohne Einsatz von RegARIMA-Modellen sowie die Unterschiede zwischen den ersten und den endgültigen Schätzwerten unter Verwendung solcher Modelle (für unterschiedlich lange Prognosehorizonte) berechnet. Als Trendfilter wurde grundsätzlich der 13-Term-Henderson-Filter verwendet.⁷⁵ Die Ergebnisse der Revisionsanalyse für ausgewählte Zeitreihen sind in Tabelle 15 wiedergegeben. Ihr ist auch der reihenspezifische Schätzzeitraum und die Periode für die Revisionsanalyse zu entnehmen.

Als *Prognosehorizont* eines RegARIMA-Modells wird derjenige Zeitbereich verstanden, für den RegARIMA-Prognosen für die Ursprungswerte angefertigt werden. Ein RegARIMA-Prognosehorizont von 0 Monaten ist gleichbedeutend mit der Verwendung des Modells ausschließlich für die Kalenderbereinigung und Erkennung sowie Ersetzung

⁷⁵ Für das Bauhauptgewerbe wurden allerdings nur die mit Hilfe des 23-Term-Henderson-Filters ermittelten Trendrevisionen berechnet, weil die mit dem 13-Term-Filter verbundenen Trendwerte zu stark die nicht zur konjunkturellen Entwicklung gehörenden Witterungsschwankungen nachzeichnen würden. Bei Quartalsreihen würden sich die 13- bzw. 23-Term-Henderson-Filter natürlich auf Quartale beziehen, mit der Folge, daß ihre gleitenden Stützbereiche nicht wie bei Monatsreihen Angaben für etwa 1 bzw. 2 Jahre umfassen, sondern solche für gut 3 bzw. knapp 6 Jahre. Gleitende Durchschnitte dieser Länge reagieren aber in der Regel zu wenig flexibel auf Trendänderungen, so daß bei der Berechnung der Trendrevisionen für die vierteljährlich vorliegenden Angaben über das westdeutsche reale Bruttoinlandsprodukt ein kürzerer gewichteter gleitender Durchschnitt vorgegeben wurde (9-Term-Henderson-Filter).

Tabelle 15

Durchschnittlich betragsmäßig prozentuale Abweichung
der jeweils ersten von der endgültigen Trendschätzung
13-Term-Henderson-Filter; Westdeutschland

Titel	Schätzzeitraum 1	Zeitraum der Revisionsanalyse 2	Erste Schätzung												
			mit RegARIMA-Modell mit Prognosehorizont in Jahren												
			ohne RegARIMA- Modell (= X-11)	0	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5
Endgültige Schätzung															
Spalte			X-11	mit RegARIMA-Modell											
Produktionsindex			3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
Verarbeitendes Gewerbe	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	0,57	0,68	0,42	0,39	0,39	0,40	0,40	0,39	0,39	0,40	0,40	0,40	
Lange Reihen nach SYPRO															
Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,77	0,90	0,74	0,66	0,64	0,63	0,63	0,63	0,63	0,65	0,65	0,65	
Investitionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,75	0,78	0,62	0,61	0,60	0,60	0,60	0,60	0,61	0,60	0,60	0,59	
Verbrauchsgütergewerbe	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,47	0,71	0,39	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38	0,38	0,37	0,37	0,37	
Nahrungs- und Genußmittelgewerbe	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,67	0,66	0,67	0,69	0,67	0,65	0,66	0,67	0,66	0,63	0,62	0,61	
Bauhauptgewerbe 2) 3)	01.1976-12.1998	01.1981-12.1993	3,10	2,99	2,55	2,25	2,04	1,90	1,81	1,78	1,79	1,83	1,83	1,82	
Auftragseingangsinde x															
Verarbeitendes Gewerbe															
Inland	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	1,67	1,28	0,98	0,90	0,90	0,91	0,91	0,90	0,90	0,90	0,90	0,90	
Lange Reihen nach SYPRO															
Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,82	0,89	0,78	0,73	0,75	0,75	0,75	0,74	0,75	0,74	0,75	0,75	
Investitionsgütergewerbe	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	2,55	2,80	1,51	1,41	1,36	1,36	1,37	1,37	1,37	1,35	1,37	1,40	
Ausland	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	1,08	1,18	0,91	0,96	0,98	0,99	0,99	0,99	0,98	0,97	0,97	0,98	

**Durchschnittlich betragsmäßig prozentuale Abweichung
der jeweils ersten von der endgültigen Trendschätzung
13-Term-Henderson-Filter; Westdeutschland**

Titel	Schätzzeitraum	Zeitraum der Revisionsanalyse	Erste Schätzung												
			mit RegARIMA-Modell mit Prognosehorizont in Jahren												3
			ohne RegARIMA- Modell (= X-11)	0	1	2	3	4	5	6	1	2	3		
Spalte	1	2	Endgültige Schätzung												
			X-11 mit RegARIMA-Modell	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
Umsatz des Einzelhandels ohne Kfz-Handel 3)	01.0975-12.1994	01.1980-12.1989	0,51	0,54	0,45	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,40	0,41	0,42
Außenhandel															
Ausfuhr	01.1970-12.1989	01.1975-12.1984	1,11	1,27	0,97	0,87	0,86	0,87	0,87	0,87	0,88	0,88	0,88	0,88	0,88
Einfuhr	01.1970-12.1989	01.1978-12.1982	1,07	1,16	0,93	0,85	0,86	0,87	0,87	0,87	0,85	0,85	0,85	0,86	0,86
Bruttoinlandsprodukt, real 3) 4)	01.1980-04.1998	01.1985-04.1993	0,61	0,65	0,54	0,36	0,36	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35	0,35
Erwerbstätige	01.1981-12.1998	01.1986-12.1993	0,12	0,13	0,12	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10	0,10
Arbeitslose 5)	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	1,21	1,19	1,13	0,87	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81	0,81	0,79	0,80	0,80
Preisindizes															
Ausfuhrpreise 6)	01.1970-12.1998	01.1978-12.1990	0,24	0,22	0,16	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,11	0,10
Erzeugerpreise gew. Produkte 7)	01.1975-12.1998	01.1983-12.1990	0,20	0,21	0,14	0,10	0,09	0,10	0,10	0,10	0,10	0,09	0,09	0,09	0,09
Preisindex für die Lebenshaltung 8)	01.1975-12.1998	01.1983-12.1990	0,11	0,11	0,10	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
Geldmenge M3 9)	01.1975-12.1998	01.1980-12.1993	0,30	0,29	0,25	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16	0,16

1) Monate; bei Bruttoinlandsprodukt: Vierteljahre. 2) 23-Term-Henderson-Filter. 3) Revisionsanalyse auf Basis kalenderbereinigter Angaben.
4) 9-Term-Henderson-Filter. 5) Additive Zerlegung. 6) Ab 1991 Gesamtdeutschland. 7) Im Inlandsabsatz. 8) Alle privaten Haushalte.
9) Monatsendstände. Statistisch bedingte Veränderungen sind ausgeschaltet. Ab Juni 1990 Gesamtdeutschland.

der bedeutendsten Extremwerte. Für die Saisonbereinigung an den jeweiligen Reihenenden werden in diesem Fall nur asymmetrische Filter verwendet. Ein RegARIMA-Prognosehorizont von einem Monat bedeutet hingegen, daß die Ursprungsreihe mit dem Vorhersagewert des RegARIMA-Modells um einen Monat verlängert wird und die asymmetrischen Filter am Ende der so verlängerten Reihe angesetzt werden u.s.w.

Im Ergebnis (vgl. Tabelle 15) zeigt sich, daß die Höhe der *Trendrevisionen* zu einem erheblichen Teil unabhängig davon ist, ob RegARIMA-Modelle mit oder ohne Prognose verwendet werden oder nicht, sondern maßgeblich von den *Eigenschaften der jeweiligen Zeitreihe* bestimmt wird. So führen Reihen mit geringen, die Ermittlung des Trendverlaufs störenden Irregularitäten (wie die Angaben für die Anzahl der Erwerbstätigen, Preisindizes oder die Geldmenge M3) im Durchschnitt zu relativ kleinen Trendrevisionen, während die durch Witterungseinflüsse besonderen Schwankungen unterliegenden Ergebnisse für die Produktion im Bauhauptgewerbe (vor allem in den Wintermonaten) starke Trendkorrekturen implizieren.

Die mit *X-11* verbundenen *Revisionen* können auf zwei unterschiedlichen Wegen berechnet werden: Die ersten, mit X-11 ermittelten saisonbereinigten Angaben lassen sich wahlweise auf die endgültigen Werte dieser Methode oder auf die mit Hilfe des RegARIMA-Teils berechneten endgültigen Ergebnisse beziehen (Spalten 3 und 4). Die endgültigen Werte dieser beiden Ansätze differieren aufgrund geringfügig abweichender Schätzungen des Kalendereinflusses und/oder unterschiedlich erkannter bzw. ersetzter Extremwerte. In der Regel liegen die an den unterschiedlichen Bezugsgrößen gemessenen Revisionen in einer ähnlichen Größenordnung.

Im folgenden werden die *Trendrevisionen auf Basis der mit Hilfe des RegARIMA-Teils geschätzten endgültigen Angaben analysiert*, da die RegARIMA-Schätzung des Kalendereinflusses auf schwächeren Annahmen basiert als der X-11-Ansatz und die neue Methode insofern die Gefahr systematischer Schätzfehler verringert. Zudem wird durch die Unterscheidung mehrerer Ausreißertypen im RegARIMA-Teil eine den Ursachen angemessenere Modellierung außergewöhnlicher Einflüsse ermöglicht. Deshalb dürften die unter Einsatz von RegARIMA-Modellen berechneten endgültigen Werte ein zutreffenderes Bild über die

wirtschaftliche Entwicklung erwarten lassen. Sie sind insofern besser als Vergleichsbasis geeignet als die endgültigen Werte nach der alten Methode.

In der Gegenüberstellung der Ergebnisse von *Bereinigungen ohne und mit Hilfe von RegARIMA-Modellen ohne Prognose* der Ursprungswerte (Spalten 4 und 5) spiegeln sich die Unterschiede der Methoden in der Stabilität der Kalenderschätzung (sofern eine Kalenderbereinigung vorgenommen wird) sowie der Extremwelterkennung und -ersetzung wider. Das neue Verfahren führt zu stabileren Schätzungen als das alte, denn es gibt keinen Fall, bei dem durch Verwendung eines RegARIMA-Modells (ohne Prognose) höhere Trendrevisionen resultieren würden. Das Ausmaß der Verbesserung durch Verwendung von RegARIMA-Modellen (ohne Prognose) ist in der Regel gering; es liegt im Bereich zwischen kaum spürbar und 0,3 Prozentpunkten.⁷⁶ Nur bei den Angaben für den Auftragseingang aus dem Inland beim Investitionsgütergewerbe sowie für den Produktionsindex des Bauhauptgewerbes lassen sich durch Verwendung eines RegARIMA-Modells ohne Prognose deutlicher verringerte Trendrevisionen erreichen.

Als *optimaler Prognosehorizont* für die Trendschätzung wird eine Vorhersageperiode für eine Zeitreihe bei gegebener Wahl der Optionen im folgenden genau dann bezeichnet, wenn dort das Ausmaß der Trendkorrekturen am geringsten ist. Wie Tabelle 15 entnommen werden kann, haben die (kursiv gedruckten) optimalen Prognosehorizonte fast ausnahmslos Werte größer oder gleich eins, d.h. durch Verlängerung der Zeitreihen mit Hilfe von RegARIMA-Prognosen lassen sich die Trendrevisionen und damit die Unsicherheiten der Trendschätzung am aktuellen Reihenende im Durchschnitt verringern.⁷⁷ Dies ist aufgrund der theoretisch ableitbaren optimalen Prognoseeigenschaften von ARIMA-Modellen

⁷⁶ Ohne die Annahme, daß Ausreißer im Rahmen von RegARIMA-Modellen unabhängig vom Berechnungszeitraum erkannt werden (während X-11 Extremwerte bei manchen Stützperioden identifiziert, bei anderen aber nicht), fällt der Vorteil zugunsten von X-12-ARIMA freilich in der Regel geringer aus. So gehen die Korrekturen für die Angaben der Produktion im Verarbeitenden Gewerbe nicht mehr um 0,3 Prozentpunkte zurück, sondern um 0,2 Prozentpunkte. Bei den auf kalenderbereinigten Angaben basierenden Revisionsberechnungen (wie für das reale Bruttoinlandsprodukt und die Bauproduktion), bei denen die Vorteile der RegARIMA-Kalenderbereinigung vorgabebedingt nicht zu Buche schlagen können, verschwindet der RegARIMA-Vorteil sogar ganz. Wie erwähnt (vgl. Fußnote 72) sind die so ermittelten Veränderungen allerdings als Untergrenze anzusehen. Praktisch dürften sich mindestens die Hälfte der sich aus Tabelle 15 ergebenden Revisionsverminderungen realisieren lassen.

⁷⁷ Einzige Ausnahme sind die Angaben für Auftragseingänge aus dem Ausland. Aber auch in diesem Fall wird das Ausmaß der Trendkorrekturen durch die Prognose um einen Monat um nicht mehr als 0,05 Prozentpunkte verschlechtert.

zu erwarten.⁷⁸ Allerdings empfiehlt es sich, nicht in allen Fällen möglichst weitreichende RegARIMA-Pronosewerte zu benutzen, denn bei einigen Zeitreihen ergeben sich mit zunehmender Länge des Prognosehorizonts ansteigende Revisionen nach Erreichen des niedrigsten Korrekturwertes. Zur Minimierung der Korrekturen kann es sich also empfehlen, bei einigen wirtschaftsstatistischen Zeitreihen zum Ende einer mit wenigen vorausgeschätzten Werten prolongierten Ursprungsreihe wieder die vom *U.S. Bureau of the Census* aus der Erfahrung abgeleiteten asymmetrischen X-11-Filter in Ansatz zu bringen. Auch andere empirische Studien belegen, daß Vorhersagen mit RegARIMA-Modellen ihre Optimalitätseigenschaft in Relation zu den impliziten Prognosen der X-11-Filter nach einer gewissen Vorausschätzungslänge bei bestimmten Zeitreihen verlieren.⁷⁹ Eine theoretische Erklärung dieses Phänomens liegt bislang aber nicht vor.

Durch Verlängerung der Ursprungsreihe um jeweils die optimale Anzahl von Prognosewerten läßt sich das *Ausmaß der Trendrevisionen* in der Regel verringern, wobei je nach Reihe und Filterwahl Verbesserungen zwischen kaum meßbar und 0,7 Prozentpunkte für die Produktion im Bauhauptgewerbe erzielt werden (im Vergleich zu den Trendkorrekturen in Spalte 5, die sich bei Verwendung eines RegARIMA-Modells ohne Prognose ergeben würden). Auch wenn anstelle des jeweils optimalen Prognosehorizonts die (vom Benutzer abänderbare) Standardeinstellung des neuen Census-Verfahrens gewählt wird (Vorhersagelänge: 1 Jahr), bleibt das Ausmaß der Vorteilhaftigkeit des Einsatzes von RegARIMA-Prognosen für die Trendermittlung am aktuellen Reihenende gegenüber derjenigen ohne Berechnung von Vorhersagewerten weitgehend bestehen.

Eng verbunden mit der Eigenschaft von RegARIMA-Modellen, im Durchschnitt geringere Abweichungen der ersten von den endgültigen Trendschätzungen zu erzeugen, ist ihre Fähigkeit, daß *Trendberechnungen auf Basis von vorausgeschätzten Ursprungswerten im Durchschnitt schneller gegen ihren endgültigen Wert konvergieren* als ohne Ursprungswertvorhersage. So wird beispielsweise für die Ausfuhr die Marke von 1/2 Prozent durchschnittlicher betragsmäßiger Revision bereits unterschritten, wenn die zu schätzenden Trendwerte jeweils eine Periode hinter dem jeweiligen Zeitreihenende liegen und eine Einperiodenprognose für die Ursprungswerte angefertigt wird, während ohne diese

⁷⁸ Vgl. die Ausführungen in Kapitel II, Abschnitt 2.1. und die dort angegebene Literatur.

⁷⁹ Vgl. zum Beispiel Dagum (1988).

Prognose die Marke erst für Trendberechnungen zwei Monate nach dem jeweiligen Zeitreihenende unterschritten wird.⁸⁰

Aufgrund der durchschnittlichen Verringerung der Trendrevisionen und der schnelleren Anpassungsfähigkeit des Trends an Änderungen der allgemeinen Entwicklungsrichtung wird in der Folge eine zutreffendere Schätzung der rohen sowie endgültigen Saisonfaktoren und somit der saisonbereinigten Reihe am aktuellen Ende ermöglicht. Das Ausmaß der Verbesserung der Trendschätzung überträgt sich jedoch nicht eins zu eins auf die Schätzung für die saisonbereinigte Reihe, sondern unter Verwendung der Standardeinstellungen der *Bundesbank* führt eine *Veränderung des Trends um x %* nur zu einer *Anpassung der saisonbereinigten Reihe um etwa $\frac{1}{4} x \%$* .⁸¹ Zudem spielen bei der Ableitung der Revisionen der saisonbereinigten Reihe die Eigenschaften der Saisonglättungsfilter eine wichtige Rolle.

4.2.3. Revisionen saisonbereinigter Angaben

Als Maß zur Beurteilung der Auswirkungen des Einsatzes von RegARIMA-Techniken auf die Schätzung der - für die allerjüngste Konjunkturbeobachtung besonders wichtigen - saisonbereinigten Werte am aktuellen Zeitreihenende wurden die durchschnittlichen betragsmäßigen prozentualen Abweichungen der ersten von den endgültigen saisonbereinigten Angaben berechnet (vgl. Tabelle 16).⁸²

⁸⁰ Ermittelt auf Basis des 13-Term-Henderson-Filters.

⁸¹ Denn erhöht (oder verringert) sich die vorläufige Trendkomponente (Stufe D7 des in Kapitel I, Abschnitt 5 dargestellten Ablaufplans des Census-X-11-Verfahrens) zum Beispiel durch neu hinzukommende Ursprungswerte um $x \%$, so führt dies zu einem Sinken (Steigen) des rohen Saisonfaktors (D8) im gleichen Ausmaß. Wenn für die Saisonbereinigung ein 3x9-Filter unterstellt wird, dann wird dem letzten rohen Faktor ein Gewicht von gut $\frac{1}{4}$ zugeordnet. In der Folge verändert sich die endgültige Saisonkomponente um etwa $\frac{1}{4} x \%$ (von Komplikationen durch die Ersetzung von Extremwerten in Stufe D9 sei aus Vereinfachungsgründen abgesehen). Und damit erhöht (verringert) sich die saisonbereinigte Reihe ebenfalls um circa $\frac{1}{4} x \%$.

⁸² Die Höhe dieser Revisionen impliziert nicht, daß die durchschnittlichen betragsmäßigen prozentualen *Veränderungsraten* der saisonbereinigten Angaben gegen Vorperiode prinzipiell doppelt so groß sind. Denn zweimal so hohe Korrekturen der Veränderungsraten ergeben sich nur dann, wenn die Korrekturen der saisonbereinigten Reihe in aufeinanderfolgenden Monaten/Quartalen immer in entgegengesetzter Richtung erfolgen (negative Korrelation). Dies ist aber als theoretischer Extremfall einzustufen. In der Regel liegt das Ausmaß der Revisionen der Veränderungsraten unter dieser Grenze. So beträgt beispielsweise die durchschnittliche Revision der Veränderungsrate gegen Vorperiode für die ohne RegARIMA-Modell geschätzten saisonbereinigten Angaben des westdeutschen realen Bruttoinlandsprodukts 0,44 Prozentpunkte, und für die bereinigten Niveauergebnisse beträgt die Korrektur durchschnittlich 0,29 Prozent. Vorgehend sei bereits erwähnt, daß sich mit Hilfe von RegARIMA-Modellen die Revisionen verringern; bei der Veränderungsrate bis auf 0,34 Prozentpunkte, also im Durchschnitt um 0,1 Prozentpunkt.

Durchschnittlich betragsmäßig prozentuale Abweichung
der ersten von den endgültigen saisonbereinigten Angaben
Westdeutschland

Titel	Schätzzeitraum	Zeitraum der Revisionsanalyse	Erste Schätzung												
			ohne RegARIMA- Modell (= X-11)		mit RegARIMA-Modell Prognosehorizont in Jahren										
			Endgültige Schätzung												
Spalte	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10					
Produktionsindex															
Verarbeitendes Gewerbe	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	0,47	0,54	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30	0,30
Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe 1)	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,60	0,69	0,50	0,45	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44	0,44
Investitionsgütergewerbe 1)	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,61	0,65	0,44	0,44	0,44	0,44	0,43	0,43	0,43	0,43	0,43	0,43	0,43
Verbrauchsgütergewerbe 1)	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,53	0,57	0,28	0,30	0,30	0,30	0,31	0,31	0,31	0,31	0,31	0,31	0,31
Nahrungs- und Genußmittelgewerbe 1)	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,68	0,63	0,66	0,56	0,55	0,55	0,54	0,54	0,55	0,55	0,55	0,55	0,55
Bauhauptgewerbe 2)	01.1976-12.1998	01.1981-12.1993	2,76	2,80	2,12	1,97	1,91	1,88	1,88	1,88	1,87	1,87	1,87	1,87	1,87
Auftragseingangsinde x															
Verarbeitendes Gewerbe Inland	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	1,18	0,91	0,73	0,68	0,68	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69
Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe 1)	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	0,59	0,73	0,51	0,49	0,49	0,49	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50	0,50
Investitionsgütergewerbe 1)	01.1980-12.1994	01.1985-12.1989	1,86	1,93	1,11	1,07	1,11	1,15	1,15	1,15	1,18	1,18	1,18	1,18	1,18
Ausland	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	0,87	0,78	0,74	0,70	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69	0,69

Tabelle 16

**Durchschnittlich betragsmäßig prozentuale Abweichung
der ersten von den endgültigen saisonbereinigten Angaben
Westdeutschland**

Titel	Schätzzeitraum	Zeitraum der Revisionsanalyse	Erste Schätzung									
			ohne RegARIMA- Modell (= X-11)		mit RegARIMA-Modell Prognosehorizont in Jahren							
			Endgültige Schätzung									
			X-11 mit RegARIMA-Modell									
Spalte	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
Umsatz des Einzelhandels ohne Kraftfahrzeughandel 2)	01.1975-12.1994	01.1980-12.1989	0,42	0,41	0,37	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	0,36	
Außenhandel												
Ausfuhr	01.1970-12.1989	01.1975-12.1984	0,63	0,73	0,58	0,59	0,60	0,61	0,60	0,60		
Einfuhr	01.1970-12.1989	01.1978-12.1982	0,78	0,84	0,50	0,48	0,48	0,47	0,47	0,47		
Bruttoinlandsprodukt, real 2)	01.1980-04.1998	01.1985-04.1993	0,29	0,29	0,25	0,24	0,23	0,23	0,22	0,22		
Erwerbstätige	01.1981-12.1998	01.1986-12.1983	0,11	0,11	0,10	0,08	0,08	0,08	0,08	0,08		
Arbeitslose 3)	01.1980-12.1998	01.1985-12.1993	0,91	0,93	0,87	0,72	0,73	0,73	0,73	0,73		
Preisindizes												
Ausfuhrpreise 4)	01.1970-12.1998	01.1978-12.1990	0,14	0,16	0,09	0,08	0,07	0,07	0,07	0,07		
Erzeugerpreise												
gewerblicher Produkte 5)	01.1975-12.1998	01.1983-12.1990	0,08	0,10	0,06	0,05	0,05	0,05	0,05	0,04		
Preisindex für die Lebenshaltung 6)	01.1975-12.1998	01.1983-12.1990	0,05	0,04	0,05	0,04	0,04	0,04	0,04	0,04		
Geldmenge M3 7)	01.1975-12.1998	01.1980-12.1993	0,15	0,21	0,13	0,12	0,12	0,12	0,11	0,11		

- 1) Die langen Reihen nach alter Systematik der Wirtschaftszweige (SYPRO) enden 1994. 2) Revisionsanalyse auf Basis kalenderbereinigter Angaben. 3) Additive Zerlegung. 4) Ab 1991 Gesamtdeutschland. 5) Im Inlandsabsatz. 6) Alle privaten Haushalte. 7) Monatsendstände. Statistisch bedingte Veränderungen sind ausgeschaltet. Ab Juni 1990 Gesamtdeutschland.

noch Tabelle 16

Analog zu den Ausführungen über die Trendkorrekturen läßt sich auch für die *Revisionen* der saisonbereinigten Reihen feststellen, daß ihr Ausmaß ganz wesentlich von der jeweils untersuchten *Zeitreihe abhängt*. So fallen, unabhängig von der jeweiligen Methode, die Korrekturen für ruhig verlaufende saisonbereinigte Reihen (wie Preisindizes, Angaben für die Geldmenge M3 oder solchen für die Erwerbstätigen) wesentlich geringer aus als diejenigen für Zeitreihen, die besonders ausgeprägte irreguläre Schwankungen enthalten (beispielsweise der Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe aufgrund von unregelmäßigen Witterungseinflüssen). *Geweke*⁸³ faßt die ähnlichen Resultate mehrerer empirischer Untersuchungen wie folgt zusammen:

„The magnitude of the revision of seasonally adjusted data is much more a function of the series in question than it is of the method used to cope with the revision problem.“

Die mit *X-11* geschätzten saisonbereinigten Angaben am jeweiligen Reihenende lassen sich (wie die entsprechenden Trendangaben) auf die nach der alten Methode oder die mit Hilfe von RegARIMA ermittelten endgültigen Werte beziehen. In beiden Fällen sind die *Revisionen* ähnlich groß (Spalten 3 und 4). Da die mit RegARIMA-Modellen ermittelten endgültigen saisonbereinigten Angaben aus den genannten theoretischen Gründen ein zutreffenderes Bild der wirtschaftlichen Entwicklung erwarten lassen als die mit dem alten Verfahren geschätzten Ergebnisse, werden die nach dem neuen Verfahren berechneten Angaben im folgenden als Vergleichsbasis zugrunde gelegt.

Die *Auswirkungen der unterschiedlichen Ansätze zur Kalenderbereinigung und Extremwertbestimmung* lassen sich abschätzen, wenn die *Revisionen* der ohne RegARIMA-Modell geschätzten saisonbereinigten Angaben mit den Korrekturen der unter Verwendung eines RegARIMA-Modells ohne Prognose bereinigten Werte gegenübergestellt werden (Spalten 4 und 5). Durch diesen Übergang verringert sich die Höhe der *Revisionen* in der Regel in einem Bereich zwischen kaum merkbar bis 0,3 Prozentpunkte und beim Produktionsindex für das Bauhauptgewerbe sowie bei den Angaben für die

⁸³ Geweke (1983), S. 12.

Auftragseingänge aus dem Inland beim Investitionsgütergewerbe sogar jeweils um mehr als 1/2 Prozentpunkt.⁸⁴

Wie zu Beginn des Abschnitts 1.1 dargestellt, wurden ARIMA-Vorhersagetechniken in das Census-Verfahren integriert, um das Ausmaß der Revisionen zu verringern. Und in der Tat zeigt sich auch bei wichtigen wirtschaftsstatistischen Zeitreihen für Westdeutschland, daß durch eine Verlängerung der Ursprungsreihen mit RegARIMA-Prognosewerten fast immer eine Verringerung der Korrekturen der saisonbereinigten Angaben erzielt werden kann, d.h. der *optimale Prognosehorizont* beträgt ein Jahr oder mehr. Die mit Hilfe der Vorhersagen ermittelten Revisionsverminderungen (Vergleich Spalte 5 mit Spalten 6 bis 10) fallen aber in der Regel geringer aus als diejenigen, welche aus dem Übergang von X-11 auf eine Saisonbereinigung mit RegARIMA-Modellen ohne Prognose resultieren (Spalten 4 und 5). Nicht selten sind die mit Vorausschätzungen zu erreichenden Verbesserungen nahezu bedeutungslos. In manchen Fällen sind kleine Verbesserungen aber durchaus mit einem Erkenntnisgewinn für die aktuelle Konjunkturbeobachtung verbunden (zum Beispiel die Revisionsverringerng um gut 0,1 Prozentpunkte bei den Angaben für die Arbeitslosen).

Der mit Hilfe von RegARIMA-Vorhersagen ermittelte Rückgang der Korrekturen verteilt sich grundsätzlich nicht proportional zur Länge der Prognosen. Vielmehr lassen sich die anteilig größten Verbesserungen mit Ein-Jahres-Vorhersagen erzielen; längere Prognosezeiträume führen - wenn überhaupt - oft nur zu marginalen Korrekturverringerngen. So verkleinert sich beispielsweise die Revisionshöhe der saisonbereinigten Angaben für die Produktion des Grundstoff- und Produktionsgütergewerbes um durchschnittlich 0,05 Prozentpunkte durch eine Ein-Jahres-Prognose, aber nur noch um 0,01 Prozentpunkte bei einer weiteren Verlängerung des Vorhersagehorizonts. Freilich gibt es auch (ähnlich wie im Abschnitt über Trendkorrekturen beschrieben)⁸⁵ Fälle, bei denen kürzere Vorhersagezeiträume zwar zu Vorteilen, längere aber zu Nachteilen führen können.

⁸⁴ Auch hier verringert sich der Vorteil zugunsten von X-12-ARIMA, wenn die Annahme der im Zeitablauf gleichbleibenden Extremwelterkennung bei der RegARIMA-Modellierung aufgehoben wird und - wie beim X-11-Ansatz - die Ausreißer Periode für Periode neu zu identifizieren sind. Beispielsweise gehen die Korrekturen für die Produktion im Verarbeitenden Gewerbe nach Aufhebung dieser Voraussetzung nicht um 0,2 Prozentpunkte, sondern um 0,1 Prozentpunkt zurück. Dieser geringere Rückgang stellt aber (aus den in den Fußnoten 72 und 76 genannten Gründen) die Untergrenze für die praktisch zu erwartenden Auswirkungen des Übergangs von X-11 zu X-12-ARIMA dar. Alles in allem dürften die mit der neuen Methode tatsächlich zu erreichenden Revisionsverminderungen mindestens halb so hoch sein wie die sich aus Tabelle 16 ergebenden.

⁸⁵ Vgl. Abschnitt 4.2.2.

Beispielsweise verringert sich für den Index des Auftragseingangs aus dem Inland bei den Investitionsgüterproduzenten durch einen Prognosehorizont von einem Jahr das Ausmaß der Revisionen, bei einer zusätzlichen Verlängerung dieses Zeitraums steigt es jedoch an. Die empirisch ermittelte günstigste Vorausschätzungslänge kann also von Zeitreihe zu Zeitreihe unterschiedlich sein.

Zusammenfassend beläuft sich die *Verbesserung* durch den Einsatz von RegARIMA-Modellen bei der Ausreißererkennung und -ersetzung, Kalender- sowie Saisonbereinigung bei der meisten der untersuchten realwirtschaftlichen Zeitreihen auf etwa zwei bis drei Zehntel Prozentpunkte, gemessen an der durchschnittlich betragsmäßig prozentualen Abweichung der ersten von den endgültig saisonbereinigten Angaben. Für einige Reihen mit ausgeprägten irregulären Einflüssen (bei der Bauproduktion durch außergewöhnliche Witterungseinflüsse oder im Rahmen der Auftragseingangsstistik durch Großaufträge) ergeben sich größere Unterschiede. Für monetäre Zeitreihen (Preisindizes, Geldmenge M3) und die Angaben für die Erwerbstätigen sind die Abweichungen geringer. In keinem untersuchten Fall ist der Übergang auf eine RegARIMA-gestützte Saisonbereinigung mit Nachteilen verbunden. Alle diese zusammenfassenden Aussagen gelten auch, wenn anstelle von RegARIMA-Modellen mit jeweils optimalem Prognosehorizont solche mit einem festgelegten Vorhersagezeitraum von einem Jahr herangezogen werden (Standardeinstellung von X-12-ARIMA). Es spricht somit praktisch nichts dagegen, diesen Standardprognosehorizont auch für die Bereinigung solcher Zeitreihen zu benutzen, die zwar angemessen durch RegARIMA-Modelle beschrieben werden können, aber aufgrund ihrer Kürze hier nicht näher untersucht werden konnten (beispielsweise alle erst 1991 beginnenden Angaben für Ost- oder Gesamtdeutschland sowie die in der Regel ebenfalls erst ab 1991 vorliegenden Angaben nach der neuen europäisch harmonisierten Wirtschaftszweigklassifikation).⁸⁶

Inwieweit sich die geschilderten Vorteile des neuen Verfahrens in die Praxis umsetzen lassen, hängt unter anderem von der zutreffenden Ermittlung von Extremwerten am

⁸⁶ Freilich ist insbesondere bei der Modellierung ostdeutscher Zeitreihen darauf zu achten, daß die Schätzung der saisonbereinigten Angaben am aktuellen Reihenende so wenig wie möglich beeinflusst wird durch nicht mehr gültige Muster aus der Vergangenheit, die aufgrund der anfänglich immensen Wirkungen des Übergangs von der sozialistischen Kommandowirtschaft zur Sozialen Marktwirtschaft auftraten. Doch dies gilt freilich auch bei der Bereinigung mit Hilfe des alten Ansatzes.

Reihenende ab. Je genauer ihr Vorkommen diagnostiziert wird, desto geringer sind die Revisionen der saisonbereinigten Angaben. Insofern kommt der Berücksichtigung von Informationen über außergewöhnliche Effekte und deren angemessener Modellierung im Rahmen des RegARIMA-Teils eine zentrale Bedeutung für die Saisonbereinigung zu. Nur wenn alle relevanten Informationen zur Ausreißerbestimmung vorliegen, können die Korrekturen im geschilderten Ausmaß verringert werden. Da aber am aktuellen Reihenende nicht immer alle für die Bereinigung relevanten Umstände bekannt sind, können die beschriebenen Vorteile nicht vollständig umgesetzt werden. Die zusammengefaßten Revisionsverminderungen erscheinen deshalb als Ober- und nicht als Untergrenze. Aber selbst wenn keine Informationen über außergewöhnliche Effekte vorliegen würden, gäbe es noch Vorteile zugunsten von X-12-ARIMA.⁸⁷ Die Praxis der Saisonbereinigung der *Deutschen Bundesbank* liegt zwischen diesen theoretischen Extremfällen. *Die tatsächlich zu erzielende durchschnittliche Verbesserung dürfte deshalb bei den meisten realwirtschaftlichen Zeitreihen in einer Größenordnung von ein Zehntel Prozentpunkt bis zwei Zehntel Prozentpunkten zu suchen sein.*

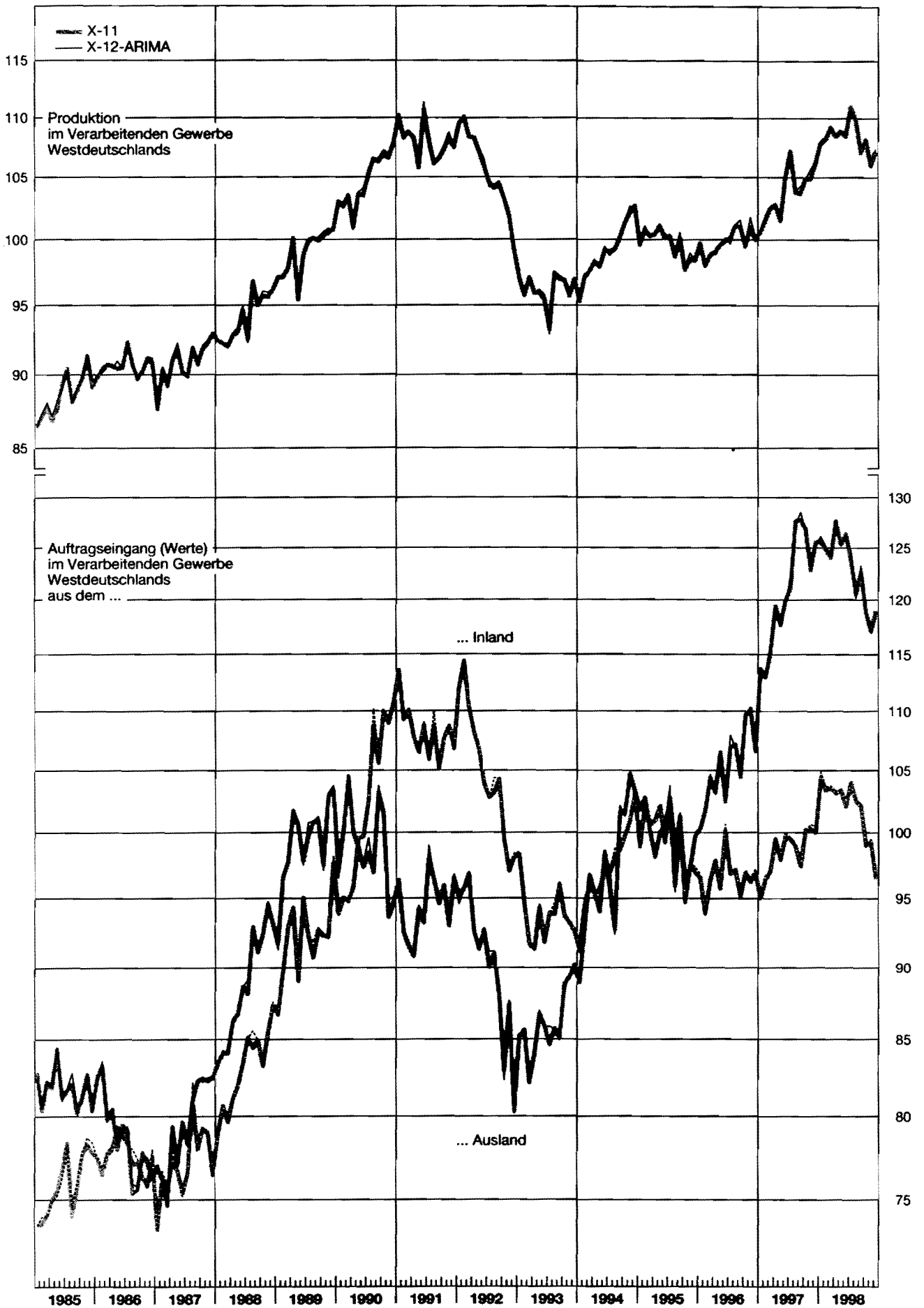
Die Unterschiede zwischen den mit X-11 bzw. X-12-ARIMA saisonbereinigten Angaben halten sich in relativ engen Grenzen (vgl. Abbildung 18); in der Regel sind sie nur um etwas größer als die Änderungen infolge einer jährlichen Neuschätzung der Saisonfigur mit X-11. Für die Analyse der aktuellen wirtschaftlichen Entwicklung sind durch den Übergang von Census X-11 auf X-12-ARIMA also generell keine größeren Änderungen zu erwarten.

⁸⁷ Vgl. Fußnote 84.

Saisonbereinigte Ergebnisse nach X-11 und X-12-ARIMA

Abbildung 18

1995=100, log. Maßstab



IV. Ausblick

Das vorliegende Diskussionspapier beschäftigte sich mit dem neuen Saisonbereinungsverfahren X-12-ARIMA und seinen Auswirkungen auf die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland im Vergleich zu den mit Census X-11 berechneten Ergebnissen. Bereits aus dem Aufbau des neuen Verfahrens ergibt sich, daß seine sachgerechte Verwendung keine Nachteile gegenüber dem bisherigen Saisonbereinigungsprogramm bringen kann, denn X-12-ARIMA ist eine echte Erweiterung der X-11-Methode, das heißt das neue Verfahren schließt X-11 als Teil ein und enthält darüber hinaus Optionen und Diagnostiken, die in X-11 nicht vorkommen. Die mit den neuen Steuerungsoptionen in X-12-ARIMA zu erzielenden Verbesserungen halten sich aber generell in relativ engen Grenzen, so daß die Auswirkungen auf die aktuelle Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung eher gering sind.

Weiterentwicklungen des Census-Verfahrens sind in mehreren Hinsichten möglich. So sind programminterne Ergänzungen wünschenswert, die bei Vorliegen eines der in Kapitel III, Abschnitte 2 und 3 geschilderten Konsistenzprobleme zumindest automatisch Warnhinweise für den Benutzer erzeugen. Auch die Erweiterung des Census-Verfahrens durch neue Optionen könnte von Nutzen sein. Beispielsweise bieten die im Zusammenhang mit dem Programmpaket TRAMO/SEATS⁸⁸ entwickelten vollautomatischen Optimierungsalgorithmen zur Zerlegung einer Zeitreihe in ihre Komponenten möglicherweise eine Ergänzung von X-12-ARIMA insbesondere für die Massenproduktion saisonbereinigter Daten. Die Verwendung dieser Rechenprozeduren auch im Rahmen des Census-Verfahrens könnte den Aufwand bei der Berechnung von mehreren tausend saisonbereinigter Zeitreihen verringern. Doch sind die nicht in X-12-ARIMA, Version 0.2.3, enthaltenen Schätzalgorithmen nicht Thema dieser Arbeit. Sie eröffnen aber ein weites Feld für theoretische und empirische Studien, auch hinsichtlich der Eignung für die aktuelle Wirtschaftsanalyse in Deutschland.

⁸⁸ Vgl. Gómez und Maravall (1996).

Literaturverzeichnis

- Bell, William R. (1992) An Overview of Time Series Analysis and RegARIMA Modeling. Statistical Research Division, *Bureau of the Census*, Washington, DC, February 13.
- Bell, William R. und Hillmer, S.C. (1983) Modelling Time Series With Calendar Variation. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 78, S. 526 - 534.
- Bianchi, Marco (1997) X-12-ARIMA (Beta Version I.Ia). *The Economic Journal*, September, S. 1613-1620.
- Box, George E.P. und Jenkins, Gwilym M. (1970) *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. San Francisco u.a.
- Bureau of the Census (1999) *X-12-ARIMA Reference Manual*, Version 0.2.3. March 12.
- Burman, J. P (1978), Comments on "A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment" by John Kuiper. In: Zellner, Arnold (ed.), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Conference on the Seasonal Analysis of Economic Time Series, Washington, D.C., Sept. 9-10, 1976, Economic Research Report, ER-1, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978, S. 77 - 84.
- Chang, Ih; Tiao, George C. und Chen, Chung (1988) Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers. *Technometrics*, Vol. 30, S. 193 - 204.
- Chen, Bor-Chung und Findley, David F. (1993), Multiplicative Trading Day Adjustments: X-11 and REGARIMA Compared. *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, Alexandria, Virginia, S. 220-225.

- Dagum, Estela Bee (1978) Comments on "A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment" by John Kuiper. In: Zellner, Arnold (ed.), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Conference on the Seasonal Analysis of Economic Time Series, Washington, D.C., Sept. 9-10, 1976, Economic Research Report, ER-1, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978, S. 85 - 93.
- Dagum, Estela Bee (1982) The Effects of Asymmetric Filters on Seasonal Factor Revisions. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 77, S. 732 - 738.
- Dagum, Estela Bee (1988) A Guide for the Installation and Execution of the Microcomputer Version of X11ARIMA/88. *Statistics Canada*.
- Dagum, Estela Bee (1996) A New Method to Reduce Unwanted Ripples and Revisions in Trend-Cycle Estimates from X-11-ARIMA. *Survey Methodology, Statistics Canada*, Vol. 22, S. 77 - 83.
- Depoutot, Raoul und Planas, Christophe (1998) Comparing seasonal adjustment and trend extraction filters with application to a model-based selection of X11 linear filters. *Eurostat Working Papers*, 9/1998/A/9.
- Deutsche Bundesbank (1970) Saisonbereinigung mit dem Census-Verfahren. *Monatsbericht*, März, S. 38 - 43.
- Deutsche Bundesbank (1977) Saisonbereinigung für monatliche Zeitreihen nach der Methode des Bureau of the Census, Originalversion X-11 und modifizierte Bundesbankversion X-12W. *Programmbeschreibung*, Hauptabteilung Statistik.
- Deutsche Bundesbank (1987) Die Saisonbereinigung als Hilfsmittel der Wirtschaftsbeobachtung. *Monatsbericht*, Oktober, S. 30 - 40.
- Deutsche Bundesbank (1991) Saison- und kalenderbereinigte Angaben für die Verwendungskomponenten des Sozialprodukts. *Monatsbericht*, April, S. 37 - 42.

- Deutsche Bundesbank (1995) Ergebnisse der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für Deutschland insgesamt. *Monatsbericht*, Oktober, S. 47 - 60.
- European Commission (1998) Seasonal adjustment methods - A comparison. *Theme 4: Energy and industry (blue)*, Series E: Methods, Luxembourg.
- Findley, David F.; Monsell, Brian C.; Bell, William R.; Otto, Mark C. und Chen, Bor-Chung (1998) New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, April, S. 127-177.
- Findley, David F.; Monsell, Brian C.; Shulman, Holly B. und Pugh, Marian G. (1990) Sliding-Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 85, S. 345 - 355.
- Geweke, John (1983) Comments on „Models for X-11 and X-11 Forecast Procedures for Preliminary and Revised Seasonal Adjustments“ by Kenneth F. Wallis. In: Zellner, Arnold (ed.), *Applied Time Series of Economic Data*, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Washington, D.C., S. 12-13.
- Gómez, Víctor und Maravall, Agustín (1996) *Programs TRAMO and SEATS, Instruction for the User (Beta Version: September 1996)*. Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo no. 9628.
- Huot, Guy; Chiu, Kim; Higginson, John und Giat, Nazira (1986) Analysis of Revisions in the Seasonal Adjustment of Data Using X-11-ARIMA Model-Based Filters. *International Journal of Forecasting*, S. 217 - 229.
- Kenny, P.B. und Durbin, J. (1982) Local Trend Estimation and Seasonal Adjustment of Economic and Social Time Series. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 145, S. 1 - 41.

- Kuiper, John (1978) A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment. In: Zellner, Arnold (ed.) *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Conference on the Seasonal Analysis of Economic Time Series, Washington, D.C., Sept. 9-10 1976, Economic Research Report, ER-1, U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978, S. 59 - 76.
- Lambertz, Josef E. (1997) Entwicklung des Einzelhandels im Jahr 1996. *Wirtschaft und Statistik*, Heft 3, S. 175 - 179.
- Lothian, J. und Morry, M. (1978) A Set of Quality Control Statistics for the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method. Seasonal Adjustment and Time Series Analysis Staff, *Statistics Canada*, October.
- Meyer, Norbert (1997a) Modifikationen des Census-Verfahrens durch die Deutsche Bundesbank. In: Klaus Edel, Karl-August Schäffer und Winfried Stier (Hrsg.) *Analyse saisonaler Zeitreihen*, Heidelberg, S. 95 - 96.
- Meyer, Norbert (1997b) Die Bedeutung der glatten Komponente für die aktuelle Konjunkturanalyse. In: Klaus Edel, Karl-August Schäffer und Winfried Stier (Hrsg.) *Analyse saisonaler Zeitreihen*, Heidelberg, S. 101 - 108.
- Nazem, Sufi M. (1988) *Applied Time Series Analysis for Business and Economic Forecasting*. New York u.a.
- Pierce, David A. (1980) Data Revisions with Moving Average Seasonal Adjustment Procedures. *Journal of Econometrics*, Vol. 14, S. 95 - 114.
- Priestley, M.B. (1981) *Spectral Analysis and Time Series*, Vol. 1, Univariate Series. London u.a.
- Schips, Bernd und Stier, Winfried (1993) *Saisonbereinigungsverfahren in der Preisstatistik, Das Census-X-11-Verfahren, Darstellung, Kritik, Alternativen.*, Hersg. vom Schweizer Bundesamt für Statistik, Bern.

Scott, Stuart (1997) Adjusting from X-11 to X-12. *International Journal of Forecasting*, Vol. 13, S. 567-573.

Shiskin, Julius; Young, Allan H. und Musgrave, John C. (U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census), The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program. *Technical Paper No. 15*

Wallis, Kenneth F. (1982) Seasonal Adjustment and Revision of Current Data: Linear Filters for the X-11 Method. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 145, S. 74 - 85.

Young, Allan (U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census), Estimating Trading-Day Variation in Monthly Economic Time Series. *Technical Paper No. 12*.

Young, Allan H. (1968) Linear Approximations to the Census and BLS Seasonal Adjustment Methods. *American Statistical Association Journal*, S. 445-471.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Intergenerative Verteilungseffekte öffentlicher Haushalte – Theoretische Konzepte und empirischer Befund für die Bundesrepublik Deutschland	Stephan Boll

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann
Oktober	1996	Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informations- gehalt hinsichtlich der Inflation	Sebastian T. Schich
November	1996	Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse Eine Analyse anhand der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank	Elmar Stöß
Januar	1997	Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven	Ulrich Bindseil
Juni	1997	Direktinvestitionen und Standort Deutschland	Thomas Jost
Juli	1997	Preisstabilität oder geringe Inflation für Deutschland ? Eine Analyse von Kosten und Nutzen	Karl-Heinz Tödter Gerhard Ziebarth
Oktober	1997	Schätzung der deutschen Zinsstrukturkurve	Sebastian T. Schich
Oktober	1997	Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen	Jürgen Reckwerth
Februar	1998	Probleme der Inflationsmessung in Deutschland	Johannes Hoffmann

März	1998	Intertemporale Effekte einer fiskalischen Konsolidierung in einem RBC-Modell	Günter Coenen
September	1998	Makroökonomische Bestimmungsgründe von Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“	Bernd Schnatz
Januar	1999	Die Geldmenge und ihre bilanziellen Gegenposten: Ein Vergleich zwischen wichtigen Ländern der Europäischen Währungsunion	Dimut Lang
Februar	1999	Die Kapitalmarktzinsen in Deutschland und den USA: Wie eng ist der Zinsverbund? Eine Anwendung der multivariaten Kointegrationsanalyse	Manfred Kremer
April	1999	Zur Diskussion über den Verbraucherpreisindex als Inflationsindikator – Beiträge zu einem Workshop in der Deutschen Bundesbank	
Juli	1999	Monitoring Fiscal Adjustments in the European Union and EMU *)	Rolf Strauch
Oktober	1999	Netzgeld als Transaktionsmedium	Gabriele Kabelac
Dezember	1999	Implicit Government Guarantees and Bank Herding Behavior *)	Rasmus Ruffer

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

Dezember 1999

Auswirkungen des neuen
Saisonbereinigungsverfahrens
Census X-12-ARIMA auf die aktuelle
Wirtschaftsanalyse in Deutschland

Robert Kirchner

