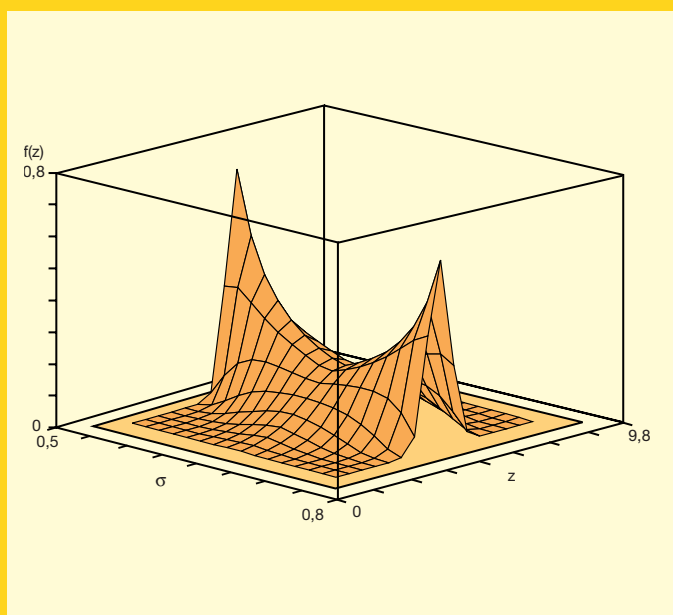


# METHODENBERICHTE

**Komponentenzerlegung und Saisonbereinigung  
ökonomischer Zeitreihen mit  
dem Verfahren BV4.1**



**Hans-Theo Speth**

**Gruppe Mathematisch-statistische  
Methoden**

**2004**

**Herausgeber und Vertriebsstelle:** Statistisches Bundesamt, Wiesbaden

**Fachliche Informationen**

zu dieser Veröffentlichung:

Hans-Theo Speth, Gruppe II A,  
Tel.: 06 11 / 75 22 26  
Fax: 06 11 / 75 39 51  
hans-theo.speth@destatis.de

**Allgemeine Informationen**

zum Datenangebot:

Informationsservice,  
Tel.: 06 11 / 75 24 05  
Fax: 06 11 / 75 33 30  
info@destatis.de  
www.destatis.de

**Veröffentlichungskalender  
der Pressestelle:**

[www.destatis.de/presse/deutsch/cal.htm](http://www.destatis.de/presse/deutsch/cal.htm)

Erscheinungsfolge: unregelmäßig

Erschienen im Juni 2004

© Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2004

Für nichtgewerbliche Zwecke sind Vervielfältigung und unentgeltliche Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet. Die Verbreitung, auch auszugsweise, über elektronische Systeme/Datenträger bedarf der vorherigen Zustimmung. Alle übrigen Rechte bleiben vorbehalten.

# Inhalt

<b>1</b>	<b>Einführung</b> .....	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Das Zeitreihenmodell</b> .....	<b>3</b>
<b>3</b>	<b>Das Verfahren zur Schätzung der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente</b> .....	<b>5</b>
	3.1    Basismodell .....	5
	3.2    Grundprinzip der Schätzung .....	6
	3.3    Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente .....	8
	3.4    Schätzung der Saisonkomponente .....	12
<b>4</b>	<b>Die Schätzung von Ausreißern, Kalendereffekten und Einflüssen anwenderbestimmter Variablen</b> ....	<b>16</b>
	4.1    Ausreißerkomponente .....	16
	4.2    Kalenderkomponente .....	20
	4.3    Anwenderkomponente und Sprungstellen .....	21
	4.4    Schätzverfahren .....	23
<b>5</b>	<b>Der Verfahrensablauf im Überblick</b> .....	<b>24</b>
<b>6</b>	<b>Die PC-Software zu BV4.1</b> .....	<b>25</b>
<b>7</b>	<b>Literatur</b> .....	<b>27</b>
	<b>Anhang: Anwendungsbeispiel zur BV4.1-Software</b> .....	<b>29</b>



---

# Komponentenzerlegung und Saisonbereinigung ökonomischer Zeitreihen mit dem Verfahren BV4.1

## 1 Einführung

Zur Begutachtung der aktuellen wirtschaftlichen Aktivitäten ermittelt das Statistische Bundesamt die Daten einer Vielzahl von Konjunkturindikatoren in monatlichen oder vierteljährlichen Zeitabständen. Allerdings stehen für die Zwecke der Konjunkturdiagnose weniger die Einzeldaten selbst im Mittelpunkt des Interesses, sondern vielmehr die Entwicklungen der Indikatoren im Zeitablauf. Ein wichtiger Pfeiler der Konjunkturdiagnose ist daher die Analyse von Zeitreihen, das heißt der zeitlich geordneten Daten der Konjunkturindikatoren.

Aktuelle Konjunkturdiagnosen erfordern einerseits die kurzfristige, das heißt unterjährige Beobachtung von ökonomischen Variablen, andererseits resultiert daraus auch eines der zentralen Probleme. Ziel der Diagnose ist nämlich, aus den Daten eine Aussage bezüglich der Phase des Konjunkturzyklusses, in dem sich die Gesamtwirtschaft oder ein spezieller Wirtschaftszweig gerade befindet, herzuleiten. Bei unterjährigen Zeitreihen werden die konjunkturrelevanten Zyklen, die definitionsgemäß Periodizitäten besitzen, die größer als ein Jahr sind, jedoch in der Regel von erheblichen kurzfristigen "Störungen" überlagert. Sie führen dazu, dass die Diagnose der aktuellen Konjunkturphase keine einfache Aufgabenstellung ist. Um die Treffsicherheit der Konjunkturdiagnosen zu erhöhen, ist es üblich, mathematische Filtertechniken anzuwenden, die Zeitreihen ökonomischer Variablen von solchen Störungen bereinigen.

Die Entwicklung mathematischer Bereinigungsverfahren erfordert grundsätzlich die Bestimmung von Modellen, welche die Zeitreihen adäquat beschreiben. Ein weit verbreiteter Modellierungsansatz basiert auf der empirischen Feststellung, dass bei unterjährigen ökonomischen Zeitreihen bestimmte Zusammenhänge zumeist periodischer Art zwischen zeitlich benachbarten Beobachtungswerten bestehen. Die Zusammenhänge sind bei den meisten dieser Reihen ähnlich, was darauf zurückzuführen ist, dass auf die meisten ökonomischen Variablen unmittelbar oder mittelbar dieselben oder vergleichbare Einflussfaktoren einwirken. Die aufgrund dieser Zusammenhänge entstehenden charakteristischen Reihenstrukturen werden unter folgenden Begriffen zusammengefasst:

- Trend,
- Konjunkturschwankungen,
- Saisonschwankungen,
- kalenderbedingte Schwankungen,
- restliche oder irreguläre Schwankungen.

Der Trend einer Zeitreihe steht für deren Grundtendenz. Er ist Ausdruck des Einflusses von langfristig wirkenden Größen wie z.B. dem technischen Fortschritt oder dem Bevölkerungswachstum. Konjunkturschwankungen umfas-

---

sen den Einfluss aller das Reihenniveau mittelfristig beeinflussenden Faktoren (z.B. der Wandel von Konsumgewohnheiten oder des Investitionsverhaltens durch politische Maßnahmen wie Steuerpolitik und Staatsausgaben). Unter dem Begriff der saisonalen Schwankungen fasst man die Auswirkungen solcher Einflussgrößen zusammen, die im Jahresrhythmus wirksam werden (z.B. Klimaverhältnisse). Saisonschwankungen sind folglich Schwankungen mit mehr oder weniger jährlicher Periodizität. Unter dem Begriff der kalenderbedingten Schwankungen werden die Einflüsse der unterschiedlichen Anzahlen der verschiedenen Wochen- und Feiertage in den Zeitreihenwerten zugeordneten Beobachtungsperioden auf die Reihenwerte zusammengefasst. Kalenderbedingte Schwankungen sind deshalb besonders bei zeitraumbezogenen Daten bedeutsam. Die restlichen Schwankungen umfassen die Auswirkungen aller anderen Einflussgrößen. In der Regel handelt es sich dabei um Auswirkungen einer Vielzahl von Sachverhalten, welche die Reihenwerte nur kurzfristig beeinflussen (z.B. Streiks, Fehler bei der Erhebung der Daten usw.), so dass man die restlichen Schwankungen auch als irreguläre Schwankungen bezeichnet.

Vor diesem Hintergrund liegt es nahe, sich ökonomische Zeitreihen in geeigneter Weise aus diesen Schwankungen zusammengesetzt vorzustellen und entsprechend von Trend-, Konjunktur-, Saison-, Kalender- und irregulärer Komponente zu sprechen. Dabei werden die Trend- und die Konjunktur-Komponente aufgrund definitorischer Abgrenzungsprobleme üblicherweise zur Trend-Konjunktur-Komponente zusammengefasst.

Die vier zuerst genannten Komponenten bezeichnet man auch als systematische Komponenten. Allerdings ist es grundsätzlich durchaus möglich, dass auch die Rest- oder irreguläre Komponente einer Zeitreihe als systematisch zu bezeichnende Elemente enthält. Dies ist immer dann der Fall, wenn spezielle Faktoren die Reihenwerte dauerhaft so beeinflussen, dass Schwankungen verursacht werden, die nicht den für ökonomische Zeitreihen typischen Schwankungen der systematischen Komponenten zugeordnet werden können.

Die Bedeutung des oben geschilderten Ansatzes der Modellierung ökonomischer Zeitreihen anhand von einigen wenigen Bewegungskomponenten erwächst aus dem Sachverhalt, dass er die Grundlage der sogenannten Komponentenzerlegungsverfahren ist - einer weltweit und nicht zuletzt auch in der amtlichen Statistik etablierten Klasse von mathematischen Verfahren zur Erleichterung der Erstellung von Konjunkturdiagnosen. Ihr Ziel ist, ökonomische Zeitreihen in die einzelnen Komponenten zu zerlegen. Nach einer Komponentenzerlegung stehen dem Konjunkturanalysiker dann grundsätzlich zwei Hilfsmittel zur Konjunktüreinschätzung zur Verfügung. Einerseits sind dies saisonbereinigte Werte. Sie entstehen dadurch, dass die Zeitreihen von den durch ein Komponentenzerlegungsverfahren gewonnenen Saison- und Kalenderkomponenten bereinigt werden und bieten folglich einen störungsfreieren Eindruck von den konjunkturellen Tendenzen in den Reihen. Andererseits liefern Komponentenzerlegungsverfahren auch unmittelbar Schätzungen für die Trend-Konjunktur-Komponenten der Zeitreihen. (Zu den Vor- und Nachteilen der Verwendung saisonbereinigter Reihen und der Verwendung von Trend-Konjunktur-Komponenten siehe Schmidt (1991), Speth (1994) und Höpfner (1998).)

Auch das seit über dreißig Jahren im Statistischen Bundesamt verwendete Bereinigungsverfahren BV gehört zur Klasse der Komponentenzerlegungsverfahren. Dabei steht BV für Berliner Verfahren. Die mathematischen Grundlagen dieses zur Analyse ökonomischer Monats- und Quartalsreihen geeigneten Verfahrens wurden Ende der

---

sechziger Jahre in Berlin entwickelt, und zwar an der Technischen Universität und im Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung (Nullau, Heiler u.a. (1969)). Ab 1983 war im Statistischen Bundesamt die vierte Verfahrensversion (BV4) - eine eigenständige Weiterentwicklung durch das Statistische Bundesamt (Nourney (1983 und 1984)) - im Einsatz, die jetzt durch BV4.1 abgelöst wird. Sie unterscheidet sich von BV4 durch methodische Verbesserungen bei der Behandlung von Kalendereffekten und von sogenannten Ausreißern - worunter einzelne Zeitreihenwerte verstanden werden, die aufgrund außergewöhnlich hoher irregulärer Einflüsse in besonderem Maße vom sonstigen Gefüge der Reihenwerte abweichen. Außerdem bietet BV4.1 dem Anwender jetzt die Möglichkeit, ihm bekannte Einflussgrößen aus der Restkomponente auszugliedern und in Form eigenständiger Komponenten explizit im Zeitreihenmodell zu berücksichtigen und so die Effizienz des Verfahrens weiter zu verbessern. Die detaillierte Darstellung dieser Neuerungen sind Gegenstand des vorliegenden Methodenberichts. Allerdings beschränkt sich die Beschreibung von BV4.1 nicht nur auf die neuen Verfahrenselemente. Auch die aus BV4 unverändert übernommen Methoden werden der Vollständigkeit halber dokumentiert.

Für das verbesserte Verfahren BV4.1 gilt ebenso wie für die bisherige Version BV4, dass es besonders geeignet ist für den Einsatz in statistischen Ämtern und solchen Institutionen, in denen regelmäßig für eine große Anzahl von Zeitreihen aktuelle Analyseergebnisse erstellt werden müssen. Seine besonderen Vorzüge sind:

- Niedriges Kosten-Nutzen-Verhältnis, da hochwertige Analyseergebnisse ohne Expertenwissen, aufwendige Anwenderschulungen oder eine lange Erfahrung in der Handhabung des Verfahrens erstellt werden können.
- Anwenderunabhängige Analyseergebnisse, so dass deren Nachvollziehbarkeit nicht nur rechnerisch, sondern vollständig gewährleistet ist.
- Hohe Effizienz der Saisonbereinigung auch bei sich rasch verändernden saisonalen Schwankungen.
- Ökonomisch plausible Darstellung der Trend-Konjunktur-Zyklen durch die Trend-Konjunktur-Komponente.
- Summationsfähigkeit von Komponenten/saisonbereinigten Werten von Teilreihen zur entsprechenden Komponente der Gesamtreihe (unter der Voraussetzung, dass bei allen Reihen das gleiche Zeitreihenmodell verwendet wird). Das heißt, es gibt grundsätzlich keine Unterschiede zwischen den Ergebnissen von sogenannten indirekten und direkten Analysen von Gesamtreihen.

(Als besonderen Nutzerservice veröffentlicht das Statistische Bundesamt seit 2001 zusätzlich zu den Analyseergebnissen nach BV für die wichtigsten Konjunkturindikatoren auch gemeinsam mit der Deutschen Bundesbank nach dem Verfahren X12-ARIMA des US-Bureau of the Census (<http://www.census.gov/>) ermittelte saisonbereinigte Werte.)

## 2 Das Zeitreihenmodell

Kern von BV4.1 ist die Modellierung der Zeitreihen durch die beiden systematischen Komponenten Trend-Konjunktur und Saison sowie einer irregulären Komponente, für die im Unterschied zur oben angegebenen allgemeinen Definition unterstellt wird, dass sie nur aus Zufallsschwankungen besteht. Die Anwendung dieses im Fol-

---

genden Basismodell genannten Zerlegungsansatzes erfordert daher grundsätzlich, die zu analysierenden Zeitreihen vorab von solchen systematischen Einflüssen zu bereinigen, die - wie z.B. kalenderbedingte Einflüsse - nicht der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente zuzuordnen sind. Da auch die Restkomponente grundsätzlich systematische Elemente umfasst, ist es für BV4.1 gegebenenfalls - und soweit dies möglich ist - außerdem zweckmäßig, bei der Reihenmodellierung den systematischen Teil der Restkomponente in Form einer oder mehrerer eigenständiger Komponenten zu berücksichtigen, um die Zeitreihen vor der Anwendung des Basismodells auch von diesen systematischen Einflüssen bereinigen zu können. Weiter ist es im Allgemeinen sinnvoll, die Zeitreihen vor der Ermittlung der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente von extremen zufallsbedingten Schwankungen zu bereinigen, die zu Ausreißerwerten führen. Mathematischer Hintergrund dafür ist, dass nicht bereinigte Ausreißer die Effizienz der bei BV4.1 verwendeten Schätzverfahren mehr oder weniger stark beeinträchtigen. Deshalb wird bei BV4.1 von der Restkomponente noch eine Ausreißerkomponente abgetrennt.

Angenommen es liegen  $n$  zeitlich geordnete Beobachtungswerte  $x_t, t = 1, \dots, n$ , einer Monats- oder Quartalsreihe vor. Dann lautet die entsprechende allgemeine mathematische Formulierung des Zeitreihenmodells von BV4.1:

$$x_t = f(m_t, s_t, c_t, a_t, e_t, u_t) \text{ für } t = 1, \dots, n. \quad (2.1)$$

Das heißt, für die vorliegenden einzelnen Beobachtungswerte  $x_t$  wird ein bestimmter funktionaler Zusammenhang  $f$  zu den jeweiligen Ausprägungen der Trend-Konjunktur-Komponente  $m_t$ , der Saisonkomponente  $s_t$ , der Kalenderkomponente  $c_t$ , der Komponente anderer systematischer Einflussgrößen  $a_t$ , der Ausreißerkomponente  $e_t$  und der Komponente der Zufallsschwankungen  $u_t$  angenommen.

Eine weitere fundamentale Annahme des Verfahrens betrifft die Form von  $f$ : Es wird eine additive Verknüpfung der Komponenten zur Gesamtreihe unterstellt. Das Modell (2.1) geht damit über in:

$$x_t = m_t + s_t + c_t + a_t + e_t + u_t \text{ für } t = 1, \dots, n. \quad (2.2)$$

Diese Modellierung bedeutet, dass keine systematischen (z.B. proportionalen) Zusammenhänge zwischen den Komponenten formuliert werden; ausgeschlossen werden sie dadurch jedoch nicht.

Da das Basismodell zur Schätzung der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente in besonderer Weise auch zu den erforderlichen Vorabbereinigungen herangezogen wird, wird es im Folgenden zuerst vorgestellt. Es ist mit dem von BV4 identisch. Ebenso wurde für BV4.1 der Verfahrensbaustein von BV4 zur Schätzung der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente übernommen. Im Rahmen dieses Methodenberichts genügt es daher, beide in relativ knapper Form darzustellen. Details sind zu finden in Nullau, Heiler u.a. (1969), S. 19 ff., und Nourney (1983 und 1984).



---

## 3 Das Verfahren zur Schätzung der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente

### 3.1 Basismodell

Die methodischen Ansätze bei BV basieren auf der Annahme, dass eine ökonomische Monats- bzw. Quartalsreihe mit  $n$  Beobachtungswerten die Realisation eines diskreten stochastischen Prozesses  $\{\xi_t | t = 1, \dots, n\}$  ist, der sich gemäß dem generellen Ansatz der Komponentenzersetzung additiv aus den stochastischen Teilprozessen  $\{\mu_t | t = 1, \dots, n\}$ ,  $\{v_t | t = 1, \dots, n\}$  und  $\{\varepsilon_t | t = 1, \dots, n\}$  zusammensetzt, welche die Trend-Konjunktur-Schwankungen, die saisonalen Schwankungen und die Zufallsschwankungen der Zeitreihe beschreiben. Das bedeutet, dass ein Beobachtungswert  $x_t$  die Realisierung der zugehörigen Zufallsvariable  $\xi_t$  ist, die sich aus den jeweiligen Realisierungen  $m_t$ ,  $s_t$  und  $u_t$  der Zufallsvariablen  $\mu_t$ ,  $v_t$  und  $\varepsilon_t$  zusammensetzt.

Für den Trend-Konjunktur-Prozess  $\{\mu_t | t = 1, \dots, n\}$  wird angenommen, dass es sich um einen nichtdeterministischen Prozess mit hoher positiver Autokorrelation der Prozessvariablen handelt, so dass Realisierungen so "glatt" verlaufen, dass sie sich bezüglich kürzerer Beobachtungszeiträume durch Polynome niedriger Ordnung  $p$  hinreichend genau approximieren lassen. Demgemäß lautet der funktionale Ansatz zur Modellierung der Trend-Konjunktur-Komponente:

$$m_t = \sum_{j=0}^p \alpha_j t^j . \quad (3.1.1)$$

Für den Saison-Prozess  $\{v_t | t = 1, \dots, n\}$  wird angenommen, dass er schwach stationär ist und die jährlichen periodischen Schwankungen seiner Realisierungen sich zwar grundsätzlich beliebig, jedoch nur langsam verändern können, so dass sie für kürzere Beobachtungszeiträume hinreichend genau durch endliche Fourierreihen abgebildet werden können. Zur Darstellung der jährlichen saisonalen Schwingungen lauten sie:

$$s_t = \sum_{j=1}^l (\beta_j \cos \lambda_j t + \gamma_j \sin \lambda_j t) . \quad (3.1.2)$$

Dabei sind  $\beta_j$  und  $\gamma_j$  die Fourier-Koeffizienten,  $\lambda_1 = 2\pi/P$  ist die zur Jahresperiode gehörende Kreisfrequenz (wobei  $P$  die Anzahl der Beobachtungswerte der Zeitreihe innerhalb eines Jahres ist, d.h.  $P=12$  für Monatsreihen und  $P=4$  für Quartalsreihen), und  $\lambda_j = \lambda_1 \cdot j$  für  $j=1, 2, \dots$  mit  $\lambda_j \leq \pi$  sind die Oberwellen zu  $\lambda_1$ , also unterjährige Schwingungen, die auch die Periode  $P$  aufweisen (d.h. in (3.1.2) gilt  $l=6$  für Monatsreihen und  $l=2$  für Quartalsreihen).

Für den Zufallsprozess  $\{\varepsilon_t | t = 1, \dots, n\}$  wird weißes Rauschen (d.h. gegenseitig unabhängige und identisch verteilte Prozessvariable  $\varepsilon_t$ ) mit Erwartungswert Null unterstellt.

Somit ergibt sich das folgende, sogenannte Basismodell von BV4.1:

$$x_t = m_t + s_t + u_t = \sum_{j=0}^p \alpha_j t^j + \sum_{j=1}^l (\beta_j \cos \lambda_j t + \gamma_j \sin \lambda_j t) + u_t^* . \quad (3.1.3)$$

Dabei unterscheidet sich  $u_t^*$  von  $u_t$  grundsätzlich durch den Approximationsfehler aufgrund der gewählten sogenannten Basisfunktionen  $\sum_{j=0}^p \alpha_j t^j$  und  $\sum_{j=1}^l (\beta_j \cos \lambda_j t + \gamma_j \sin \lambda_j t)$ . Gemäß obiger Annahmen wird dieser für hinreichend kurze Beobachtungszeiträume jedoch als vernachlässigbar angesehen und daher im Folgenden nicht mehr berücksichtigt.

## 3.2 Grundprinzip der Schätzung

Für längere Zeitreihen ist das Basismodell zur Darstellung der Trend-Konjunktur-Komponente und der saisonalen Schwankungen grundsätzlich nicht geeignet. Trend-Konjunktur-Polynome niedriger Ordnung können den Schwankungen der Trend-Konjunktur-Entwicklung in ökonomischen Zeitreihen in der Regel nicht angemessen Rechnung tragen, und auch die Approximation der Saisonkomponente genügt bei langen Zeitreihen immer weniger den Erfordernissen, da sich wandelnde saisonale Gegebenheiten durch das Basismodell selbst nicht erfasst werden können. Deshalb wird bei BV4.1 eine gleitende Schätzung der Komponenten anhand des Basismodells durchgeführt.

Bezeichnet  $t_i$  den  $i$ -ten Beobachtungszeitpunkt (bzw. die  $i$ -te Beobachtungsperiode) einer Zeitreihe und  $U = [t_1, \dots, t_n]$  ( $= [1, \dots, n]$ ) den gesamten Beobachtungszeitraum, dann bedeutet das Prinzip der gleitenden Schätzung, dass die Schätzung der Koeffizienten  $\alpha_j$ ,  $\beta_j$  und  $\gamma_j$  des Trend-Konjunktur-Polynoms und der Fourierreihe des Basismodells (3.1.3) zunächst auf der Grundlage der Beobachtungswerte des Zeitintervalls (Schätzbereichs)  $U_1^* = [t_1, \dots, t_k]$  der ersten  $k$  ( $< n$ ) Beobachtungswerte einer Zeitreihe, angewendet wird, dann auf die Reihenwerte des Schätzbereichs  $U_2^* = [t_2, \dots, t_{k+1}]$  usw. bis zum Schätzbereich  $U_{n-k+1}^* = [t_{n-k+1}, \dots, t_n]$ . Dabei werden bei BV4.1 die Koeffizienten für die einzelnen Schätzbereiche anhand eines Kleinst-Quadrate-Kriteriums ermittelt.

Für ein und denselben Zeitreihenwert  $x_{t_i}$  ergeben sich auf diese Weise - entsprechend der Anzahl der verschiedenen Schätzbereiche  $U_l^*$ ,  $l = 1, \dots, n - k + 1$ , die  $t_i$  überdecken - in der Regel zunächst mehrere Schätzwerte  $\hat{m}_{t_i}$  und  $\hat{s}_{t_i}$ . Ergebnisse der Spektralanalyse zeigen jedoch, dass die Schätzwerte  $\hat{m}_{t_i}$  und  $\hat{s}_{t_i}$  nur dann keine zeitlichen Vor- oder Nachläufe - sogenannte Phasenverschiebungen - gegenüber den entsprechenden Komponenten in den Zeitreihen aufweisen, wenn sie auf Schätzbereichen beruhen, bei denen der Zeitpunkt  $t_i$  exakt in der Mitte liegt. Bei BV4.1 wird daher die Länge  $k$  der Schätzbereiche  $U_l^*$  ungerade gewählt und je Schätzbereich nur die Schätzwerte für die Trend-Konjunktur- und die Saisonkomponente bezüglich des zentralen Zeitpunktes von  $U_l^*$  verwendet. (Der Zeitpunkt eines Schätzbereichs, dessen (Bereichs-) Schätzwert für das BV4.1-Analyseergebnis verwendet wird, wird im Folgenden Schätzstelle genannt. Weiter wird - um Missverständnisse zu ver-

meiden - der Begriff Schätzzeitpunkt nur in Bezug auf einen Zeitpunkt des gesamten Analyse-/ Beobachtungszeitraums der Zeitreihe verwendet und nicht bezüglich der Schätzbereiche.)

Da je Schätzbereich  $U_l^*$  nur die Schätzwerte für die Trend-Konjunktur- und die Saisonkomponente bezüglich der jeweiligen zentralen Schätzstelle verwendet werden, liegt es nahe, zur (schätzbereichsbezogenen) Bestimmung der Koeffizienten des Basismodells ein gewichtetes Kleinst-Quadrate-Kriterium zu minimieren, wobei die Gewichte so festgelegt werden, dass den Zeitreihenwerten bei der Schätzung der Modellparameter tendenziell ein umso prägnanterer Einfluss zukommt, je näher sie zur Schätzstelle liegen. Der Konzentrationsaspekt des gleitenden Schätzverfahrens auf bezüglich des Schätzzeitpunktes benachbarte Zeitreihenwerte wird dadurch in logischer Weise fortgeführt und intensiviert und die durch die Verwendung eines gleitenden Schätzansatzes ohnehin relativierte Bedeutung der konkreten Formulierung des Basismodells (3.1.3) für die Schätzwerte noch weiter reduziert. Trotz der Verwendung ein und desselben und darüber hinaus vergleichsweise einfach strukturierten Basismodells für alle Zeitreihen gelingt es auf diese Weise, die verschiedensten Trend-Konjunktur-Verläufe und saisonalen Entwicklungen in ökonomischen Zeitreihen durch die geschätzten Komponenten darstellen zu können.

Konkret werden die Schätzwerte  $\hat{m}_{t_i}$  und  $\hat{s}_{t_i}$  für die Trend-Konjunktur- und die Saisonkomponente bezüglich eines Schätzbereiches  $U_l^*$  so bestimmt, dass sie das folgende gewichtete Kleinst-Quadrate-Kriterium erfüllen:

$$\sum_{t_i \in U_l^*} w_{t_i} (x_{t_i} - \hat{m}_{t_i} - \hat{s}_{t_i})^2 = \text{Minimum} . \quad (3.2.1)$$

Dabei werden die Gewichte  $w_{t_i}$  gemäß der folgenden, allgemeinen Formel festgelegt:

$$w_{t_i} = 1 - \frac{|t_i - t^+|}{D + 1} \quad \text{für } t_i \in U_l^* . \quad (3.2.2)$$

Hierbei ist  $t^+$  der Zeitpunkt innerhalb des Schätzbereichs  $U_l^*$ , der das höchste Gewicht ( $w_{t^+} = 1$ ) erhalten soll, und  $D$  ist die größere der beiden Entfernungen (ausgedrückt in Monaten bzw. Quartalen) zwischen dem Zeitpunkt  $t^+$  und den beiden Endzeitpunkten von  $U_l^*$ .

Das Grundprinzip der Schätzung bei BV4.1 sieht vor, für die Schätzbereiche  $U_l^*$   $t^+$  auf die jeweilige zentrale Schätzstelle zu legen. Dies bewirkt, dass die Gewichte für die übrigen Zeitpunkte von  $U_l^*$ , ausgehend von  $t^+$ , zu den Enden des Schätzbereichs hin symmetrisch und linear gegen Null abfallen.

Aufgrund dieser Symmetrie der Gewichte wird weiterhin sichergestellt, dass die geschätzten Komponenten frei sind von Phasenverschiebungen gegenüber den Verhältnissen bei den zu analysierenden Zeitreihen.

Eine weitere Maßnahme zur Steigerung der Qualität der Schätzungen besteht darin, diesen Schätzansatz für die Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente und der Saisonkomponente unter jeweils unterschiedlichen, kom-

---

ponentenspezifisch optimierten Rahmenbedingungen anzuwenden. Dabei spielt insbesondere die Länge der verwendeten Schätzbereiche eine entscheidende Rolle. Für die Schätzung der Saisonkomponente ist es nämlich erforderlich, die Zeitreihenwerte mehrerer Jahre heranzuziehen, da nur so für gleichnamige Beobachtungsperioden (Monate bzw. Quartale) eine ausreichende Informationsbasis zur Erzielung sicherer Schätzwerte erreicht werden kann. Andererseits sind die Schätzbereiche zur Ermittlung sicherer Saisonschätzwerte in der Regel zu lang, um alle Auf- und Abbewegungen der Trend-Konjunktur-Entwicklung einer Reihe durch ein Polynom niedriger Ordnung nachvollziehen zu können.

Deshalb wird bei BV4.1 so vorgegangen, dass gemäß dem obigen Schätzansatz zunächst die Trend-Konjunktur-Komponente der zu analysierenden Zeitreihe ermittelt wird, und zwar unter Rahmenbedingungen, die speziell auf das Ziel der Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente abgestellt sind. Die hierbei ebenfalls anfallende Saisonschätzung wird nicht weiter verwendet, weshalb man das Verfahren als Trend-Konjunktur-Teilschätzung bezeichnet. Es folgt die Schätzung der Saisonkomponente. Dazu wird die Zeitreihe um die geschätzte Trend-Konjunktur-Komponente bereinigt (d.h.  $x_t - \hat{m}_t$  für  $t = 1, \dots, n$  berechnet) und die bereinigte Reihe wieder gemäß dem Grundprinzip analysiert, jetzt aber unter bezüglich der Schätzung der Saisonkomponente optimierten Bedingungen. Verwendet wird dann nur die Schätzung der Saisonkomponente (Saison-Teilschätzung).

Bei beiden Schätzvorgängen wird jeweils das vollständige Basismodell verwendet, um verzerrte Schätzwerte der jeweils interessierenden Komponente zu vermeiden. Dies ist natürlich insbesondere bei der Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente wichtig, da die hierbei verwendeten Beobachtungswerte die saisonalen Schwankungen vollständig enthalten. Bei der Schätzung der Saisonkomponente auf Basis der trend-konjunktur-bereinigten Reihe wird auf diese Weise verhindert, dass eventuelle Unzulänglichkeiten bei der Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente die Schätzwerte der Saisonkomponente verzerren.

Die Anforderung zentraler Schätzstellen innerhalb der Schätzbereiche bewirkt, dass das beschriebene Grundprinzip der gleitenden Schätzung nur im mittleren Bereich des Beobachtungszeitraums einer Zeitreihe anwendbar ist, da nur dort die Schätzbereiche symmetrisch um die Schätzstellen gelegt werden können. Um die Komponentenzerlegung bzw. die Saisonbereinigung für den gesamten Beobachtungszeitraum einer Zeitreihe durchführen zu können, wird für die Schätzung der Komponenten für Schätzzeitpunkte an den beiden Enden der Zeitreihe das Grundprinzip in soweit abgewandelt, dass dort um die Schätzstelle asymmetrische Schätzbereiche eingesetzt werden. Außerdem gibt es Modifikationen bezüglich der verwendeten Basisfunktionen und der relativen Lage von  $t^+$  bezüglich der Schätzstelle (s. Kapitel 3.3 und 3.4).

### 3.3 Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente

Die Verwendung des (in den Modellparametern) linearen Basismodells in Verbindung mit der Schätzung der Modellparameter durch die Minimierung des Kleinst-Quadrate-Kriteriums führt dazu, dass die Schätzungen der Trend-Konjunktur-Komponenten  $\hat{m}_t$  bei BV4.1 für alle Schätzzeitpunkte  $\hat{t}$  des Beobachtungs-/Analysezeitraums

einer Zeitreihe durch Linearkombinationen der zugehörigen Zeitreihenwerte  $x_t$ ,  $t = 1, \dots, n$  entstehen, wobei man solche Linearkombinationen im Zusammenhang mit der Komponentenzerlegung und Saisonbereinigung von Zeitreihen auch als lineare Filter bezeichnet. Das heißt:

$$\hat{m}_{\hat{t}} = \sum_{t=1}^n \delta_t(\hat{t}) x_t \quad \text{für } \hat{t} = 1, \dots, n. \quad (3.3.1)$$

Da bei BV4.1 zur Schätzung von  $m_{\hat{t}}$  nur die Beobachtungswerte  $x_t$  herangezogen werden, die in den bezüglich des Schätzzeitpunktes  $\hat{t}$  verwendeten Schätzbereich  $U_{\hat{t}}$  fallen, gilt:  $\delta_t(\hat{t}) = 0$  für  $t \notin U_{\hat{t}}$ , so dass (3.3.1) auch geschrieben werden kann als:

$$\hat{m}_{\hat{t}} = \sum_{t \in U_{\hat{t}}} \delta_t(\hat{t}) x_t \quad \text{für } \hat{t} = 1, \dots, n. \quad (3.3.2)$$

(In (3.3.1) bzw. (3.3.2) soll der Klammerzusatz  $(\hat{t})$  der Filtergewichte  $\delta_t(\hat{t})$  verdeutlichen, dass sich diese für die verschiedenen Schätzzeitpunkte  $\hat{t}$  unterscheiden.)

Die Filtergewichte  $\delta_t(\hat{t})$  für  $t \in U_{\hat{t}}$  sind abhängig von und eindeutig bestimmt durch folgende Modalitäten bei der Schätzung:

- Länge  $k_{\hat{t}}$  des Schätzbereichs  $U_{\hat{t}}$ ,
- Position  $h_{\hat{t}}$  von  $\hat{t}$  innerhalb von  $U_{\hat{t}}$ ,
- Position  $q_{\hat{t}}$  von  $t^+$  innerhalb von  $U_{\hat{t}}$ ,
- Grad  $p_{\hat{t}}$  des bzgl. der Schätzung innerhalb von  $U_{\hat{t}}$  verwendeten Trend-Konjunktur-Polynoms des Basismodells.

Abkürzend kann ein BV4.1-Filter  $M_{\hat{t}}$  für die Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente für den Schätzzeitpunkt  $\hat{t}$  daher durch  $M_{\hat{t}}(k_{\hat{t}}, h_{\hat{t}}, q_{\hat{t}}, p_{\hat{t}})$  charakterisiert werden.

Die Filtergewichte  $\delta_t(\hat{t})$ ,  $t \in U_{\hat{t}}$ , hängen für alle  $\hat{t}$  nicht von den Werten der zu analysierenden Zeitreihe ab. Deshalb hat man bei der Entwicklung von BV4 umfangreiche spektralanalytische Untersuchungen durchgeführt, um solche Filter zu finden, die aufgrund ihrer Wirkung und Güte auf alle ökonomischen Zeitreihen anwendbar sind.

Für die Trend-Konjunktur-Schätzung bei monatlichen Zeitreihen wurde der Filter  $M_{\hat{t}}(27, 14, 14, 3)$  als der geeignetste identifiziert. Aus spektralanalytischer Sicht zeichnet der Filter sich dadurch aus, dass eine mit ihm geschätzte Trend-Konjunktur-Komponente keine Phasenverschiebung aufweist und alle mittelfristigen Schwingungen der gefilterten Reihe nahezu unverändert und von den Zyklen der Zeitreihe mit jährlicher oder kürzerer

Schwingungsdauer unbeeinflusst wiedergibt. Er wird zur Umsetzung des Grundprinzips der Trend-Konjunktur-Schätzung für den gesamten mittleren Analysezeitraum verwendet, der aufgrund seiner Schätzbereichslänge von  $\hat{t} = 14$  bis  $\hat{t} = n - 13$  reicht.  $M_{\hat{t}}(27,14,14,3)$  wird daher Mittelfilter genannt.

Für Schätzungen bezüglich der ersten und der letzten 13 Monate des Analysezeitraums mussten Anschlussfilter bestimmt werden. Bei der konkreten Festlegung dieser Filter richtete sich das Hauptaugenmerk auf die Gewährleistung einer möglichst großen Ähnlichkeit ihrer Wirkungsweisen mit der des Mittelfilters, und zwar einerseits um die gute Filterwirkung des Mittelfilters soweit wie möglich gleichwertig zu den beiden Enden der Zeitreihe fortzusetzen, andererseits aber auch um zu vermeiden, dass im Erscheinungsbild der aus den verschiedenen Filterergebnissen zusammengesetzten Trend-Konjunktur-Komponente aufgrund unterschiedlicher Eigenschaften der Randfilter Sprünge oder Knicke auftreten. Dennoch ließen sich natürlich insbesondere durch die Notwendigkeit der Verwendung unsymmetrischer Filter zu den Enden des Analysebereichs zunehmende Qualitätseinbußen (z.B. Phasenverschiebungen) nicht vermeiden.

Aufgrund der Untersuchungen wurden folgende Randfilter festgelegt:

$$M_{n-12}(28,16,16,3), M_{n-11}(29,18,18,3), M_{n-10}(30,20,20,3), M_{n-9}(30,21,21,3), M_{n-8}(29,21,21,3), \\ M_{n-7}(28,21,21,3), M_{n-6}(26,20,20,3), M_{n-5}(25,20,20,3), M_{n-4}(25,21,21,3), M_{n-3}(25,22,22,3), \\ M_{n-2}(25,23,23,3), M_{n-1}(26,25,25,3) \text{ und } M_n(27,27,27,3).$$

Zur Verbesserung der Schätzung wird die Trend-Konjunktur-Komponente für die letzten 6 Zeitpunkte jedoch auch mit den Filtern  $M_{n-5}(25,20,25,1)$ ,  $M_{n-4}(24,20,24,1)$ ,  $M_{n-3}(23,20,23,1)$ ,  $M_{n-2}(22,20,22,1)$ ,  $M_{n-1}(21,20,21,1)$  und  $M_n(20,20,20,1)$  ermittelt, bei denen im Basismodell die Trend-Konjunktur-Komponente durch eine Gerade modelliert wird. Der endgültige Schätzwert wird dann jeweils als gewichtetes Mittel aus beiden Einzel-Schätzungen berechnet, wobei zum Reihenende hin das Gewicht der Filter mit Polynomgrad 1 sukzessive von  $1/12$  auf  $6/12$  anwächst und das Gewicht der Filter mit Polynomgrad 3 entsprechend von  $11/12$  auf  $6/12$  abnimmt.

Am Anfang des Analysezeitraumes werden die analogen bezüglich des Schätzzeitpunktes  $\hat{t}$  spiegelbildlichen Filter benutzt, das heißt:

$$\hat{m}_{\hat{t}} = \sum_{t=1}^n \delta_{n-t+1} (n - \hat{t} + 1) x_t \quad \text{für } \hat{t} = 1, \dots, 13. \quad (3.3.3)$$

Eine weitere Folge der Notwendigkeit des Einsatzes von verschiedenen Randfiltern ist, dass zurückliegende Schätzwerte der Trend-Konjunktur-Komponente revidiert werden, wenn eine neue Analyse auf der Basis eines um einen neuen Zeitreihenwert ergänzten Analysezeitraums durchgeführt wird. Für die Konjunkturanalyse relevante Revisionen der Schätzwerte treten jedoch in der Regel nur bezüglich der Zeitpunkte  $n - 1$  und  $n - 2$  auf.

Für die Analyse der Trend-Konjunktur-Komponente von Quartalsreihen wurden folgende Filter bzw. Filterkombinationen ausgewählt: als Mittelfilter  $M_{\hat{t}}(9,5,5,3)$ , gültig für  $\hat{t} = 5$  bis  $\hat{t} = n - 4$ , für den rechten Rand des Analysezeitraums die Anschlussfilter  $1/2 \cdot M_{n-3}(11,8,8,3) + 1/2 \cdot M_{n-3}(10,7,7,3)$ ,  $1/2 \cdot M_{n-2}(10,8,8,3) + 1/2 \cdot M_{n-2}(9,7,7,3)$ ,  $M_{n-1}(9,8,8,3)$  und  $1/2 \cdot M_n(10,10,10,3) + 1/2 \cdot M_n(8,8,8,1)$  und die entsprechenden bezüglich des Schätzzeitpunktes  $\hat{t}$  spiegelbildlichen Filter für den linken Rand.

Zur genaueren Veranschaulichung der Wirkungsweisen der Filter werden in Abbildung 1 die Verstärkungsfunktionen (s. z.B. Leiner (1976)) für den Mittelfilter und die drei Randfilter für  $\hat{t} = n$ ,  $n - 1$  und  $n - 2$  (bzw.  $\hat{t} = 1$ , 2 und 3) zur Trend-Konjunktur-Schätzung bei Monatsreihen und in Abbildung 2 zur Trend-Konjunktur-Schätzung bei Quartalsreihen dargestellt. Dabei gibt der Wert der Verstärkungsfunktion zu einer Frequenz  $2\pi/P$  den Faktor an, mit dem die Amplitude der zugehörigen Schwingung in der zu filternden Zeitreihe zu multiplizieren ist, um zur Amplitude der Schwingung in der gefilterten Reihe zu gelangen. Auf die Amplituden von Schwingungen mit Frequenzen, für welche die Verstärkungsfunktion den Wert 1 annimmt, hat der zugehörige Filter folglich keine Auswirkungen. Sie gehen diesbezüglich unverändert in die gefilterte Reihe ein. Werte der Verstärkungsfunktion gleich 0 bedeuten, dass die zugehörigen Schwingungen durch den Filter vollständig zurückgehalten werden. Sie sind in der gefilterten Reihe nicht mehr vorhanden. Werte der Verstärkungsfunktion zwischen 0 und 1 signalisieren eine Reduzierung und Werte größer als 1 eine Verstärkung der Amplituden der zugehörigen Schwingungen durch die Filterung.

Abbildung 1: Verstärkungsfunktion für drei Randfilter ( $\hat{t} = n$ ,  $n - 1$  und  $n - 2$ ) und den Mittelfilter (—) der Trend-schätzung bei Monatsreihen.

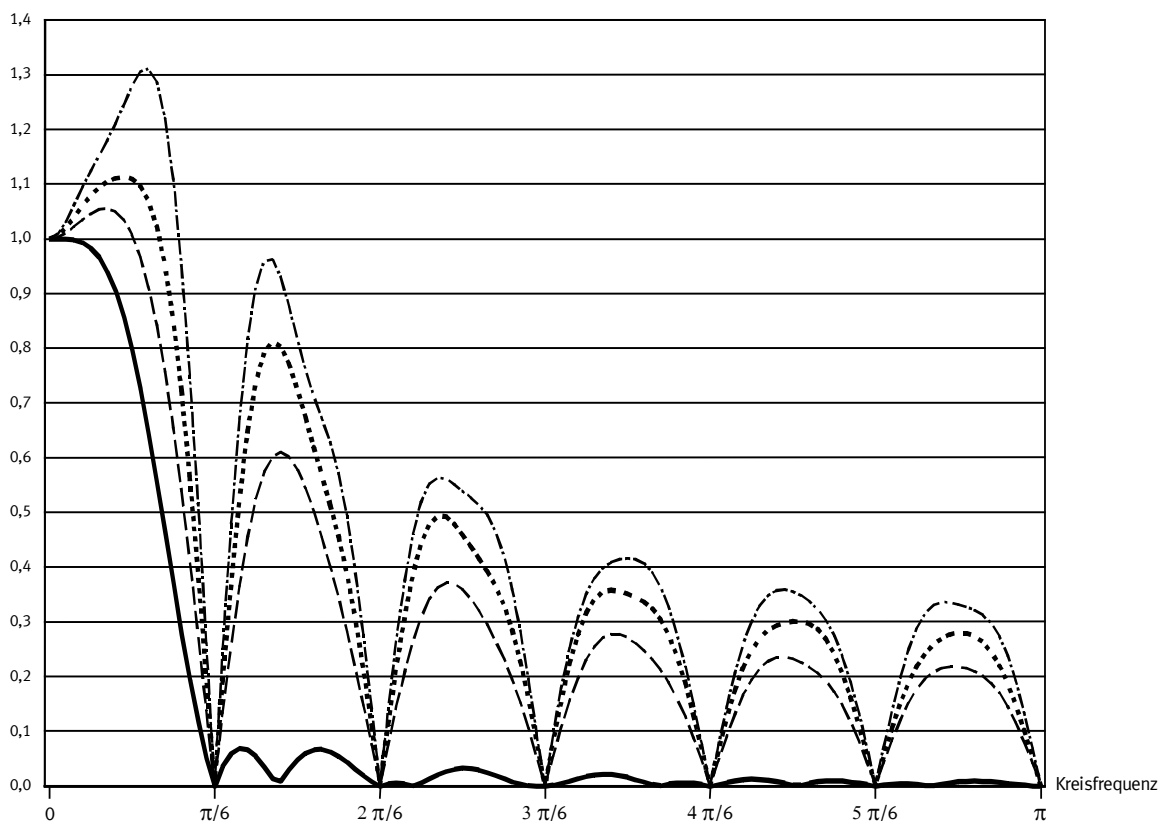
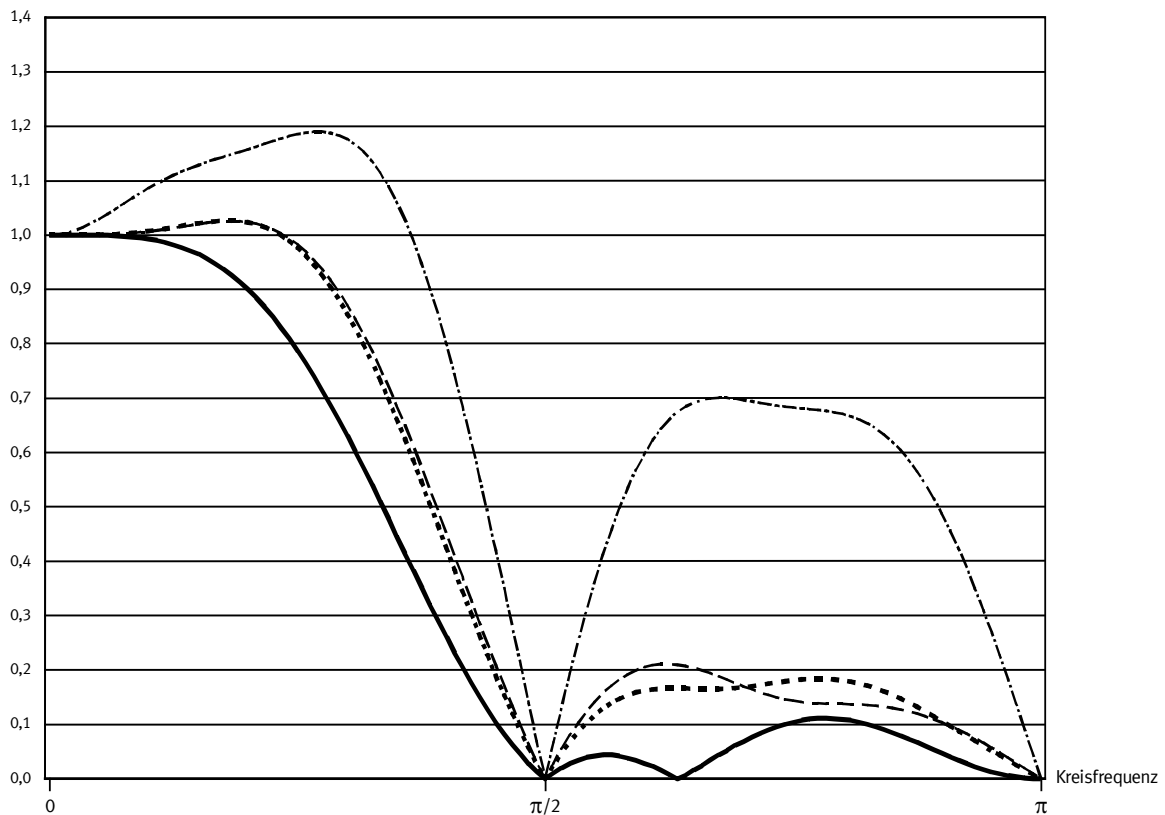


Abbildung 2: Verstärkungsfunktion für drei Randfilter ( $\hat{t} = n, n-1$  und  $n-2$ ) und den Mittelfilter (—) der Trend-schätzung bei Quartalsreihen.



### 3.4 Schätzung der Saisonkomponente

Die Gegebenheiten zur Schätzung der Saisonkomponente entsprechen grundsätzlich denen bei der Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente. Wiederum lassen sich die Schätzwerte der Saisonkomponente als Ergebnisse der Anwendungen linearer Filter darstellen:

$$\tilde{s}_{\hat{t}} = \sum_{t=1}^n g_t(\hat{t}) x_t \quad \text{für } \hat{t} = 1, \dots, n, \quad (3.4.1)$$

wobei gilt:  $g_t(\hat{t}) = 0$  für  $t \notin U_{\hat{t}}$ . Die Filter - jetzt mit  $S_{\hat{t}}(k_{\hat{t}}, h_{\hat{t}}, q_{\hat{t}}, p_{\hat{t}})$  bezeichnet - sind ebenfalls durch die Festlegung von  $k_{\hat{t}}$ ,  $h_{\hat{t}}$ ,  $q_{\hat{t}}$  und  $p_{\hat{t}}$  eindeutig bestimmt, und die Filtergewichte  $g_t(\hat{t})$ ,  $t \in U_{\hat{t}}$ , hängen für alle  $\hat{t}$  wiederum nicht von den Werten der zu analysierenden Zeitreihe ab.

Deshalb konnte man zur Festlegung der Filter für die Schätzung der Saisonkomponente erneut spektralanalytische Untersuchungen heranziehen, um geeignete universell einsetzbare Filter zu identifizieren. Im Unterschied zur Situation bei der Suche nach geeigneten Trend-Konjunktur-Filtern hatte man hierbei zusätzlich zu beachten, dass nur solche symmetrischen Filter verzerrungsfreie Schätzwerte der Saisonkomponente garantieren, bei denen



die Position  $h_{\hat{t}}$  der Schätzstelle  $\hat{t}$  innerhalb des Schätzbereichs  $U_{\hat{t}}$  entweder einem ganzzahligen Vielfachen der Jahresperiode  $P$  entspricht, d.h.  $h_{\hat{t}} = j \cdot P$  ist, oder für die gilt:  $h_{\hat{t}} = k_{\hat{t}} - (j \cdot P) + 1$ ,  $j \in \mathbb{N}_+$ .

Für die Analyse von Monatsreihen wurde als Mittelfilter zur Saisonschätzung die Filterkombination

$6/7 \cdot S_{\hat{t}}(47,24,24,3) + 1/7 \cdot S_{\hat{t}}(47,24,24,1)$  bestimmt, anwendbar für  $\hat{t} = 24$  bis  $\hat{t} = n - 23$ . Abweichend vom Grundprinzip wurde hier zur Verbesserung der Filterwirkung bereits für den Mittelfilter ein Kombinationsfilter ausgewählt. Der Filter zeichnet sich dadurch aus, dass durch ihn keine Vor- oder Nachläufe bei der Schätzung der Saisonkomponente hervorgerufen werden, die Saisonkomponente bei allen Reihen vollständig erfasst wird und auch raschere jährliche Veränderungen der Auswirkungen saisonaler Einflussgrößen auf die zu analysierenden Zeitreihen weitgehend problemlos durch die geschätzte Saisonkomponente dargestellt werden. Aufgrund dieser insbesondere für universell eingesetzte Filter sehr wichtigen Eigenschaft der Flexibilität des Mittelfilters kann es jedoch - in Abhängigkeit von den jeweiligen Verhältnissen bei den einzelnen Reihen - unter Umständen vorkommen, dass die Saisonkomponente auch Anteile der kurzfristigen Störungen in den Zeitreihen enthält. Hinsichtlich des Zwecks der Ermittlung saisonbereinigter Werte, nämlich der Ermittlung solcher Werte, welche die Trend-Konjunktur-Verläufe von Zeitreihen störungsfreier wiedergeben, ist dieser Sachverhalt jedoch nicht als Nachteil zu bewerten.

Die notwendigen 23 Anschlussfilter lauten:

$$\begin{aligned}
& 6/7 \cdot S_{n-22}(46,24,24,3) + 1/7 \cdot S_{n-22}(47,24,24,1), \quad 4/5 \cdot S_{n-21}(45,24,24,3) + 1/5 \cdot S_{n-21}(45,24,23,1), \\
& 4/5 \cdot S_{n-20}(44,24,24,3) + 1/5 \cdot S_{n-20}(44,24,23,1), \quad 2/3 \cdot S_{n-19}(43,24,24,3) + 1/3 \cdot S_{n-19}(43,24,22,1), \\
& 2/3 \cdot S_{n-18}(42,24,24,3) + 1/3 \cdot S_{n-18}(42,24,22,1), \quad 1/2 \cdot S_{n-17}(41,24,24,3) + 1/2 \cdot S_{n-17}(41,24,21,1), \\
& 1/2 \cdot S_{n-16}(40,24,24,3) + 1/2 \cdot S_{n-16}(40,24,21,1), \quad 1/2 \cdot S_{n-15}(39,24,24,3) + 1/2 \cdot S_{n-15}(39,24,20,1), \\
& 1/2 \cdot S_{n-14}(38,24,24,3) + 1/2 \cdot S_{n-14}(38,24,20,1), \\
& 2/9 \cdot S_{n-13}(37,24,24,3) + 1/9 \cdot S_{n-13}(49,36,36,3) + 6/9 \cdot S_{n-13}(37,24,19,1), \\
& 1/9 \cdot S_{n-12}(36,24,24,3) + 2/9 \cdot S_{n-12}(48,36,36,3) + 6/9 \cdot S_{n-12}(36,24,19,1), \\
& 9/12 \cdot S_{n-11}(35,24,18,1) + 2/12 \cdot S_{n-11}(47,36,36,3) + 1/12 \cdot S_{n-11}(35,24,24,3), \\
& 9/12 \cdot S_{n-10}(34,24,18,1) + 2/12 \cdot S_{n-10}(46,36,36,3) + 1/12 \cdot S_{n-10}(34,24,24,3), \\
& 4/5 \cdot S_{n-9}(33,24,17,1) + 1/5 \cdot S_{n-9}(45,36,36,3), \quad 4/5 \cdot S_{n-8}(32,24,17,1) + 1/5 \cdot S_{n-8}(44,36,36,3), \\
& 2/3 \cdot S_{n-7}(31,24,16,1) + 1/3 \cdot S_{n-7}(43,36,36,3), \quad 2/3 \cdot S_{n-6}(30,24,16,1) + 1/3 \cdot S_{n-6}(42,36,36,3), \\
& 1/2 \cdot S_{n-5}(29,24,15,1) + 1/2 \cdot S_{n-5}(41,36,36,3), \quad 1/2 \cdot S_{n-4}(28,24,15,1) + 1/2 \cdot S_{n-4}(40,36,36,3), \\
& 3/6 \cdot S_{n-3}(27,24,16,1) + 2/6 \cdot S_{n-3}(39,36,33,3) + 1/6 \cdot S_{n-3}(51,48,45,3), \\
& 2/4 \cdot S_{n-2}(26,24,17,1) + 1/4 \cdot S_{n-2}(38,36,30,3) + 1/4 \cdot S_{n-2}(50,48,42,3), \\
& 2/4 \cdot S_{n-1}(25,24,18,1) + 1/4 \cdot S_{n-1}(37,36,27,3) + 1/4 \cdot S_{n-1}(49,48,39,3), \\
& 2/4 \cdot S_n(24,24,19,1) + 1/4 \cdot S_n(36,36,24,3) + 1/4 \cdot S_n(48,48,36,3).
\end{aligned}$$

Auch diese Randfilter wurden unter dem Gesichtspunkt bestimmt, möglichst große Ähnlichkeiten mit der Wirkungsweise des Mittelfilters aufzuweisen. Zeitliche Nachläufe - insbesondere für die Schätzwerte bezüglich des

letzten Jahres der Analyse - und geringere Leistungen hinsichtlich der adäquaten Darstellung sich verändernder saisonaler Strukturen müssen für Randschätzungen jedoch in Kauf genommen werden.

Für die Saisonschätzung bei Quartalsreihen lautet die Filterfolge:

$$\begin{aligned}
 & 1/2 \cdot S_{\hat{t}}(15,8,8,1) + 1/2 \cdot S_{\hat{t}}(15,8,8,3) \text{ für } \hat{t} = 8 \text{ bis } \hat{t} = n-7 \text{ (Mittelfilter),} \\
 & 1/2 \cdot S_{n-6}(14,8,8,1) + 1/2 \cdot S_{n-6}(14,8,8,3), \quad 1/2 \cdot S_{n-5}(13,8,7,1) + 1/2 \cdot S_{n-5}(13,8,8,3), \\
 & 5/10 \cdot S_{n-4}(12,8,7,1) + 3/10 \cdot S_{n-4}(16,12,11,3) + 2/10 \cdot S_{n-4}(12,8,8,3), \\
 & 4/5 \cdot S_{n-3}(11,8,6,1) + 1/5 \cdot S_{n-3}(15,12,11,3), \quad 4/5 \cdot S_{n-2}(10,8,6,1) + 1/5 \cdot S_{n-2}(14,12,10,3), \\
 & 2/5 \cdot S_{n-1}(9,8,5,1) + 2/5 \cdot S_{n-1}(13,12,10,3) + 1/5 \cdot S_{n-1}(17,16,15,3), \\
 & 5/10 \cdot S_n(8,8,7,1) + 2/10 \cdot S_n(12,12,9,3) + 3/10 \cdot S_n(16,16,14,3).
 \end{aligned}$$

Am Anfang des Analysezeitraumes werden sowohl für Monats- als auch Quartalsreihen die jeweils entsprechenden bezüglich des Schätzzeitpunktes  $\hat{t}$  spiegelbildlichen Filter verwendet.

Spektralanalytische Untersuchungen im Rahmen der Entwicklung des Verfahrens ergaben, dass sich eine Vorabereinigung der Zeitreihen um die mit den oben beschriebenen Filtern geschätzten Trend-Konjunktur-Komponenten insgesamt gesehen gegenüber der direkten Anwendung der Filter  $S_{\hat{t}}(k_{\hat{t}}, h_{\hat{t}}, q_{\hat{t}}, p_{\hat{t}})$  auf die Zeitreihenwerte vorteilhaft auf die Saisonschätzung auswirkt. Deshalb erfolgt die Schätzung der Saisonkomponente bei BV4.1 nicht gemäß (3.4.1), sondern mittels

$$\hat{S}_{\hat{t}} = \sum_{t'=1}^n \mathcal{G}_{t'}(\hat{t})(x_{t'} - \hat{m}_{\hat{t}}) = \sum_{t'=1}^n \mathcal{G}_{t'}(\hat{t}) \left( x_{t'} - \sum_{t=1}^n \delta_t(\hat{t}) x_t \right) = \sum_{t'=1}^n \mathcal{G}_{t'}^*(\hat{t}) x_{t'} \text{ für } \hat{t} = 1, \dots, n. \quad (3.4.2)$$

Zur Beurteilung der Saisonschätzung bei BV4.1 genügt es daher nicht, allein die Eigenschaften der Filter  $S_{\hat{t}}(k_{\hat{t}}, h_{\hat{t}}, q_{\hat{t}}, p_{\hat{t}})$  zu berücksichtigen. Vielmehr ist es erforderlich, die - wiederum linearen - Filter zu untersuchen, die sich aus der Kombination der Verfahrensschritte Trend-Konjunktur-Schätzung, Trend-Konjunktur-Bereinigung und Saisonschätzung ergeben und gemäß (3.4.2) durch  $\mathcal{G}_{t'}^*(\hat{t})$ ,  $t' \in U_{\hat{t}}^*$ , definiert werden.

In den Abbildungen 3 und 4 werden die Verläufe von Verstärkungsfunktionen für einige ausgewählte Kombinationsfilter der Saisonbereinigung  $x_t - \hat{S}_{\hat{t}}$  dargestellt.

Abbildung 3: Verstärkungsfunktion für drei Randfilter ( $\hat{t} = n, n-1$  und  $n-2$ ) und den Mittelfilter (—) der Saisonbereinigung bei Monatsreihen.

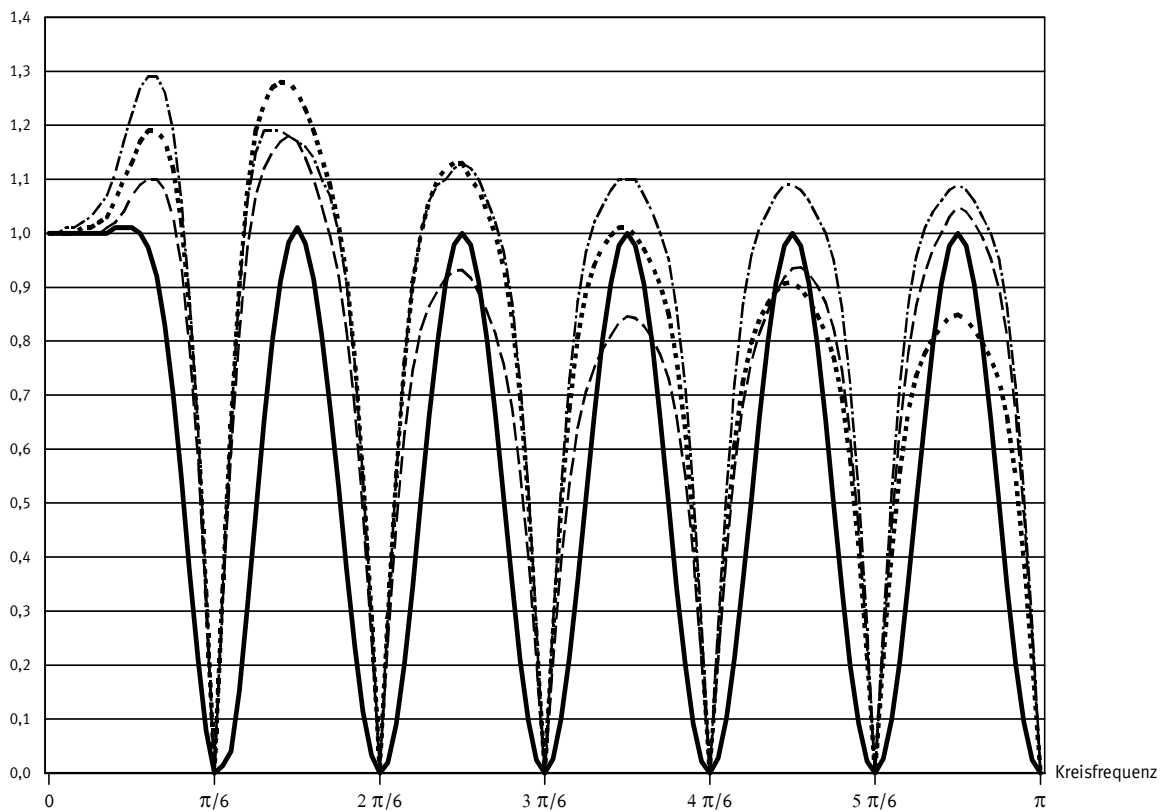
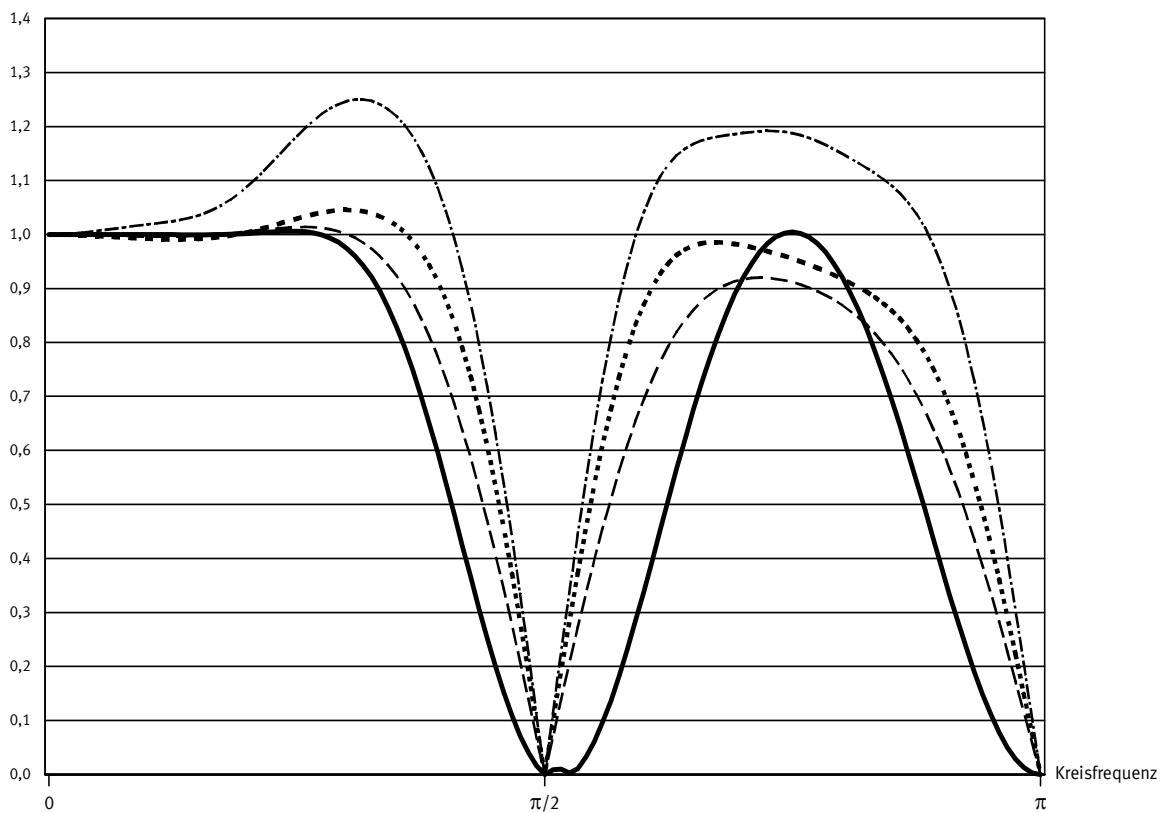


Abbildung 4: Verstärkungsfunktion für drei Randfilter ( $\hat{t} = n, n-1$  und  $n-2$ ) und den Mittelfilter (—) der Saisonbereinigung bei Quartalsreihen.



---

## 4 Die Schätzung von Ausreißern, Kalendereffekten und Einflüssen anwenderbestimmter Variablen

Werden in linearen Regressionsmodellen Einflussgrößen nicht berücksichtigt, führt dies zu systematisch verzerrten Kleinst-Quadrate-Schätzergebnissen, da die Einflüsse der fehlenden Faktoren teilweise durch die anderen übernommen werden. Deshalb ist es in der Regel zweckmäßig, das Basismodell um weitere Einflussgrößen zu ergänzen.

### 4.1 Ausreißerkomponente

Als Ausreißer bezeichnet man einzelne, sporadisch auftretende Beobachtungswerte einer Zeitreihe, die aus den verschiedensten, in der Regel nicht bekannten Gründen in ungewöhnlich starkem Ausmaß von der üblichen Struktur der Reihenwerte abweichen. Werden sie im Zeitreihenmodell nicht berücksichtigt, wird die Trend-Konjunktur-Komponente für die Beobachtungsperioden, in denen Ausreißer auftreten, und einige unmittelbar benachbarte Perioden durch die Analyse verzerrt wiedergegeben. Insbesondere wird jedoch die Saisonschätzung nachteilig beeinflusst, da die Verzerrungen der Saisonkomponente nicht mehr nur zeitlich eng begrenzt, sondern in erheblichem Maß auch in den zur ausreißerbeeinflussten Periode gehörenden gleichnamigen Perioden benachbarter Jahre auftreten.

Der nachfolgend beschriebene methodische Ansatz zur Identifizierung der Beobachtungsperioden, in denen mit hoher Wahrscheinlichkeit Ausreißer auftreten, wurde für BV4.1 im Wesentlichen unverändert von BV4 übernommen.

Das Verfahren gründet sich auf die Annahme, dass die zu analysierende Zeitreihe  $x_t$ ,  $t = 1, \dots, n$ , bis auf einige wenige Beobachtungswerte die Realisation eines diskreten stationären stochastischen Normalprozesses  $\{\xi_t | t \in \mathbb{Z}\}$  mit Erwartungswert  $E(\xi_t) = \nu$  und Autokovarianzen  $\gamma_\eta = E((\xi_t - \nu)(\xi_{t+\eta} - \nu))$ ,  $\eta = \pm 0, \pm 1, \dots$ , ist. Auf dieser Basis wird ausgehend von den Beobachtungswerten innerhalb über den Analysezeitraum gleitender Zeitintervalle mit einer festen Länge  $M$ , der sogenannten Stützbereiche, jeweils der bedingte Erwartungswert  $E(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M})$  für den Reihenwert der nächsten Beobachtungsperiode ermittelt. Hierbei wird unterstellt, dass unter den ersten  $M$  Beobachtungswerten der Reihe keine Ausreißer auftreten.

Ein Zeitreihenwert  $x_t$ ,  $M < t \leq n$ , wird dann als Ausreißer betrachtet, wenn die Wahrscheinlichkeit dafür, dass der Wert von demselben Prozess erzeugt wurde wie die vorausgehenden  $M$  Werte, klein ist. Dies wird dann als gegeben angesehen, wenn die Abweichung des Beobachtungswertes von dem nach dem obigen Ansatz ermittelten zugehörigen bedingten Erwartungswert der Prozessvariablen  $\xi_t$  mehr als ein geeigneter (Konfidenz-) Faktor  $\tau$  von deren bedingter Standardabweichung  $\sigma_t$  beträgt, das heißt, wenn  $x_t \notin [l_t, u_t]$  gilt, mit

$$l_t = E(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M}) - \tau\sigma_t \text{ und } u_t = E(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M}) + \tau\sigma_t .$$

Wird für eine Periode  $t^E$  ein Zeitreihenwert auf diese Weise als Ausreißer identifiziert, ist es nicht sinnvoll, ihn im Rahmen der gleitenden Berechnung der bedingten Erwartungswerte der nachfolgenden Zeitreihenwerte weiter zu verwenden. Im Rahmen der Ausreißer-Erkennungsprozedur wird er deshalb durch eine Grobschätzung des ausreißerbereinigten Wertes ersetzt, nämlich je nach der Richtung der Abweichung entweder durch die obere oder die untere Grenze des durch  $\tau$  festgelegten zugehörigen Toleranzbereiches  $[l_t, u_t]$ .

$M$  und  $\tau$  können durch den Anwender von BV4.1 festgelegt werden. Um die Anzahl der Ausreißer klein zu halten, sollte standardmäßig  $\tau = 3$  gesetzt werden. Außerdem sollte standardmäßig für Monatsreihen  $M = 24$  sowie für Quartalsreihen  $M = 8$  gewählt werden, da es aufgrund der saisonalen Einflüsse in ökonomischen Zeitreihen sinnvoll ist, die Beobachtungswerte von wenigstens zwei vollen Jahren zur Schätzung der bedingten Erwartungswerte heranzuziehen.

Im Einzelnen gilt: Ist

$$\Gamma_{M+1} = \begin{pmatrix} \gamma_0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \cdots & \gamma_M \\ \gamma_1 & \gamma_0 & \gamma_1 & \cdots & \gamma_{M-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_M & \gamma_{M-1} & \gamma_{M-2} & \cdots & \gamma_0 \end{pmatrix}$$

die Autokovarianzmatrix des obigen Normalprozesses  $\{\xi_t\}$  bezüglich eines Stützbereichs der Länge  $M$  und  $\Gamma_{M+1}^{-1} = (\kappa_{ij})$ ,  $i, j = 0, 1, \dots, M$ , die zugehörige Inverse, dann lautet die allgemeine Formel für die benötigten bedingten Erwartungswerte

$$E(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M}) = \nu - \frac{1}{\kappa_{00}} \sum_{j=1}^M \kappa_{0j} (x_{t-j} - \nu) \quad (4.1.1)$$

und für die bedingten Varianzen

$$V(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M}) = \frac{1}{\kappa_{00}} := \sigma_t^2, \quad t = M+1, \dots, n. \quad (4.1.2)$$

Zur Schätzung von  $E(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M})$  wird zunächst der Erwartungswert  $\nu$  geschätzt durch

$$\hat{\nu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i. \quad (4.1.3)$$

Schätzwerte für  $\kappa_{ij}$ ,  $i, j = 0, 1, \dots, M$ , erhält man gemäß  $(\hat{\kappa}_{ij}) = (\hat{\Gamma}_{M+1})^{-1}$ , wobei zur Schätzung der Autokovarianzen die Formel

$$\hat{\gamma}_\eta = \frac{1}{n} \sum_{i=\eta+1}^n (x_i - \hat{v})(x_{i-\eta} - \hat{v}), \quad \eta = 0, 1, \dots, M, \quad (4.1.4)$$

angewendet wird. Die Schätzwerte  $\hat{\gamma}_\eta$  sind zwar verzerrt, da in (4.1.3) nicht durch  $n - \eta$  dividiert wird, dieser Nachteil wird allerdings in Kauf genommen, da nur so sichergestellt werden kann, dass  $\hat{\Gamma}_{M+1}$  positiv definit und damit invertierbar ist (s. z.B. Parzen (1961)). Außerdem verringern sich dadurch im Allgemeinen die Varianzen der Schätzwerte  $\hat{\gamma}_\eta$ .

Die Schätzformel zu (4.1.1) lautet damit:

$$\hat{E}(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M}) = \hat{v} - \frac{1}{\hat{\kappa}_{00}} \sum_{j=1}^M \hat{\kappa}_{0j} (x_{t-j} - \hat{v}) := \hat{x}_t \quad \text{für } t = M+1, \dots, n. \quad (4.1.5)$$

Für die Schätzung der bedingten Varianzen bzw. Standardabweichungen könnte gemäß (4.1.2) das Element  $\hat{\kappa}_{00}$  aus  $(\hat{\Gamma}_{M+1})^{-1}$  verwendet werden. Aus programmökonomischen Gründen wird jedoch geschätzt:

$$\hat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{n-M} \sum_{i=M+1}^n (x_i - \hat{x}_i)^2 \quad \text{für } t = M+1, \dots, n. \quad (4.1.6)$$

Dies hat den Vorteil, dass im Falle der Identifizierung von Ausreißern, keine neuerliche Inversion der jeweiligen auf Basis des dann aktuellen Standes der ausreißerbereinigten Werte geschätzten Autokovarianzmatrix durchgeführt werden muss.

Anhand dieser Formeln werden dann schrittweise für  $t = M+1, \dots, n$  solche Reihenwerte  $x_t$  als Ausreißer identifiziert, für die gilt:

$$x_t \notin \left[ \hat{x}_t - \tau \sqrt{\hat{\sigma}_t^2}, \hat{x}_t + \tau \sqrt{\hat{\sigma}_t^2} \right]. \quad (4.1.7)$$

Sobald jedoch der erste Ausreißer identifiziert wird, zum Beispiel für die Beobachtungsperiode  $t^\varepsilon$ , werden zur Identifizierung weitere Ausreißer anstelle von (4.1.5) und (4.1.6) die folgenden Schätzformeln verwendet:

$$\hat{E}(\xi_t | x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-M}) = \hat{v} - \frac{1}{\hat{\kappa}_{00}} \sum_{j=1}^M \hat{\kappa}_{0j} \left[ (x_{t-j} - \hat{v}) \cdot \mathbf{1}_{t-j < t^\varepsilon} + \right. \\ \left. (\tilde{x}_{t-j} - \hat{v}) \cdot \mathbf{1}_{t-j = t^\varepsilon} + (\tilde{\tilde{x}}_{t-j} - \hat{v}) \cdot \mathbf{1}_{t-j > t^\varepsilon} \right] := \hat{\tilde{x}}_t, \quad (4.1.8)$$

$$\widehat{\sigma}_t^2 = \frac{1}{n-M} \left[ \sum_{i=M+1}^{t^E-1} (x_i - \widehat{x}_i)^2 + (\tilde{x}_{t^E} - \widehat{x}_{t^E})^2 + \left( \sum_{i=t^E+1}^{t-1} (\tilde{x}_i - \widehat{x}_i)^2 \right) \cdot \mathbf{1}_{t > t^E+1} + \sum_{i=t}^n (x_i - \widehat{x}_i)^2 \right], \quad (4.1.9)$$

(M <)  $t^E < t \leq n$ . Hierbei ist

$$\tilde{x}_t := \begin{cases} \widehat{x}_t + \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \\ \widehat{x}_t - \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \end{cases} \quad \text{falls} \quad \begin{cases} x_t > \widehat{x}_t + \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \\ x_t < \widehat{x}_t - \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \end{cases}, \quad (4.1.10)$$

und

$$\tilde{x}_t := \begin{cases} x_t \\ \widehat{x}_t + \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \\ \widehat{x}_t - \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \end{cases} \quad \text{falls} \quad \begin{cases} \widehat{x}_t - \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} < x_t < \widehat{x}_t + \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \\ x_t > \widehat{x}_t + \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \\ x_t < \widehat{x}_t - \tau \sqrt{\widehat{\sigma}_t^2} \end{cases}. \quad (4.1.11)$$

Als Erweiterung gegenüber BV4 wird bei BV4.1 dieses Ausreißer-Erkennungsverfahren auch rückwärtsgerichtet angewendet. So wird insbesondere erreicht, dass auch eventuell vorhandene Ausreißer unter den ersten M Reihenwerten entdeckt werden können. Außerdem stellt Formel (4.1.9) gegenüber der entsprechenden Formel von BV4 eine Modifikation dar. Im Unterschied zu BV4 werden bei der Schätzung der Varianzen  $\sigma_t^2$  jetzt alle bis zum jeweiligen Schätzzeitpunkt  $t$  als Ausreißer erkannten Beobachtungswerte in der Formel durch ihre Toleranzgrenzen ( $l$  bzw.  $u$ ) ersetzt und auch alle Neuschätzungen  $\widehat{x}_t$  berücksichtigt.

Nach der Identifizierung von zum Beispiel  $m$  Beobachtungsperioden  $t_i^E$ , in denen wahrscheinlich Ausreißerwerte vorliegen, werden diese durch den nachfolgenden linearen Ansatz als Ausreißerkomponente in das Basismodell integriert:

$$e_t = \sum_{i=1}^m \nu_{E,i} e_{i,t} \quad \text{für } t = 1, \dots, n. \quad (4.1.12)$$

Hierbei bezeichnen die  $e_{i,t}$  die Werte der zugehörigen Ausreißer-Dummy-Variablen, das heißt,

$$e_{i,t} = \begin{cases} 1 \\ 0 \end{cases} \quad \text{falls} \quad \begin{cases} t = t_i^E \\ \text{sonst} \end{cases} \quad \text{für } i = 1, \dots, m, \quad (4.1.13)$$

und die  $\nu_{E,i}$  die zu schätzenden Koeffizienten.

## 4.2 Kalenderkomponente

Die Werte der meisten ökonomischen Zeitreihen werden durch Effekte des Kalenders beeinflusst, und zwar immer dann, wenn die Unterschiede der Beobachtungsperioden hinsichtlich der Anzahl der Tage, der Anzahl der Arbeitstage oder der Anzahlen der einzelnen Wochentage und Feiertage Auswirkungen auf die beobachteten wirtschaftlichen Aktivitäten haben. Ein naheliegender Ansatz zur Modellierung der Kalendereinflüsse ist daher folgender wochentäglicher Ansatz:

$$c_t^T = \sum_{i=1}^8 \nu_{T,i} d_{i,t} \quad \text{für } t=1, \dots, n, \quad (4.2.1)$$

wobei die  $d_{i,t}$  für  $i = 1, \dots, 6$  die Anzahlen der Wochentage Montag bis Samstag in der Beobachtungsperiode  $t$ , auf die keine Feiertage fallen, für  $i = 7$  die Anzahl der Sonntage und für  $i = 8$  die Anzahl der Feiertage, die nicht auf einen Sonntag fallen, bezeichnen und  $\nu_{T,i}$  die zugehörigen Koeffizienten.

Bezeichnet  $\bar{d}_{i,t}$  für  $i = 1, \dots, 8$  jeweils die durchschnittliche Anzahl des zu  $i$  gehörenden "Wochentages" in den  $t$  zugeordneten gleichnamigen Beobachtungsperioden und sei  $\bar{d}_i$  die durchschnittliche Anzahl des zu  $i$  gehörenden "Wochentages" in der Beobachtungsperiode Monat bzw. Quartal, kann man (4.2.1) umformen zu

$$c_t^T = \underbrace{\sum_{i=1}^8 \nu_{T,i} \bar{d}_i}_{c_1} + \underbrace{\sum_{i=1}^8 \nu_{T,i} (\bar{d}_{i,t} - \bar{d}_i)}_{c_2} + \underbrace{\sum_{i=1}^8 \nu_{T,i} (d_{i,t} - \bar{d}_{i,t})}_{c_3} \quad \text{für } t=1, \dots, n. \quad (4.2.2)$$

Hierbei ist  $c_1$  eine Niveaunkonstante. Dieser Teil des Kalendereinflusses wird bei BV4.1 als Bestandteil der Trend-Konjunktur-Komponente angesehen und im Rahmen der Ermittlung der Kalenderkomponente nicht berücksichtigt. Ähnliches trifft für die Größe  $c_2$  zu, dem Periodenlängeneffekt. Er hat saisonalen Charakter und wird bei BV4.1 der Saisonkomponente zugeordnet. Daher werden bei BV4.1 in der Kalenderkomponente nur die Auswirkungen der Abweichung der tatsächlichen Wochentage- und Feiertagestruktur von der mittleren periodenspezifischen Struktur erfasst:

$$c_t^T = c_3 = \sum_{i=1}^8 \nu_{T,i} (d_{i,t} - \bar{d}_{i,t}) \quad \text{für } t=1, \dots, n. \quad (4.2.3)$$

Neben dieser wochentäglichen Kalenderkomponente können zur Schätzung der Kalendereinflüsse bei BV4.1 alternativ auch eine sogenannte arbeitstägliche oder eine werktägliche Kalenderkomponente verwendet werden. Bei der Arbeitstagekomponente wird unterstellt, dass Samstage, Sonntage und Feiertage die Reihenwerte nicht beeinflussen und die anderen Wochentage sich in ihrer Wirkungsweise nicht unterscheiden, so dass es genügt, nur ihre Gesamtzahl zur Erklärung der Kalendereffekte heranzuziehen:



$$c_t^A = \nu_A (d_{A,t} - \overline{d_{A,t}}) \quad \text{für } t = 1, \dots, n, \quad (4.2.4)$$

mit

$d_{A,t}$  = Anzahl der Wochentage Montag bis Freitag in der Beobachtungsperiode  $t$ , auf die keine Feiertage fallen,

$\overline{d_{A,t}}$  = durchschnittliche Anzahl der Wochentage Montag bis Freitag in den  $t$  zugeordneten gleichnamigen Beobachtungsperioden, auf die keine Feiertage fallen.

Im Unterschied zur arbeitstäglichen werden bei der werktäglichen Kalenderkomponente auch Samstage zu den Einflussgrößen gerechnet:

$$c_t^W = \nu_W (d_{W,t} - \overline{d_{W,t}}) \quad \text{für } t = 1, \dots, n, \quad (4.2.5)$$

mit

$d_{W,t}$  = Anzahl der Werktage (Wochentage Montag bis Samstag) in der Beobachtungsperiode  $t$ , auf die keine Feiertage fallen,

$\overline{d_{W,t}}$  = durchschnittliche Anzahl der Werktage in den  $t$  zugeordneten gleichnamigen Beobachtungsperioden, auf die keine Feiertage fallen.

Zur Vereinfachung wird im Folgenden zwischen diesen drei Varianten für die BV4.1-Kalenderkomponente nicht mehr unterschieden, sondern die allgemeine Formel

$$c_t = \sum_{i=1}^h \nu_{K,i} k_{i,t} \quad \text{für } t = 1, \dots, n, \quad (4.2.6)$$

verwendet.

### 4.3 Anwenderkomponente und Sprungstellen

Liegen dem Anwender von BV4.1 geeignete Zeitreihen  $a_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, l$ ,  $t = 1, \dots, n$ , über systematische Einflussfaktoren vor, die nicht den Standardkomponenten der Komponentenerlegung zuzurechnen sind, hat er die Möglichkeit, diese Informationen durch die Ergänzung des Basismodells um eine Komponente von sogenannten anwenderbestimmten Einflussgrößen zu berücksichtigen. Das lineare Modell für die Anwenderkomponente lautet allgemein:

$$a_t = \sum_{i=1}^l \nu_{A,i} a_{i,t}, \quad t = 1, \dots, n, \quad (4.3.1)$$

wobei mit den  $\nu_{A,i}$  wieder die zu den einzelnen Regressorvariablen  $a_{i,t}$  gehörenden zu schätzenden Koeffizienten bezeichnet werden.

Unter Sprungstellen sind solche Monate und Quartale zu verstehen, in denen sich das mittlere Niveau der Zeitreihenwerte abrupt und dauerhaft verändert (in der Regel verursacht durch definitorischer Änderungen bezüglich des durch die Zeitreihenwerte erfassten Sachverhaltes). Liegen dem Anwender Informationen zu Sprungstellen in einer Zeitreihe vor, die bei der Analyse berücksichtigt werden sollen, ist dies für den Verfahrensablauf von BV4.1 von besonderer Bedeutung (s. Kapitel 5). Der Grund dafür ist, dass Sprungstellen mit der für die Ausreißeridentifizierung benötigten Stationaritätsannahme in besonderem Maße nicht zu vereinbaren sind. Deshalb ist es hier zweckmäßig, die Anwenderkomponente  $a_t$  in eine Sprungstellenkomponente  $a_{S,t}$  und eine Komponente  $a_{U,t}$  der übrigen anwenderbestimmten Einflussgrößen zu zerlegen:

$$a_t = a_{S,t} + a_{U,t} \quad . \quad (4.3.2)$$

Die gesonderte Ermittlung einer Sprungstellenkomponente ist auch deshalb erforderlich, weil die Sprungstellenkomponente nach deren Ermittlung üblicherweise - und so auch bei BV4.1 - der Trend-Konjunktur-Komponente zugerechnet wird.

Sind beispielsweise  $p$  Sprungstellen  $t_i^S$  bekannt, lautet die Sprungstellenkomponente:

$$a_{S,t} = \sum_{i=1}^p \nu_{S,i} a_{i,t}^S, \quad t = 1, \dots, n. \quad (4.3.3)$$

Hierbei sind die  $a_{i,t}^S$  die Werte der Sprungstellen-Dummy-Variablen, das heißt

$$a_{i,t}^S = \begin{cases} 1 & \text{falls} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad \begin{cases} t \geq t_i^S \\ \end{cases}, \quad i = 1, \dots, p. \quad (4.3.4)$$

Die allgemeine Formel für die Komponente  $a_{U,t}$  lautet:

$$a_{U,t} = \sum_{i=1}^q \nu_{U,i} a_{i,t}^U, \quad t = 1, \dots, n, \quad (4.3.5)$$

wobei die anwenderbestimmten Einflussgrößen, die keine Sprungstellen sind, mit  $a_{i,t}^U$  bezeichnet werden ( $p+q=l$ ).

## 4.4 Schätzverfahren

Grundlage der Schätzung von Ausreißern, Kalendereinflüssen und Einflüssen anwenderbestimmter Variablen ist das umfassende Zeitreihenmodell (2.2), wobei für die einzelnen Komponenten die oben definierten Komponentenmodelle herangezogen werden:

$$\begin{aligned} x_t &= m_t + s_t + c_t + a_t + e_t + u_t \\ &= m_t + s_t + \sum_{i=1}^h \nu_{K,i} k_{i,t} + \sum_{i=1}^l \nu_{A,i} a_{i,t} + \sum_{i=1}^m \nu_{E,i} e_{i,t} + u_t \quad \text{für } t = 1, \dots, n, \end{aligned} \quad (4.4.1)$$

beziehungsweise in Vektorschreibweise:

$$x = m + s + \sum_{i=1}^h \nu_{K,i} k_i + \sum_{i=1}^l \nu_{A,i} a_i + \sum_{i=1}^m \nu_{E,i} e_i + u, \quad (4.4.2)$$

mit  $x = (x_1, \dots, x_n)'$ , ...,  $u = (u_1, \dots, u_n)'$ .

Da für den Rahmen dieses integrierten Schätzansatzes bezüglich der gesamten Zeitreihe keine geeigneten linearen Modellkomponenten für die Schätzung der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente zur Verfügung stehen, wird das Gleichungssystem (4.4.2) zunächst der Transformation mit einem linearen Filter  $F$  zur Trend-Konjunktur- und Saisonbereinigung unterworfen, und zwar mit dem Filter, der sich aus den in den Kapiteln 3.3 und 3.4 beschriebenen BV4.1-Filtern zur Schätzung der Trend-Konjunktur- und der Saisonkomponente ergibt:

$$F = (I - \tilde{S})(I - \tilde{M}) \quad (4.4.3)$$

Hierbei ist  $I$  die  $n \times n$ -Einheitsmatrix,  $\tilde{M} = (\tilde{M}_1, \dots, \tilde{M}_n)'$  und  $\tilde{S} = (\tilde{S}_1, \dots, \tilde{S}_n)'$ , wobei mit  $\tilde{M}_t$  bzw.  $\tilde{S}_t$  für  $\hat{t} = 1, \dots, n$  die Vektoren der Gewichte der für die einzelnen Schätzstellen  $\hat{t}$  jeweils relevanten (Kombinations-) Filter zur Schätzung der Trend-Konjunktur- bzw. der Saisonkomponente bezeichnet werden.

Man erhält:

$$F(x) = F(m + s) + \sum_{i=1}^h \nu_{K,i} F(k_i) + \sum_{i=1}^l \nu_{A,i} F(a_i) + \sum_{i=1}^m \nu_{E,i} F(e_i) + F(u). \quad (4.4.4)$$

Da unterstellt werden kann, dass gilt  $F(m + s) \approx 0$ , erfolgt die Schätzung der Koeffizienten  $\nu$  beziehungsweise der Komponenten  $c_t$ ,  $a_t$  und  $e_t$  schließlich mittels des Kleinst-Quadrate-Kriteriums im Rahmen des linearen Regressionsmodells:

$$F(x) = \sum_{i=1}^h v_{K,i} F(k_i) + \sum_{i=1}^l v_{A,i} F(a_i) + \sum_{i=1}^m v_{E,i} F(e_i) + \varepsilon_t. \quad (4.4.5)$$

Hierbei bezeichnet  $\varepsilon_t$  den Fehlerterm.

In ungünstigen Fällen - insbesondere wenn im Extremwelterkennungsverfahren der Konfidenzfaktor  $\tau$  zu niedrig gewählt wird - können Inkonsistenzen in Form unterschiedlicher Vorzeichen zwischen den Extremwerten gemäß der Erkennungsprozedur einerseits und der Regressionsschätzung andererseits auftreten. Dann werden die zugehörigen Ausreißer-Dummy-Variablen automatisch aus dem Regressionsmodell (4.4.1) entfernt und die Schätzung wiederholt.

## 5 Der Verfahrensablauf im Überblick

Nachfolgend werden die einzelnen Schritte skizziert, mit denen die oben dargestellten Bausteine in Abhängigkeit von den jeweils vom Anwender festgelegten Verfahrensoptionen zum Verfahren BV4.1 zusammengesetzt werden.

1. Festlegungen des Anwenders bezüglich der in Kapitel 4 beschriebenen Optionen zu den Erweiterungen des BV4.1-Basismodells (3.1.3) einer Zeitreihe  $x_t$  :
  - Option "Ausreißerkomponente"  $e_t$  (s. (4.1.12)),
  - Option "Kalenderkomponente"  $c_t$  (s. (4.2.6)) (mit den Varianten "Wochentagekomponente"  $c_t^T$  (s. (4.2.3)), "Arbeitstagekomponente"  $c_t^A$  (s. (4.2.4)) und Werkstagekomponente  $c_t^W$  (s. (4.2.5))),
  - Option "Sprungstellenkomponente"  $a_{S,t}$  (s. (4.3.3)) und
  - Option "Anwenderkomponente"  $a_{U,t}$  (s. (4.3.5)).

Bemerkung: Zur Verwendung der Optionen "Anwenderkomponente" und "Sprungstellenkomponente" muss der Anwender das Verfahren mit den Werten der gewünschten Variablen versorgen. Gleiches gilt für die Option "Kalenderkomponente", sofern der Anwender andere als die vorinstallierten Kalendervariablen bezüglich der deutschen Feiertageregulierung verwenden möchte (s. Kapitel 6).

2. Wurde die Option "Ausreißerkomponente" gewählt: Identifizierung von Ausreißern gemäß Kapitel 4.1 und Erstellung der Komponente mit den zugehörigen Ausreißer-Dummy-Variablen.
3. Wurden Erweiterungskomponenten festgelegt: Schätzung der entsprechenden Komponenten ( $\tilde{e}_t, \tilde{c}_t, \tilde{a}_{S,t}$  und  $\tilde{a}_{U,t}$ ) (s. Kapitel 4.4).
4. Wurden die Optionen "Ausreißerkomponente" und "Sprungstellenkomponente" gewählt:

- 
- a) Durchführung einer vorläufigen Sprungstellenbereinigung der Zeitreihe ( $y_t = x_t - \tilde{a}_{s,t}$ ).
  - b) Wiederholung der Identifizierung von Ausreißern, und zwar auf der Basis der vorläufig sprungstellenbereinigten Zeitreihe  $y_t$ .
  - c) Wiederholung der Schätzung der Erweiterungskomponenten unter Berücksichtigung des revidierten Modells für die Ausreißerkomponente gemäß b) ( $\tilde{e}'_t, \tilde{c}'_t, \tilde{a}'_{s,t}$  und  $\tilde{a}'_{u,t}$ ).
5. Wurden Erweiterungskomponenten festgelegt: Bereinigung der Zeitreihe um die entsprechenden Komponenten ( $y'_t = x_t - \hat{e}_t - \hat{c}_t - \hat{a}_{s,t} - \hat{a}_{u,t}$  mit  $\hat{e}_t = \tilde{e}_t$  bzw.  $\tilde{e}'_t, \dots, \hat{a}_{u,t} = \tilde{a}_{u,t}$  bzw.  $\tilde{a}'_{u,t}$ ).
  6. Schätzung der Trend-Konjunktur-Komponente  $\hat{m}_t$  der Zeitreihe  $x_t$  gemäß Kapitel 3.3 (wurden Erweiterungen des Basismodells festgelegt, erfolgt die Schätzung auf Basis der um die Erweiterungskomponenten bereinigten Zeitreihe  $y'_t$ ).
  7. Schätzung der Saisonkomponente  $\hat{s}_t$  (s. (3.4.2)) der Zeitreihe  $x_t$  gemäß Kapitel 3.4 (wurden Erweiterungen des Basismodells festgelegt, erfolgt die Schätzung auf Basis der neben der Trend-Konjunktur-Komponente noch um die Erweiterungskomponenten bereinigten Zeitreihe, das heißt  $\hat{s}_t = \sum_{t'=1}^n g_{t'}(t)(y'_{t'} - \hat{m}_{t'})$  für  $t = 1, \dots, n$ ).
  8. Wurde die Option "Sprungstellenkomponente" gewählt, wird diese in die Trend-Konjunktur-Komponente integriert. Das heißt, für die (finale) Trend-Konjunktur-Komponente von BV4.1 gilt:  $\hat{m}'_t = \hat{m}_t + \hat{a}_{s,t}$ .
  9. Ermittlung der saisonbereinigten Reihe  $v_t (= x_t - \hat{s}_t)$ . Wurden die entsprechenden Komponenten festgelegt, ist unter "Saisonbereinigung" auch die Bereinigung um die Kalenderkomponente und die Anwenderkomponente gemäß (4.3.5) zu verstehen, das heißt:  $v_t = x_t - \hat{s}_t - \hat{c}_t - \hat{a}_{u,t}$ .

## 6 Die PC-Software zu BV4.1

Zur neuen Verfahrensversion BV4.1 des Berliner Verfahrens hat das Statistische Bundesamt eine leistungsfähige und anwenderfreundliche Software für Windows-PC entwickelt (ab Windows NT 4.0/Windows 98). Zur Veranschaulichung wird im Anhang anhand von Screenshots der Ablauf einer Standardanalyse am Beispiel der Reihe des Bruttoinlandsproduktes für Deutschland vorgeführt.

Der Release-Kandidat (RC 1) der Software kann vom Statistischen Bundesamt über "bv4.1@destatis.de" kostenfrei bezogen werden.

Die Software BV4.1 besitzt die folgenden Leistungsmerkmale:

- BV4.1-Analysen von Monats- und Quartalsreihen mit maximal 360 Beobachtungswerten. Die minimale Reihenzahl für Monatsreihen beträgt 60, für Quartalsreihen 17 Beobachtungswerte.
- Option zur Wahl einer der 3 Varianten der Kalenderbereinigung gemäß Kapitel 4.2. Standardmäßig werden dabei als Kalenderregressoren die Abweichungen  $d_{i,t} - \overline{d_{i,t}}$ ,  $d_{A,t} - \overline{d_{A,t}}$  und  $d_{W,t} - \overline{d_{W,t}}$  auf Basis der deutschen Feiertagesituation verwendet, wobei die nicht bundesweiten Feiertage Dreikönig, Maria Himmelfahrt, Allerheiligen, Buß- und Betttag (ab 1995) und der Reformationstag nicht als Feiertage und Heiligabend und Silvester zusammen als 1 Feiertag berücksichtigt werden. Weiter liegt hierbei der Berechnung der Mittelwerte  $\overline{d_{i,t}}$ ,  $\overline{d_{A,t}}$  und  $\overline{d_{W,t}}$  der vollständige Zyklus der Lage des Osterfestes (5700000 Jahre) und damit zusammenhängender anderer Feiertage zugrunde. Dabei wurde die Berechnung der Häufigkeitsverteilung des Ostertermins von Ladiray und Quenneville (2001), verwendet.

Möchte der Anwender bei der Ermittlung der Kalenderkomponente standardmäßig eine andere Feiertagesituation zugrundelegen, kann er dies durch den Austausch der Inhalte bestimmter Dateien realisieren. Natürlich hat der Anwender auch die Möglichkeit andere Kalenderregressoren mittels der Anwenderkomponente zu verwenden. (Auf diesem Wege können selbstverständlich sogar grundsätzlich andere Konzepte der Ermittlung (linearer) Kalenderkomponenten eingesetzt werden.)

Verwendet der Anwender die Kalenderoption, erhält der Anwender auch Informationen zum Periodenlängeeffekt. Standardmäßig ist die Kalenderbereinigung auf Analysebereiche innerhalb des Zeitraums von 1949 bis 2050 beschränkt.

- Berücksichtigung von bis zu 15 anwenderbestimmten Einflussgrößen bei den BV4.1-Analysen.
- Grafische Benutzerschnittstelle.
- Unterstützung der Ein- und Ausgabeformate
  - CSV,
  - EXCEL,
  - ACCESS,
  - SQL-Server.
- Möglichkeit der Massenproduktion von Zeitreihenanalysen. Treten zwischen Regressoren der Erweiterungskomponenten lineare Abhängigkeiten auf, werden zur Sicherstellung eines möglichst reibungslosen Ablaufes von der Software - soweit dies auf einfache Art und Weise möglich ist - selbstständig Änderungen an der Auswahl der Regressoren vorgenommen (z.B. indem statt einer Wochentagekomponente  $c_t^T$  lediglich eine Arbeitstagekomponente  $c_t^A$  ermittelt wird) und der Anwender auf die getroffenen Maßnahmen hingewiesen.
- Möglichkeit der Durchführung sukzessiver Analysen, das heißt von Analysen, bei denen die Analysezeiträume sukzessive um jeweils eine Beobachtungsperiode verlängert werden. Diese Option ist insbesondere dann nützlich, wenn Revisionen von Analysewerten untersucht werden sollen, die auf die Filterabfolge von BV4.1 zurückzuführen sind.
- Möglichkeit der grafischen Darstellung von Analyseergebnissen.
- 2 Varianten zur Steuerung der Analysen:
  - Metadaten zu den Zeitreihen, Reihenzahlen und Steuerparameter werden in einer Datei bereitgestellt,
  - Metadaten zu den Zeitreihen sowie die Reihenzahlen werden in einer Datei bereitgestellt und die Steuerparameter im Frontend.

- Zu jeder analysierten Zeitreihe wird eine txt-Datei erstellt, die umfassende Informationen zur Analyse (Informationen zu den Analyseparametern, den identifizierten Ausreißern, den Regressionskoeffizienten und den Teststatistiken zu den bei der Analyse berücksichtigten Ausreißer-, Kalender- und anwenderbestimmten Regressoren) sowie die vollständigen Ergebnisse der Komponentenzerlegung enthält.  
Dabei ist zu beachten, dass die Angaben bezüglich der Anzahl der Freiheitsgrade der Teststatistiken zur Beurteilung der Signifikanz der im Rahmen des Regressionsmodells (4.4.5) geschätzten Koeffizienten und Komponenten nur Näherungslösungen sein können. Vereinfachend wird hier, in Anlehnung an Ergebnisse von Lovell (1963), zur Berücksichtigung der Trend-Konjunktur- und Saisonbereinigung durch den Filter  $F$  lediglich die (nominale) Anzahl der Freiheitsgrade gemäß Modell (4.4.5) aufgrund der 4 Parameter der Trendpolynome der Mittelfilter (s. Kapitel 3.3) und der bei Monatsreihen 11 und bei Quartalsreihen 3 Fourier-Koeffizienten der Saisonmodelle (3.1.2) bei Monatsreihen um 15 und bei Quartalsreihen um 7 reduziert.
- 3 Wahlmöglichkeiten bzgl. der Erstellung von Ausgabedateien zur Weiterverarbeitung der Ergebnisse der Komponentenzerlegungen:
  - Reihenspezifische Dateien mit allen Komponenten und den wichtigsten Bereinigungsergebnissen einer Analyse.
  - Reihenspezifische Dateien mit reduzierter Anzahl von Komponenten und Bereinigungsergebnissen einer Analyse.
  - Komponentenspezifische Dateien mit allen in einem Programmlauf verwendeten Zeitreihen und mit den zugehörigen Analyseergebnissen für die Trend-Konjunktur-Komponenten, die saisonbereinigten Reihen und die kalenderbereinigten Reihen.

## 7 Literatur

- Höpfner, B. (1998): *Ein empirischer Vergleich neuerer Verfahren zur Saisonbereinigung und Komponentenzerlegung*, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 12/1998, S. 949-959, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Leiner, B. (1976): *Spektralanalyse, Einführung in Theorie und Praxis moderner Zeitreihenanalyse*, in: *Moderne Lehrtexte: Wirtschaftswissenschaften*, Band 12, Westdeutscher Verlag.
- Ladiray, D., Quenneville, B. (2001): *Seasonal adjustment with the X-11 method*, Springer-Verlag.
- Lovell, M. C. (1963): *Seasonal adjustment of economic time series and multiple regression analysis*, in: *American Statistical Association Journal*, Dezember 1963, S. 993-1010.
- Nourney, M. (1983): *Umstellung der Zeitreihenanalyse*, in: *Wirtschaft und Statistik*, Heft 11/1983, S. 841-852, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Nourney, M. (1984): *Seasonal adjustment by frequency determined filter procedures*, in: *Statistical Journal of the United Nations ECE* 2, S. 161-168.
- Nullau, B., Heiler, S. u.a. (1969): *Das "Berliner Verfahren" - Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse*, DIW-Beiträge zur Strukturforchung, Heft 7, Berlin.

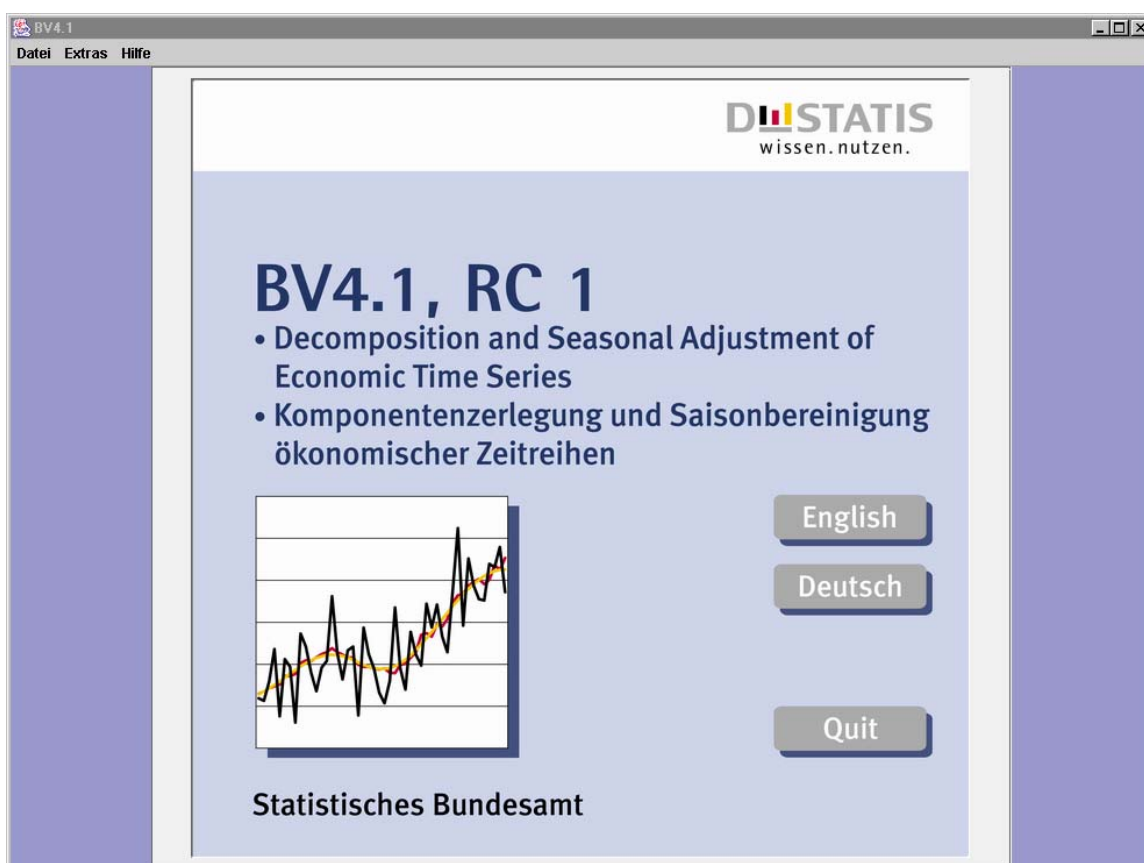
- 
- Parzen, E. (1961): *An approach to time series analysis*, in: Annals of Mathematical Statistics, Vol. 32, No. 4, S. 951 ff..
- Schmidt, J. (1991): *Anwendung der Zeitreihenanalyse zur Konjunkturdiagnose*, in: Allgemeines Statistisches Archiv 75, S. 9-23, Vandenhoeck & Ruprecht, Göttingen.
- Speth, H.-Th. (1994): *Vergleich von Verfahren zur Komponentenerlegung von Zeitreihen*, in: Wirtschaft und Statistik, Heft 2/1994, S. 98-108, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.



## Anhang: Anwendungsbeispiel zur BV4.1-Software

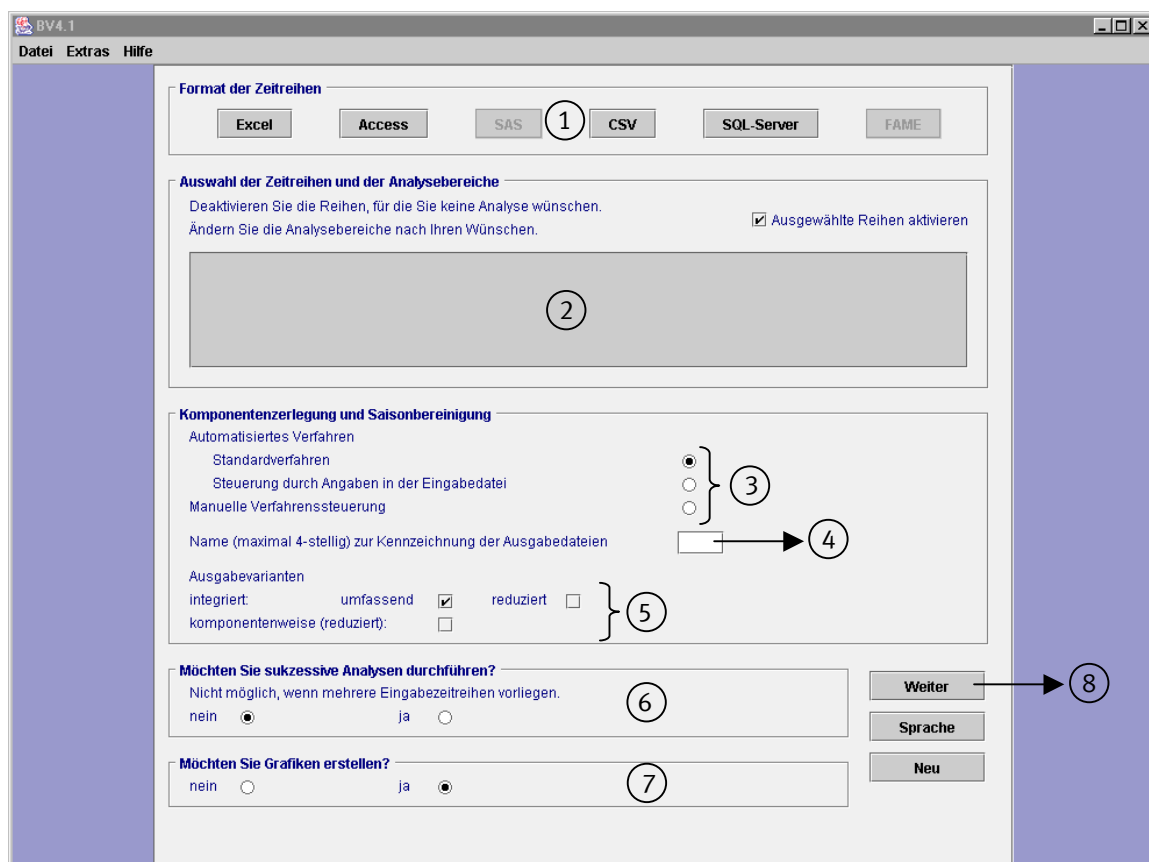
Im Folgenden wird der Ablauf einer Standardanalyse mittels der Software BV4.1 am Beispiel der Quartalsreihe BIP des Bruttoinlandsproduktes für Deutschland in Preisen von 1995 (in Mrd. Euro) wiedergegeben.

### 1 Startfenster



Dies ist das Startfenster der BV4.1-Software. Durch Anklicken eines der Schalter "English" oder "Deutsch" kann der Anwender zwischen einer englischen und einer deutschen Sprachversion wählen. Über den Schalter "Quit" wird die Anwendung beendet.

## 2 Hauptmenü



Nach der Auswahl der Sprachversion gelangt man zum Hauptmenü. Das obige Bild zeigt das Menü in der Grundeinstellung.

- ① Schalter zur Angabe des Formats der Datei mit den zu analysierenden Zeitreihen (→ Abschnitt 3, Punkt 2).
- ② Feld, in dem die zur Analyse vorgesehenen Zeitreihen aufgelistet werden (→ Abschnitt 4).
- ③ Auswahlmöglichkeit zwischen drei Verfahren zur Festlegung der Parameter zur Steuerung der BV4.1-Analysen:

Unter der Option "Standardverfahren" werden alle Analysen mit einer Ausreißerbereinigung mit Konfidenzfaktor  $TAU=3,00$  und Stützbereichslänge  $M=24$  für Monats- bzw.  $M=8$  für Quartalsreihen sowie einer wochentäglichen Kalenderbereinigung durchgeführt. Sprungstellen und andere anwenderbestimmte Regressoren werden nicht berücksichtigt. Die Analyseergebnisse werden mit einer Nachkommastelle ausgegeben.

---

Möchte der Anwender nicht das Standard-BV4.1-Verfahren anwenden, stehen ihm zwei Möglichkeiten zur Verfügung. Einerseits kann er alle für die Durchführung der Analysen erforderlichen Vorgaben in der Datei mit den zu analysierenden Zeitreihen festlegen und die Option "Steuerung durch Angaben in der Eingabedatei" auswählen. Diese Option ermöglicht es, in einem Programmlauf für verschiedenen Zeitreihen unterschiedliche Verfahrenssteuerungen verwenden zu können und ist daher speziell für regelmäßig durchzuführende Massenanalysen geeignet. Andererseits kann der Anwender mittels der Option "Manuelle Verfahrenssteuerung" die Festlegung der notwendigen Verfahrensparameter und der anwenderbestimmten Regressoren direkt über die grafische Benutzeroberfläche (GUI) vorgeben (→ Abschnitt 5). Die Verwendung dieser Option bietet sich deshalb insbesondere dann an, wenn Analyseergebnisse reihenspezifisch optimiert werden sollen.

- ④ Feld zur Festlegung des Namens des Ordners, in den die Analyseergebnisse des jeweiligen Programmlaufs abgelegt werden sollen.
- ⑤ Festlegung von Varianten der Ausgabedateien:
  - Variante "integriert umfassend":  
Je analysierter Zeitreihe Ausgabe einer Datei mit allen Komponenten und wichtigen Bereinigungsergebnissen.
  - Variante "integriert reduziert":  
Je analysierter Zeitreihe Ausgabe einer Datei mit einer reduzierten Anzahl von Komponenten und Bereinigungsergebnissen.
  - Variante "komponentenweise":  
Ausgabe von komponentenspezifischen Dateien bezüglich aller im Programmlauf analysierten Reihen.

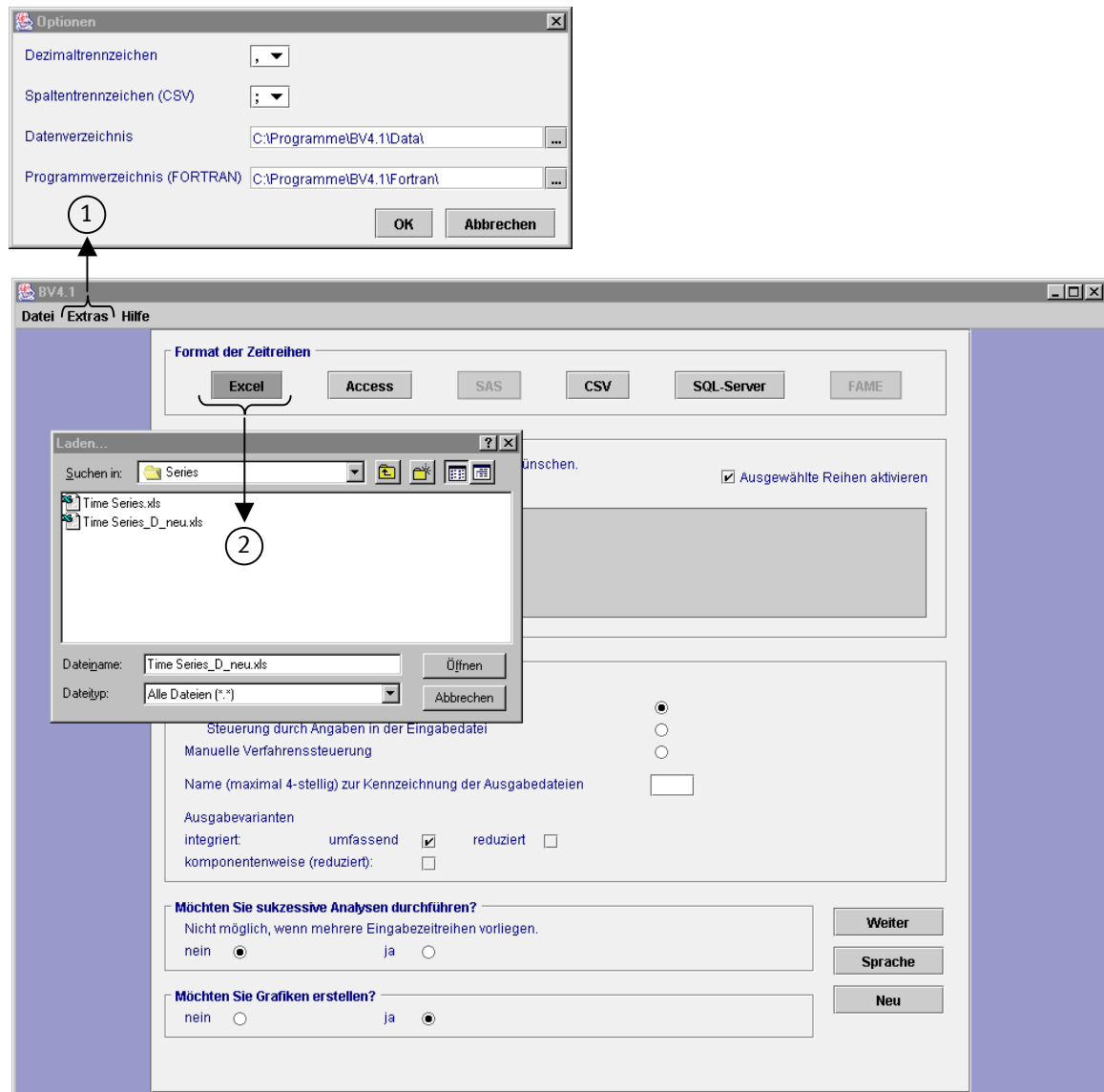
Die Kombination verschiedener Ausgabevarianten ist möglich.

- ⑥ Option zur Durchführung sukzessiver Analysen.
- ⑦ Option, die es ermöglicht, die erstellten Analyseergebnisse grafisch darzustellen (→ Abschnitt 7).

Auch für Analyseergebnisse zurückliegender Programmläufe können Grafiken erstellt werden. Hierzu genügt es, ohne Reihen einzulesen, auf den Schalter "Weiter" zu klicken. Man gelangt so direkt zum Fenster der Grafikerstellung.

- ⑧ Nach dem Ausfüllen des Hauptmenüs wird die Analyse durch Anklicken des Schalters "Weiter" gestartet (→ Abschnitt 6).

### 3 Festlegung des Dezimaltrennzeichens, des Spaltentrennzeichens in CSV-Dateien und des Datenverzeichnisses der Ein- und Ausgabedateien / Auswahl der Datei mit den zu analysierenden Zeitreihen



- ① Über den Menüpunkt "Extras" können mittels des Formulars "Optionen" verschiedene Standardeinstellungen geändert werden.

Für das Dezimaltrennzeichen kann Komma oder Punkt gewählt werden und für das Spaltentrennzeichen in CSV-Dateien Semikolon oder Komma. Änderungen gelten nur für die aktuelle Anwendung. Bei Neustart des Programms werden wieder die Standardeinstellungen übernommen. Standardeinstellungen sind für die deutsche Version als Dezimaltrennzeichen das Komma und als Spaltentrennzeichen in CSV-

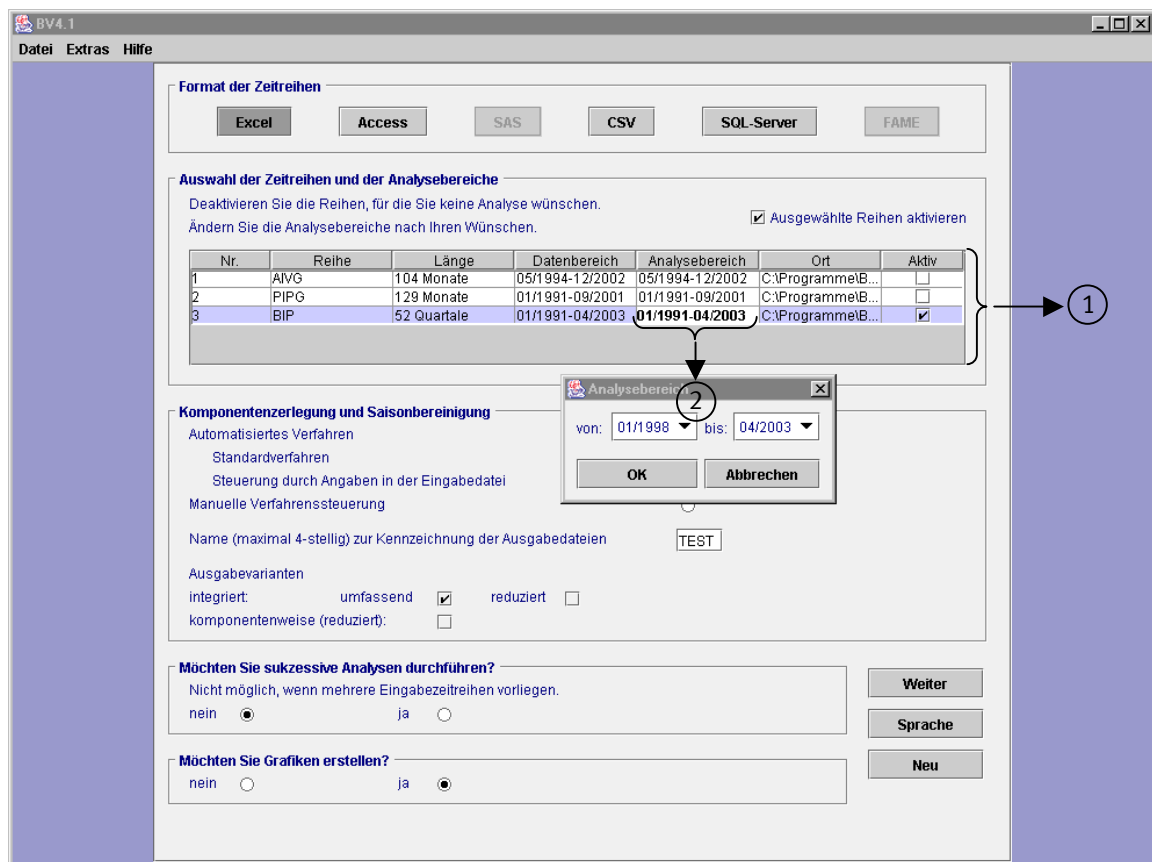
---

Dateien das Semikolon. Für die englische Version sind als Dezimaltrennzeichen der Punkt und als Spaltentrennzeichen in CSV-Dateien das Komma die Standardeinstellungen.

Unter "Datenverzeichnis" kann der Pfad für den Ordner der Ein- und Ausgabedateien festgelegt werden.

- ② Zum Einlesen von Zeitreihendaten muss zunächst das Format der Datei ausgewählt werden, welche die gewünschten Zeitreihen enthält. Nach dem Anklicken des entsprechenden Format-Schalters (im obigen Screenshot beispielsweise der "Excel"-Schalter) öffnet sich das Fenster "Laden" (bzw. für SQL-Server das Fenster "Auswahl"). Darin werden alle verfügbaren Zeitreihendateien des gewählten Formats zur Auswahl angezeigt. Durch das Markieren der gewünschten Datei und anschließendem Anklicken des Schalters "Öffnen" werden alle in der Datei vorhanden Zeitreihen eingelesen. Enthält eine Excel- oder Access-Datei jedoch mehrere Tabellenblätter/Tabellen, öffnet sich zunächst noch ein weiteres Fenster zur Auswahl der gewünschten Tabellenblätter/Tabellen. Durch entsprechendes Markieren können dabei auch Zeitreihen aus verschiedenen Tabellenblättern/Tabellen eingelesen werden.

## 4 Wahl der zu analysierenden Zeitreihen und der Analysebereiche



- ① Nach der Auswahl der Zeitreihendatei werden alle darin enthaltenen Zeitreihen in einer Tabelle aufgelistet. Zeitreihen, die analysiert werden sollen, müssen durch ein Häkchen in der Spalte "Aktiv" gekennzeichnet werden. Standardmäßig sind alle eingelesenen Zeitreihen aktiviert. Zum Deaktivieren einer Reihe klickt man in das zugehörige Feld der Spalte „Aktiv“. Über "Ausgewählte Reihen aktivieren" können mehrere Zeitreihen gleichzeitig aktiviert bzw. deaktiviert werden. Die entsprechenden Zeitreihen müssen dazu vorher in der Liste markiert werden.
- ② Beim Einlesen der Zeitreihen werden die Analysebereiche aus der Eingabedatei übernommen. Zum Ändern von Analysebereichen, klickt man in das entsprechende Feld der Spalte "Analysebereich". Dadurch öffnet sich das Fenster "Analysebereich", in dem die Änderungen über Auswahllisten vorgenommen werden können.

## 5 Manuelle Verfahrenssteuerung

Verfahrensparameter (einheitliche Festlegung für alle ausgewählten Zeitreihen)

**Extremwertbereinigung**  
nein  ja  Stützbereich M: Monatsreihen Quartalsreihen 8  
Konfidenzfaktor TAU 3,00

**Kalenderbereinigung**  
nein  wochentäglich   
arbeitstäglich   
werktäglich

Geben Sie ggf. bis zu 10 Sprungstellen je Reihe an (z.B. 10/2001)

Nr.	Reihe	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
3	BIP										

Wollen Sie anwenderbestimmte Einflussgrößen verwenden?  
nein  ja

Anzahl der Nachkommastellen in den Ergebnistabellen  
Anzahl 1

OK  
Abbrechen  
Neu

Nach dem Aktivieren der Option "Manuelle Verfahrenssteuerung" im Hauptmenü wird das oben abgebildete Fenster geöffnet. Bis auf die Festlegung von Sprungstellen und anderen anwenderbestimmten Regressoren gelten die Eintragungen reihenübergreifend.

- ① Bereich zur Festlegung der Verfahrensparameter zur Extremwertbereinigung.
- ② Bereich zur Wahl des Kalenderbereinigungsverfahrens.
- ③ Bereich mit der Eingabemöglichkeit für bis zu 10 Sprungstellenvorgaben je Reihe.
- ④ Bereich mit der Option zur Berücksichtigung anwenderbestimmter Regressoren.
- ⑤ Bereich zur Festlegung der Anzahl der Nachkommastellen in den Ergebnisdateien.

## 6 Ergebnisfenster

Die BV4-Analyse ist abgeschlossen. Die Ergebnisdateien wurden mit folgender Kennung versehen: **TEST**

Anzeige der Ergebnisdateien

Zeitreihe: **BIP** **Drucken** ①

Zeitreihenanalyse der Reihe BIP , BV4(Q)E( 8/3.00)C(K)S( )R( )

Quartal	Jahr	Original-Reihe 0=T+S+K&A+ SP+EX+R	Trend- Konjunktur- Komponente T+SP	Saisonber. Reihe 0-S-KA-A	Kalender- bereinigte Reihe 0-KA-A	Saison- Komponente S	Kalender- Komponente KA	Anwender- Komponente A
1	1998	456.2	467.0	467.6	457.6	-10.1	-1.4	-
2	1998	465.2	467.8	467.8	465.4	-2.4	-0.2	-
3	1998	476.6	468.2	468.6	476.0	7.4	0.6	-
4	1998	478.4	469.2	469.2	474.2	5.0	4.2	-
1	1999	460.9	471.3	471.4	461.2	-10.1	-0.3	-
2	1999	472.5	474.2	472.4	471.3	-2.0	1.2	-
3	1999	487.6	478.6	478.6	485.8	7.2	1.8	-
4	1999	493.8	483.7	483.6	488.6	5.0	5.2	-
1	2000	480.0	488.7	489.2	478.4	-10.8	1.6	-
2	2000	491.6	492.5	492.2	492.3	-0.9	-0.7	-
3	2000	499.5	494.8	494.5	501.4	6.8	-1.9	-
4	2000	496.4	496.2	496.2	501.5	5.4	-0.1	-
1	2001	487.5	497.1	497.0	484.8	-12.2	2.7	-
2	2001	495.3	497.6	497.9	497.6	-0.3	-2.3	-
3	2001	502.9	497.4	497.3	504.5	7.3	-1.6	-
4	2001	500.5	497.3	497.1	503.2	6.1	-2.7	-
1	2002	482.1	497.7	497.2	483.9	-13.4	-1.8	-
2	2002	497.8	498.6	498.6	497.9	-0.7	-0.1	-
3	2002	507.6	499.3	499.5	507.6	7.8	0.0	-
4	2002	502.2	499.4	499.8	506.4	6.7	-4.2	-
1	2003	483.9	498.9	498.8	485.0	-13.8	-1.1	-
2	2003	494.2	498.1	497.7	496.7	-1.0	-2.5	-
3	2003	506.6	497.2	497.1	505.0	7.9	1.6	-
4	2003	503.1	496.8	497.0	504.0	7.0	-0.9	-

Export der Ergebnisse

Excel Access SAS CSV SQL-Server FAME

Weiter ③

Zurück

Neu

②

Nach dem Betätigen des "Weiter"-Schalters des "Hauptmenü" öffnet sich das oben abgebildete Fenster, und die Analysen werden durchgeführt.

- ① Nach der Durchführung der Analysen wird das Analyseergebnis für die erste der im Hauptmenü ausgewählten Zeitreihen angezeigt. Ergebnisse zu weiteren Zeitreihenanalysen des Programmlaufs kann man sich ansehen, indem man den Pfeil im Feld "Zeitreihe" anklickt.

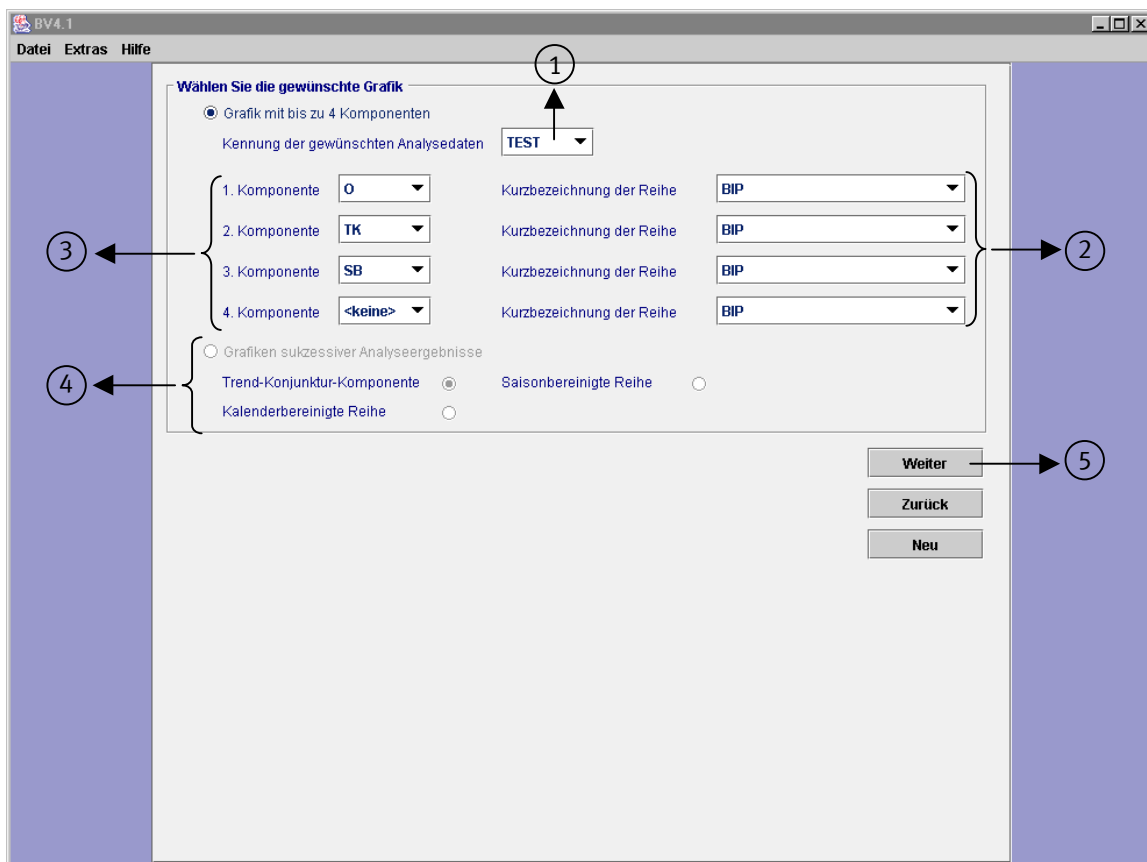
Die einzelnen Analyseergebnisse können jeweils mittels des "Drucken"-Schalters ausgedruckt werden.

- ② Zur Weiterverarbeitung der Analyseergebnisse gibt es die Möglichkeit, diese zu exportieren, und zwar gemäß der im Hauptmenü festgelegten Ausgabevarianten. Der Export erfolgt durch Anklicken des Schalters mit dem für die exportierten Dateien gewünschten Daten-Format.

- ③ Wurde im Hauptmenü die Grafikoption aktiviert, führt die Betätigung des "Weiter"-Schalters zum Fenster für die Grafikerstellung (→ Abschnitt 7).



## 7 Grafikerstellung



Mit der Software ist es möglich, bis zu vier Zeitreihenkomponenten und bereinigte Reihen eines Programmlaufs grafisch darzustellen.

- ① Zur grafischen Darstellung von Analyseergebnissen muss in das Eingabefeld "Kennung der gewünschten Analysedaten" der Name des entsprechenden Ordners (s. Punkt 4 in Abschnitt 2) eingetragen werden. Dies geschieht dadurch, indem man den Pfeil anklickt und den Namen aus der sich dann öffnenden Liste aller verfügbaren Ergebnisordner auswählt. Wurden im Programmlauf Zeitreihenanalysen durchgeführt, steht in diesem Feld automatisch der aktuelle Name.
- ② In diese Felder müssen die Kurzbezeichnungen (gemäß der Angaben in der Eingabedatei) derjenigen Zeitreihen des gemäß Punkt 1 ausgewählten Ergebnisordners eingetragen werden, für die eine Komponente grafisch dargestellt werden soll. Standardmäßig ist dies für alle Felder die Kurzbezeichnung der ersten im Hauptmenü ausgewählten Reihe eines Programmlaufs. Änderungen können je Eingabefeld über eine Auswahlliste vorgenommen werden, die sich öffnet, sobald der zugehörig Pfeil angeklickt wird.

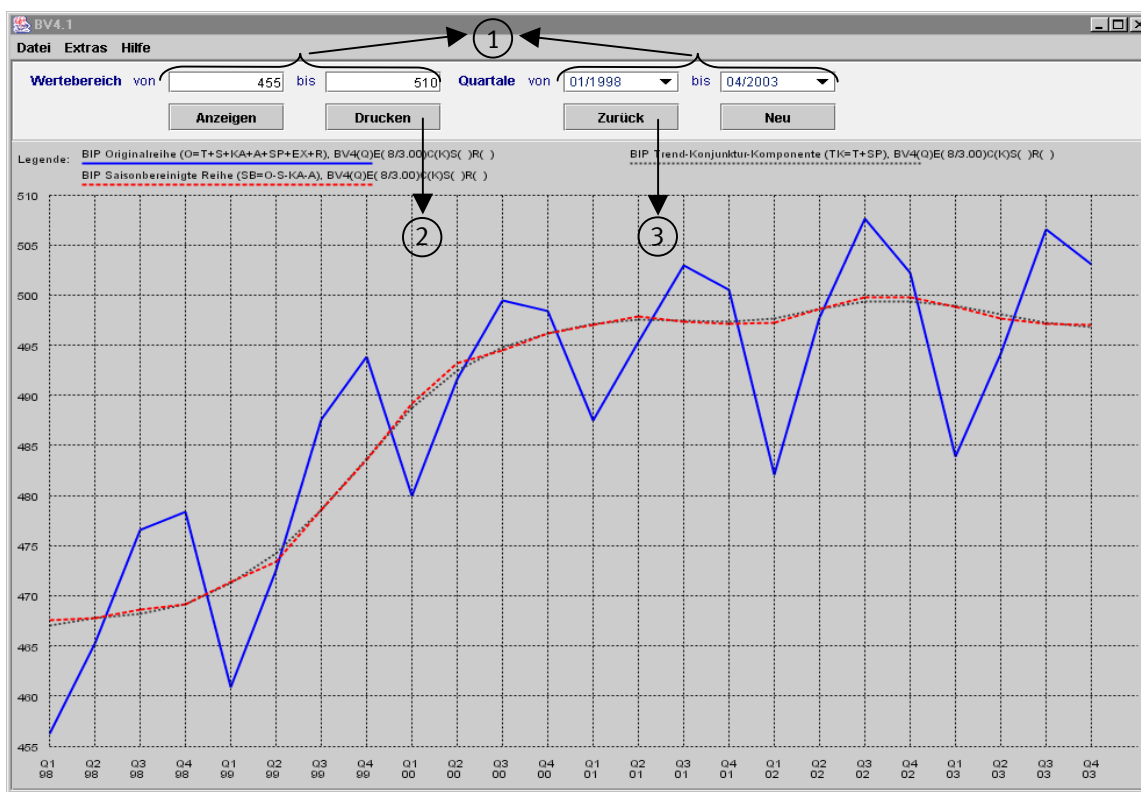
- 
- ③ In diese Felder müssen die Kurzbezeichnungen der Zeitreihenkomponenten und bereinigten Reihen eingetragen werden, die für die gemäß der Punkte 1 und 2 ausgewählten Zeitreihen grafisch dargestellt werden sollen.

Obiger Screenshot zeigt die Standardbelegung dieser Felder, mit der Originalzeitreihe (O) als erster, der Trend-Konjunktur-Komponente (TK) als zweiter und der saisonbereinigten Reihe (SB) als dritter Grafik-Komponente. Änderungen können je Eingabefeld über eine Auswahlliste vorgenommen werden, die sich öffnet, sobald der zugehörig Pfeil angeklickt wird. Weitere mögliche Grafikkomponenten sind beispielsweise die Saisonkomponente, die Kalenderkomponente, die Komponente der vom Anwender vorgegebenen Einflussgrößen und die kalenderbereinigte Reihe.

- ④ Wurden sukzessive Analysen durchgeführt, ist auch die Grafikoption der Darstellung sukzessiver Analyseergebnisse aktiviert. Sie ermöglicht Grafiken zu den sukzessiven Analyseergebnissen für die Trend-Konjunktur-Komponente, die saisonbereinigte Reihe und die kalenderbereinigte Reihe.

- ⑤ Durch Anklicken des "Weiter"-Schalters wird die gewünschte Grafik erstellt (→ Abschnitt 8).

## 8 Grafikfenster



Der obige Screenshot zeigt eine Beispielgrafik gemäß der in Abschnitt 7 dargestellten Festlegungen.

- ① Bei Bedarf können über diese Eingabefelder die Darstellungsbereiche geändert werden. Eine Änderung der Zeitachse erfolgt über Auswahllisten (Anklicken der Pfeile). Um den Wertebereich zu ändern, müssen die gewünschten Werte in die entsprechenden Felder eingetragen werden. Die Änderungen werden durch das Anklicken des Schalters "Anzeigen" umgesetzt.
- ② Eine Grafik kann über den Schalter „Drucken“ ausgedruckt werden.
- ③ Möchte der Anwender eine weitere Grafik erzeugen, muss er den "Zurück"-Schalter anklicken, um wieder zum Fenster der Grafikerstellung zu gelangen.