



**Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung**

**G U T A C H T E N**

im Auftrage des Bundesministers für Finanzen

**Saisonbereinigung und Aggregationsprobleme  
bei der Erstellung der  
volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen  
für die Länder der Europäischen Währungsunion**

bearbeitet von:

Katja Rietzler, Sabine Stephan und Jürgen Wolters

Berlin, im Mai 2000 (überarbeitete Fassung)

**AUTOREN**

Dipl. Vw. Katja Rietzler

Dipl. Vw. Sabine Stephan

Prof. Dr. Jürgen Wolters

**STUDENTISCHE HILFSKRAFT**

Kirsten Lommatzsch

**TEXTVERARBEITUNG**

Barbara Kunert



---

## Inhaltsverzeichnis

<i>Tabellenverzeichnis</i>	<b>6</b>
<i>Verzeichnis der Abbildungen im Text</i>	<b>8</b>
<i>Abkürzungsverzeichnis</i>	<b>10</b>
<b>1. Einleitung und Überblick</b>	<b>12</b>
<b>2. Zur bisherigen Praxis der Saisonbereinigung und der Aggregation von Daten im Euroraum</b>	<b>16</b>
<b>3. Theoretische Überlegungen</b>	<b>20</b>
<b>3.1. Eigenschaften linearer Saisonbereinigungsverfahren</b>	<b>20</b>
<b>3.2. Lineare Saisonbereinigung und Aggregation</b>	<b>23</b>
<b>3.3. Nichtlineare Saisonbereinigung und Aggregation</b>	<b>25</b>
<b>4. Empirische Analyse der Saisonbereinigung im Euroraum</b>	<b>28</b>
<b>4.1. Methodische Vorbemerkungen</b>	<b>28</b>
4.1.1. Datenbasis	28
4.1.2. Statistische Eigenschaften der Ursprungszeitreihen	32
4.1.3. Verwendete Saisonbereinigungsverfahren	34
4.1.4. Alternative "EU-5"-Aggregate	36
<b>4.2. Untersuchung von indirekt und direkt saisonbereinigten Aggregaten</b>	<b>37</b>
4.2.1. Analyse mit einheitlichem Verfahren	38
4.2.1.1. Untersuchungen im Zeitbereich	38
4.2.1.2. Untersuchungen im Frequenzbereich	41
4.2.2. Analyse gemischter Aggregate	51
4.2.2.1. Untersuchungen im Zeitbereich	51
4.2.2.2. Untersuchungen im Frequenzbereich	52
<b>4.3. Kalenderbereinigung</b>	<b>58</b>
4.3.1. Kalenderbereinigung anhand von Arbeitstagesfaktoren	59
4.3.2. Kalenderbereinigung anhand eines Regressionsansatzes	61
4.3.3. Vergleichende Untersuchung von Regressionsansatz und Arbeitstagesfaktoren für westdeutsche Zeitreihen	64
4.3.3.1. Untersuchungen im Zeit- und im Frequenzbereich	65
4.3.4. Kalenderbereinigung des "EU-5"-Aggregats	76
4.3.4.1. Untersuchungen im Zeit- und im Frequenzbereich	76

---

<b>5. Fazit</b>	<b>83</b>
<i>Literaturverzeichnis</i>	<b>90</b>
<i>Anhang 1: Gain und Kohärenz</i>	<b>94</b>
<i>Anhang 2: Dokumentation der Grafiken zur Spektralanalyse</i>	<b>100</b>
<i>Anhang 3: DIW-Workshop am 26.11.1999</i>	<b>172</b>
Programm	172
Teilnehmer	173

---

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1	Überblick über Saisonbereinigungsverfahren in den Ländern der EWU
Tabelle 4.1-1	Ergebnisse der HEGY-Tests
Tabelle 4.1-2	Gemischte “EU-5“-Aggregate
Tabelle 4.2-1	Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: GDP) Saisonbereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte
Tabelle 4.2-2	Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: IFC) Saisonbereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte
Tabelle 4.2-3	Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests für die gemischten Aggregate Saisonbereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte
Tabelle 4.3-1	Für die Kalenderbereinigung berücksichtigte Feiertage
Tabelle 4.3-2	Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: GDP, Westd.) Bereinigte Zeitreihen versus Ursprungszeitreihe
Tabelle 4.3-3	Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: IFC, Westd.) Bereinigte Zeitreihen versus Ursprungszeitreihe
Tabelle 4.3-4	Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: GDP, “EU-5“) Bereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte
Tabelle 5-1	Übersicht über alternative Vorgehensweisen bei der Saisonbereinigung und Aggregation von VGR-Daten für den Euroraum



---

## Verzeichnis der Abbildungen im Text

- 4.1-1 Ursprungswerte der Zeitreihe GDP
- 4.1-2 Ursprungswerte der Zeitreihe IFC
- 4.2-1 Spektrum der Wachstumsraten des unbereinigten "EU-5"-Aggregats
- 4.2-2 Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten (BV4)
- 4.2-3 Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten (TRAMO/SEATS additiv)
- 4.2-4 Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten (TRAMO/SEATS multiplikativ)
- 4.2-5 Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten (X12-ARIMA additiv)
- 4.2-6 Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten (X12- ARIMA multiplikativ)
- 4.2-7 Kohärenzen zwischen indirekt und direkt saisonbereinigten Aggregaten (Zeitreihe GDP)
- 4.2-8 Kohärenzen zwischen indirekt und direkt saisonbereinigten Aggregaten (Zeitreihe IFC)
- 4.2-9 Spektralanalyse von Aggregat 1 versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat (BV4)
- 4.2-10 Spektralanalyse von Aggregat 1 versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat (X12-ARIMA multiplikativ)
- 4.2-11 Spektralanalyse von Aggregat 5 versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat (BV4)
- 4.2-12 Spektralanalyse von Aggregat 5 versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat (X12-ARIMA multiplikativ)
- 4.3-1 Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (BV4)
- 4.3-2 Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (BV4)

- 
- 4.3-3 Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (TRAMO/SEATS additiv)
  - 4.3-4 Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (TRAMO/SEATS additiv)
  - 4.3-5 Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (TRAMO/SEATS multiplikativ)
  - 4.3-6 Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (TRAMO/SEATS multiplikativ)
  - 4.3-7 Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (X12-ARIMA additiv)
  - 4.3-8 Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (X12-ARIMA additiv)
  - 4.3-9 Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (X12-ARIMA multiplikativ)
  - 4.3-10 Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (X12-ARIMA multiplikativ)
  - 4.3-11 Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen (BV4)
  - 4.3-12 Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen (TRAMO/SEATS additiv)
  - 4.3-13 Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen (TRAMO/SEATS multiplikativ)
  - 4.3-14 Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen (X12-ARIMA additiv)
  - 4.3-15 Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen (X12-ARIMA multiplikativ)

---

## Abkürzungsverzeichnis

ANEN	Arbeitstagefaktor(en)
ARIMA	autoregressive integrated moving average
BV4	Berliner Verfahren, Version 4
CBS	Centraal Bureau voor de Statistiek, Niederlande
DIW	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
ECU	European currency unit (europäische Währungseinheit)
ESVG	Europäisches System volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen
EU	Europäische Union
“EU-5”	für die Analyse im Rahmen dieses Gutachtens gebildete Teilmenge von fünf EU-Ländern (Deutschland/Westdeutschland, Italien, die Niederlande, Österreich, Finnland)
Eurostat	Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften
EWU	Europäische Währungsunion
GDP	gross domestic product (Bruttoinlandsprodukt)
I(0)	integriert der Ordnung 0 (stationär)
I(1)	integriert der Ordnung 1 (nicht stationär)
IFC	Zeitreihe der Bruttoanlageinvestitionen
Istat	Istituto Nazionale di Statistica, Italien
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development
SEATS	Signal Extraction in ARIMA Time Series
SNA	System of National Accounts
STAMP	Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor
TRAMO	Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers
VGR	volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen
Wifo	Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung



# 1. Einleitung und Überblick

Mit der Realisierung der europäischen Währungsunion (EWU) stellt sich eine Reihe methodischer Fragen neu. Neben der Wirtschaftsentwicklung in den einzelnen Mitgliedsländern erlangt nunmehr diejenige für den Euroraum eine eigenständige Bedeutung. Daher ist eine verlässliche Datenbasis für die EWU als Ganzes unverzichtbar, insbesondere weil die Geldpolitik von der nationalen auf die EWU-Ebene verlagert wurde. Für die Beurteilung der aktuellen konjunkturellen Lage oder der Entwicklung der Lohnstückkosten, einem Frühindikator für die Inflationsentwicklung, werden Daten aus den volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) herangezogen. Da man sich im konjunkturellen Kontext vor allem für den saisonbereinigten Verlauf interessiert, stehen bei der Diskussion methodischer Fragen im Zusammenhang mit den VGR für den Euroraum Verfahren zur entsprechenden Komponentenzerlegung der Zeitreihen im Vordergrund. Hier sind vielfältige Möglichkeiten denkbar, denn es stehen unterschiedliche Saisonbereinigungsverfahren zur Verfügung<sup>1</sup>.

Da wir uns im folgenden eingehend mit dem Problem der Saisonbereinigung beschäftigen werden, soll an dieser Stelle zunächst definiert werden, was man unter Saison versteht:

*„Seasonality is the systematic, although not necessarily regular, intra-year movement caused by changes of the weather, the calendar, and timing of decisions, directly or indirectly through the production and consumption decisions made by the agents of the economy. These decisions are influenced by endowments, the expectations and preferences of the agents, and the production techniques available in the economy.“* (Hylleberg, 1992)

Für die Saisonbereinigung einer Zeitreihe muß man voraussetzen, daß sich die saisonalen Effekte aus ihr eliminieren lassen. Um dies zu erreichen, ist eine Idee über die Zerlegbarkeit einer beobachteten Zeitreihe in verschiedene Komponenten erforderlich. Persons (1919) hat für die Wirtschaftswissenschaften einen Komponentenansatz eingeführt. Dieser geht davon aus, daß sich eine unbereinigte Zeitreihe additiv in vier unbeobachtbare Komponenten zerlegen läßt:

$$(1) \quad y_t = t_t + k_t + s_t + u_t,$$

wobei die Variablen folgende Bedeutung haben:

- $y_t$  ist die unbereinigte Zeitreihe,

---

<sup>1</sup> Für eine Übersicht vgl. Speth (1999)

- 
- $t_t$  ist die Trendkomponente, die langfristige systematische Veränderungen des mittleren Niveaus widerspiegelt,
  - $k_t$  ist die Konjunkturkomponente, die mehrjährige mehr oder minder regelmäßige Schwingungen aufweist,
  - $s_t$  ist die Saisonkomponente, die jahreszeitliche relativ stabile Schwankungen aufweist und
  - $u_t$  ist die Restkomponente, auch irreguläre Komponente genannt, die die nichtsystematischen Einflüsse erfaßt. In dieser Komponente ist auch der Kalendereffekt, der aus einer variierenden Anzahl von Arbeitstagen je Periode resultiert, enthalten.

Die einzelnen Komponenten können auch weiter zusammengefaßt werden. So bilden Trend- und Konjunkturkomponente zusammen die sogenannte glatte Komponente. Die verschiedenen Saisonbereinigungsverfahren unterscheiden sich darin, wie sie die unbereinigte Reihe in ihre verschiedenen Komponenten zerlegen. An dieser Stelle sei ausdrücklich darauf hingewiesen, daß die einzelnen Komponenten unbeobachtbar sind und daß daher letztlich keine Möglichkeit besteht, empirisch zu überprüfen, ob ein Saisonbereinigungsverfahren tatsächlich die richtigen Komponenten eliminiert.

Im Zusammenhang mit einer stärkeren Fokussierung der konjunkturellen Analyse auf die europäische Ebene ergeben sich Fragen und Probleme bei der Saisonbereinigung und Aggregation der Zeitreihen der an der EWU teilnehmenden Länder. Grundsätzlich bieten sich zwei Vorgehensweisen an. Die Reihen der einzelnen Länder können saisonbereinigt und anschließend aggregiert werden, dies ist der sogenannte *indirekte Ansatz*. Ebenso ist es denkbar, die Reihen erst zu aggregieren, um sie anschließend einer Saisonbereinigung zu unterziehen, dies ist der sogenannte *direkte Ansatz*.

Die derzeitige Praxis in der EWU entspricht im wesentlichen einem indirekten Ansatz unter Verwendung unterschiedlicher Saisonbereinigungsverfahren für die Reihen der einzelnen Länder. Angesichts der ausgeprägten Methodenvielfalt, die im nächsten Abschnitt genauer dargestellt wird, ergeben sich für die Untersuchung zwei wichtige Fragenkomplexe, die hier bearbeitet werden sollen:

---

1. Wie sind die derzeit verfügbaren VGR-Daten für die EWU zu beurteilen?

Hier ist insbesondere von Interesse, wie sich die Verwendung unterschiedlicher Saisonbereinigungsverfahren sowie die Durchführung unterschiedlicher Bereinigungsschritte durch die Mitgliedsländer der EWU auf die EWU-Aggregate auswirken. Ist es als problematisch zu beurteilen, daß die Daten nur teilweise einer Kalenderbereinigung unterzogen werden?

2. Welche Empfehlungen können gegeben werden, um eine angemessene Aggregation saisonbereinigter VGR-Daten für die Länder der EWU zu erhalten?

In diesem Zusammenhang ist zu untersuchen, ob die Notwendigkeit zur Anwendung standardisierter Verfahren besteht und welche Verfahren in diesem Falle sinnvoll wären. Zu klären ist auch, ob der direkte Ansatz dem derzeit praktizierten indirekten Ansatz überlegen ist. Dabei ist auch zu prüfen, wie erheblich die Unterschiede zwischen beiden Ansätzen überhaupt sind.

Die Frage nach der Eignung bestimmter Saisonbereinigungsverfahren soll hier nur im Hinblick auf die Aggregationsproblematik behandelt werden. Eine allgemeinere Beurteilung unterschiedlicher Verfahren ist an dieser Stelle nicht vorgesehen; sie wurde bereits in anderen Publikationen in hinreichendem Umfang vorgenommen.<sup>2</sup>

Im Falle der VGR für den Euroraum besteht die Notwendigkeit einer Aggregation in zweifacher Hinsicht. Zum einen müssen sich für jede geografische Einheit (EWU oder jedes einzelne Land) die einzelnen Aggregate der Entstehungs-, der Verwendungs- und der Verteilungsrechnung zum Bruttoinlandsprodukt bzw. Bruttonationaleinkommen (je nach Konzept) aufaddieren, zum anderen sollten sich alle einzelnen Aggregate für die EWU als Summen der Aggregate für die einzelnen Länder ergeben. In diesem Gutachten steht das Aggregationsproblem als Problem der Zusammenfassung der VGR der einzelnen EWU-Mitgliedsländer im Vordergrund. In einem europäischen Kontext geht es um die vertikale Aggregation der VGR-Reihen. Probleme der horizontalen Aggregation der Komponenten zum Bruttoinlandsprodukt auf nationaler Ebene werden hier nur kurz angesprochen, da sie nicht erst auf europäischer Ebene entstehen. Da das Bruttoinlandsprodukt stets die Summe seiner Komponenten ist, muß die horizontale Summenerhaltung auch bei saisonbereinigten Reihen gewährleistet werden. Anders als bei den VGR-Daten für den Euroraum stellt sich jedoch nicht die Frage, ob direkt oder indirekt bereinigt werden soll. Da sich über die Entstehungsrechnung, die Verwendungsrechnung und die Verteilungsrechnung letztlich immer dasselbe Bruttoinlandsprodukt ergeben

---

muß, ist für das Bruttoinlandsprodukt hier die direkte Bereinigung vorgegeben. Es stellt sich nur die Frage, wie mit eventuell auftretenden Differenzen umgegangen werden soll. Mehrere Lösungen sind dafür denkbar. Die Diskrepanzen könnten zum Beispiel den Aggregaten zugeordnet werden, die als Restgröße ermittelt werden, oder beispielsweise mit dem Verfahren von Denton<sup>3</sup> auf die einzelnen Komponenten des Bruttoinlandsproduktes aufgeteilt werden. Auf die Fragen der horizontalen Aggregation soll hier im folgenden nicht weiter eingegangen werden.

Zum besseren Verständnis der Problemstellung wird im folgenden Kapitel die derzeitige Praxis bezüglich der Saisonbereinigung und der Aggregation im Euroraum skizziert (Kapitel 2). Angesichts des derzeit sehr heterogenen Datenumfelds stellt sich die Frage nach den Vorzügen und Nachteilen der bisherigen Praxis und den Vor- und Nachteilen alternativer Vorgehensweisen. Diesem Problemfeld nähern wir uns zunächst von der theoretischen Seite. Dabei stehen zunächst zeitreihenanalytische Kriterien im Vordergrund. In Kapitel 3 werden theoretische Überlegungen angestellt, welche Probleme mit den verschiedenen Aggregationsverfahren in Verbindung mit unterschiedlichen Saisonbereinigungsverfahren zu erwarten sind. Hierbei wird, um überhaupt allgemeine Aussagen machen zu können, der Schwerpunkt der Analyse auf die generelle Entwicklung der bereinigten bzw. unbereinigten Daten hinsichtlich ihrer langfristigen sowie ihrer konjunkturellen Komponenten gelegt. In Kapitel 4 wird anschließend untersucht, welche Relevanz die theoretischen Ergebnisse für die Empirie haben. Dieses Kapitel, das den Schwerpunkt dieser Arbeit bildet, leistet eine ausführliche empirische Analyse der direkt und indirekt bereinigten Aggregate – sowohl im Zeit- als auch im Frequenzbereich. Um zunächst die Effekte analysieren zu können, die allein auf die verschiedenen Methoden der Saisonbereinigung zurückzuführen sind, werden in Kapitel 4.2. bewußt nur saisonbereinigte und keine kalenderbereinigte Zeitreihen untersucht. Der Kalenderbereinigung ist ein eigenes Kapitel (Kapitel 4.3.) gewidmet, in dem analog zu Kapitel 4.2. Analysen im Zeit- und Frequenzbereich vorgenommen werden. In einem abschließenden Kapitel (Kapitel 5) werden die zentralen theoretischen und empirischen Ergebnisse noch einmal zusammengefaßt, um auf dieser Grundlage Schlußfolgerungen und Einschätzungen vorzunehmen. Das zentrale Ergebnis ist, daß unter den gegenwärtigen Rahmenbedingungen der direkte Ansatz dem indirekten vorzuziehen ist.

---

<sup>2</sup> Fischer (1995), Höpfner (1998), Edel, Schäffer und Stier (1997)

<sup>3</sup> Denton (1971)

## 2. Zur bisherigen Praxis der Saisonbereinigung und der Aggregation von Daten im Euroraum

Die Erstellung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen für den Euroraum (wie auch für die EU insgesamt) erfolgt bei Eurostat auf der Basis der VGR der Mitgliedsländer, die in ECU/Euro umgerechnet und zu einem EWU- (bzw. EU-) Aggregat zusammengefügt werden. Da einige Länder noch keine vierteljährlichen VGR erstellen, interpoliert Eurostat die Werte für die Aggregate der EWU und der EU auf der Basis von Jahresdaten aller Länder und Quartalsdaten derjenigen Länder, die über eine Vierteljahresrechnung verfügen. Für das laufende Jahr, für das noch keine Jahreswerte vorliegen, werden die Quartalswerte für die gesamte EWU (bzw. EU) auf der Basis der für einzelne Länder vorhandenen Quartalswerte geschätzt.<sup>4</sup> Für die EWU- (bzw. EU-) Aggregate verwendet Eurostat die mit dem Census X11-Verfahren saison- und kalenderbereinigten Zahlen der Deutschen Bundesbank. Die mit dem Berliner Verfahren (BV4) bereinigten VGR-Daten des Statistischen Bundesamts werden von Eurostat nicht berücksichtigt. Diese Diskrepanz entfällt jedoch ab dem ersten Quartal 2000, wenn sowohl die Deutsche Bundesbank als auch das Statistische Bundesamt zum Verfahren X12-ARIMA übergehen.

Nach dem bis 1999 allgemein verwendeten Europäischen System volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen 1979 (ESVG79) wiesen die nationalen VGR der Mitgliedsländer erhebliche methodische Divergenzen auf. Besonders gravierend war, daß einige Länder überhaupt keine vierteljährlichen VGR erstellten. Auch bei der Komponentenzerlegung der Zeitreihen folgten die einzelnen statistischen Ämter sehr unterschiedlichen Methoden. So ermittelte Spanien für die VGR nur die glatte Komponente, in Frankreich schätzte man nur saison- und kalenderbereinigte Reihen, während für Deutschland Ursprungswerte, saisonbereinigte Reihen sowie saison- und kalenderbereinigte Reihen der VGR veröffentlicht wurden. Auch waren die Bereinigungsverfahren nicht einheitlich.

Mit der Umstellung der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf das ESVG95 soll vor allem eine größere internationale Vergleichbarkeit der VGR-Daten erreicht werden. Das ESVG95 basiert auf dem weltweit gebräuchlichen System of National Accounts 1993 (SNA93) der Vereinten Nationen. Ziel des neuen Systems ist einerseits eine bessere Kompatibilität zwischen der VGR und den übrigen Statistiken (Zahlungsbilanzstatistik, Finanzstatis-

---

<sup>4</sup> Vgl. Barcellan/Mazzi (1998)

tik, Außenhandelsstatistik, Produktionsstatistik) sowie eine Harmonisierung der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder der Europäischen Union. Um diese Ziele zu erreichen, hat der Europäische Rat in der Verordnung Nr. 2223/96 vom 25. Juni 1996 zu erstellen- de Tabellen, Klassifikationen und Liefertermine eindeutig definiert<sup>5</sup>. Einzelnen Ländern wurden jedoch insbesondere bei den Lieferterminen und den Zeiträumen, für die eine Rückrechnung durchzuführen ist, umfangreiche Ausnahmeregelungen zugestanden. Mit einem Erstlieferungstermin für Quartalsdaten im Jahr 2005 hat Luxemburg die längste Übergangsphase.<sup>6</sup> Damit ergibt sich theoretisch eine Übergangsphase von einigen Jahren, bis alle EU- bzw. EWU-Länder ihre Statistik endgültig umgestellt haben und damit eine Konvergenz der Erstellungsmethoden – zumindest bei den Ursprungswerten – erreicht ist.

Bis Ende 1999 liegen jedoch für fast alle EWU-Länder VGR-Daten der Verwendungsseite nach dem ESVG95 vor.<sup>7</sup> Die Probleme, die sich in der Übergangsphase aus der Aggregation von VGR-Daten nach zwei verschiedenen Konzepten (ESVG79 und ESVG95) für die EWU-Aggregate ergeben, werden daher – zumindest für die aktuellsten Quartale - in naher Zukunft überwunden sein. Für weiter zurückliegende Quartale können sich Inkonsistenzen daraus ergeben, daß nicht für alle Länder hinreichende Rückrechnungen vorliegen oder geplant sind. Hier bleibt abzuwarten, ob die einzelnen Länder nur die Mindestanforderungen erfüllen oder, ob sie doch weiter zurückrechnen, als es die obengenannte Verordnung vorsieht. Wenngleich das Hauptziel der VGR-Umstellung eine Vereinheitlichung der statistischen Datenbasis ist, bestehen aber auch nach der Umstellung weiterhin beträchtliche methodische Divergenzen. Dies gilt insbesondere für die verwendeten Saisonbereinigungsverfahren. Für einen Überblick siehe Tabelle 2-1.

Obwohl im Rahmen des ESVG95 die Lieferung von Ursprungswerten und saisonbereinigten Werten an Eurostat vorgesehen ist, wird bisher kein einheitliches Saisonbereinigungsverfahren angewendet. Vielmehr verwendet Eurostat auch nach der Einführung des neuen VGR-Konzepts die bereits bereinigten Reihen der Mitgliedsländer für die Aggregation, die auch weiterhin nach dem oben beschriebenen Verfahren durchgeführt wird. Was die Saisonbereinigungsverfahren der einzelnen Länder angeht, ergeben sich gegenüber der Vorgehensweise im

---

<sup>5</sup>Vgl. Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften, L 310 vom 30.11.1996, Brüssel.

<sup>6</sup> Dies muß nicht zwangsläufig bedeuten, daß erst zu diesem Zeitpunkt die ersten Quartalswerte veröffentlicht werden. Irland muß gemäß der Verordnung erst im Jahr 2002 die ersten Quartalsdaten liefern, hat dies (zumindest für den Zeitraum 1997/1-1999/1) aber bereits im November 1999 getan.

<sup>7</sup>Im Januar 2000 liefern Portugal und Luxemburg noch keine Vierteljahreswerte nach dem ESVG95. Für Österreich und Spanien liegen für den Zeitraum ab 1995 die entsprechenden Daten vor, für Irland ab 1997.

Rahmen des ESVG79 nur geringfügige Änderungen. Nach wie vor werden nicht nur unterschiedliche Verfahren eingesetzt, sondern es werden auch weiterhin unterschiedliche Bereinigungsschritte durchgeführt. So liefern Deutschland, Frankreich, Spanien und die Niederlande Daten, die neben einer Saisonbereinigung auch eine Kalendereinigung durchlaufen haben, während die Werte der übrigen Länder lediglich saisonbereinigt werden.<sup>8</sup>

**Tabelle 2-1: Überblick über Saisonbereinigungsverfahren in den Ländern der EWU**

Land	Konzept	Verwendetes Saisonbereinigungsverfahren
Deutschland	ESVG95	BV4; X11, kalendereinigt (X12-ARIMA geplant)
Frankreich	ESVG95	X11-ARIMA, kalendereinigt
Italien	ESVG95	TRAMO/SEATS
Spanien	ESVG95	TRAMO/SEATS, kalendereinigt
Niederlande	ESVG95	X12-ARIMA, kalendereinigt
Belgien	ESVG95	X11 (TRAMO/SEATS geplant)
Österreich	ESVG95	TRAMO/SEATS
Finnland	ESVG95	X11-ARIMA
Portugal	ESVG79	X11-ARIMA
Irland	ESVG95	keine ausreichende Anzahl von Beobachtungen
Luxemburg	keine Quartalsdaten verfügbar	keine

Die konjunkturelle Analyse der EWU findet vorerst also in einem sehr heterogenen Datenumfeld statt. Die Zusammenfassung der methodisch divergenten nationalen Daten zu Aggregaten für die EWU wirft, wie wir gesehen haben, eine Reihe von Problemen auf. Diese Aggregati-

<sup>8</sup> Mit Ausnahme von Irland (vgl. Tabelle 2-1). Hier reicht die Anzahl der Beobachtungen noch nicht für eine Saisonbereinigung aus.

---

onsprobleme, die primär in der Frage der Saisonbereinigung bestehen, müssen gelöst werden, damit brauchbare konjunkturelle Analysen für die EWU möglich sind. Es bieten sich hier, wie in der Einleitung bereits erwähnt, zwei Verfahren als Lösungsmöglichkeiten an. Die Länderdaten können zunächst saisonbereinigt und dann aggregiert werden (indirekter Ansatz). Eine Alternative besteht darin, zunächst die Ursprungswerte zu EWU-Aggregaten zusammenzufassen und sie anschließend zu bereinigen (direkter Ansatz). Die Entscheidung zwischen diesen beiden Ansätzen ist in gewisser Weise auch eine Entscheidung zwischen der optimalen Behandlung einzelner Zeitreihen einerseits und einer größtmöglichen Vereinheitlichung der Methoden andererseits. Wie sind diese beiden Vorgehensweisen vor dem Hintergrund der aktuellen Datenlage zu beurteilen?

### 3. Theoretische Überlegungen

Im folgenden soll nun aufgezeigt werden, inwieweit sich Unterschiede beim direkten und indirekten Ansatz der Saisonbereinigung von Aggregaten ergeben. Der Schwerpunkt der Analyse besteht im wesentlichen in der Untersuchung der Gesamtentwicklung der unterschiedlich behandelten Reihen. Die zum Teil beträchtlichen Differenzen zwischen den einzelnen Verfahren am aktuellen Rand werden hingegen nicht behandelt. Zunächst werden die Eigenschaften linearer Saisonbereinigungsverfahren dargestellt. Anschließend wird gezeigt, wie sich diese Eigenschaften auf die direkt bzw. indirekt bereinigten Aggregate auswirken. Damit wird es auch möglich, theoretische Aussagen über die Unterschiede zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz zu machen. Einige Bemerkungen zu nichtlinearen Saisonbereinigungsverfahren schließen das Kapitel ab.

#### 3.1. Eigenschaften linearer Saisonbereinigungsverfahren

Wenn man die Ränder außer Acht läßt, dann sind lineare Saisonbereinigungsverfahren darstellbar als ein gewichteter Durchschnitt vergangener, laufender und zukünftiger Werte der zu bereinigenden Zeitreihe.<sup>9</sup> Mittels des Verschiebungsoperators  $L$ , der definiert ist als  $L^k z_t = z_{t-k}$ ,  $k = \dots, -1, 0, 1, \dots$ , läßt sich ein solcher gewichteter Durchschnitt – oder zweiseitiger linearer Filter – schreiben als

$$(2) \quad f(L) = \sum_{i=-n}^n f_i L^i$$

mit den festen Gewichten  $f_i$ .

Für eine entsprechende lineare Approximation des X11-ARIMA Ansatzes siehe z.B. Ghysels und Perron (1993).

Die saisonbereinigte Reihe  $x_t^s$  ergibt sich aus der unbereinigten Reihe  $x_t$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$  durch Anwendung von (2) als

---

<sup>9</sup> Vergleiche für das folgende Ericsson, Hendry und Tran (1994).

$$\begin{aligned}
 x_t^s &= f(L)x_t \\
 (3) \quad &= \left( \sum_{i=-n}^n f_i L^i \right) x_t \\
 &= \sum_{i=-n}^n f_i x_{t-i} \quad , t = n+1, \dots, T-n
 \end{aligned}$$

Da an den jeweiligen Rändern d.h. für  $t=1,2,\dots,n$  bzw. für  $t=T-n+1, \dots, T$  jeweils auf einer Seite Beobachtungen fehlen, können keine festen Filter mehr verwendet werden. Vielmehr wird für jeden dieser Zeitpunkte ein eigener Filter verwendet, der immer weniger vergangene bzw. zukünftige Werte umfaßt.

Damit  $f(L)$  als Saisonbereinigungsverfahren brauchbar ist, müssen folgende Bedingungen erfüllt sein:

- (i)  $\sum_{i=-n}^n f_i = f(1) = 1$ , d.h. die Gewichte addieren sich zu eins. Damit weisen die Ausgangsreihe und die saisonbereinigte Reihe dasselbe Niveau auf.
- (ii)  $f(L)$  ist symmetrisch in  $L$ , d.h.  $f_{-i} = f_i$  für  $i = 1,2,\dots,n$ . Damit wird garantiert, daß die Ausgangsreihe und die saisonbereinigte Reihe keine Phasenverschiebung aufweisen.
- (iii)  $f(L)$  eliminiert deterministische Saisonalität, d.h.  $f(L)$  enthält einen Faktor der Form  $(\sum_{i=0}^{s-1} L^i)/s$ , wobei  $s$  die Anzahl der Beobachtungen pro Jahr angibt. Dieser gleitende Jahresdurchschnitt eliminiert saisonale Schwankungen.

Durch Koeffizientenvergleiche läßt sich zeigen, daß der Filter (2) so umgeformt werden kann, daß die langfristigen Eigenschaften, d.h. seine Auswirkungen auf das Niveau der Zeitreihe, und seine kurzfristigen Eigenschaften, d.h. seine Auswirkungen auf die Veränderung der zu bereinigenden Zeitreihe, getrennt dargestellt werden können. Es gilt dann

$$(3a) \quad f(L) = f(1) + f^*(L)\Delta,$$

bzw. wegen (i)

$$(3b) \quad f(L) = 1 + f^*(L)\Delta,$$

wobei

$$f^*(L) = \sum_{i=-n}^n f_i^* L^i$$

wieder ein zweiseitiger Filter ist und sich die  $f_i^*$  eindeutig aus den  $f_i$  ergeben. Weiterhin bildet  $\Delta = 1 - L$  die ersten Differenzen einer Zeitreihe. Zerlegt man  $f^*(L)$  in analoger Weise wie in (3b), so ergibt sich  $f^*(L) = f^*(1) + f^{**}(L)\Delta$ . Setzt man dies in (3b) ein, dann ergibt sich

$$(3b') \quad f(L) = 1 + f^*(1)\Delta + f^{**}(L)\Delta^2.$$

Gilt die Eigenschaft (ii), so läßt sich zeigen, daß  $f^*(1) = 0$  ist. Somit erhält man

$$(3c) \quad f(L) = 1 + f^{**}(L)\Delta^2.$$

Ist die Symmetrieannahme (ii) erfüllt, so wird gewährleistet (siehe Ericsson, Hendry und Tran, 1994), daß die saisonbereinigte Reihe dieselbe Jahressumme liefert wie die unbereinigte Reihe.

Wegen (3b) läßt sich der Zusammenhang zwischen der saisonbereinigten und der unbereinigten Reihe wie folgt schreiben

$$(4a) \quad \begin{aligned} x_t^s &= (1 + f^*(L)\Delta)x_t \\ &= x_t + f^*(L)\Delta x_t \\ &= x_t + \sum_{i=-n}^n f_i^* \Delta x_{t-i} \end{aligned}$$

bzw. wegen (3c) gilt entsprechend

$$(4b) \quad x_t^s = x_t + f^{**}(L)\Delta^2 x_t.$$

Aus (4a) und (4b) ist sofort ersichtlich, daß für saisonbereinigte Daten und ihre Ursprungswerte sinnvollerweise gilt, daß sie sich nicht in den Niveaus unterscheiden. Die Unterschiede beziehen sich auf Linearkombinationen von ersten oder zweiten Differenzen.

Im folgenden wird nun weitergehend unterstellt, daß Daten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen eine spezielle Art der Nichtstationarität aufweisen, nämlich daß sie  $I(1)$ , d.h. integriert der Ordnung eins, sind. Diese Eigenschaft ist folgendermaßen definiert. Eine Zeitreihe  $x_t$  ist  $I(1)$ , wenn sie selbst nichtstationär ist, aber durch Differenzenbildung stationär wird, d.h.  $\Delta x_t$  ist stationär bzw. ( $I(0)$ ). Die im nächsten Kapitel dargestellten Tests zeigen, daß die

hier verwendeten Daten tatsächlich  $I(1)$  sind. Für  $I(1)$ -Zeitreihen lassen sich nun weitere Eigenschaften aufzeigen (siehe Engle und Granger, 1987).

Zwei  $I(1)$  Zeitreihen heißen kointegriert, wenn es eine lineare Kombination der beiden Reihen gibt, die stationär ist. Dies bedeutet, daß zwei kointegrierte Zeitreihen denselben Trend besitzen, d.h. dieselbe langfristige Entwicklung aufweisen.

Ist nun  $x_t \sim I(1)$ , dann ist wegen (i) die saisonbereinigte Reihe  $x_t^s$  ebenfalls  $I(1)$ . Eine Mindestanforderung für saisonbereinigte Daten ist sicherlich, daß sie dieselbe langfristige Entwicklung aufweisen müssen wie die Ausgangsreihe, d.h. sie müssen kointegriert mit dem Kointegrationsvektor  $(1,-1)$  sein, d.h. genauer  $x_t^s - x_t$  muß stationär sein. Wegen (4a) bzw. (4b) sieht man sofort, daß folgendes gilt:

$$(5a) \quad x_t^s - x_t = f^*(L)\Delta x_t$$

bzw.

$$(5b) \quad x_t^s - x_t = f^{**}(L)\Delta^2 x_t.$$

Die rechte Seite von (5a) bzw. (5b) ist eine Linearkombination von stationären Größen und somit ebenfalls stationär.<sup>10</sup> Hinsichtlich der empirischen Überprüfung dieser Eigenschaft werden im empirischen Teil gängige Kointegrationstests (siehe z.B. Wolters, 1995) benutzt.

### 3.2. Lineare Saisonbereinigung und Aggregation

Ohne Beschränkung der Allgemeinheit soll die Problematik von Aggregation und Saisonbereinigung an zwei Zeitreihen  $x_{1t}$  und  $x_{2t}$ , die beide  $I(1)$  sind, und zwei verschiedenen linearen Saisonbereinigungsverfahren  $f_1(L)$  und  $f_2(L)$  gezeigt werden. Hierbei soll der Frage nachgegangen werden, ob es einen Unterschied macht, wenn man die unbereinigten Reihen aggregiert und dann saisonbereinigt (direkte Methode) oder wenn man zuerst saisonbereinigt und dann aggregiert (indirekte Methode), und dieses vor dem Hintergrund, ob dasselbe oder, was bei den Eurostat-Daten der Fall ist, unterschiedliche Saisonbereinigungsverfahren benutzt werden.

---

<sup>10</sup> Genau genommen enthält die rechte Seite keine Wurzel an der Stelle 1 mehr. Saisonale Einheitswurzeln, d.h. Wurzeln von  $-1, \pm i$  könnten existieren.

Wendet man z.B.  $f_1(L)$  auf  $x_{1t}$  und  $f_2(L)$  auf  $x_{2t}$  an und aggregiert die beiden saisonbereinigten Reihen  $x_{1t}^s$  und  $x_{2t}^s$ , dann erhält man  $x_{1t}^s + x_{2t}^s = f_1(L)x_{1t} + f_2(L)x_{2t}$ .

Nehmen wir an, daß die Filter symmetrisch sind, dann ergibt sich wegen (3c) und (4b) als Aggregation von saisonbereinigten Reihen

$$(6) \quad \begin{aligned} x_{1t}^s + x_{2t}^s &= (1 + f_1^{**}(L)\Delta^2)x_{1t} + (1 + f_2^{**}(L)\Delta^2)x_{2t} \\ &= x_{1t} + x_{2t} + f_1^{**}(L)\Delta^2 x_{1t} + f_2^{**}(L)\Delta^2 x_{2t} \end{aligned}$$

Es gilt also  $(x_{1t}^s + x_{2t}^s) - (x_{1t} + x_{2t}) = f_1^{**}(L)\Delta^2 x_{1t} + f_2^{**}(L)\Delta^2 x_{2t}$ . Die rechte Seite der Gleichung ist wegen der I(1)-Eigenschaft der Ausgangsreihen eine stationäre Größe und damit sind die saisonbereinigten und die unbereinigten Aggregate kointegriert, sie weisen – was sicherlich wünschenswert ist - dieselbe langfristige Entwicklung auf.

Wird nun zuerst aggregiert und dann saisonbereinigt, so ergibt sich für  $i = 1,2$

$$(7) \quad \begin{aligned} (x_{1t} + x_{2t})_i^s &= f_i^{**}(L)(x_{1t} + x_{2t}) = (1 + f_i^{**}(L)\Delta^2)(x_{1t} + x_{2t}) \\ &= x_{1t} + x_{2t} + f_i^{**}(L)(\Delta^2 x_{1t} + \Delta^2 x_{2t}) \end{aligned}$$

Auch hier gilt wieder, daß die saisonbereinigte und die unbereinigte Reihe dieselbe langfristige Entwicklung aufweisen.

Vergleicht man nun (6) und (7), sieht man, daß für  $i = 1,2$  gilt

$$(8) \quad (x_{1t}^s + x_{2t}^s) - (x_{1t} + x_{2t})_i^s = f_1^{**}(L)\Delta^2 x_{1t} + f_2^{**}(L)\Delta^2 x_{2t} - f_i^{**}(L)\Delta^2 x_{1t} - f_i^{**}(L)\Delta^2 x_{2t}$$

Da auf der rechten Seite nur stationäre Größen stehen, gilt selbst bei unterschiedlichen Saisonbereinigungsverfahren, daß die indirekte und die direkte Aggregationsmethode zu Zeitreihen führen, die dieselbe langfristige Entwicklung aufweisen.<sup>11</sup>

Als Zwischenergebnis kann man also festhalten, daß bei linearen Saisonbereinigungsverfahren sowohl die Verwendung unterschiedlicher Verfahren für die einzelnen Komponenten des Aggregats als auch die unterschiedliche Form der Aggregation die langfristige Entwicklung nicht verändern, wohl aber Unterschiede in der kurzfristigen Entwicklung der Reihen auftreten.

Die Unterschiede in der kurzfristigen Komponente hängen von der Wahl der Saisonbereinigungsverfahren und den zweiten Differenzen einzelner Zeitreihen ab:

---

<sup>11</sup> In diesem Fall dürfen selbstverständlich keine saisonalen Wurzeln mehr auftreten.

- Verwendet man immer dasselbe lineare Verfahren, dann sieht man aus (8), daß die beiden unterschiedlichen Aggregationen zu ein und demselben Ergebnis führen.
- Verwendet man bei der indirekten Verfahrensweise unterschiedliche lineare Saisonbereinigungsverfahren für die Komponenten des Aggregats und bei der direkten Methode z.B. Verfahren 1 (oder alternativ Verfahren 2) für das Aggregat, so erhält man als Unterschied für die kurzfristige Entwicklung

$$(f_2^{**}(L) - f_1^{**}(L))\Delta^2 x_{2t} \text{ bzw. } (f_1^{**}(L) - f_2^{**}(L))\Delta^2 x_{1t}.$$

Der Unterschied beruht einerseits auf der Differenz zwischen den beiden Filtern, hängt aber andererseits auch von der kurzfristigen Entwicklung der einzelnen Komponenten ab. Empirisch läßt sich die Divergenz wohl am besten im Frequenzbereich durch die jeweiligen Spektren und entsprechende kreuzspektrale Größen darstellen.<sup>12</sup> Im Gegensatz zu Verfahren im Zeitbereich, z.B. Korrelationen, die nur eine Aussage über die gesamte Zeitreihe erlauben, liefern die Methoden des Frequenzbereichs Informationen für die einzelnen Komponenten einer Zeitreihe. In diesem Fall bedeutet dies, daß man die Unterschiede an den interessierenden Komponenten, nämlich den konjunkturellen und den Saisonkomponenten zeigen kann.

### 3.3. Nichtlineare Saisonbereinigung und Aggregation

Viele tatsächlich benutzten Saisonbereinigungsverfahren weisen mehr oder minder stark ausgeprägte Nichtlinearitäten auf. Diese Nichtlinearitäten rühren entweder von der Veränderung der Filter zur Bereinigung der Daten an den Rändern her und/oder (häufig) durch logarithmische Transformationen der Ursprungswerte vor der Bereinigung.

In diesem Falle besteht also keine lineare Beziehung zwischen der Ursprungsreihe  $x_t$  und der saisonbereinigten Reihe  $x_t^s$ , sondern eine nichtlineare Transformation  $x_t^s = g(x_t)$ . Geht man wieder davon aus, daß  $x_t \sim I(1)$  ist, so zeigen Granger und Hallman (1991, S. 223): *“In theory, a nonlinearly transformed series generally cannot be cointegrated with the original series.”* Für den hier betrachteten Fall bedeutet dies, daß  $x_t^s$  und  $x_t$  nicht kointegriert sind und damit auch nicht dieselbe langfristige Entwicklung wiedergeben, was Zweifel an der Brauchbarkeit einer derartigen Saisonbereinigung aufwerfen dürfte.

---

<sup>12</sup> Hinsichtlich der Eigenschaften von Spektren und deren Anwendung siehe z.B. König und Wolters (1972).

---

Diese fehlende Kointegrationseigenschaft einzelner Reihen zerstört somit auch die Kointegrationseigenschaft im Aggregat, ganz abgesehen von der Tatsache, daß für nichtlineare Funktionen  $g(x_{1t} + x_{2t}) \neq g(x_{1t}) + g(x_{2t})$  ist.

In der Praxis stellt sich nun die Frage, wie stark bei den gängigen Saisonbereinigungsverfahren die Nichtlinearitäten ausgeprägt sind. Bei relativ schwach ausgeprägter Nichtlinearität könnte es möglich sein, daß die Kointegrationseigenschaft quasi erhalten bleibt.<sup>13</sup> Würde in diesem Falle auch die Additivität in gewissen Grenzen erfüllt sein, dann müßte man bezüglich der Fragen von Saisonbereinigung und Aggregation ähnliche Ergebnisse wie bei linearen Saisonbereinigungsverfahren erwarten können. Dies läßt sich aber nur empirisch beantworten.

---

<sup>13</sup> Problematisch dabei kann allerdings sein, daß "...testing for cointegration by performing unit root tests on the residuals from a regression of  $x_t$  on  $g(x_t)$  can be misleading, often finding cointegration when it theoretically cannot be there." (Granger und Hallman, 1991, S. 224).



## 4. Empirische Analyse der Saisonbereinigung im Euroraum

Im folgenden Kapitel werden die theoretischen Überlegungen am Beispiel ausgewählter Zeitreihen einer empirischen Überprüfung unterzogen. In den methodischen Vorbemerkungen (Kapitel 4.1.) wird zunächst die Grundlage für die weitergehenden Untersuchungen geschaffen – so werden die Datenbasis und ihre statistischen Eigenschaften, die verwendeten Saisonbereinigungsverfahren sowie die für die Analyse gebildeten Aggregate erläutert. Die empirische Untersuchung erfolgt in Kapitel 4.2., wo direkt bereinigte Aggregate mit indirekt bereinigten Aggregaten verglichen werden. Die Analyse der indirekt bereinigten Aggregate erstreckt sich zum einen auf die indirekte Bereinigung mit einer einheitlichen Verfahrensklasse, zum anderen auf eine indirekte Bereinigung mit unterschiedlichen Verfahren je Land. Im gesamten Kapitel 4.2. werden aus Gründen der Vergleichbarkeit nur Zeitreihen untersucht, die saisonbereinigt nicht aber kalenderbereinigt wurden. Mit der Kalenderbereinigung befaßt sich ein eigenes Kapitel (4.3.), das den Einfluß verschiedener Ansätze der Kalenderbereinigung auf die Ergebnisse der Saisonbereinigung untersucht.

### 4.1. Methodische Vorbemerkungen

#### 4.1.1. Datenbasis

Grundsätzlich wäre die Verwendung der aktuellen VGR nach dem ESVG95 für alle Länder der EU-11 wünschenswert. Da die im folgenden benutzten ökonometrischen Methoden eine hinreichend große Anzahl von Beobachtungen erfordern, ist dies angesichts der bislang zur Verfügung stehenden äußerst kurzen Reihen nach dem ESVG95 (in der Regel unter 40 Beobachtungen) jedoch nicht möglich. Die Untersuchungen müssen sich daher zwangsläufig auf Daten der VGR nach dem ESVG79 stützen. Für die rein methodische Fragestellung dieses Gutachtens spielen die Unterschiede zwischen beiden VGR-Konzepten allerdings keine Rolle. Freilich ist auch mit den Daten der "alten" VGR keine Untersuchung für den gesamten Euroraum durchführbar. So liegen für Irland und Luxemburg, wie oben erwähnt, keine Quartalsdaten nach dem ESVG79 vor, für Frankreich, Spanien und Portugal stehen keine unbereinigten Ursprungswerte zur Verfügung und die Zeitreihen für Belgien umfassen nur ca. 60 Beobachtungen.

Daher wird die empirische Untersuchung für eine fiktive "EU-5", bestehend aus Deutschland, Italien, den Niederlanden, Österreich und Finnland<sup>14</sup> durchgeführt. Im Rahmen dieser "EU-5" wird für Deutschland einmal Westdeutschland und einmal Gesamtdeutschland eingesetzt. Wenngleich die gebildeten "EU-5"-Aggregate nicht die gesamte EWU erfassen, so lassen sich aus den Analysen für die hier verwendete Datenbasis durchaus Rückschlüsse für dieses Aggregat ziehen. Die hier betrachtete Ländergruppe umfaßt große wie kleine Mitgliedsländer und repräsentiert immerhin rund 60% der Wirtschaftsleistung der EWU. Für diese Länder stehen Zeitreihen mit 84 Beobachtungen (21 Jahre) zur Verfügung; sie umfassen den Zeitraum vom ersten Quartal 1977 bis zum vierten Quartal 1997<sup>15</sup>.

Wegen ihrer besonderen Bedeutung für die Konjunkturanalyse wird hier die Verwendungsseite der VGR analysiert. Dabei werden alternative Verfahren der Saisonbereinigung und Aggregation für zwei Zeitreihen exemplarisch angewendet und beurteilt: das Bruttoinlandsprodukt (Reihe: GDP) und die Bruttoanlageinvestitionen (Reihe: IFC). Ersteres steht wegen seiner zentralen Bedeutung bei der Beurteilung der wirtschaftlichen Entwicklung bei jeder Veröffentlichung der VGR im Zentrum der Aufmerksamkeit. Daher sollte das Bruttoinlandsprodukt als Aggregat auch hier nicht fehlen. Die Bruttoanlageinvestitionen bieten sich neben ihrer Bedeutung für die konjunkturelle Entwicklung auch wegen der Eigenschaften der Zeitreihen für die Analyse an. Sie haben in der Regel ein stark ausgeprägtes Saisonmuster und zeigen stärkere zyklische Schwankungen als die übrigen Komponenten der Verwendungsseite. Zudem liegen Beobachtungen für den gesamten Zeitraum auch für Westdeutschland vor. Die verwendeten Daten sind in den Abbildungen 4.1-1 und 4.1-2 dargestellt.

---

<sup>14</sup> Datenbasis: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (Verwendungsseite) gem. ESVG79, Ursprungswerte in nationaler Währung in Preisen von 1990 (Gesamtdeutschland, Westdeutschland, Niederlande und Österreich entsprechend umbasiert) in ECU umgerechnet. Für den Zeitraum von 1977-1988 stimmen die Reihen für Gesamtdeutschland mit denen für Westdeutschland überein. Die Daten für den Zeitraum von 1989-1997 betreffen das gesamte heutige Bundesgebiet. Quellen: Statistisches Bundesamt, DIW, Istat, CBS, Wifo, OECD; Wechselkurse: Deutsche Bundesbank.

<sup>15</sup> Daten des Jahres 1998 wurden nicht mit einbezogen, da nicht für alle Länder das gesamte Jahr vorliegt. Wie Hassler und Nautz (1998) gezeigt haben, können sich bei der Saisonbereinigung Verzerrungen ergeben, wenn die Ursprungswerte im ersten oder letzten Jahr der Zeitreihe nicht für alle Quartale vorhanden sind.

Abbildung 4.1-1

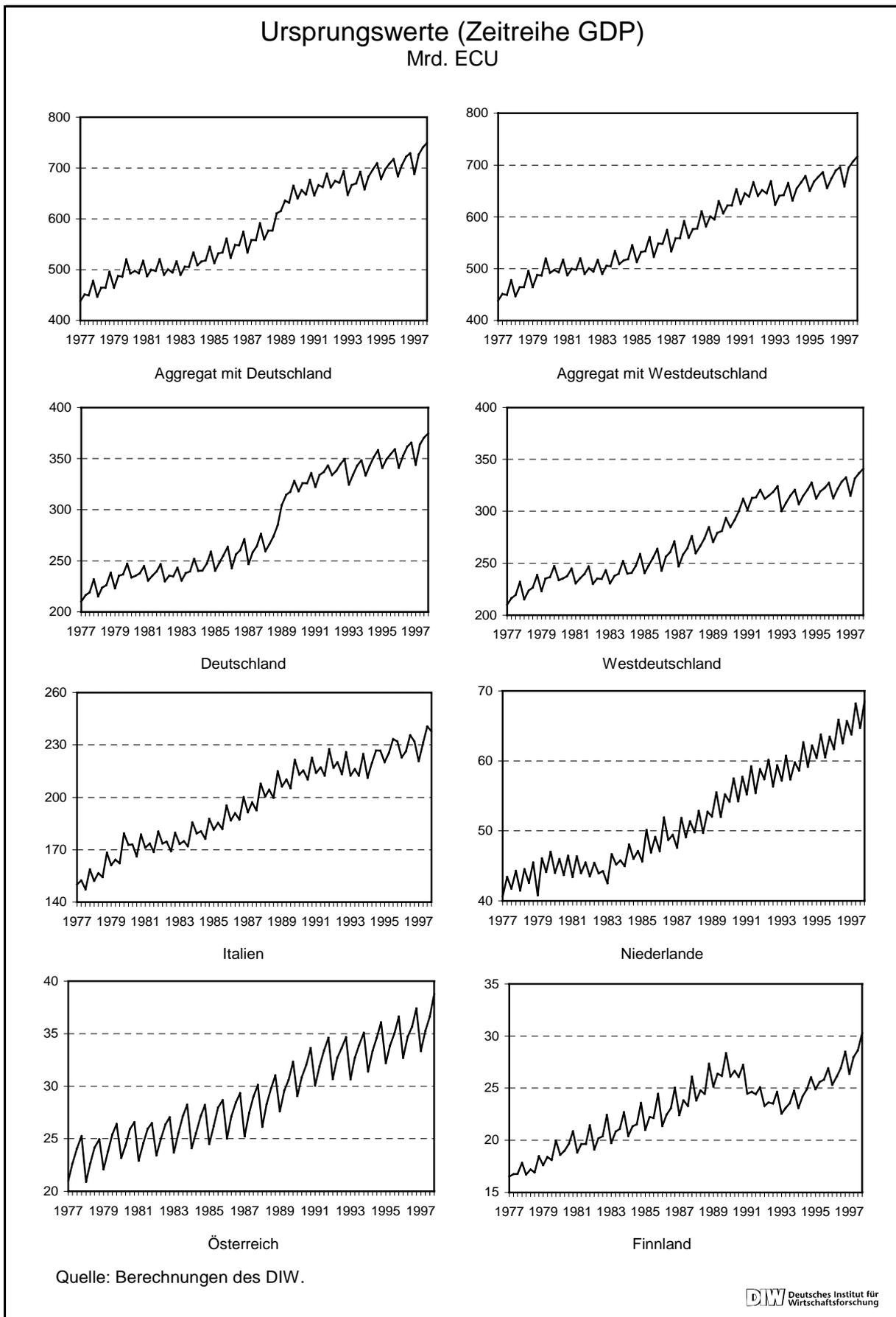


Abbildung 4.1-2

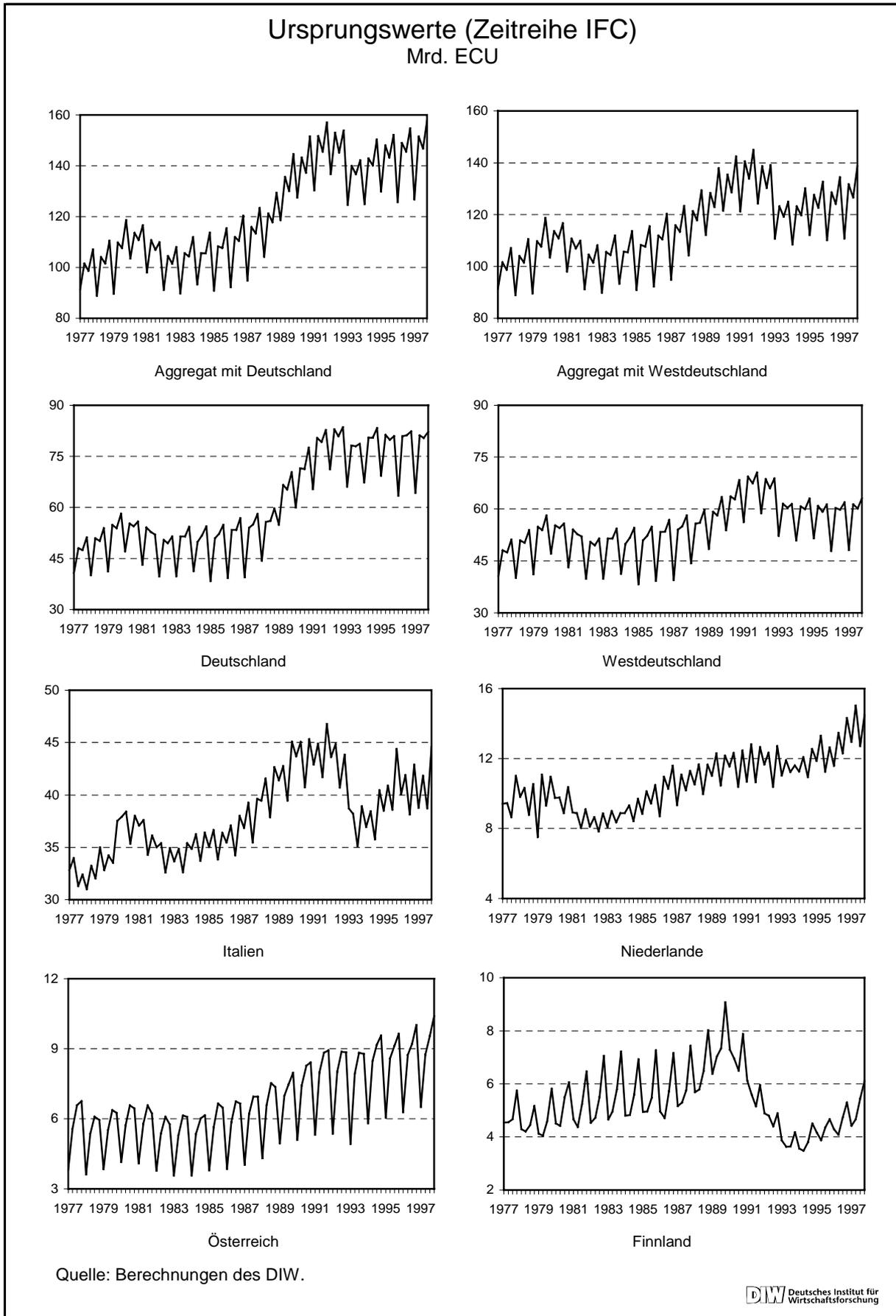


Abbildung 4.1-1 zeigt die Ursprungswerte des Bruttoinlandsprodukts für die sechs Länder sowie für das "EU-5"-Aggregat mit Gesamtdeutschland und das "EU-5"-Aggregat mit Westdeutschland. Alle Zeitreihen weisen deutlich erkennbare saisonale Schwankungen auf. Des Weiteren wird ersichtlich, daß die beiden großen Länder die Aggregate dominieren: so ist auch im "EU-5"-Aggregat mit Gesamtdeutschland der Niveausprung infolge der Wiedervereinigung erkennbar, und die Änderung des Saisonmusters in Italien aufgrund einer Änderung der Datenerhebung beim privaten Verbrauch im Jahr 1993 spiegelt sich gleichfalls im jeweiligen "EU-5"-Aggregat wider.

In der Abbildung 4.1-2 sind die Ursprungswerte der Bruttoanlageinvestitionen analog dargestellt. Die einzelnen Zeitreihen zeigen ebenfalls deutliche saisonale Schwankungen. Die konjunkturellen Schwankungen sind hier typischerweise stärker ausgeprägt. Auch hier bestimmen die großen Länder erwartungsgemäß den Verlauf der "EU-5"-Aggregate. Die Aggregate weisen deutliche, regelmäßige saisonale Schwankungen auf. Die statistischen Eigenschaften der Zeitreihen im Hinblick auf den Trend und die saisonalen Schwankungen werden im folgenden mit ökonometrischen Methoden analysiert.

#### 4.1.2. Statistische Eigenschaften der Ursprungszeitreihen

Der von Hylleberg, Engle, Granger und Yoo (1990) entwickelte Test (HEGY-Test) erlaubt Aussagen über die Stationaritätseigenschaften der jeweiligen Zeitreihe im langfristigen und im saisonalen Bereich. Es wird also überprüft, ob die Reihe eine Einheitswurzel hat, also eine instationäre langfristige Komponente besitzt, und ob nichtstationäre Saisonschwankungen, d.h. nichtstationäre Halbjahres- und Jahresschwankungen, vorliegen. Auf diese Weise wird noch einmal überprüft, was bereits in den Abbildungen 4.1-1 und 4.1-2 erkennbar scheint: Besitzen alle Zeitreihen ähnliche saisonale Schwankungen? Wenn dies der Fall ist, dann kann ausgeschlossen werden, daß im hier untersuchten Fall saisonale Schwankungen erst durch die Aggregation entstehen oder durch die Aggregation beseitigt werden. Auf dieses Problem hat Maravall<sup>16</sup> im Zusammenhang mit Saisonbereinigung und Aggregation hingewiesen. Durch die Tests soll überprüft werden, ob dies im Falle der VGR-Daten für die EWU von Bedeutung ist.

---

<sup>16</sup> Vortrag beim DIW-Workshop "Alternative seasonal adjustment methods and the aggregation of EMU quarterly national accounts" am 26.11.1999 in Berlin, "A reflexion on direct versus indirect adjustment from a model-based perspective". Vgl. auch Anhang 3.

Tabelle 4.1-1: Ergebnisse der HEGY-Tests

	Nullhypothese: Langfristige Komponente nicht stationär	Nullhypothese: Halbjahresschwingungen nicht stationär	Nullhypothese: Jahresschwingungen nicht stationär
	T-Statistik (Kritischer Wert: -2,95 <sup>***</sup> )	T-Statistik (Kritischer Wert: -2,94 <sup>***</sup> )	F-Statistik (Wald-Test) (Kritischer Wert: 6,57 <sup>***</sup> )
Bruttoinlandsprodukt (GDP): Ursprungswerte in konstanten Preisen von 1990			
<i>Aggregat:</i> Deutschland <sup>*</sup> Italien, Niederlande, Österreich, Finnland	-1,26	-3,03	1,44
<i>Aggregat:</i> Westdeutschland, Italien, Niederlande, Österreich, Finnland	-0,84	-2,42	2,28
Deutschland <sup>*</sup>	-1,60	-2,31	3,22
Westdeutschland	-1,75	-0,76	4,90
Italien	-1,51	-2,47	1,68
Niederlande	-1,42	-2,44	4,07
Österreich	-1,36	0,10	6,03
Finnland	-0,36	-1,76	5,76
Bruttoanlageinvestitionen (IFC): Ursprungswerte in konstanten Preisen von 1990			
<i>Aggregat:</i> Deutschland <sup>*</sup> , Italien, Niederlande, Österreich, Finnland	-2,26	-2,14	5,41
<i>Aggregat:</i> Westdeutschland, Italien, Niederlande, Österreich, Finnland	-2,68	-2,03	6,48
Deutschland <sup>*</sup>	-2,61	-2,35	3,05
Westdeutschland	-3,06	-2,33	5,62
Italien	-2,52	-0,81	7,79
Niederlande	-2,34	-4,03	16,75
Österreich	-1,17	-1,17	3,46
Finnland (1977-1990) <sup>**</sup>	-0,16	-1,94	2,41
<p>* Aufgrund der Wiedervereinigung zeigen die Reihen für Gesamtdeutschland im Jahr 1989 einen Niveausprung. Es ist wegen dieses Strukturbruchs eigentlich problematisch, die gesamtdeutschen Zeitreihen einem HEGY-Test zu unterziehen. Da die jeweilige gesamtdeutsche Reihe für den Zeitraum von 1977-1988 jedoch mit der jeweiligen Reihe für Westdeutschland identisch ist und für den Zeitraum von 1989-1997 größtenteils mit der jeweiligen Reihe für Westdeutschland übereinstimmt, können aus den Ergebnissen für die westdeutschen Zeitreihen Rückschlüsse für die gesamtdeutschen Reihen gezogen werden.</p> <p>** Wegen eines Strukturbruchs im Jahr 1990 wurde nur der Zeitraum von 1977 bis 1990 getestet. Instationarität in einem Teil der Zeitreihe bedeutet, daß dies auch für die Zeitreihe insgesamt gilt.</p> <p>*** Alle Angaben beziehen sich auf das 5%-Signifikanzniveau.</p>			

Tabelle 4.1-1 faßt die Testergebnisse zusammen. Da die VGR-Zeitreihen normalerweise einen stochastischen Trend haben, also  $I(1)$  sind, verwundert das für alle Zeitreihen gültige Ergebnis, daß die langfristige Komponente nicht stationär ist, nicht. Interessanter ist die Tatsache, daß die Halbjahres- und die Jahresschwingungen für fast alle Zeitreihen nicht stationär sind. Daher können die saisonalen Bewegungen nicht als rein deterministisch und als stationär angesehen werden. Vielmehr trägt die saisonale Komponente wesentlich zur Variation der Ursprungsreihen bei. Aufgabe der Saisonbereinigung ist es, diese nicht stationären Schwankungen herauszufiltern. Es zeigt sich zudem, daß die Zeitreihen in ihrer stochastischen Struktur sehr ähnlich sind.

### 4.1.3. Verwendete Saisonbereinigungsverfahren

Die Untersuchung konzentriert sich auf drei verschiedene Saisonbereinigungsverfahren, die im europäischen Kontext von Bedeutung sind:

- das Berliner Verfahren (BV4), das bislang vom Statistischen Bundesamt und vom DIW verwendet wird<sup>17</sup>,
- das Verfahren X12-ARIMA des amerikanischen Bureau of the Census<sup>18</sup> und
- das an der Banco de España entwickelte Verfahren TRAMO/SEATS<sup>19</sup>.

Es zeichnet sich ab, daß das Statistische Bundesamt wie auch die Deutsche Bundesbank die VGR-Daten ab dem ersten Quartal 2000 mit X12-ARIMA bereinigen werden. Damit bleiben für die Zukunft eigentlich nur zwei wirklich relevante Verfahren. Abgesehen von dem Vorbereinigungsprogramm RegARIMA unterscheidet sich X12-ARIMA nicht grundsätzlich von seinem Vorgänger X11-ARIMA. Auch mit dem einfachen X11-Verfahren des Bureau of the Census bestehen große Ähnlichkeiten, da X11-ARIMA eine Weiterentwicklung des ursprünglichen Census X11-Verfahrens ist, das die Revisionshäufigkeit am aktuellen Rand durch Prognosen mit Hilfe von ARIMA-Modellen minimiert. Daher wird die Analyse für das Verfahren X12-ARIMA als ausreichend betrachtet, um die Eigenschaften dieser Gruppe von Verfahren, die letztlich alle auf dem Census X11-Verfahren basieren, zu beurteilen.

---

<sup>17</sup> Vgl. Nourney (1983)

<sup>18</sup> Vgl. Findley et al. (1998)

<sup>19</sup> Vgl. Gomez/Maravall (1997); Bei TRAMO handelt es sich um ein Verfahren zur Vorbereinigung von Zeitreihen. Es wird u.a. zur logarithmischen Transformation von Zeitreihen, zur Extremwertbereinigung, und zur Kalenderbereinigung eingesetzt. Die eigentliche Saisonbereinigung erfolgt mit SEATS. Da bei der additiven Variante keine logarithmische Transformation durchgeführt wird, müßte man hier streng genommen nur von SEATS sprechen. Um Verwirrung zu vermeiden wird hier jedoch immer von TRAMO/SEATS gesprochen.

Für die Anwendung der Verfahren X12-ARIMA und TRAMO/SEATS wird das von Eurostat zur Verfügung gestellte Software-Paket DEMETRA in der Beta Version 1.3 vom 5.11.1999 eingesetzt, das die neuesten Versionen von TRAMO (Januar 1999) und SEATS (Mai 1998) sowie die vorletzte Version von X12-ARIMA (Version 0.2.3, Mai 1999) enthält.<sup>20</sup> Gegenüber der neuesten X12-ARIMA Version des Bureau of the Census vom Oktober 1999 fehlen hier lediglich einige Optionen für benutzerdefinierte Regressoren sowie Analyseinstrumente wie z.B. die "sliding span analysis" und die "revision history analysis". Die Bereinigungen mit dem BV4 wurden mit Hilfe eines am DIW programmierten EXCEL Macros durchgeführt.

Weitere Verfahren, wie z.B. STAMP<sup>21</sup>, werden hier nicht miteinbezogen, weil sie für die Praxis im Euroraum nicht relevant sind.

Zunächst werden die Zeitreihen des Bruttoinlandsprodukts und der Bruttoanlageinvestitionen sowohl für jedes einzelne Land (indirekter Ansatz) als auch für die beiden möglichen "EU-5"-Aggregate (einmal mit Westdeutschland und einmal mit Gesamtdeutschland; direkter Ansatz) mit den folgenden fünf Verfahren saisonbereinigt:

- BV4 (hier gibt es keine benutzerdefinierten Optionen)
- X12-ARIMA (additive Variante, d.h. ohne logarithmische Transformation)
- X12-ARIMA (multiplikative Variante, d.h. mit logarithmischer Transformation)
- TRAMO/SEATS (additive Variante, d.h. ohne logarithmische Transformation)
- TRAMO/SEATS (multiplikative Variante, d.h. mit logarithmischer Transformation)

Das BV4 bietet dem Anwender keinerlei Optionen. Hier muß immer mit der reihenunabhängigen Standardeinstellung gearbeitet werden. Bei den übrigen Verfahren wurde sowohl die additive als auch die multiplikative Variante angewandt. Aus Gründen der Vergleichbarkeit mit dem BV4 wurde weder eine Extremwertbereinigung, noch eine Kalenderbereinigung durchgeführt. Mit den Fragen der Kalenderbereinigung befaßt sich Kapitel 4.3. Bei allen übrigen Parametern wurde die Standard-Option gewählt. Dies bedeutet jedoch nicht, daß alle Reihen mit derselben Einstellung bereinigt werden. Vielmehr hat das Programm DEMETRA jeweils für X12-ARIMA und für SEATS die ARIMA-Modelle und die verwendeten Filter individuell an die jeweilige Zeitreihe angepaßt. Im Anschluß an die Saisonbereinigung wurden

---

<sup>20</sup> In der Zwischenzeit wurde DEMETRA weiter entwickelt und verbessert. Eine erste offizielle Version (Version 1.4 Release 1) wurde von Jens Dossé am 7.2.2000 bei Eurostat in Luxemburg vorgestellt. Sie enthält u.a. die Revisionsanalyse für X12-ARIMA und die Option "country specific holidays" für TRAMO. Mittlerweile gibt es weitere Updates. Die aktuelle Version von DEMETRA ist Version 1.4 Release 3 (April 2000).

<sup>21</sup> Vgl. Harvey (1989)

mit den bereinigten Reihen der einzelnen Länder außerdem verschiedene “EU-5”-Aggregate<sup>22</sup> gebildet (indirekter Ansatz), die im folgenden näher beschrieben werden.

#### 4.1.4. Alternative “EU-5”-Aggregate

In einem ersten Schritt werden “EU-5”-Aggregate aus den saisonbereinigten Reihen der einzelnen Länder gebildet, die zuvor mit derselben Methodenklasse bereinigt worden sind. Dies bedeutet, daß beim BV4 immer derselbe Filter verwendet wird, während bei TRAMO/SEATS und X12-ARIMA die verwendeten Filter von der jeweiligen Zeitreihe abhängen und sich daher bei den einzelnen Ländern Unterschiede ergeben können. Es ergaben sich jeweils für das Bruttoinlandsprodukt und für die Bruttoanlageinvestitionen folgende indirekt bereinigte “EU-5”-Aggregate:

Aggregat mit Westdeutschland – indirekt bereinigt mit

- BV4
- X12-ARIMA (additiv)
- X12-ARIMA (multiplikativ)
- TRAMO/SEATS (additiv)
- TRAMO/SEATS (multiplikativ)

Alle hier und im folgenden beschriebenen Schritte werden parallel immer auch für Gesamtdeutschland bzw. die “EU-5”-Aggregate mit Gesamtdeutschland durchgeführt. Da dies im wesentlichen zu den selben Ergebnissen führt, wird hier auf eine gesonderte Darstellung dieses Falls verzichtet. Für die ausführliche Beschreibung im Rahmen dieses Gutachtens wurden die Reihen für Westdeutschland bzw. die “EU-5”-Aggregate mit Westdeutschland ausgewählt, weil sie keinen deutlichen Strukturbruch aufweisen.

Um der Realität im Euroraum, die durch Heterogenität der verwendeten Verfahren gekennzeichnet ist, etwas näher zu kommen, werden außerdem jeweils für das Bruttoinlandsprodukt und für die Bruttoanlageinvestitionen verschiedene gemischte Aggregate zusammengefügt, deren Einzelreihen mit unterschiedlichen Verfahren saisonbereinigt wurden. Dabei wird für Deutschland ausschließlich Westdeutschland eingesetzt, um den Vereinigungsbruch weitgehend auszuschalten. Auf diese Weise soll vermieden werden, daß die Ergebnisse für die Aggregate durch einen Strukturbruch verzerrt werden. Die gemischten Aggregate werden für die

---

<sup>22</sup> Jeweils Westdeutschland, Italien, die Niederlande, Österreich, Finnland oder Gesamtdeutschland, Italien, die Niederlande, Österreich, Finnland.

Reihen des Bruttoinlandsprodukts und der Bruttoanlageinvestitionen in der gleichen Weise gebildet. Für einen Überblick siehe Tabelle 4.1-2.

Es besteht eine Vielzahl potentieller Aggregate, aus denen zweckmäßige Kombinationen ausgewählt werden müssen. Gemessen an der Fragestellung ergaben sich zwei Kriterien für die Zusammenstellung der gemischten Aggregate. Es soll – zumindest in groben Zügen – die Realität abgebildet werden und es soll der Einfluß der Verfahren der großen Länder erkennbar werden. Mit *Aggregat 5* wird versucht, das erste Kriterium zu erfüllen. Um dem zweiten Kriterium Rechnung zu tragen, werden hier auf die Reihen für Westdeutschland fast alle Verfahren angewendet. In *Aggregat 1* wird für die westdeutschen Reihen das BV4 verwendet – das Verfahren, das das Statistische Bundesamt bisher benutzt. In *Aggregat 2* und *Aggregat 3* werden die beiden größten Länder, Westdeutschland und Italien, mit TRAMO/SEATS bereinigt und in *Aggregat 4* sind die Zeitreihen der drei größten Länder mit X12-ARIMA bereinigt. Für die kleinen Länder werden die Verfahren nicht variiert. Sie entsprechen, was die Verfahrensklasse angeht, den tatsächlich angewendeten Saisonbereinigungsverfahren.

**Tabelle 4.1-2: Gemischte “EU-5”-Aggregate**

Aggregat Land	Aggregat 1	Aggregat 2	Aggregat 3	Aggregat 4	Aggregat 5
Westdeutschland	BV4	TRAMO/ SEATS (add.)	TRAMO/ SEATS (mult.)	X12-ARIMA (mult.)	
Italien	TRAMO/SEATS (mult.)			X12-ARIMA (mult.)	TRAMO/ SEATS (mult.)
Niederlande	X12-ARIMA (mult.)				
Österreich	TRAMO/SEATS (add.)				
Finnland	X12-ARIMA (add.)				

## 4.2. Untersuchung von indirekt und direkt saisonbereinigten Aggregaten

Die Problematik saisonbereinigte VGR-Zeitreihen auf der Ebene der EWU zu erstellen, besteht hauptsächlich in der Entscheidung, ob die jeweiligen EWU-Aggregate indirekt oder direkt saisonbereinigt werden sollen. Um eine Entscheidungshilfe im Hinblick auf ein geeignetes Verfahren zu geben, muß zunächst untersucht werden, ob die beiden Ansätze empirisch zu wesentlich unterschiedlichen Ergebnissen führen. Im theoretischen Teil wurde gezeigt, unter

welchen Bedingungen Unterschiede auftreten. Nur bei unterschiedlichen Ergebnissen muß geprüft werden, ob eine der beiden Vorgehensweisen als überlegen einzustufen ist. Die Frage nach der Notwendigkeit einheitlicher Verfahren im Euroraum stellt sich nur dann, wenn der indirekten Vorgehensweise der Vorzug gegeben wird, da nur in diesem Fall mehrere Saisonbereinigungen, nämlich auf der Ebene der einzelnen Länder, durchgeführt werden.

Entsprechend diesen Fragestellungen sind auch die folgenden Abschnitte aufgebaut. Es wird zuerst untersucht, zu welchen Ergebnissen der direkte und der indirekte Ansatz bei jeweils gleichen Saisonbereinigungsverfahren führen. Im Anschluß daran wird eine entsprechende Analyse von indirekter versus direkter Saisonbereinigung anhand von "EU-5"-Aggregaten durchgeführt, die aus unterschiedlich saisonbereinigten Einzelzeitreihen gebildet werden.

## 4.2.1. Analyse mit einheitlichem Verfahren

### 4.2.1.1. Untersuchungen im Zeitbereich

Wie bereits im theoretischen Teil dargestellt wurde, sollte das langfristige Niveau einer Zeitreihe durch die Saisonbereinigung nicht beeinflußt werden. Diese Mindestvoraussetzung, die bei jeder einzelnen Zeitreihe erfüllt sein muß, gilt auch für die EWU-Aggregate. Das EWU-Aggregat der Ursprungswerte muß also mit dem saisonbereinigten EWU-Aggregat kointegriert sein. Hierzu wird für die entsprechenden Aggregate, die im Abschnitt 4.1.4. vorgestellt wurden, ein Johansen-Kointegrationstest durchgeführt<sup>23</sup>. Die Berechnungen erfolgen mit dem Programmpaket Eviews 3.0. Es wird die Option mit einer unrestringierten Konstante gewählt. Dabei werden Saisondummies als exogene Variable verwendet, um zu berücksichtigen, daß noch eine der beiden Zeitreihen, zwischen denen eine Kointegrationsbeziehung bestehen soll, saisonale Schwankungen aufweist. Der Einsatz von Saisondummies bewirkt außerdem, daß kurzfristige Schwankungen herausgefiltert werden, und so die langfristige Entwicklung besser erfaßt werden kann. Da es sich bei den Zeitreihen um Quartalswerte handelt, ist die Annahme von Autokorrelation für den Zeitraum bis zu einem Jahr plausibel. Es werden daher bis zu vier Verzögerungen der endogenen Variablen berücksichtigt, um damit noch verbleibende Autokorrelation sowie saisonale Schwankungen zu modellieren.

Für das Bruttoinlandsprodukt zeigt sich, daß in bezug auf die langfristige Entwicklung der Zeitreihen der direkte und der indirekte Ansatz für alle hier untersuchten Verfahren als

---

<sup>23</sup> Siehe Johansen (1995)

gleichwertig anzusehen sind. Die entsprechenden Zeitreihen sind alle zu einem Signifikanzniveau von 1%<sup>24</sup> mit dem unbereinigten Aggregat kointegriert (vgl. Tabelle 4.2-1).

**Tabelle 4.2-1: Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: GDP)  
Saisonbereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte**

	geschätzter Kointegrationsvektor	Eigenwerte <sup>25</sup>	Likelihood-Ratio <sup>26</sup>
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: BV4	(1; -1,0000)	0,7375 0,0008	105,73** 0,06
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -1,0000)	0,7713 0,0000	116,57** 0,00
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9996)	0,6992 0,0002	94,93** 0,01
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0000)	0,7167 0,0001	99,66** 0,01
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -1,0000)	0,5854 0,0002	69,57** 0,02
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: BV4	(1; -1,0000)	0,7375 0,0008	105,74** 0,06
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -1,0000)	0,6592 0,0001	85,06** 0,01
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9995)	0,5627 0,0005	65,38** 0,04
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0000)	0,7010 0,0004	95,41** 0,03
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -0,9999)	0,5206 0,0003	58,10** 0,03

Für die Aggregate der Zeitreihe der Bruttoanlageinvestitionen kommt man aufgrund des Johansen-Kointegrationstests zu nicht so eindeutigen Ergebnissen (vgl. Tabelle 4.2-2). Während die auf additiven Verfahren basierenden saisonbereinigten Aggregate sowohl für den indirekten als auch für den direkten Ansatz zum 1%-Niveau mit der Ursprungsreihe kointegriert sind, läßt sich für die auf multiplikativen Verfahren basierenden Aggregate i.a. nur mit einer höheren Fehlerwahrscheinlichkeit eine Kointegrationsbeziehung feststellen. Für den indirekten Ansatz mit der multiplikativen Variante von X12-ARIMA, läßt sich mit dem durchgeführten Johansen-Kointegrationstest keine Kointegrationsbeziehung auf dem 5%-Niveau nachweisen. Allerdings gilt für alle Tests für die GDP- und die IFC-Reihen, daß der geschätzte Kointegra-

<sup>24</sup> D.h. die maximale Fehlerwahrscheinlichkeit, die Nullhypothese: "Die Zeitreihen sind nicht kointegriert" zu unrecht abzulehnen, liegt bei 1%.

<sup>25</sup> Eine Kointegrationsbeziehung liegt dann vor, wenn die Eigenwerte signifikant von 0 verschieden sind. Ein Maß dafür ist die Likelihood-Ratio. Wenn der Wert der Likelihood-Ratio den kritischen Werte übersteigt, kann die Nullhypothese, daß keine Kointegration vorliegt, abgelehnt werden.

<sup>26</sup> Die kritischen Werte sind: für 1%: 20,04 für den höchsten Eigenwert und 6,65 für den zweiten Eigenwert. Für 5% entsprechend: 15,41 und 3,76. Wenn diese überschritten werden, dann kann die jeweilige Nullhypothese einer fehlenden Kointegration abgelehnt werden. In dem vorliegenden Fall mit zwei Variablen bedeutet die Ablehnung der ersten Nullhypothese, daß **eine** Kointegrationsbeziehung gefunden wurde. Wenn in beiden Fällen die Nullhypothese abgelehnt werden würde, dann lägen stationäre Zeitreihen vor.

tionsvektor mit dem theoretisch erwarteten, nämlich (1,-1) übereinstimmt, d.h. die langfristigen Komponenten von Ursprungsreihen und unterschiedlich saisonbereinigten Aggregaten stehen in einer eins zu eins Beziehung. Es zeigen sich keine Unterschiede im Niveau.

**Tabelle 4.2-2: Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: IFC)  
Saisonbereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte**

	geschätzter Kointegrationsvektor	Eigenwerte <sup>27</sup>	Likelihood-Ratio <sup>28</sup>
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: BV4	(1; -0,9997)	0,7342 0,0115	105,59** 0,91
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -0,9999)	0,8043 0,0306	131,31** 2,45
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9972)	0,1773 0,0308	17,89* 2,47
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0000)	0,7665 0,0311	117,41** 2,49
Direkt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -0,9996)	0,1930 0,0259	19,02* 2,07
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: BV4	(1; -0,9997)	0,7342 0,0115	105,59** 0,91
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -0,9997)	0,6421 0,0299	83,56** 2,40
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9919)	0,1951 0,0331	19,81* 2,66
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0000)	0,7585 0,0319	114,82** 2,56
Indirekt bereinigtes "EU-5" Aggregat: X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -0,9991)	0,1470 0,0261	14,65 2,09

Auch wenn nicht für alle Aggregate die Tests bei den Bruttoanlageinvestitionen *hochsignifikante* Kointegrationsbeziehungen anzeigen, kann man doch davon ausgehen, daß auch für die Zeitreihe IFC die langfristige Entwicklung des Niveaus weder durch die indirekte noch durch die direkte Saisonbereinigung des Aggregats verändert wird. Im Hinblick auf die langfristige Entwicklung der Zeitreihe entstehen weder beim direkten noch beim indirekten Verfahren signifikante Abweichungen zu den Ursprungswerten. Nach diesem Kriterium sind somit beide Vorgehensweisen akzeptabel.

\*\* bedeutet, daß die Nullhypothese der nicht vorhandenen Kointegration auf 1%-Niveau abgelehnt werden kann.

<sup>27</sup> Eine Kointegrationsbeziehung liegt dann vor, wenn die Eigenwerte signifikant von 0 verschieden sind. Ein Maß dafür ist die Likelihood-Ratio. Wenn der Wert der Likelihood-Ratio den kritischen Werte übersteigt, kann die Nullhypothese, daß keine Kointegration vorliegt, abgelehnt werden.

<sup>28</sup> Die kritischen Werte sind: für 1%: 20,04 für den höchsten Eigenwert und 6,65 für den zweiten Eigenwert. Für 5% entsprechend: 15,41 und 3,76. Wenn diese überschritten werden, dann kann die jeweilige Nullhypothese einer fehlenden Kointegration abgelehnt werden. In dem vorliegenden Fall mit zwei Variablen bedeutet die Ablehnung der ersten Nullhypothese, daß **eine** Kointegrationsbeziehung gefunden wurde. Wenn in beiden Fällen die Nullhypothese abgelehnt werden würde, dann lägen stationäre Zeitreihen vor.

\*\* (\*) bedeutet, daß die Nullhypothese der nicht vorhandenen Kointegration auf 1% (5%)-Niveau abgelehnt werden kann.

Die Testergebnisse zeigen somit, daß auch im allgemeinen bei nichtlinearen Saisonbereinigungsverfahren Kointegration besteht, was den theoretischen Überlegungen, daß das Aggregat der Ursprungswerte und das saisonbereinigte Aggregat im allgemeinen nicht kointegriert sein können, wenn nichtlineare Verfahren angewendet werden, widerspricht. Dieses Ergebnis könnte aber dadurch begründet sein, daß der Beobachtungszeitraum noch zu kurz ist, um die Nichtlinearitäten deutlicher hervortreten zu lassen oder, daß die Nichtlinearitäten tatsächlich nur schwach ausgeprägt sind.

#### 4.2.1.2. Untersuchungen im Frequenzbereich

Wir haben gesehen, daß die direkt und indirekt saisonbereinigten Reihen bezüglich ihrer langfristigen Entwicklung gleich sind. Nun sollen die beiden Ansätze im kurzfristigen Bereich miteinander verglichen werden. Dies geschieht mittels der Spektralanalyse<sup>29</sup>. Dabei werden die vierteljährlichen Wachstumsraten der direkt und indirekt saisonbereinigten Zeitreihen aus dem Zeitbereich in den Frequenzbereich transformiert. Die Analyse im Frequenzbereich gibt Informationen über die einzelnen zyklischen Komponenten der Zeitreihe. Das Spektrum zerlegt die Varianz der Gesamtreihe in orthogonale Komponenten. Für die einzelnen Zeitreihen betrachtet man zunächst die Spektren, die die Intensität der Schwingungen an verschiedenen Frequenzen aufzeigen. Eine Reihe von Ursprungswerten zeigt typischerweise bei der Frequenz  $\pi/2$  und  $\pi$  (Perioden von 4 und 2 Quartalen), welche der Jahres- und der Halbjahresschwingung entsprechen, Maxima (vgl. als Beispiel Abbildung 4.2-1). Demgegenüber weisen saisonbereinigte Reihen an der Jahres- und der Halbjahresschwingung Minima auf, denn mit der Saisonbereinigung sollen ja gerade diese Komponenten eliminiert werden.

Für den Zusammenhang von zwei Zeitreihen liefern die Kohärenz und der Gain die entscheidenden Informationen<sup>30</sup>. Die Kohärenz ist vergleichbar mit dem Bestimmtheitsmaß für die lineare Beziehung zwischen den entsprechenden Komponenten der beiden Zeitreihen an der Frequenz  $\lambda$ , während der Gain dem Betrag eines Regressionskoeffizienten entsprechender Komponenten an der Frequenz  $\lambda$  entspricht. Wenn es zwischen zwei Zeitreihen keine Diskrepanzen gibt, nehmen Kohärenz und Gain an allen Frequenzen den Wert eins an. Besteht überhaupt kein Zusammenhang zwischen zwei Reihen, so nimmt die Kohärenz den Wert null an.

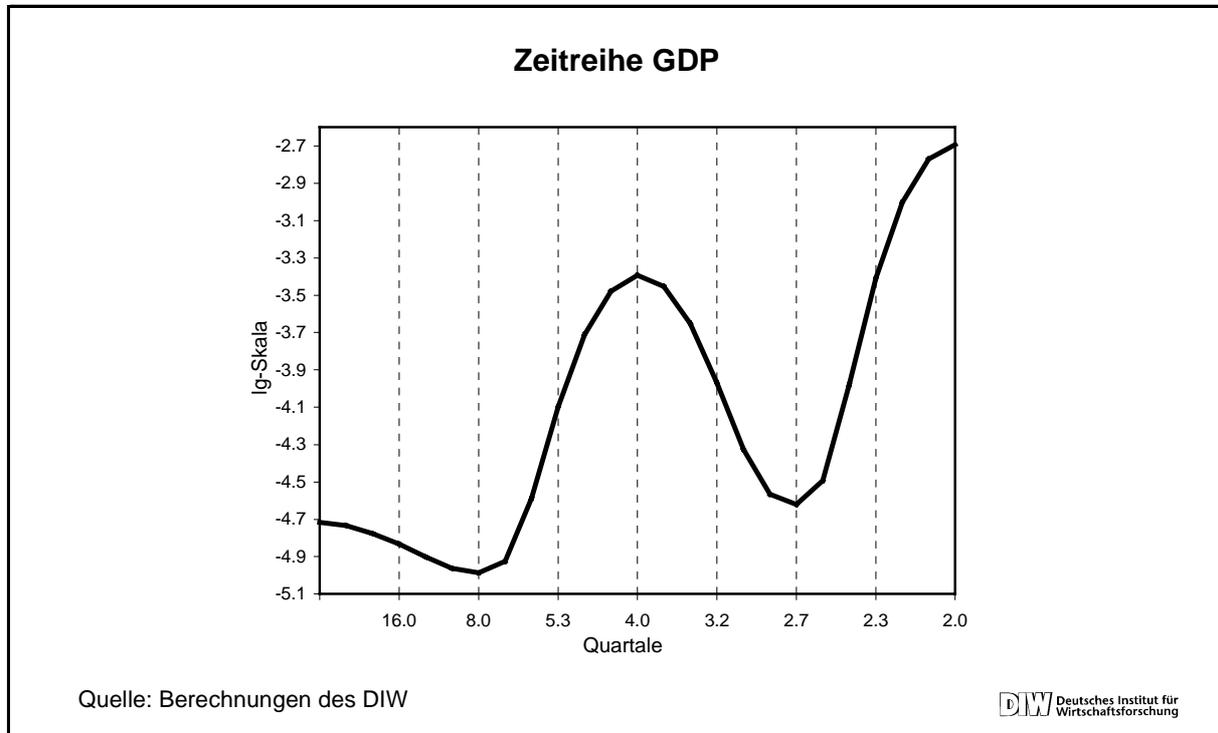
---

<sup>29</sup> Vgl. König und Wolters (1972). Die Berechnungen wurden mit dem Programm Spektral, das ein Parzen Fenster verwendet, durchgeführt. Bei 84 Beobachtungen und einem gewählten Stützpunkt von 16 stehen somit ungefähr 20 Freiheitsgrade bei der nichtparametrischen Schätzung der spektralen Größen zur Verfügung.

<sup>30</sup> Vgl. hierzu auch die ausführlichen Erläuterungen in Anhang 1.

Eine Kohärenz von eins im langfristigen Bereich weist auf Kointegration hin, so daß die Ergebnisse des vorangegangenen Abschnitts auch hier noch einmal überprüft werden können<sup>31</sup>.

**Abbildung 4.2-1: Spektrum der Wachstumsraten des unbereinigten „EU-5“-Aggregats**



Hier werden nur die Ergebnisse für die Zeitreihe GDP ausführlich dargestellt (vgl. hierzu Abbildungen 4.2-2 bis 4.2-6). Die Ergebnisse für die Zeitreihe IFC sind in den Abbildungen A4.2-1 bis A4.2-5 im Anhang detailliert dargestellt. Einen Überblick gibt jedoch Abbildung 4.2-8. Für das BV4 ist das Resultat unabhängig von den betrachteten Zeitreihen immer gleich. Die beiden Spektren in Abbildung 4.2-2 sind gleich und Kohärenz und Gain weisen für alle Frequenzen den Wert eins auf. Es spielt also keine Rolle, ob die Zeitreihen erst aggregiert und anschließend saisonbereinigt werden, oder ob in umgekehrter Reihenfolge verfahren wird. Dieses Ergebnis läßt sich, wie bereits im theoretischen Teil dargestellt, durch die Linearität des Verfahrens und den reihenunabhängigen festen Filter leicht erklären.<sup>32</sup>

Bei der Verwendung der additiven Variante von X12-ARIMA (vgl. Abbildung 4.2-5) ergeben sich geringe Unterschiede zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz. Bei den Spektren des direkt bereinigten Aggregats zeigt sich weniger Masse bei allen Schwingungen innerhalb eines Jahres als bei der indirekten Saisonbereinigung. Dies läßt darauf schließen, daß hier

<sup>31</sup> Siehe hierzu Kirchgässner und Wolters (1994)

<sup>32</sup> Dies wurde auch von Speth in seinem Beitrag "Advantages of the BV4 procedure for the aggregation of EMU quarterly national accounts", beim DIW-Workshop "Alternative seasonal adjustment methods and the aggregati-

stärker bereinigt wurde<sup>33</sup>. Die Kohärenz weicht bei den saisonalen Frequenzen (Jahres- und Halbjahresschwingung) etwas von eins ab. Auch beim Gain sind die Werte für Schwingungen unter sechs Quartalen kleiner als eins. Das bedeutet, daß die Zeitreihen hier Diskrepanzen aufweisen. Diese sind etwas ausgeprägter im Falle der multiplikativen Variante von X12-ARIMA (Abbildung 4.2-6). Im Gegensatz zum BV4 stehen bei X12-ARIMA Saison- und Trendfilter zur Verfügung, die reihenabhängig angepaßt werden. In der Regel kommen daher bei der indirekten Saisonbereinigung unterschiedliche Filter für die Reihen der einzelnen Länder zur Anwendung. Bei der multiplikativen Variante wird dieser Effekt zusätzlich noch durch die Nichtlinearität des Verfahrens verstärkt. Daher kommt es hier zu größeren Diskrepanzen.

Der indirekte und der direkte Ansatz unterscheiden sich am stärksten, wenn das Verfahren TRAMO/SEATS sowohl in seiner additiven als auch in seiner multiplikativen Variante verwendet wird (vgl. Abbildungen 4.2-3 und 4.2-4). Dies zeigt sich an den entsprechend geringen Werten für Kohärenz und Gain bei den Frequenzen  $\pi$  (Halbjahresschwingung) und  $\pi/2$  (Jahresschwingung). Unter den betrachteten Saisonbereinigungsverfahren ist TRAMO/SEATS das einzige modellgestützte Verfahren. Hier wird jede Zeitreihe als ARIMA-Prozeß modelliert und individuell bereinigt. Durch die Vielzahl unterschiedlicher ARIMA-Modelle und daraus resultierender Filter, die hier zur Anwendung kommen, können sich zwischen der direkten und der indirekten Saisonbereinigung der Aggregate sehr große Abweichungen ergeben. Im Gegensatz zum Verfahren X12-ARIMA ergibt sich bei TRAMO/SEATS die größte Diskrepanz zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz nicht grundsätzlich bei der multiplikativen Variante des Verfahrens. Dies deutet darauf hin, daß die Unterschiede sich aufgrund von unterschiedlichen ARIMA-Modellen und Filtern ergeben und nicht so sehr die Nichtlinearitäten ausschlaggebend sind.

---

on of EMU quarterly national accounts” am 26. November 1999 besonders hervorgehoben. Vgl. auch Anhang 3.

<sup>33</sup> Sowohl bei X12-ARIMA als auch bei TRAMO/SEATS fällt auf, daß die Minima meist nicht bei  $\pi/2$  (vier Quartale) liegen, sondern bei einer niedrigeren Frequenz. Das bedeutet, daß die Jahresschwingung nicht vollständig herausgefiltert wird, während Schwankungen, die bereits der konjunkturellen Entwicklung zugeordnet werden können, eliminiert werden.

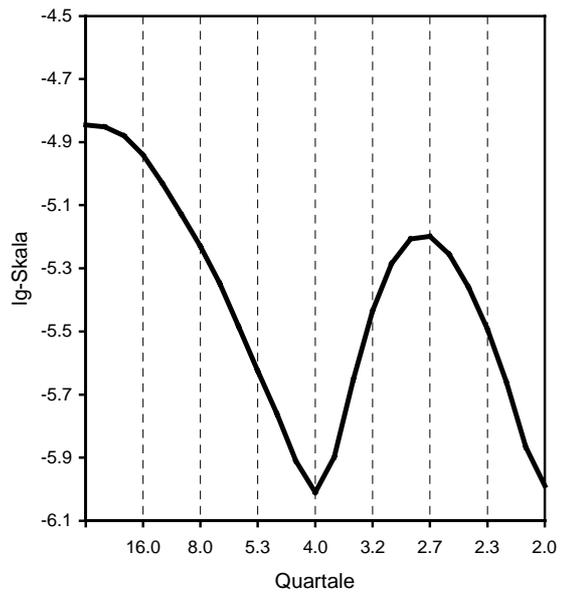
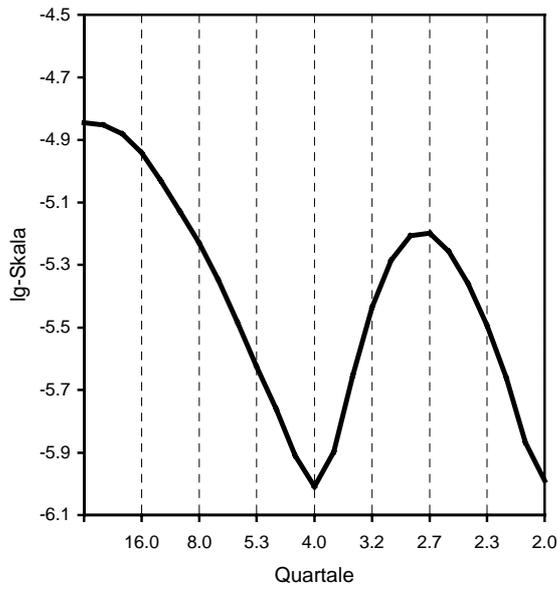
# Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten

## BV4

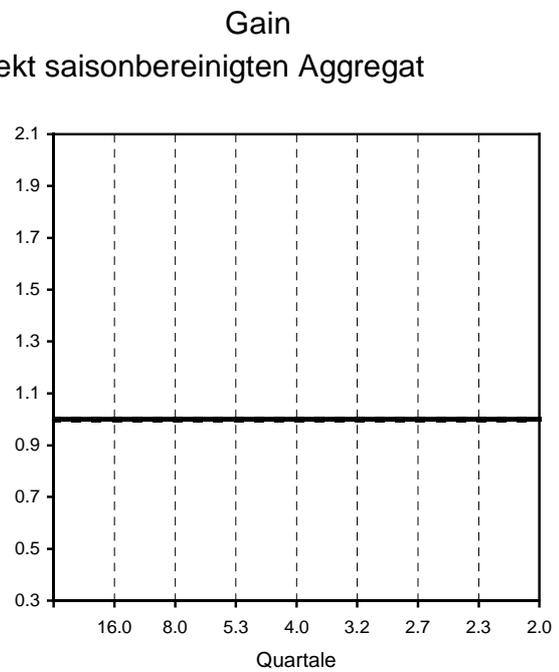
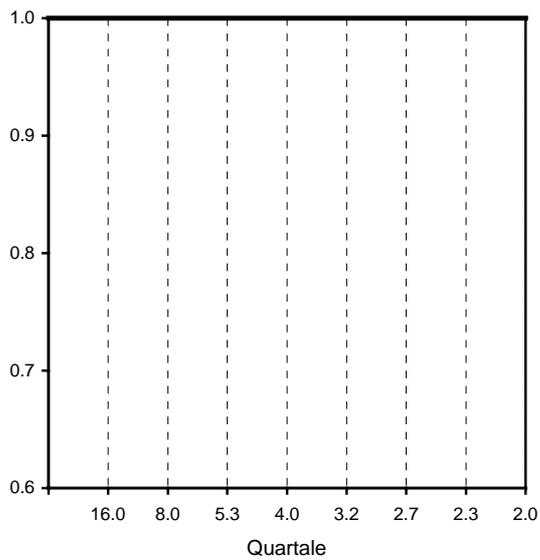
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz**  
zwischen dem indirekt und dem direkt saisonbereinigten Aggregat



Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-2

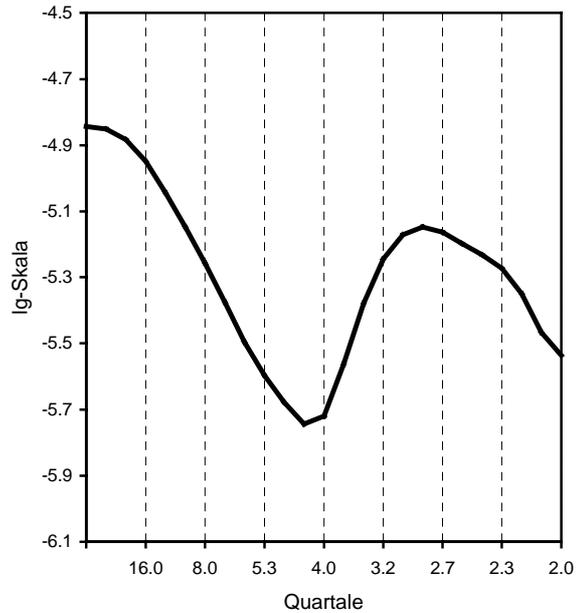
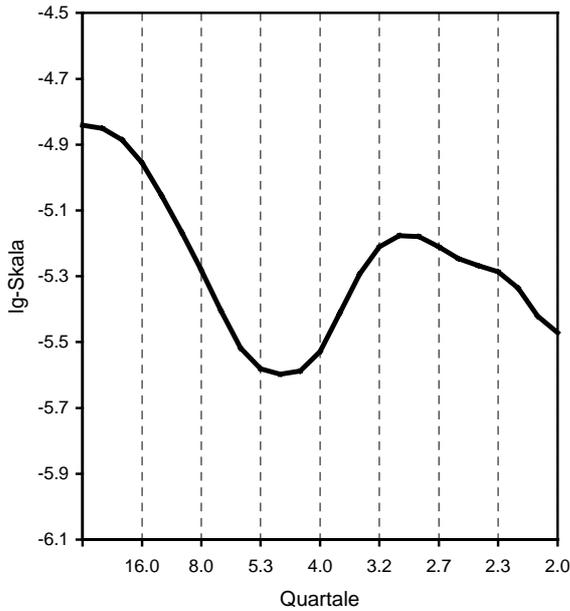
# Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten

## TRAMO/SEATS, additive Version

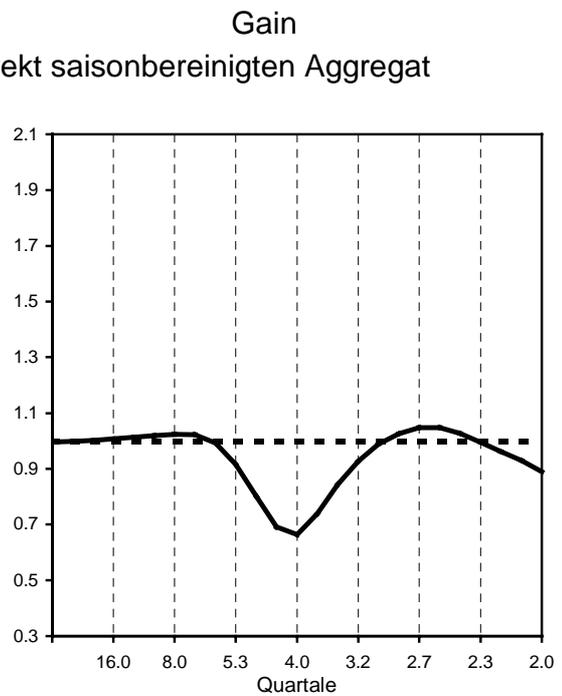
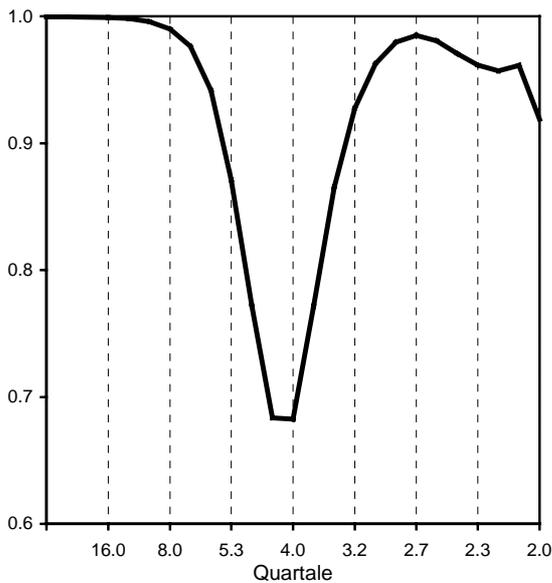
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz**  
zwischen dem indirekt und dem direkt saisonbereinigten Aggregat

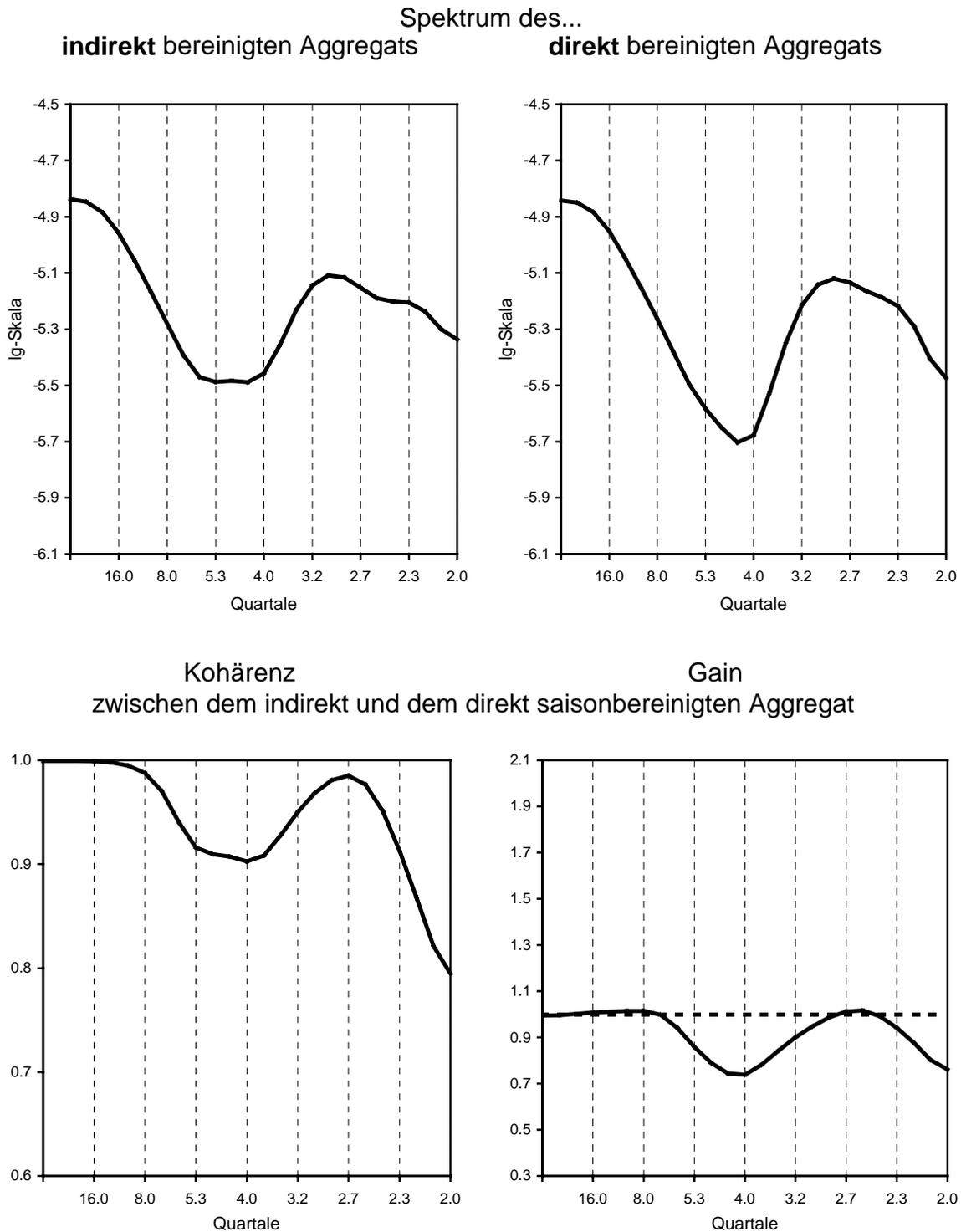


Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-3

# Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten

## TRAMO/SEATS, multiplikative Version

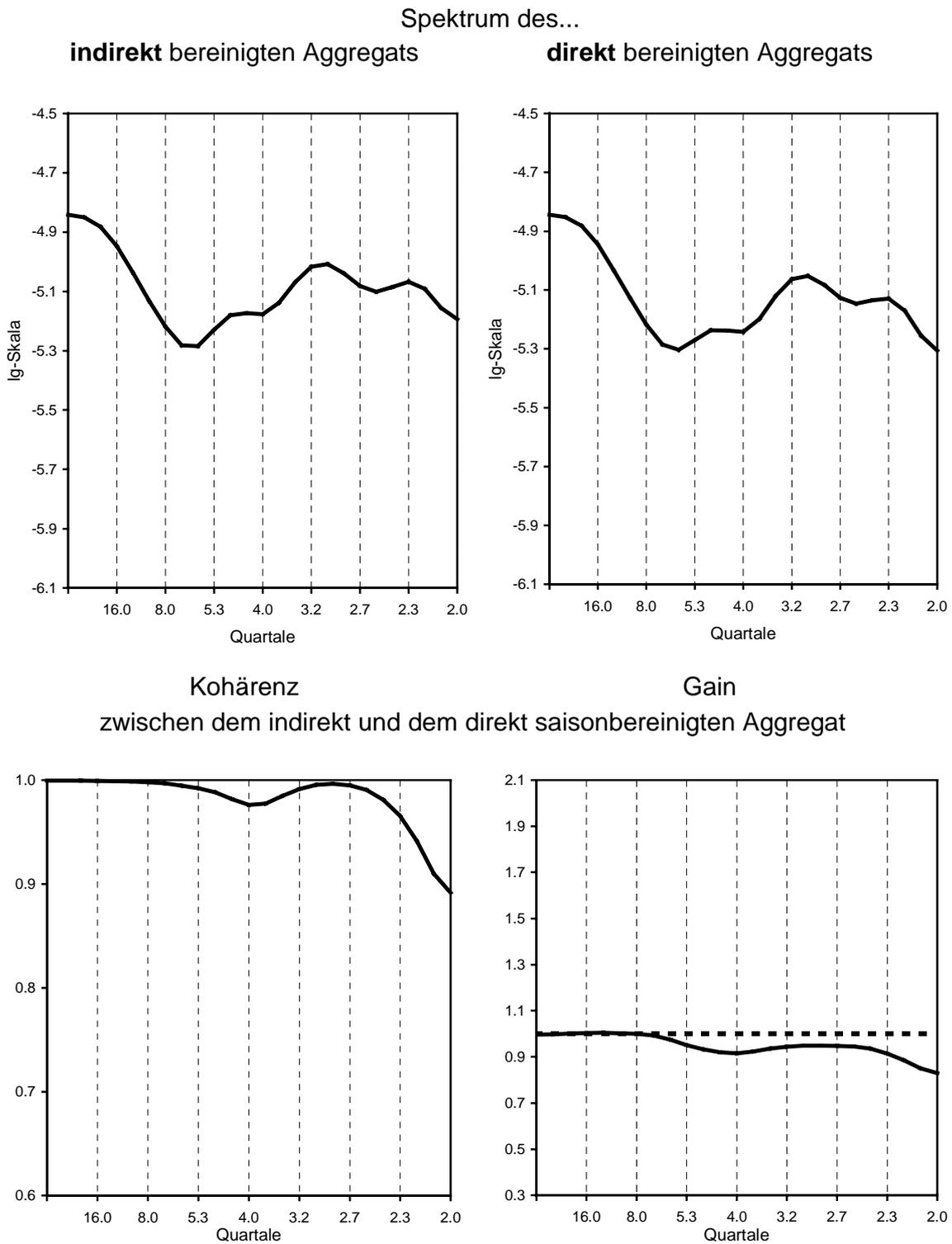


Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-4

# Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten

## X12-ARIMA, additive Version

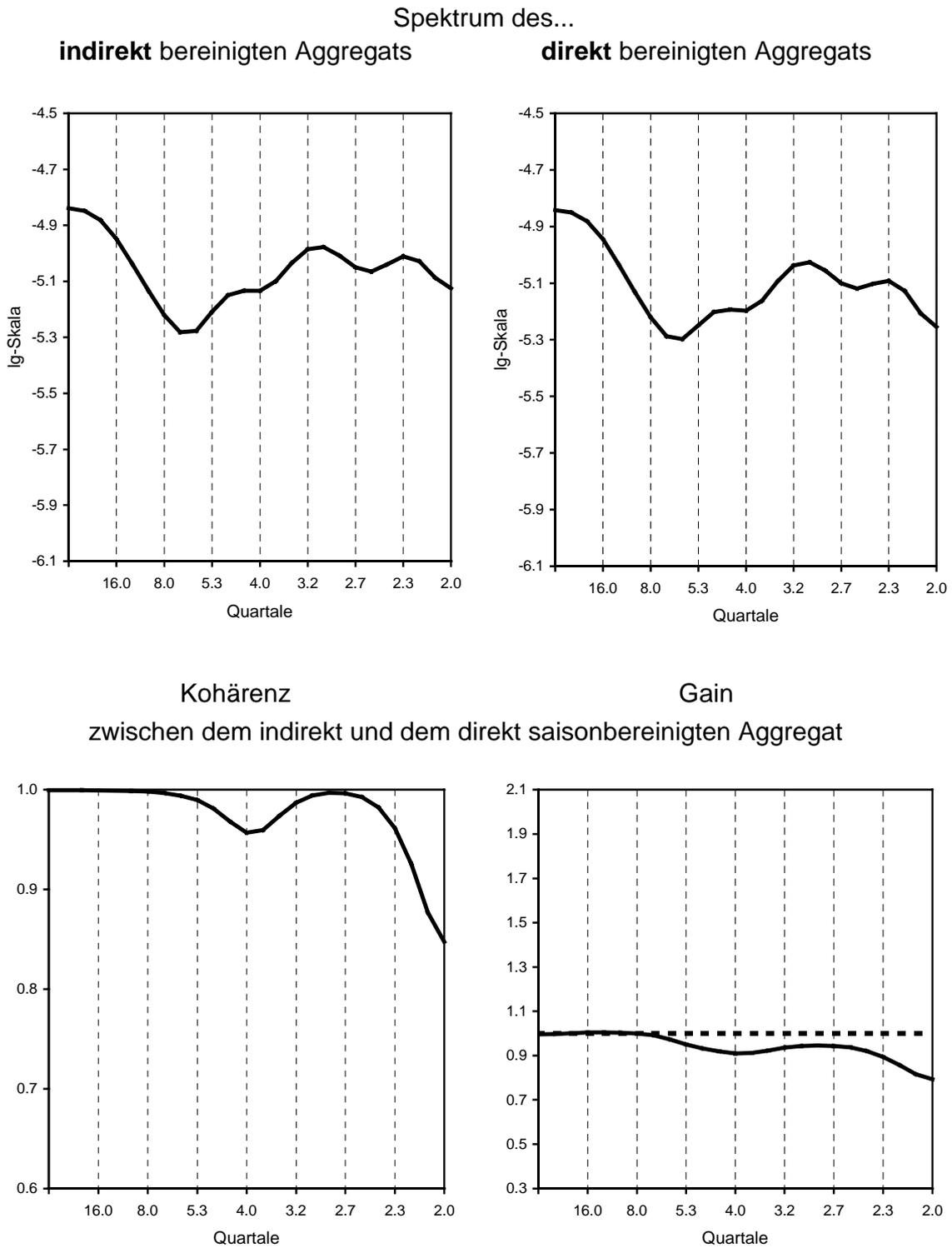


Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-5

# Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-GDP-Aggregaten

## X12-ARIMA, multiplikative Version



Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-6

---

Die Untersuchung zeigt, daß die Unterschiede zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz je nach Saisonbereinigungsverfahren verschieden stark ausfallen können. Während für das BV4 keine Diskrepanzen feststellbar sind, können die Abweichungen bei dem reihenabhängigen TRAMO/SEATS sehr deutlich ausgeprägt sein. Das Verfahren X12-ARIMA nimmt zwischen diesen beiden Extremen eine mittlere Stellung ein. Dies kann noch einmal veranschaulicht werden, wenn man alle Kohärenzen für die jeweiligen Verfahren gemeinsam betrachtet (vgl. Abbildungen 4.2-7 und 4.2-8).

Der direkte und der indirekte Ansatz führen im kurzfristigen Bereich also in der Regel je nach Verfahren zu unterschiedlichen Ergebnissen. Aus der Analyse dieser Diskrepanzen läßt sich jedoch keine allgemeingültige Empfehlung für eine der beiden Vorgehensweisen ableiten. Für die Praxis spielen nicht nur rein statistische Kriterien eine Rolle. Vielmehr sind auch praktische Erwägungen der einzelnen Mitgliedsländer der EWU zu berücksichtigen. Derzeit entspricht die Realität in der EWU im Bereich der VGR dem indirekten Ansatz, wobei die einzelnen Länder unterschiedliche Verfahren anwenden. In den folgenden beiden Abschnitten werden daher die Untersuchungen im Zeit- und Frequenzbereich für verschiedene "EU-5"-Aggregate, die durch Aggregation von unterschiedlich saisonbereinigten Zeitreihen gebildet wurden, beschrieben. Diese gemischten Aggregate sollen die Realität in der EWU exemplarisch darstellen.

Abbildung 4.2-7: Kohärenzen zwischen indirekt und direkt saisonbereinigten Aggregaten

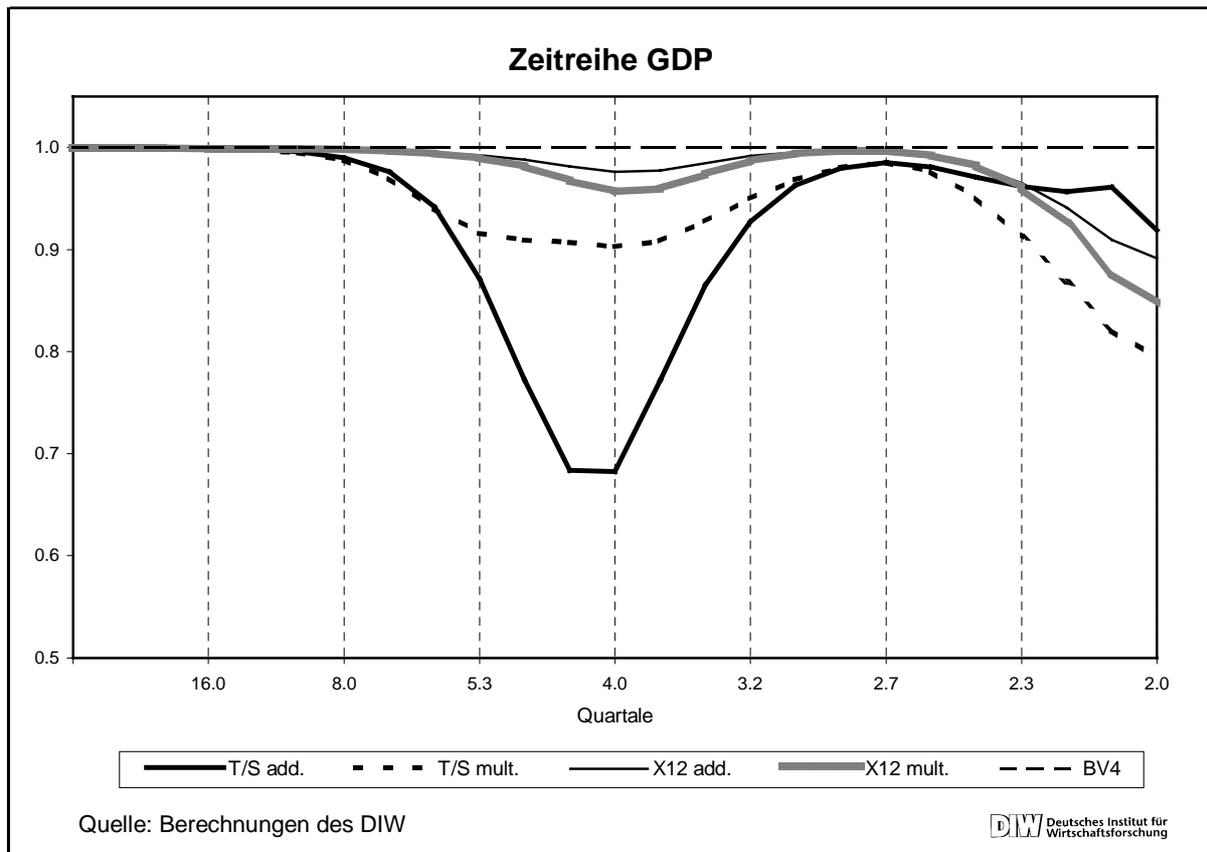
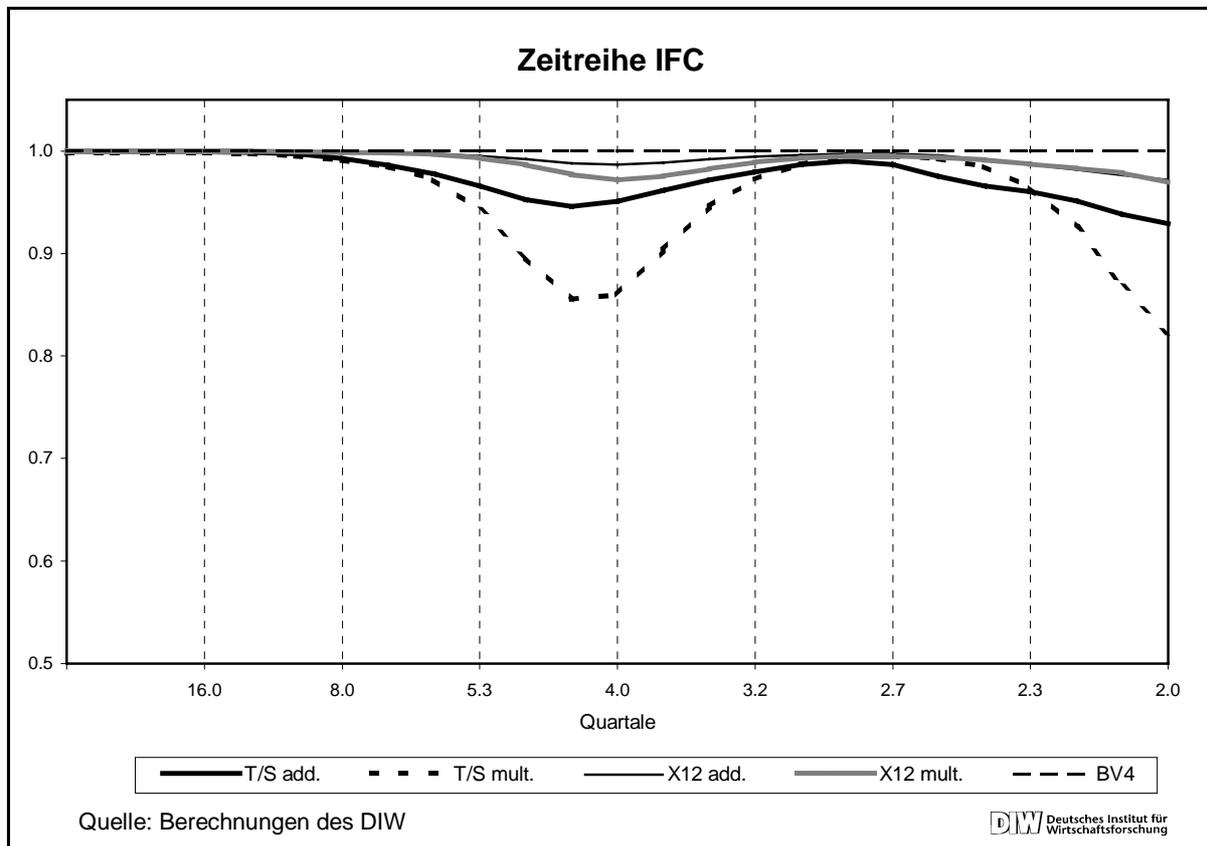


Abbildung 4.2-8: Kohärenzen zwischen indirekt und direkt saisonbereinigten Aggregaten



## 4.2.2. Analyse gemischter Aggregate

### 4.2.2.1. Untersuchungen im Zeitbereich

Zunächst sollen die fünf mit unterschiedlichen Verfahren bereinigten Aggregate (*Aggregat 1* bis *Aggregat 5*), die in Abschnitt 4.1.4. vorgestellt wurden, im Hinblick auf ihre langfristige Entwicklung untersucht werden. Somit stellt sich auch hier wieder die Frage nach einer Kointegrationsbeziehung zwischen diesen Aggregaten und dem aus den Ursprungszeitreihen gebildeten Aggregat. Wie in 4.2.1.1. wird hier zunächst ein Johansen-Kointegrationstest mit drei Saison-Dummies als exogenen Variablen und vier Verzögerungen der endogenen Variablen durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4.2-3 dargestellt.

**Tabelle 4.2-3:**

**Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests für die gemischten Aggregate  
Saisonbereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte**

	geschätzter Kointegrationsvektor	Eigenwerte <sup>34</sup>	Likelihood-Ratio <sup>35</sup>
Aggregat 1 (Zeitreihe: GDP)	(1; -1,0000)	0,6960 0,0002	94,08** 0,02
Aggregat 2 (Zeitreihe: GDP)	(1; -1,0000)	0,6614 0,0001	85,57** 0,00
Aggregat 3 (Zeitreihe: GDP)	(1; -0,9996)	0,5684 0,0003	66,40** 0,02
Aggregat 4 (Zeitreihe: GDP)	(1; -1,0000)	0,5423 0,0003	61,77** 0,03
Aggregat 5 (Zeitreihe: GDP)	(1; -0,9998)	0,5374 0,0002	60,93** 0,02
Aggregat 1 (Zeitreihe: IFC)	(1; -1,0004)	0,7429 0,0199	108,90** 1,59
Aggregat 2 (Zeitreihe: IFC)	(1; -1,0005)	0,7220 0,0307	103,61** 2,46
Aggregat 3 (Zeitreihe: IFC)	(1; -0,9944)	0,2435 0,0311	24,54** 2,49
Aggregat 4 (Zeitreihe: IFC)	(1; -1,0000)	0,1640 0,0270	16,31* 2,16
Aggregat 5 (Zeitreihe: IFC)	(1; -0,9999)	0,1657 0,0293	16,66* 2,35

<sup>34</sup> Eine Kointegrationsbeziehung liegt dann vor, wenn die Eigenwerte signifikant von 0 verschieden sind. Ein Maß dafür ist die Likelihood-Ratio. Wenn der Wert der Likelihood-Ratio den kritischen Werte übersteigt, kann die Nullhypothese, daß keine Kointegration vorliegt, abgelehnt werden.

<sup>35</sup> Die kritischen Werte sind: für 1%: 20,04 für den höchsten Eigenwert und 6,65 für den zweiten Eigenwert. Für 5% entsprechend: 15,41 und 3,76. Wenn diese überschritten werden, dann kann die jeweilige Nullhypothese einer fehlenden Kointegration abgelehnt werden. In dem vorliegenden Fall mit zwei Variablen bedeutet die Ablehnung der ersten Nullhypothese, daß **eine** Kointegrationsbeziehung gefunden wurde. Wenn in beiden Fällen die Nullhypothese abgelehnt werden würde, dann lägen stationäre Zeitreihen vor.

\*\* (\*) bedeutet, daß die Nullhypothese auf 1% (5%)-Niveau abgelehnt werden kann.

Die fünf gemischten Aggregate des Bruttoinlandsprodukts sind zu einem Signifikanzniveau von 1% mit dem Aggregat der Ursprungswerte kointegriert. Der Test für die Aggregate 1-5 der Zeitreihe IFC liefert unterschiedliche Ergebnisse. Für *Aggregat 4* und *Aggregat 5*, in denen jeweils die multiplikative Variante des Verfahrens X12-ARIMA eine große Rolle spielt, kann eine Kointegrationsbeziehung lediglich zu einem Signifikanzniveau von 5% nachgewiesen werden. Da in allen Fällen ein Kointegrationsvektor von  $(1, -1)$  geschätzt wird, kann man auch hier von gleichen langfristigen Entwicklungen zwischen bereinigten und unbereinigten Zeitreihen ausgehen.

#### 4.2.2.2. Untersuchungen im Frequenzbereich

Im folgenden sollen die Aggregate 1-5 für die Zeitreihen GDP und IFC im Frequenzbereich mit den jeweiligen direkt bereinigten Aggregaten verglichen werden, wobei die unterschiedlichen Saisonbereinigungsverfahren zur Anwendung gelangen. Durch die Wahl unterschiedlicher Saisonbereinigungsverfahren für die Aggregate ist es möglich, die Bedeutung der großen Länder bei der direkten und indirekten Vorgehensweise aufzuzeigen. Im folgenden werden nur die Ergebnisse für das GDP kommentiert. Für die Reihe IFC ergeben sich vergleichbare Resultate, die im Anhang grafisch dargestellt sind (vgl. Abbildungen A4.2-34 bis A4.2-58).

Beim *Aggregat 1* wird Westdeutschland mit dem BV4 bereinigt. Vergleicht man dieses *Aggregat 1* mit allen fünf direkt bereinigten Aggregaten (vgl. Abbildungen 4.2-9 und 4.2-10 sowie A4.2-13 bis A4.2-15), so zeigt sich, daß die Unterschiede dann am geringsten sind, wenn beim direkten Ansatz ebenfalls BV4 benutzt wird.

Entsprechend besteht beim *Aggregat 2*, in dem Westdeutschland mit der additiven Variante von TRAMO/SEATS bereinigt wurde, die größte Ähnlichkeit mit den mit TRAMO/SEATS direkt bereinigten Aggregaten (vgl. Abbildung A4.2-16 bis A4.2-20 im Anhang), wobei unerheblich ist, ob das additive oder das multiplikative Verfahren angewendet wurde. Der Unterschied zwischen *Aggregat 2* und dem direkt mit TRAMO/SEATS (additiv) bereinigten "EU-5"-Aggregat ist sogar weniger stark ausgeprägt als der Unterschied zwischen dem direkt mit TRAMO/SEATS (additiv) bereinigten und dem indirekt nur mit TRAMO/SEATS (additiv) bereinigten "EU-5"-Aggregat.

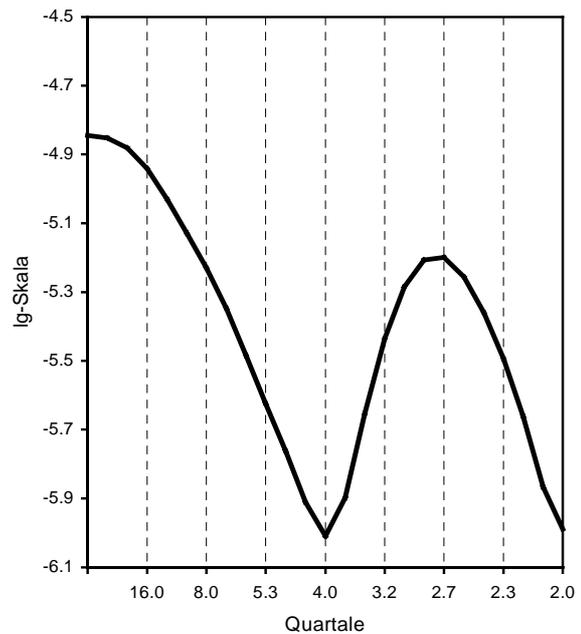
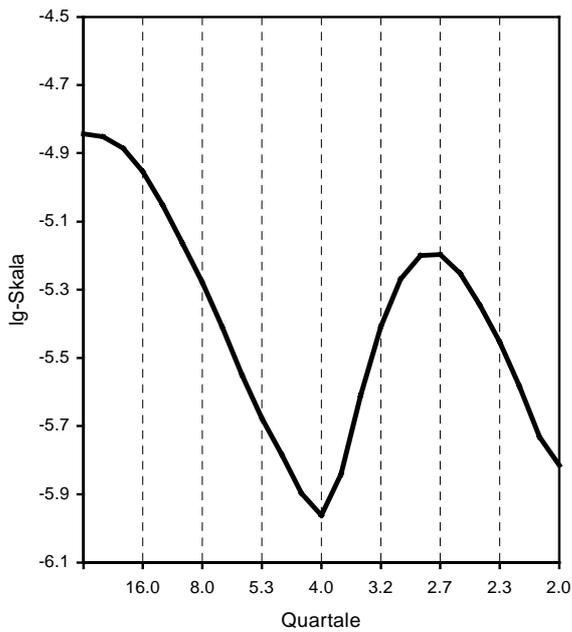
# Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat

## BV4

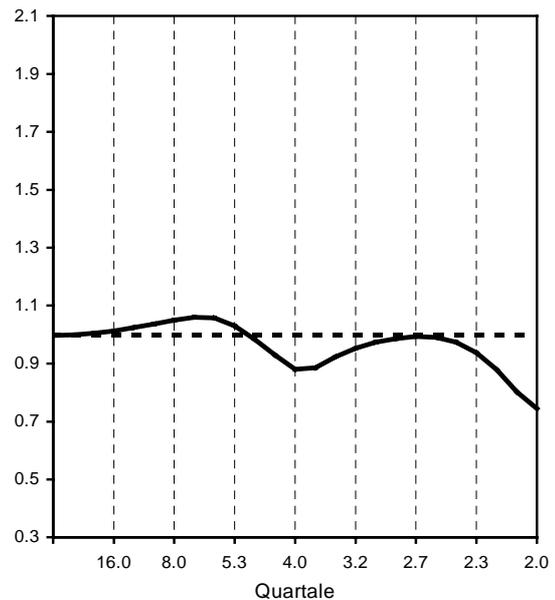
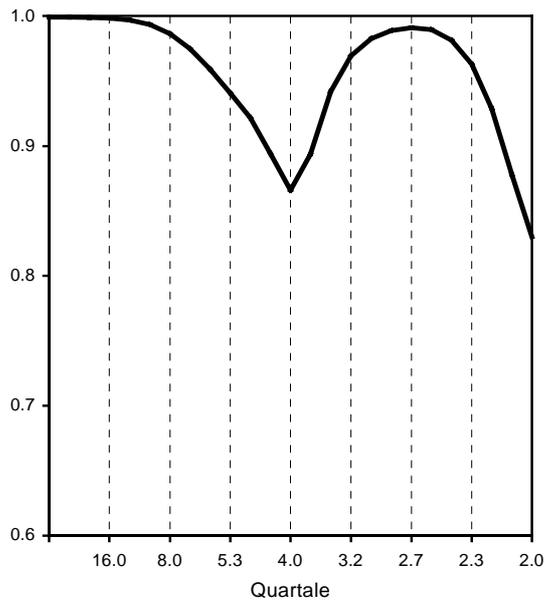
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats 1

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem Aggregat 1 und dem direkt bereinigten GDP-Aggregat

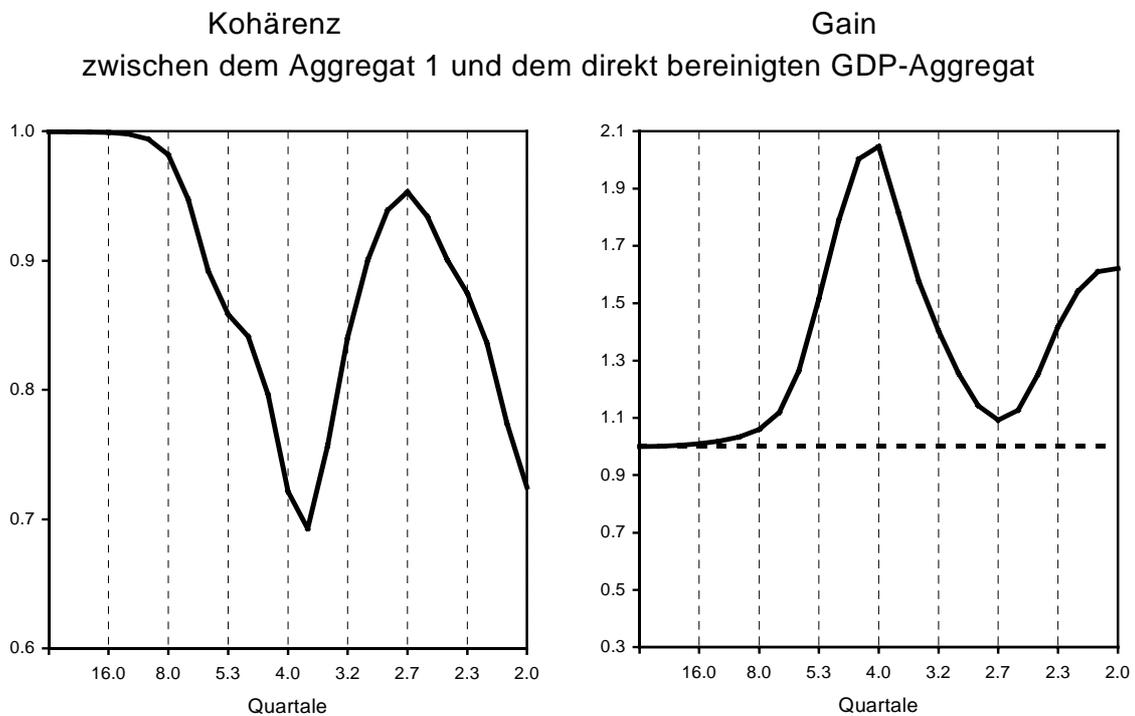
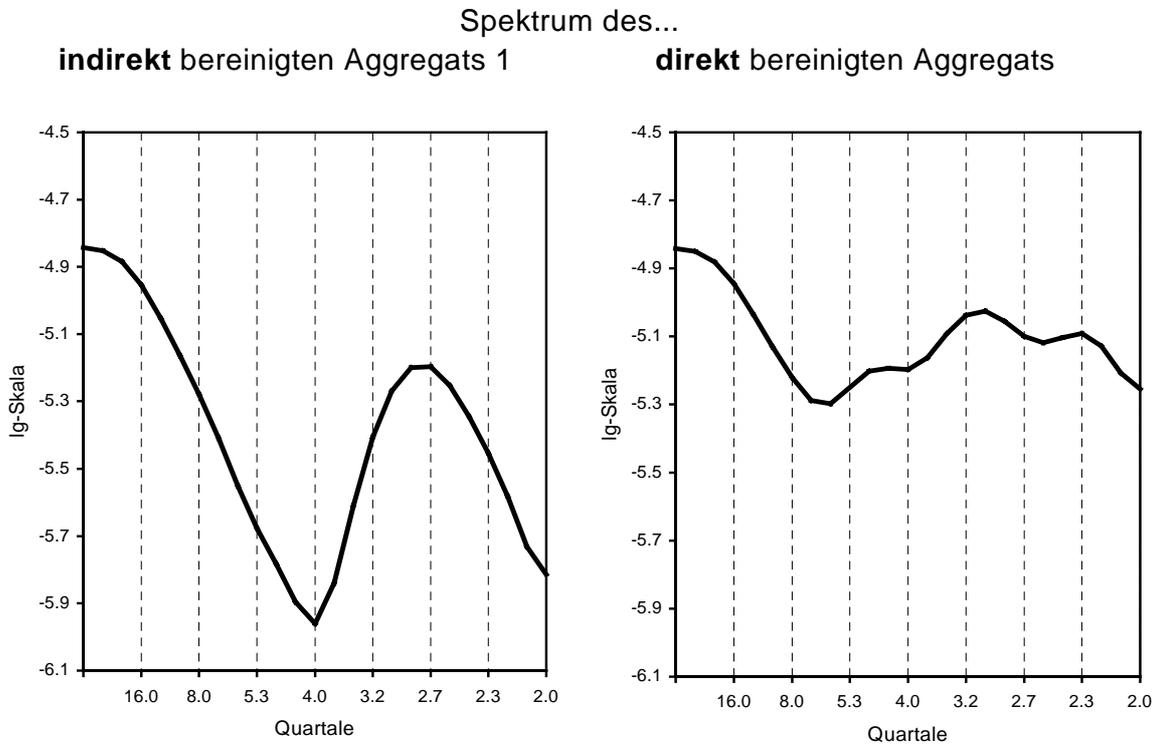


1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-9

## Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, multiplikative Version



1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-10

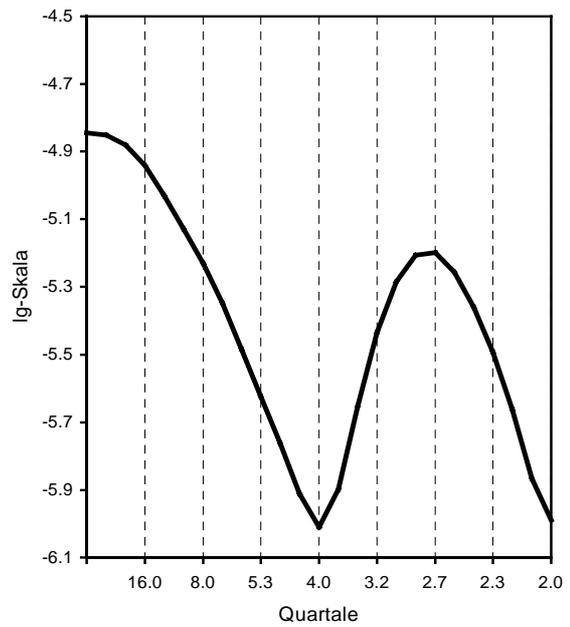
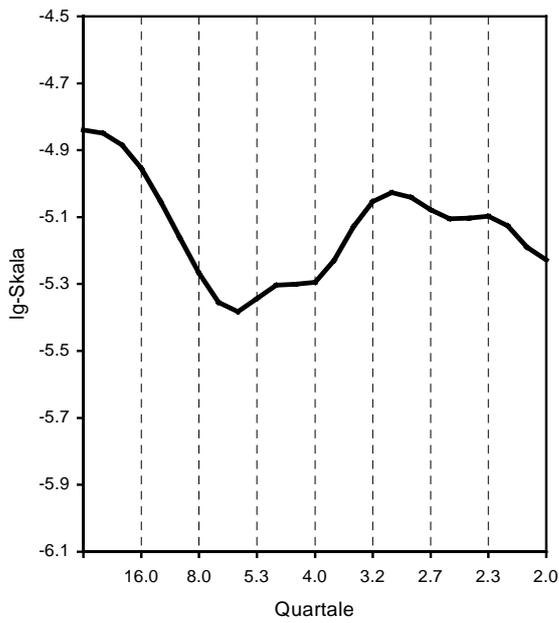
# Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat

## BV4

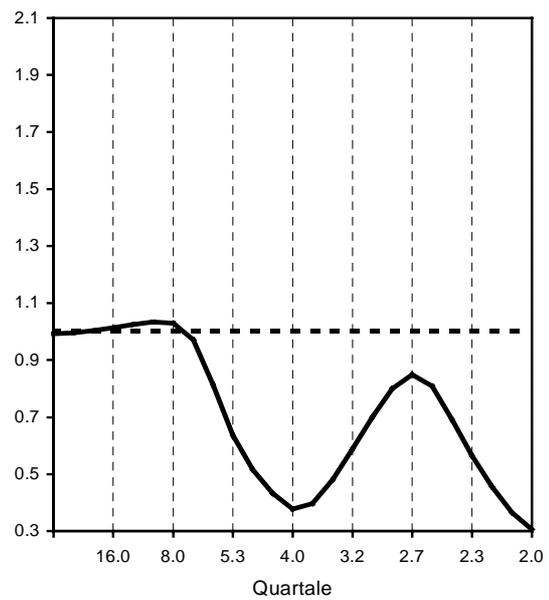
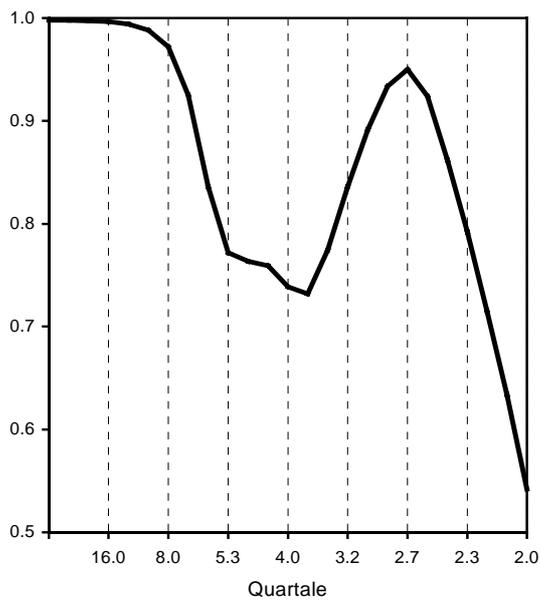
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats 5

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem Aggregat 5 und dem direkt bereinigten GDP-Aggregat

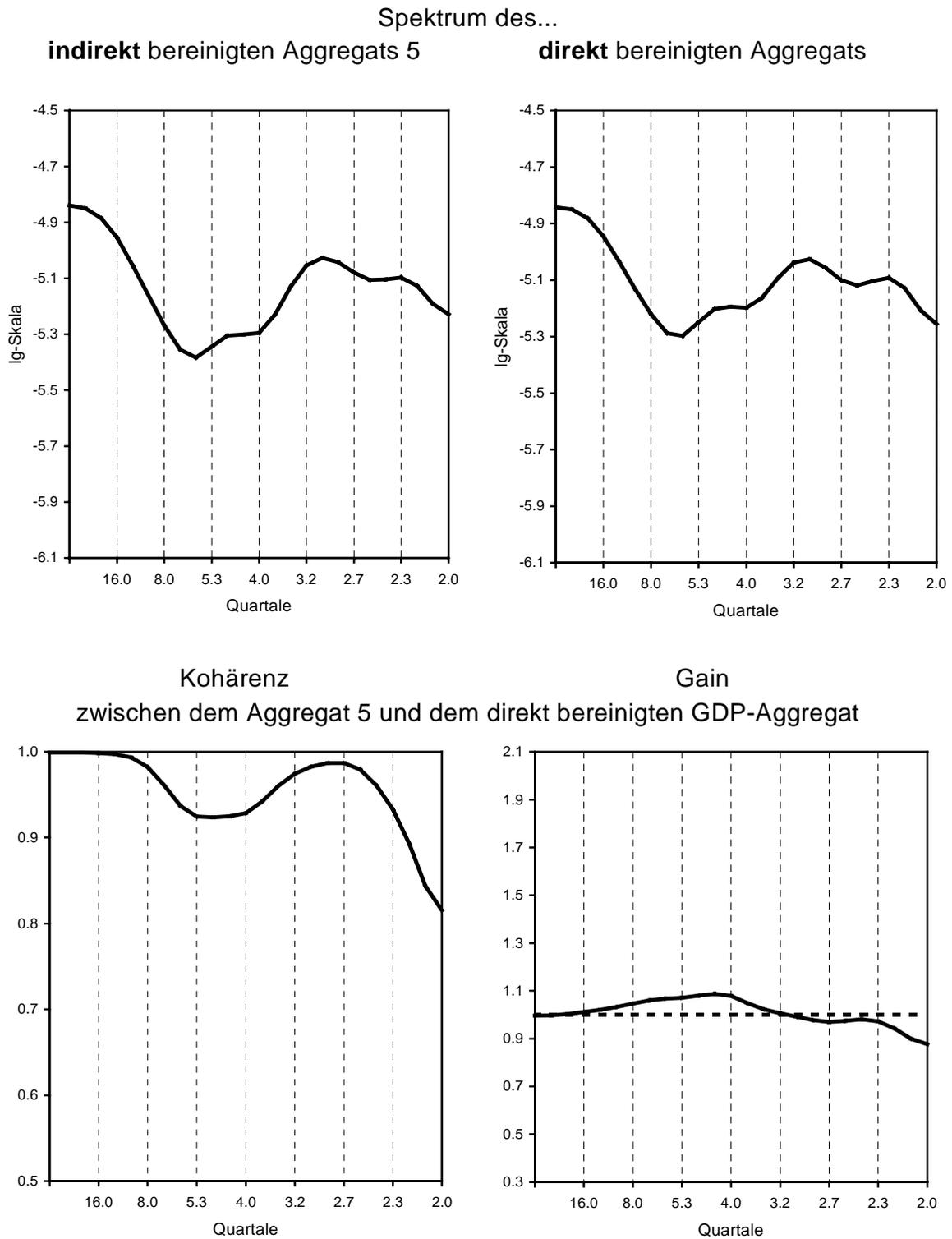


1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-11

## Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, multiplikative Version



1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung 4.2-12

Bereinigt man Westdeutschland mit der multiplikativen Variante von TRAMO/SEATS, wie dies bei *Aggregat 3* (vgl. Abbildungen A4.2-21 bis A4.2-25 im Anhang), der Fall ist, so gelangt man zu einem anderen Ergebnis als für *Aggregat 2*. Im Gegensatz zu den übrigen Aggregaten zeigt *Aggregat 3* nicht die größte Ähnlichkeit zu dem direkt bereinigten "EU-5"-Aggregat, bei dem das Verfahren des größten Landes (also TRAMO/SEATS multiplikativ) angewendet wurde. Hier spielt es kaum eine Rolle, ob das "EU-5"-Aggregat direkt mit TRAMO/SEATS (multiplikativ oder additiv) oder mit X12-ARIMA (multiplikativ oder additiv) bereinigt wurde. Die Unterschiede sind in etwa ähnlich, nur zum BV4 ergeben sich deutlich größere Diskrepanzen.

Bei *Aggregat 4* (vgl. Abbildungen A4.2-26 bis A4.2-30 im Anhang) wurden die drei größten Länder mit X12-ARIMA (multiplikativ) bereinigt. Im Vergleich mit den direkt bereinigten "EU-5"-Aggregaten zeigt sich der geringste Unterschied zu den mit X12-ARIMA bereinigten Aggregaten. Auch hier scheint es keine Rolle zu spielen, ob die additive oder die multiplikative Variante verwendet wurde. Dasselbe Ergebnis zeigt sich für *Aggregat 5* (vgl. Abbildungen 4.2-11 und 4.2-12 sowie A4.2-31 bis A4.2-33 im Anhang), bei dem Westdeutschland mit X12-ARIMA (multiplikativ) bereinigt wurde.

Vor dem Hintergrund, daß Eurostat die mit dem Verfahren X11 bereinigten Daten der Deutschen Bundesbank verwendet, das Statistische Bundesamt aber bislang mit dem BV4 gearbeitet hat, wurden insbesondere *Aggregat 1* und *Aggregat 5* hinsichtlich der Rolle des größten Landes (vgl. Abbildungen 4.2-9 bis 4.2-12) analysiert. Wir haben oben gesehen, daß fast jedes Aggregat dem direkt bereinigten "EU-5"-Aggregat, bei dem das Verfahren des größten Landes verwendet wird, am ähnlichsten ist. Betrachtet man die Saisonbereinigungsverfahren der übrigen Länder als gegeben, so ist der Unterschied zwischen den gemischten Aggregaten und dem mit dem Verfahren des größten Landes direkt bereinigten "EU-5"-Aggregat geringer, wenn die westdeutschen Reihen mit X12-ARIMA (multiplikativ) statt mit dem BV4 bereinigt werden.

Es zeigt sich also, daß man dem Ergebnis der direkten Bereinigung mit *einem* Verfahren relativ nahe kommt, wenn die größten Länder dieses Verfahren anwenden. Wie aus dem Vergleich des indirekten Ansatzes mit dem direkten bekannt ist, gilt dies jedoch nur bei Verfahren mit relativ festen Filtern, wie z.B. dem BV4 oder z.T. auch X12-ARIMA, während für TRAMO/SEATS keine allgemeinen Aussagen gemacht werden können. Wenngleich TRAMO/SEATS je nach Reihe sehr unterschiedlich bereinigt, so zeigt die Spektralanalyse,

daß die Diskrepanzen zwischen TRAMO/SEATS und X12-ARIMA geringer sind als die Diskrepanzen zwischen jedem dieser Verfahren und dem BV4. Die Entscheidung Eurostats, für die VGR die mit X11 bereinigten Daten der Deutschen Bundesbank zu verwenden, scheint daher durchaus im Sinne einer größeren Vereinheitlichung zu sein.

### 4.3. Kalenderbereinigung

In dem vorangegangenen Kapitel wurden die verschiedenen Saisonbereinigungsverfahren in ihrer Standardversion (ohne Extremwert- und Kalenderbereinigung) untersucht. Auf diese Weise konnten zunächst die Effekte analysiert werden, die allein auf die verschiedenen Methoden der Saisonbereinigung zurückgehen. In diesem Kapitel erweitern wir unsere Analyse, indem wir die Bedeutung von Kalendereinflüssen für die Saisonbereinigung näher untersuchen. Im folgenden wird zunächst die Problemlage skizziert und es werden verschiedene Ansätze zur Kalenderbereinigung erläutert. Anschließend wird empirisch untersucht, ob und gegebenenfalls in welcher Weise eine vorgeschaltete Kalenderbereinigung die Ergebnisse der Saisonbereinigung beeinflusst.

Die Begründung für eine Kalenderbereinigung ist darin zu suchen, daß die wirtschaftliche Aktivität eines Landes über das Jahr betrachtet deutlichen Schwankungen unterliegt, die zum Teil saisonale Effekte widerspiegeln, teilweise aber auch davon abhängen, wieviele Arbeitstage in den jeweiligen Monaten oder Quartalen vorhanden sind. Ziel der Kalenderbereinigung einer Zeitreihe ist es, die Einflüsse, die auf die unterschiedliche Anzahl der vom Kalender her (z.B. aufgrund von Sonn- und Feiertagen) zur Verfügung stehenden Arbeitstage zurückgehen, zu erfassen und zu eliminieren. Hierdurch wird das saisonale Muster einer Zeitreihe stabilisiert, was vorteilhaft für die Effizienz der anschließenden Saisonbereinigung ist.

Bei der Kalenderbereinigung lassen sich zwei Ansätze unterscheiden, die im folgenden näher erläutert werden:

1. Die individuelle Bereinigung von Zeitreihen anhand reihenspezifischer Arbeitstagefaktoren, wie sie am DIW praktiziert wird.<sup>36</sup>
2. Regressionsansätze, wie sie in RegARIMA oder TRAMO implementiert sind.

---

<sup>36</sup> Vgl. für das folgende: Müller-Krumholz (1999)

Für die empirische Untersuchung der verschiedenen Kalenderbereinigungsverfahren müssen wir von der europäischen auf die nationale Ebene zurückgehen. Diese Beschränkung ist unvermeidlich, weil uns die Arbeitstagefaktoren nur für Deutschland<sup>37</sup> vorliegen. Die Kalenderbereinigung anhand von Arbeitstagefaktoren, wie sie das DIW praktiziert, ist ein anerkanntes Verfahren und dient uns im folgenden als Maßstab für die Beurteilung des Regressionsansatzes. Aus dem Vergleich von Arbeitstagefaktoren und Regressionsansatz wird sich ergeben, ob auch für das "EU-5"-Aggregat eine einheitliche Vorgehensweise bei der Kalenderbereinigung möglich ist und somit die Bedeutung der Kalenderbereinigung für die anschließende Saisonbereinigung auch für Euroland untersucht und beurteilt werden kann.

#### 4.3.1. Kalenderbereinigung anhand von Arbeitstagefaktoren

Beim individuellen Ansatz geht man davon aus, daß sich kalenderbedingte Veränderungen auf verschiedene Zeitreihen in sehr unterschiedlichem Maße auswirken und daß daher zu ihrer Kalenderbereinigung ein jeweils reihenspezifischer Bereinigungsfaktor (sog. Arbeitstagefaktor) verwendet werden muß, der diesem Umstand Rechnung trägt.

Die Berechnung des Arbeitstagefaktors (ANEN) setzt folgende Informationen voraus: zum einen muß für den gesamten Beobachtungszeitraum die tatsächliche Arbeitszeit ( $A$ ) in jedem Quartal<sup>38</sup> vorliegen, zum anderen muß die langjährige durchschnittliche Arbeitszeit ( $\bar{A}$ ) für die vier Quartale bekannt sein.

Ausgangspunkt für die Ermittlung der tatsächlich zur Verfügung stehenden Arbeitszeit ist die Anzahl aller Kalendertage je Quartal. Diese potentielle Arbeitszeit wird anschließend um den Arbeitsausfall aufgrund von Samstagen, Sonn- und Feiertagen reduziert. Als gleichrangige Arbeitstage zählen in diesem Ansatz nur die Werkzeuge von Montag bis Freitag ohne die bundeseinheitlichen Feiertage. Regionale Feiertage werden nur mit dem Gewicht berücksichtigt, das sich aus dem Erwerbstätigenanteil der Region an den Erwerbstätigen im gesamten Bundesgebiet<sup>39</sup> ergibt. Samstage und Sonntage werden als Arbeitstage mit dem Anteil berücksichtigt, der sich aus der Zahl der Erwerbstätigen, die regelmäßig an diesen Tagen arbeiten, an der Gesamtzahl errechnet.<sup>40</sup> Wechselnde bundeseinheitliche bzw. regionale Feiertage werden, wenn sie auf Samstage oder Sonntage entfallen, entsprechend ihrem jeweiligen Gewicht mit

---

<sup>37</sup> Am DIW werden die Arbeitstagefaktoren für Gesamtdeutschland, Ostdeutschland und Westdeutschland berechnet.

<sup>38</sup> Im folgenden wird die Ermittlung des Arbeitstagefaktors exemplarisch für Quartalswerte erläutert. Die Vorgehensweise läßt sich ganz analog auf Monatswerte übertragen.

<sup>39</sup> Zur Zeit zum Stichtag April 1997 (Quelle: Statistisches Jahrbuch 1998).

geringeren Abschlägen berücksichtigt. Die Reihe der vom Kalender her tatsächlich zur Verfügung stehenden Arbeitstage wird anschließend auf ein Basisjahr<sup>41</sup> indiziert.

Der langjährige Durchschnitt der verfügbaren Arbeitszeit in den vier Quartalen ( $\bar{A}$ ) wird aus der indizierten Reihe von ( $A$ ) ermittelt. Dazu untersucht man die lange Reihe daraufhin, ob dieselbe Kombination von tatsächlicher Arbeitszeit in den vier Quartalen im Zeitverlauf zweimal vorkommt. Hat man zwei Jahre mit derselben Struktur gefunden, dann ist der Zeitabschnitt dazwischen Grundlage für die Ermittlung der langjährigen Durchschnitte für jedes der vier Quartale.

Um den spezifischen Arbeitstagefaktor für jede Zeitreihe zu ermitteln, muß eine Reihe von Testrechnungen durchgeführt werden. Dazu werden zunächst verschiedene Arbeitstagefaktoren nach folgender Formel berechnet:

$$ANEN90 = 0.9A + 0.1\bar{A}$$

$$ANEN80 = 0.8A + 0.2\bar{A}$$

$$ANEN70 = 0.7A + 0.3\bar{A}$$

$$\vdots$$

$$ANEN10 = 0.1A + 0.9\bar{A}$$

In die verschiedenen Arbeitstagefaktoren gehen die aktuelle tatsächliche Arbeitszeit und der langfristige Quartalsdurchschnitt mit unterschiedlichen Gewichten ein. Je höher der Anteil des langfristigen Durchschnitts ist, um so unempfindlicher ist die korrespondierende Zeitreihe gegen Kalenderschwankungen. Nach der Berechnung der Arbeitstagefaktoren wird die Ursprungszeitreihe nacheinander mit den verschiedenen Arbeitstagefaktoren kalender- und dann mit dem BV4 saisonbereinigt. Kriterium für die Auswahl des besten reihenspezifischen Arbeitstagefaktors ist die Summe der quadrierten Werte der irregulären Komponente. Der Arbeitstagefaktor, der zu der kleinsten Summe führt, wird als reihenspezifischer Faktor festgelegt. Für die für Westdeutschland untersuchten Zeitreihen des Bruttoinlandsprodukts (Zeitreihe: GDP) und der Bruttoanlageinvestitionen (Zeitreihe: IFC) sind die reihenspezifischen Arbeitstagefaktoren ANEN10 und ANEN20.

<sup>40</sup> Der Anteil wurde nach Mikrozensusangaben berechnet.

<sup>41</sup> Derzeit 1995=100.

Die kalenderbereinigte Zeitreihe (UF) erhält man schließlich, indem man die Ursprungszeitreihe (U) durch den reihenspezifischen Arbeitstagesfaktor (ANEN) dividiert und mit 100 multipliziert:

$$\frac{U}{ANEN} * 100 = UF.$$

#### 4.3.2. Kalenderbereinigung anhand eines Regressionsansatzes

Der Regressionsansatz, der in RegARIMA und TRAMO implementiert ist, setzt an dem Punkt an, daß jeder Monat bzw. jedes Quartal eine unterschiedliche Anzahl von Arbeitstagen aufweist, was die Wirtschaftsaktivität eines Landes entsprechend beeinflusst.<sup>42</sup> In seiner einfachsten Form wird beim Regressionsansatz die abhängige Variable durch die Anzahl der Montage, der Dienstage, ..., der Sonntage im betrachteten Beobachtungszeitraum erklärt.<sup>43</sup> Für den Zeitpunkt  $t$  hat die Regressionsgleichung folgende Form:

$$(9) \quad Y_t = b_1 X_{1t} + b_2 X_{2t} + b_3 X_{3t} + b_4 X_{4t} + b_5 X_{5t} + b_6 X_{6t} + b_7 X_{7t} + Z_t$$

wobei die  $X_{it}$  mit  $i = 1, 2, \dots, 7$  für die Anzahl der sieben Wochentage im Quartal und  $Z_t$  für den Störterm im Zeitpunkt  $t$  steht. Natürlich läßt sich diese Betrachtungsweise von einem Zeitpunkt auf eine Vielzahl von Zeitpunkten ausdehnen. In diesem Fall sind die Variablen in obiger Gleichung Vektoren.

Da in der Praxis die geschätzten b-Koeffizienten zumeist korreliert sind, ist eine Reparametrisierung der obigen Gleichung erforderlich. Aus diesem Grunde ist sowohl in RegARIMA als auch in TRAMO die Option "trading day correction" und "length of month adjustment"<sup>44</sup> verfügbar. Anstatt der sieben Koeffizienten in Gleichung (9) werden unter der Option "trading day correction" nur sechs Koeffizienten für die Variablen Anzahl der Montage minus Anzahl der Sonntage, Anzahl der Dienstage minus Anzahl der Sonntage, ..., Anzahl der Samstage minus Anzahl der Sonntage geschätzt. Ein siebter Koeffizient kommt hinzu, wenn zusätzlich unterschiedliche Quartalslängen berücksichtigt werden. Diese Variante ist im Software-Paket

<sup>42</sup> Vgl. für das folgende: Dossé und Planas (1996)

<sup>43</sup> Im folgenden wird der Regressionsansatz auf Quartalsbasis erläutert. Die Vorgehensweise läßt sich analog auf Monatswerte übertragen.

<sup>44</sup> Beim "length of month adjustment" wird ein Koeffizient für die folgende Variable geschätzt:  $\#(\text{total days in month}) - 365.25/12$ . D.h. daß die Differenz der tatsächlichen Tage in einem betrachteten Monat von einem fiktiven Monatsdurchschnitt ermittelt wird. Um den Einfluß unterschiedlich vieler Tage im Quartal zu erfassen, wird entsprechend die Abweichung der tatsächlichen Tage in dem betrachteten Quartal von einem fiktiven Quartalsdurchschnitt berechnet.

DEMETRA als Standardeinstellung für den Regressionsansatz in TRAMO beziehungsweise RegARIMA voreingestellt. Alternativ zur Standardeinstellung können in DEMETRA für die Beseitigung des Arbeitstageeffekts folgende Optionen vom Benutzer ausgewählt werden: In TRAMO ist eine "working day correction"<sup>45</sup> verfügbar und in RegARIMA kann das Schaltjahr berücksichtigt werden. In beiden Programmen sind ferner Signifikanztests für die geschätzten b-Koeffizienten implementiert.

Neben den Effekten, die sich aus einer unterschiedlichen Anzahl von Arbeitstagen pro Monat bzw. pro Quartal ergeben, sollen bei der Kalenderbereinigung auch solche Effekte eliminiert werden, die von Feiertagen herrühren. Sowohl in TRAMO als auch in RegARIMA gibt es eine Standardoption, mit der bedeutende Feiertage wie Ostern, Pfingsten, Weihnachten etc. berücksichtigt werden können. In TRAMO – nicht jedoch in RegARIMA – können zusätzlich "country specific holidays" eingegeben werden. Auf diese Weise können zum einen länderspezifische Feiertage, wie z.B. in Deutschland der 1. Mai oder der 3. Oktober bei der Kalenderbereinigung berücksichtigt werden. Zum anderen ist es möglich, abgeschaffte oder neu hinzugekommene Feiertage an der entsprechenden Stelle im Beobachtungszeitraum aus der Regression zu eliminieren oder ihr hinzuzufügen.<sup>46</sup>

Sowohl TRAMO als auch RegARIMA verfügen über ein separates "easter effect adjustment", das allerdings nicht identisch ist mit der Berücksichtigung des Arbeitsausfalls aufgrund der Osterfeiertage. Vielmehr sollen anhand des Ostereffekts, Verhaltensänderungen abgebildet werden, die in den Tagen vor Ostern auftreten und sich je nach Lage von Ostern im ersten oder im zweiten Quartal bemerkbar machen können. Da im Arbeitstagefaktoransatz keine vergleichbare Option verfügbar ist, wird das "easter effect adjustment" im folgenden nicht weiter untersucht.

Um die verschiedenen Ansätze zur Kalenderbereinigung im folgenden miteinander vergleichen zu können, müssen alle Verfahren dieselben Kalendereffekte berücksichtigen. D.h. daß die länderspezifischen Feiertage, die im Arbeitstagefaktoransatz berücksichtigt werden, auch in den Regressionsansatz aufgenommen werden müssen. Da dies in DEMETRA jedoch nur über die Option "country specific holidays" zu bewerkstelligen ist, die für RegARIMA noch

---

<sup>45</sup> Bei der "working day correction" wird ein Koeffizient für die folgende Variable geschätzt:

$\#(\text{Montage, Dienstag, Mittwoch, Donnerstag, Freitag}) - 5/2\#(\text{Samstage, Sonntage})$ . Diese Option kann mit einer Anpassung an die Monats- bzw. Quartalslänge kombiniert werden. In diesem Fall werden zwei Koeffizienten geschätzt. (Vgl. Dossé und Planas, 1996, S. 3f).

<sup>46</sup> Das betrifft den 17. Juni, den 3. Oktober und alle Bundesländer außer Sachsen in Hinblick auf Buß- und Bettag. Für die betrachteten Effekte steht in der Regressionsgleichung jeweils eine Dummy, deren Komponenten solange Null sind, wie es den Feiertag nicht gibt. Mit seiner Einführung steht in den Komponenten die Eins.

---

nicht verfügbar ist, scheidet die Kalenderbereinigung nach RegARIMA aus unserer Untersuchung aus. Dies schränkt die Aussagefähigkeit des Vergleichs jedoch nicht ein, da mit TRAMO ein Regressionsansatz zur Verfügung steht, mit dem quasi alle Effekte, die in den Arbeitstagefaktoransatz eingehen, ebenfalls modelliert werden können. Da sowohl TRAMO als auch RegARIMA ganz ähnliche Regressionsansätze verwenden, wäre ohnehin zu erwarten gewesen, daß diese beiden Verfahren zu ähnlichen Ergebnissen geführt hätten. Im folgenden haben wir TRAMO in seiner multiplikativen Version<sup>47</sup> für die Kalenderbereinigung verwendet. Dabei wurde für den Regressionsansatz die Standardeinstellung gewählt, d.h. es wurden sechs Koeffizienten für die Wochentage bezogen auf den Sonntag geschätzt und einer für Unterschiede in der Quartalslänge.

---

<sup>47</sup> Wir haben sowohl die additive als auch die multiplikative Version von TRAMO für die Kalenderbereinigung verwendet und keine großen Unterschiede zwischen beiden Verfahren gefunden. Wir haben uns dann für die multiplikative Version entschieden, um die im Arbeitstagefaktoransatz enthaltene Idee des Faktors in den Regressionsansatz aufzunehmen.

### 4.3.3. Vergleichende Untersuchung von Regressionsansatz und Arbeitstagefaktoren für westdeutsche Zeitreihen

Um die Wirkungsweise von Arbeitstagefaktoren und Regressionsansatz empirisch zu untersuchen, müssen wir auf die nationale Ebene zurückgehen, da uns die Arbeitstagefaktoren nur für Deutschland vorliegen. Für die folgende Untersuchung werden westdeutsche Zeitreihen herangezogen, um das Problem der Modellierung der zahlreichen regionalen Feiertage in Gesamtdeutschland zu umgehen und eine größtmögliche Kongruenz zwischen den beiden Ansätzen – was die berücksichtigten Kalendereffekte angeht – zu erzielen. Tabelle 4.3-1 gibt einen Überblick über die Feiertage, die sowohl im Arbeitstagefaktor- als auch im Regressionsansatz berücksichtigt wurden.<sup>48</sup>

**Tabelle 4.3-1: Für die Kalenderbereinigung berücksichtigte Feiertage**

Neujahr	1. Januar	x
Karfreitag		x
Ostermontag		x
Tag der Arbeit	1. Mai	x
Christi Himmelfahrt		x
Pfingstmontag		x
Fronleichnam		x
Tag der Einheit	17. Juni	bis einschließlich 1990
Tag der Einheit	3. Oktober	ab 1990
Allerheiligen	1. November	x
Buß- und Betttag		bis einschließlich 1994
Heiligabend	24. Dezember	x
1. Weihnachtstag	25. Dezember	x
2. Weihnachtstag	26. Dezember	x
Silvester	31. Dezember	x

<sup>48</sup> Da in TRAMO keine regionalen Feiertage berücksichtigt werden können, haben wir uns für folgendes Vorgehen entschieden: Für unsere Analyse haben wir nur die regionalen Feiertage aufgenommen (und sie damit quasi zu bundesweiten Feiertagen gemacht), die in den meisten und vor allem in den bevölkerungsstärksten Bundesländern gefeiert werden.

#### 4.3.3.1. Untersuchungen im Zeit- und im Frequenzbereich

Für die empirische Untersuchung werden die Ursprungszeitreihen von GDP und IFC für Westdeutschland zunächst wie folgt transformiert (vgl. Tabelle 4.3-2 und 4.3-3):

- alle Ursprungszeitreihen werden mit den fünf Saisonbereinigungsverfahren bereinigt;
- alle Ursprungszeitreihen werden zunächst anhand von Arbeitstagefaktoren kalenderbereinigt und anschließend mit den fünf Saisonbereinigungsverfahren bereinigt;
- alle Ursprungszeitreihen werden zunächst mit dem Regressionsansatz kalenderbereinigt und anschließend mit den fünf Saisonbereinigungsverfahren bereinigt.

Anschließend werden alle bereinigten Zeitreihen mit den Ursprungsdaten anhand des Johansen-Tests<sup>49</sup> auf Kointegration geprüft. Für alle Tests gilt, daß der geschätzte Kointegrationsvektor mit dem theoretisch erwarteten Kointegrationsvektor (1, -1) übereinstimmt, d.h. daß die langfristigen Komponenten der Ursprungszeitreihe und der saisonbereinigten bzw. der kalender- und saisonbereinigten Zeitreihe in einer eins zu eins Beziehung stehen – es also keine Niveauunterschiede gibt. Die Tabellen 4.3-2 und 4.3-3 fassen zusammen, daß alle Paare zu einem Signifikanzniveau von 1% oder 5% kointegriert sind. D.h. daß weder eine separate Saisonbereinigung noch eine Kalender- und Saisonbereinigung bei den hier verwendeten Verfahren zu unterschiedlichen langfristigen Entwicklungen führt. Diese im Zeitbereich erzielten Ergebnisse werden durch die nachfolgenden spektralanalytischen Untersuchungen bestätigt.

---

<sup>49</sup> Der Johansen-Kointegrationstest wurde mit drei Saisonummies und zunächst vier Lags spezifiziert. Während die Ergebnisse für die Zeitreihe GDP von der Lagstruktur unabhängig sind, reagiert die Zeitreihe IFC stärker auf die Lagstruktur. Dieser Umstand hat eine Überprüfung der Lag-Länge im Johansen-Test für die Zeitreihe IFC notwendig gemacht und zu einer Anpassung der Lag-Länge für die mit dem Regressionsansatz kalenderbereinigten Zeitreihen geführt. In Tabelle 4.3-3 sind für diese Zeitreihen die Testergebnisse für drei Lags bzw. ein Lag (für TRAMO/SEATS multiplikative Version) angegeben.

**Tabelle 4.3-2: Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: GDP, Westd.)  
Bereinigte Zeitreihen versus Ursprungszeitreihe**

	geschätzter Koin- tegrationsvektor	Eigenwert <sup>50</sup>	Likelihood-Ratio <sup>51</sup>
Saisonbereinigte Zeitreihen			
BV4	(1; -1,0000)	0,7751 0,0006	117,92** 0,04
TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -1,0000)	0,7825 0,0000	120,52** 0,01
TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9995)	0,4905 0,0000	53,27** 0,01
X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0000)	0,7889 0,0000	122,87** 0,00
X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -0,9999)	0,3835 0,0000	38,21** 0,00
Kalender- und saisonbereinigte Zeitreihen (Arbeitstagesfaktoren)			
BV4	(1; -1,0006)	0,3246 0,0005	31,04** 0,04
TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -1,0005)	0,2330 0,0001	20,96** 0,01
TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9998)	0,2230 0,0002	19,95* 0,01
X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0006)	0,2052 0,0001	18,16* 0,01
X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -1,0006)	0,2029 0,0001	17,93* 0,01
Kalender- und saisonbereinigte Zeitreihen (Regressionsansatz)			
BV4	(1; -1,0038)	0,2062 0,0000	18,24* 0,00
TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -1,0037)	0,1836 0,0003	16,05* 0,03
TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -1,0032)	0,1830 0,0003	15,99* 0,03
X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0039)	0,1834 0,0004	16,04* 0,04
X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -1,0039)	0,1814 0,0006	15,86* 0,05

<sup>50</sup> Eine Kointegrationsbeziehung liegt dann vor, wenn die Eigenwerte signifikant von 0 verschieden sind. Ein Maß dafür ist die Likelihood-Ratio. Wenn der Wert der Likelihood-Ratio den kritischen Wert übersteigt, kann die Nullhypothese, daß keine Kointegration vorliegt, abgelehnt werden. In obiger Tabelle stehen die beiden Eigenwerte jeweils untereinander.

<sup>51</sup> Die kritischen Werte sind: für 1%: 20,04 für den höchsten Eigenwert und 6,65 für den zweiten Eigenwert. Für 5% entsprechend: 15,41 und 3,76. Wenn diese überschritten werden, dann kann die jeweilige Nullhypothese einer nicht vorhandenen Kointegration abgelehnt werden. In dem vorliegenden Fall mit zwei Variablen bedeutet die Ablehnung der ersten Nullhypothese, daß **eine** Kointegrationsbeziehung gefunden wurde. Wenn in beiden Fällen die Nullhypothese abgelehnt werden würde, dann lägen stationäre Zeitreihen vor.

\*\* (\*) bedeutet, daß die Nullhypothese der nicht vorhandenen Kointegration auf 1% (5%)- Niveau abgelehnt werden kann.

**Tabelle 4.3-3: Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: IFC, Westd.)  
Bereinigte Zeitreihen versus Ursprungszeitreihe**

	geschätzter Koin- tegrationsvektor	Eigenwert <sup>52</sup>	Likelihood-Ratio <sup>53</sup>
Saisonbereinigte Zeitreihen			
BV4	(1; -0,9998)	0,7856 0,0196	123,20** 1,57
TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -0,9999)	0,8538 0,0375	154,90** 3,02
TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9848)	0,2299 0,0353	23,47** 2,84
X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0000)	0,8682 0,0389	163,20** 3,13
X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -0,9967)	0,1589 0,0381	16,74* 3,07
Kalender- und saisonbereinigte Zeitreihen (Arbeitstagesfaktoren)			
BV4	(1; -0,9975)	0,4145 0,0190	43,80** 1,52
TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -0,9972)	0,2787 0,0380	28,88** 3,06
TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9834)	0,2704 0,0351	27,73** 2,83
X12-ARIMA (additiv)	(1; -0,9989)	0,1878 0,0375	19,45* 3,02
X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -0,9953)	0,2102 0,0368	21,6** 2,96
Kalender- und saisonbereinigte Zeitreihen (Regressionsansatz)			
BV4	(1; -1,0094)	0,1897 0,0424	20,30** 3,47
TRAMO/SEATS (additiv)	Konnte nicht ge- bildet werden <sup>54</sup>	-	-
TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -0,9916)	0,5688 0,0290	71,38** 2,41
X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0101)	0,2051 0,0330	21,05** 2,68
X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -1,0044)	0,1683 0,0329	17,42* 2,67

<sup>52</sup> Eine Kointegrationsbeziehung liegt dann vor, wenn die Eigenwerte signifikant von 0 verschieden sind. Ein Maß dafür ist die Likelihood-Ratio. Wenn der Wert der Likelihood-Ratio den kritischen Wert übersteigt, kann die Nullhypothese, daß keine Kointegration vorliegt, abgelehnt werden.

<sup>53</sup> Die kritischen Werte sind: für 1%: 20,04 für den höchsten Eigenwert und 6,65 für den zweiten Eigenwert. Für 5% entsprechend: 15,41 und 3,76. Wenn diese überschritten werden, dann kann die jeweilige Nullhypothese einer nicht vorhandenen Kointegration abgelehnt werden. In dem vorliegenden Fall mit zwei Variablen bedeutet die Ablehnung der ersten Nullhypothese, daß **eine** Kointegrationsbeziehung gefunden wurde. Wenn in beiden Fällen die Nullhypothese abgelehnt werden würde, dann lägen stationäre Zeitreihen vor.

\*\* (\*) bedeutet, daß die Nullhypothese der nicht vorhandenen Kointegration auf 1% (5%)- Niveau abgelehnt werden kann.

<sup>54</sup> Bei der Zeitreihe IFC war es nicht möglich, für die Kalenderbereinigung TRAMO (multiplikative Version) zu verwenden und die anschließende Saisonbereinigung mit SEATS (additive Version) zu machen.

Als nächstes ist zu untersuchen, ob die Kalenderbereinigung zu verbesserten Ergebnissen bei der Saisonbereinigung führt und ob es dabei Unterschiede zwischen den verschiedenen Verfahren gibt. Dazu betrachten wir im Frequenzbereich saisonbereinigte versus kalender- und saisonbereinigte Zeitreihen. Die Abbildungen 4.3-1 bis 4.3-10 veranschaulichen die zentralen Ergebnisse. Die vollständige Dokumentation der spektralanalytischen Untersuchung ist im Anhang unter Abschnitt 4.3.3. (Abbildungen A4.3-1 bis A4.3-19) abgedruckt.

Aus theoretischer Sicht sollte die Kalenderbereinigung das saisonale Muster stabilisieren und so die anschließende Saisonbereinigung verbessern. Messen läßt sich diese Verbesserung daran, ob das Saisonbereinigungsverfahren nach erfolgter Kalenderbereinigung zum einen die Jahres- und Halbjahresschwingung verläßlich eliminiert und zum anderen im gesamten kurzfristigen Bereich weniger spektrale Masse aufweist, d.h. störende kurzfristige Schwingungen stärker dämpft.

Die spektralanalytische Untersuchung liefert zwei interessante Ergebnisse: Erstens ist – wie theoretisch zu erwarten – der Verlauf der nur saisonbereinigten und der sowohl kalender- als auch saisonbereinigten Zeitreihe im Langfristbereich gleich. D.h. daß sich die Kalenderbereinigung ausschließlich auf die kurzfristigen Schwingungen auswirkt. Zweitens unterscheiden sich die Ergebnisse der unterschiedlichen Kalenderbereinigungsverfahren deutlich voneinander.

Betrachtet man die Spektren der Wachstumsraten der nur saisonbereinigten Zeitreihen, die jeweils in der linken Grafik in den Abbildungen 4.3-1 bis 4.3-10 abgetragen sind, dann fällt auf, daß bis auf das BV4 alle anderen Saisonbereinigungsverfahren Schwierigkeiten haben, die Jahresschwingung vollständig zu eliminieren. Eine vorgeschaltete Kalenderbereinigung sollte hier zu Verbesserungen führen.

Beide Verfahren zur Kalenderbereinigung reduzieren beim BV4 die ausgeprägten Schwingungen zwischen der Jahres- und der Halbjahresschwingung, wobei allerdings die Verbesserung der Saisonbereinigung aufgrund einer Kalenderbereinigung mit den Arbeitstagefaktoren deutlich geringer ausfällt (vgl. Abbildung 4.3-1 und 4.3-2) als beim Regressionsansatz. Bei diesem reduziert ebenso wie das BV4 TRAMO/SEATS in seiner multiplikativen Version für die Zeitreihen GDP (Abbildung 4.3-5) und IFC (Abbildung 4.3-6) und in seiner additiven Version für die Zeitreihe GDP (Abbildung 4.3-3) die Jahresschwingung beträchtlich. Die Kalenderbereinigung anhand von Arbeitstagefaktoren bewirkt hingegen keine Verbesserung der Saisonbereinigung mit TRAMO/SEATS für die Zeitreihe GDP (Abbildung 4.3-3 und 4.3-5)

und für die Zeitreihe IFC findet TRAMO/SEATS in beiden Versionen nur in etwa die Jahresschwingung (Abbildung 4.3-4 und 4.3-6). Keines der beiden Kalenderbereinigungsverfahren bringt Verbesserungen in Verbindung mit X12-ARIMA (vgl. Abbildungen 4.3-7 bis 4.3-10). Zwar bewirken beide Verfahren, daß X12-ARIMA Schwingungen im kurzfristigen Bereich eliminiert, aber diese liegen bei etwa 2,7 Quartalen.

Deutlich überlegen zeigt sich die Kalenderbereinigung mit dem Regressionsansatz dadurch, daß alle Saisonbereinigungsverfahren nach der Kalenderbereinigung mit diesem Verfahren weit weniger spektrale Masse aufweisen, als nach der Kalenderbereinigung mit den Arbeitstagefaktoren. Dieser Sachverhalt läßt sich in den Abbildungen 4.3-1 bis 4.3-3 sowie in den Abbildungen 4.3-5 bis 4.3-10 daran ablesen, daß das Spektrum der Wachstumsraten der Zeitreihen, die mit dem Regressionsansatz kalenderbereinigt wurden, jeweils unterhalb des Spektrums der Wachstumsraten der Zeitreihen verläuft, die mit Arbeitstagefaktoren kalenderbereinigt wurden.

Daß im Anschluß an eine Kalenderbereinigung mit dem Regressionsansatz die Saisonbereinigung weit stärker die kurzfristigen Schwingungen eliminiert, ist des weiteren an den großen Abweichungen der Kohärenzen und Gains von eins zu sehen (vgl. Abbildungen A4.3-6 bis A4.3-10 sowie A4.3-16 bis A4.3-19 im Anhang).

Die Ergebnisse dieser Untersuchung bestätigen den aufgrund theoretischer Überlegungen naheliegenden Schluß, daß eine Kalenderbereinigung vor der eigentlichen Saisonbereinigung sinnvoll ist. Gemessen an den genannten Kriterien für eine Verbesserung der Saisonbereinigung bewirkt der Regressionsansatz die größeren Effekte. Allerdings reagieren die verschiedenen Saisonbereinigungsverfahren unterschiedlich sensitiv auf eine vorgeschaltete Kalenderbereinigung. Die Verbesserung der Saisonbereinigung mit dem BV4 ist eher gering, was daran liegt, daß das BV4 die Jahresschwingung in der Regel bereits ohne Kalenderbereinigung zuverlässig eliminiert. Die Kalenderbereinigung verbessert die Ergebnisse von X12-ARIMA in unserer Untersuchung nicht, was jedoch nicht an den Kalenderbereinigungsverfahren zu liegen scheint, sondern – wie wir wiederholt gesehen haben – daran, daß X12-ARIMA in der Standardeinstellung Probleme hat, die Jahresschwingung vollständig zu eliminieren. Besonders gute Ergebnisse erzielt der Regressionsansatz in Verbindung mit TRAMO/SEATS, was nicht verwunderlich ist, da hier eine individuelle Saisonbereinigung aufgrund geschätzter ARIMA-Modelle erfolgt. Diese Modelle werden viel zuverlässiger, wenn die Daten vorberei-

---

nigt sind. Benutzer von SEATS sollten daher unbedingt die Zeitreihen einer Kalenderbereinigung unterziehen.

Die Ergebnisse unserer Untersuchung sprechen für eine Kalenderbereinigung anhand des Regressionsansatzes. Dieses Resultat ist von großer Bedeutung hinsichtlich der Einführung und Verwendung eines einheitlichen Kalenderbereinigungsverfahrens auf europäischer Ebene. Während die Berechnung der Arbeitstagefaktoren enorme Informationsanforderungen stellt, müssen für den Regressionsansatz lediglich die länderspezifischen Feiertage bekannt sein. Sind diese Informationen verfügbar, dann kann jeder DEMETRA-Nutzer, indem er die Feiertage in das Programm eingibt<sup>55</sup>, eine Kalenderbereinigung anhand des Regressionsansatzes durchführen. Mittlerweile sind für eine Vielzahl von Ländern – so auch für Italien, Österreich, Finnland und die Niederlande – die Feiertage in DEMETRA bereits voreingestellt. Das bedeutet, daß wir die in Kapitel 4.2.1. durchgeführte Untersuchung von indirekt und direkt mit einem einheitlichen Verfahren saisonbereinigten “EU-5”-Aggregaten ohne Probleme für den Fall wiederholen können, daß die nationalen Zeitreihen zuvor mit dem Regressionsansatz kalenderbereinigt wurden. Auf der Basis eines Vergleichs der saison- und der kalender- und saisonbereinigten “EU-5”-Aggregate kann anschließend die Bedeutung der Kalenderbereinigung auf europäischer Ebene beurteilt werden.

---

<sup>55</sup> Alle Feiertage können in DEMETRA per Hand eingegeben werden. Dies ist wichtig für die Länder, deren Feiertage nicht bereits in DEMETRA voreingestellt sind. Für Länder, deren Feiertage bereits in DEMETRA implementiert sind, können Ergänzungen (z.B. für einen neuen Feiertag) per Hand vorgenommen werden.

Abbildung 4.3-1: Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (BV4)

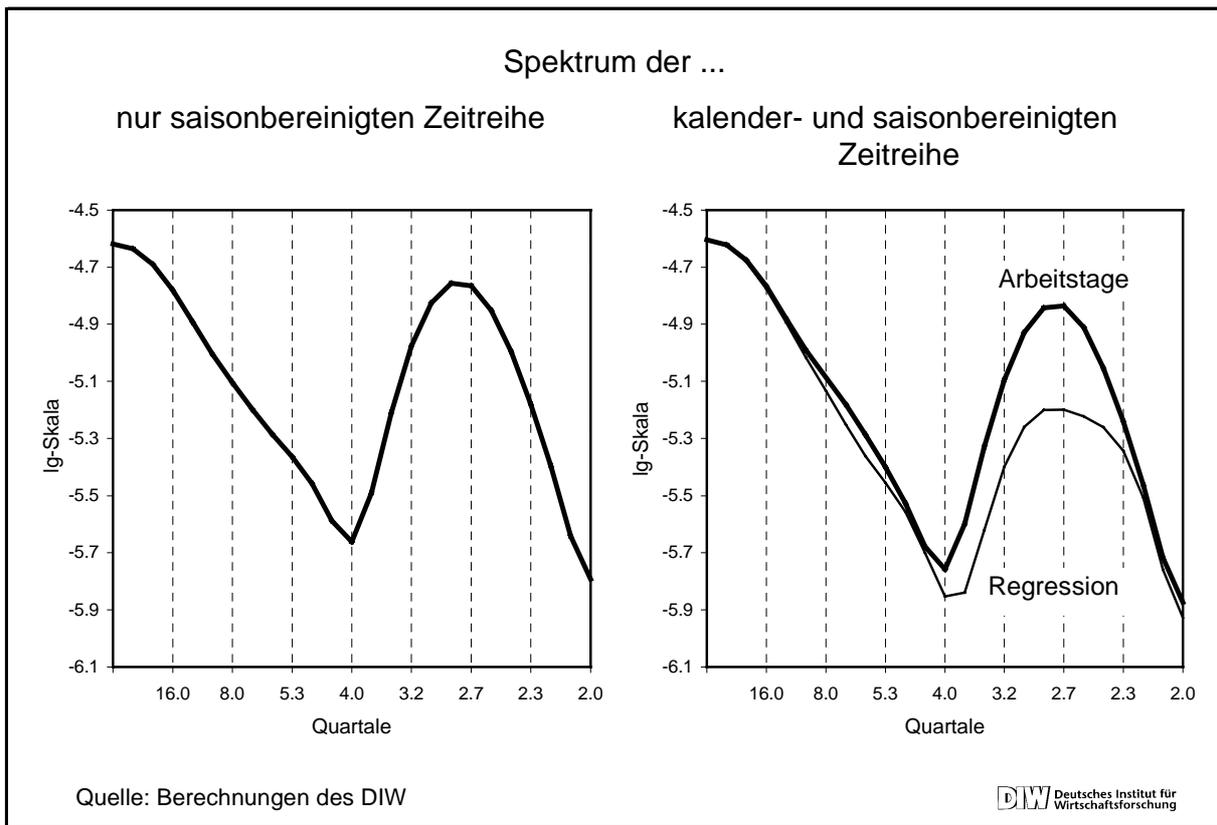


Abbildung 4.3-2: Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (BV4)

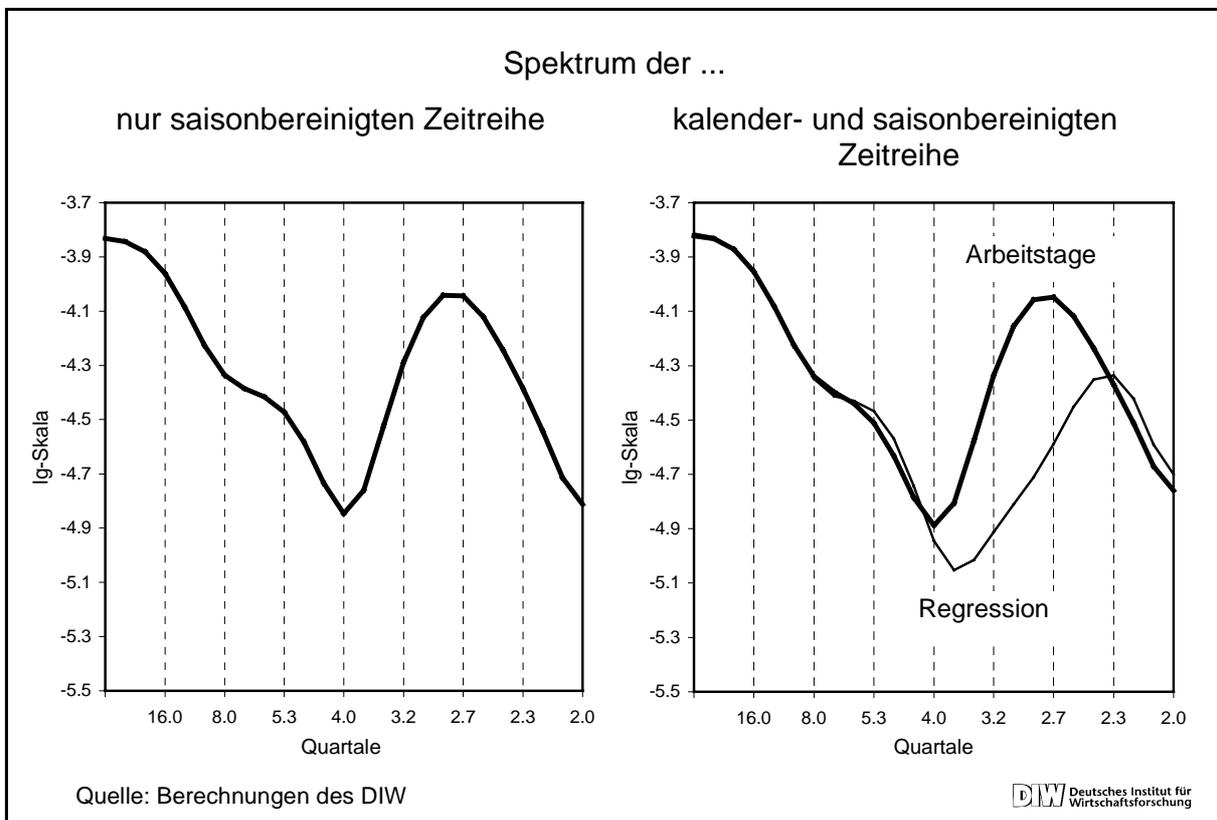


Abbildung 4.3-3: Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (TRAMO/SEATS additiv)

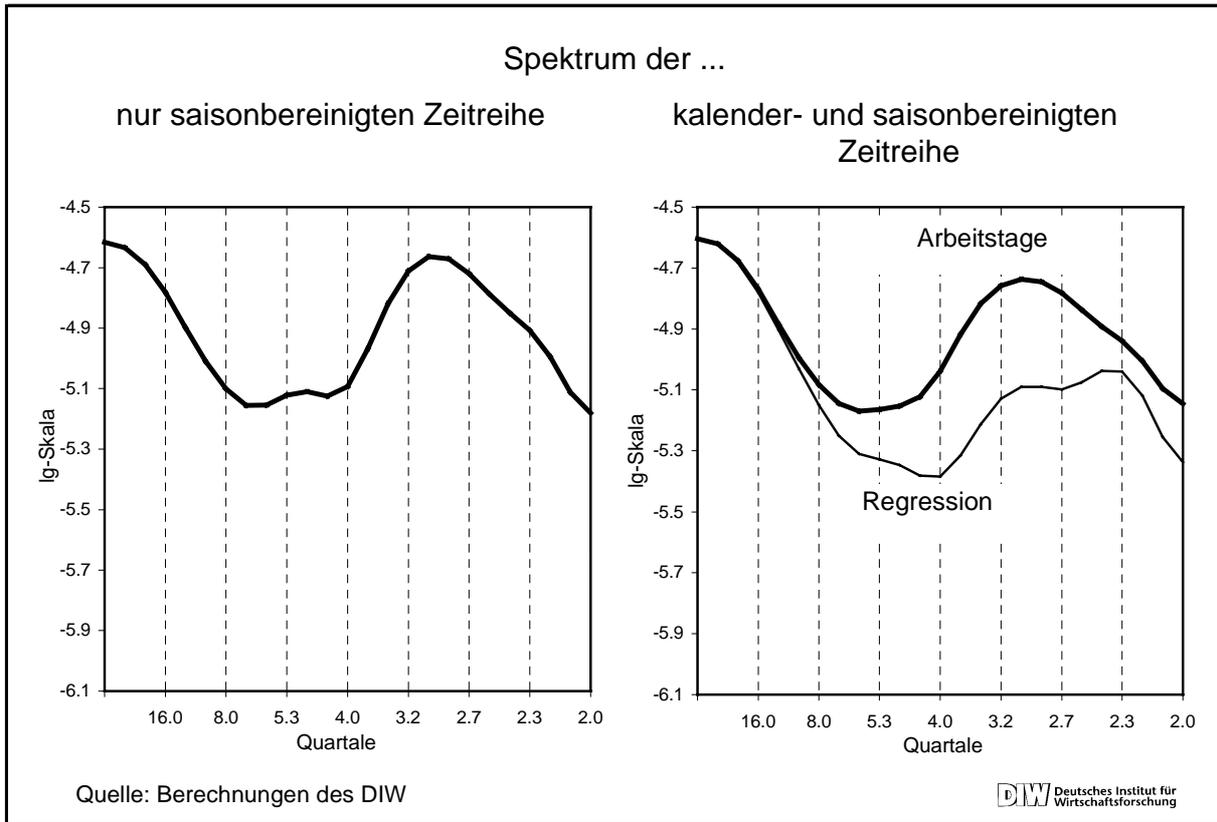
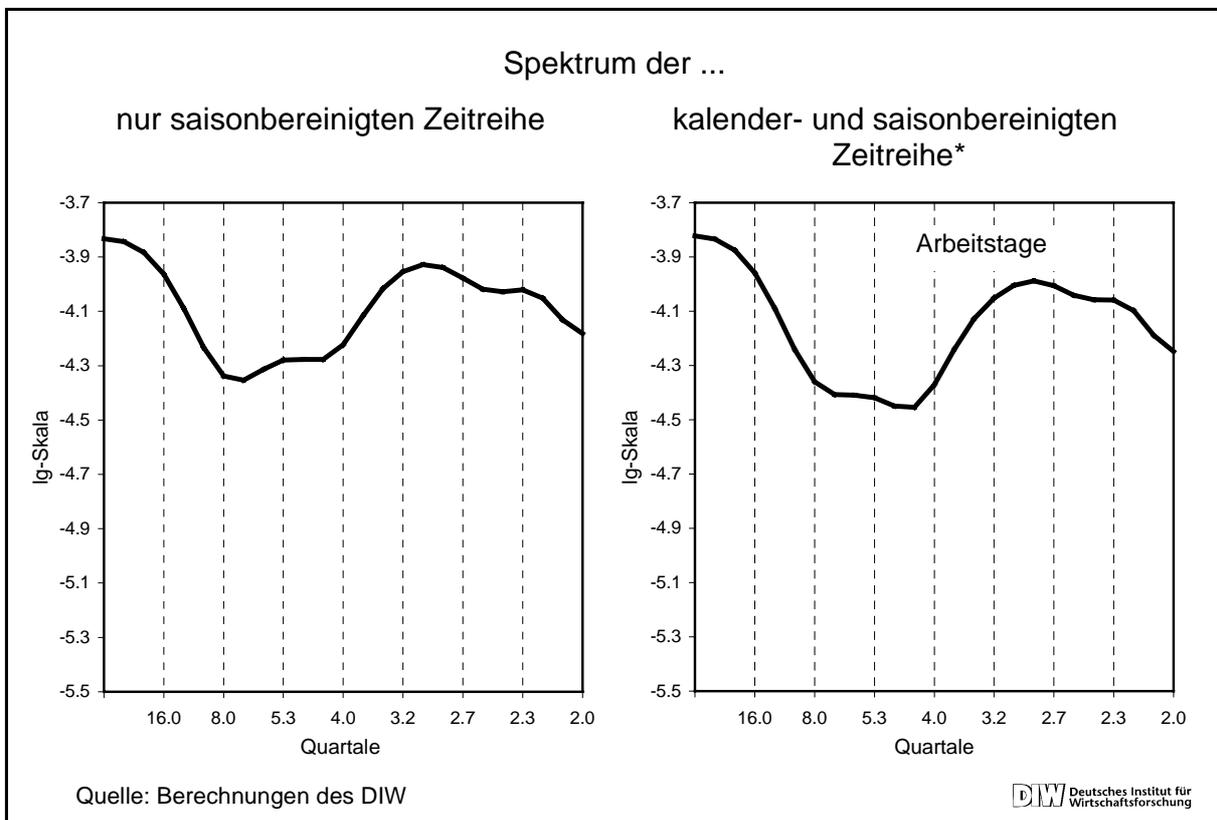


Abbildung 4.3-4: Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (TRAMO/SEATS additiv)



\* Die mit TRAMO (multiplikative Version) kalenderbereinigte IFC-Zeitreihe konnte nicht mit SEATS (additive Version) saisonbereinigt werden.

Abbildung 4.3-5: Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (TRAMO/SEATS multiplikativ)

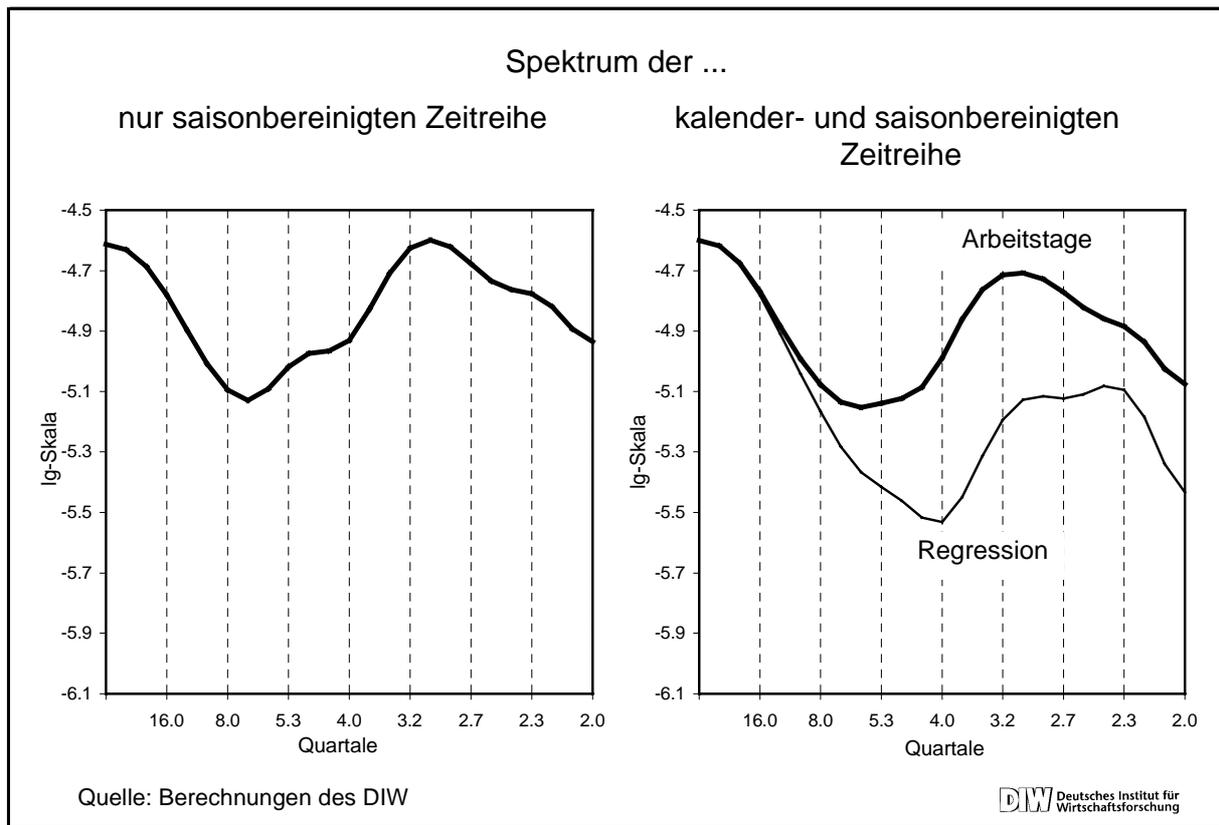


Abbildung 4.3-6: Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (TRAMO/SEATS multiplikativ)

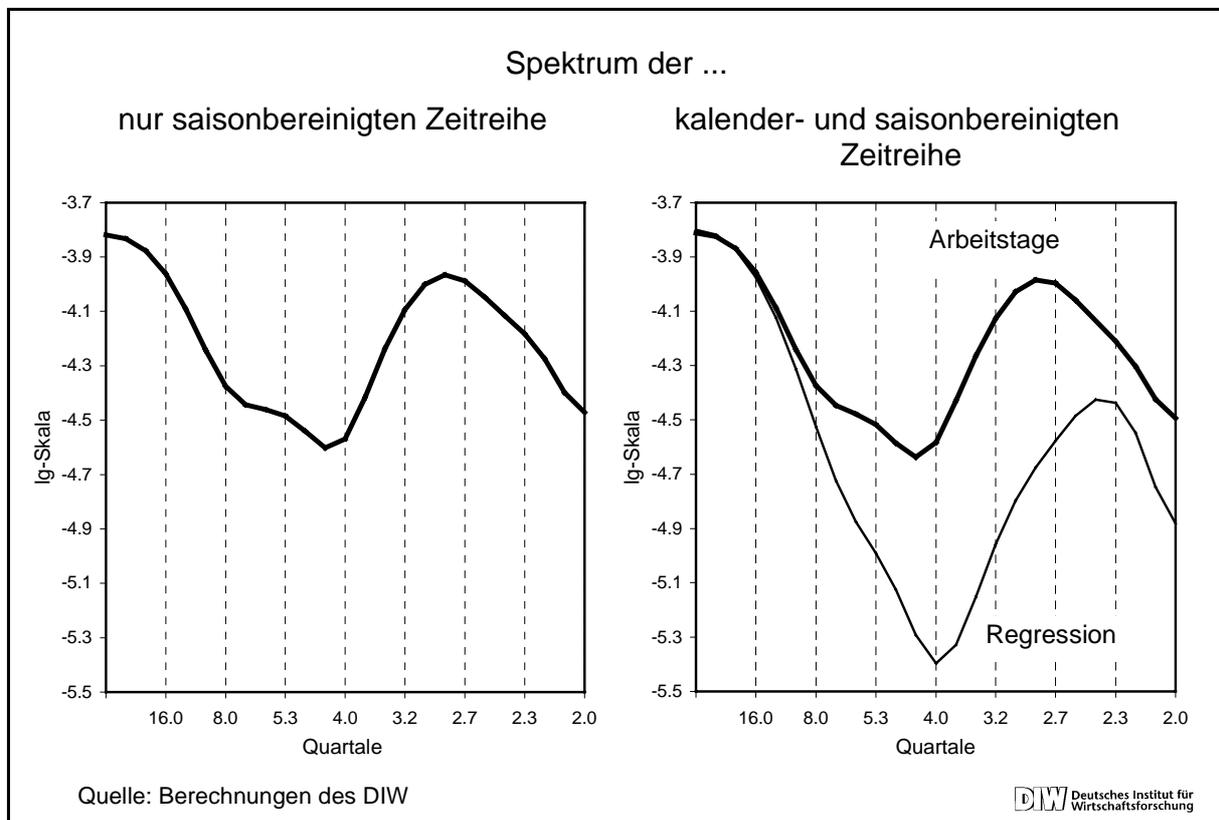


Abbildung 4.3-7: Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (X12-ARIMA additiv)

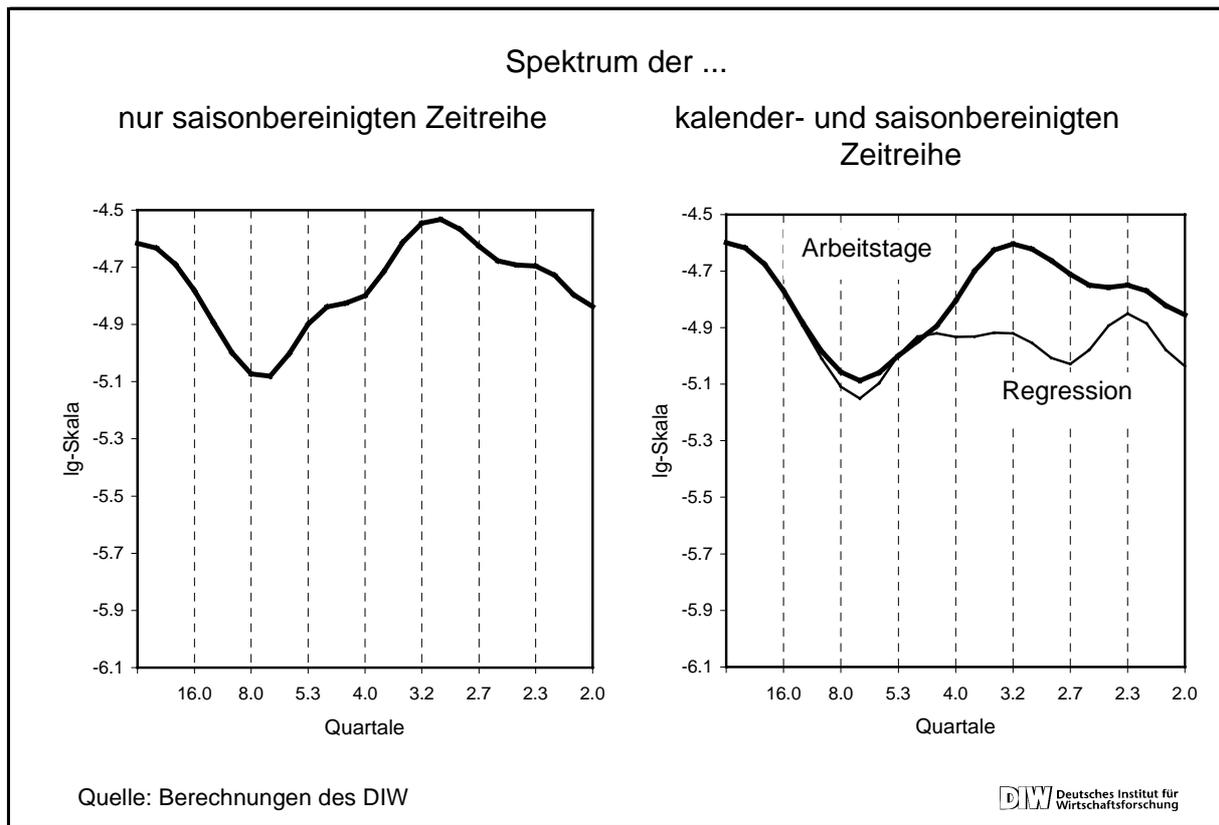


Abbildung 4.3-8: Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (X12-ARIMA additiv)

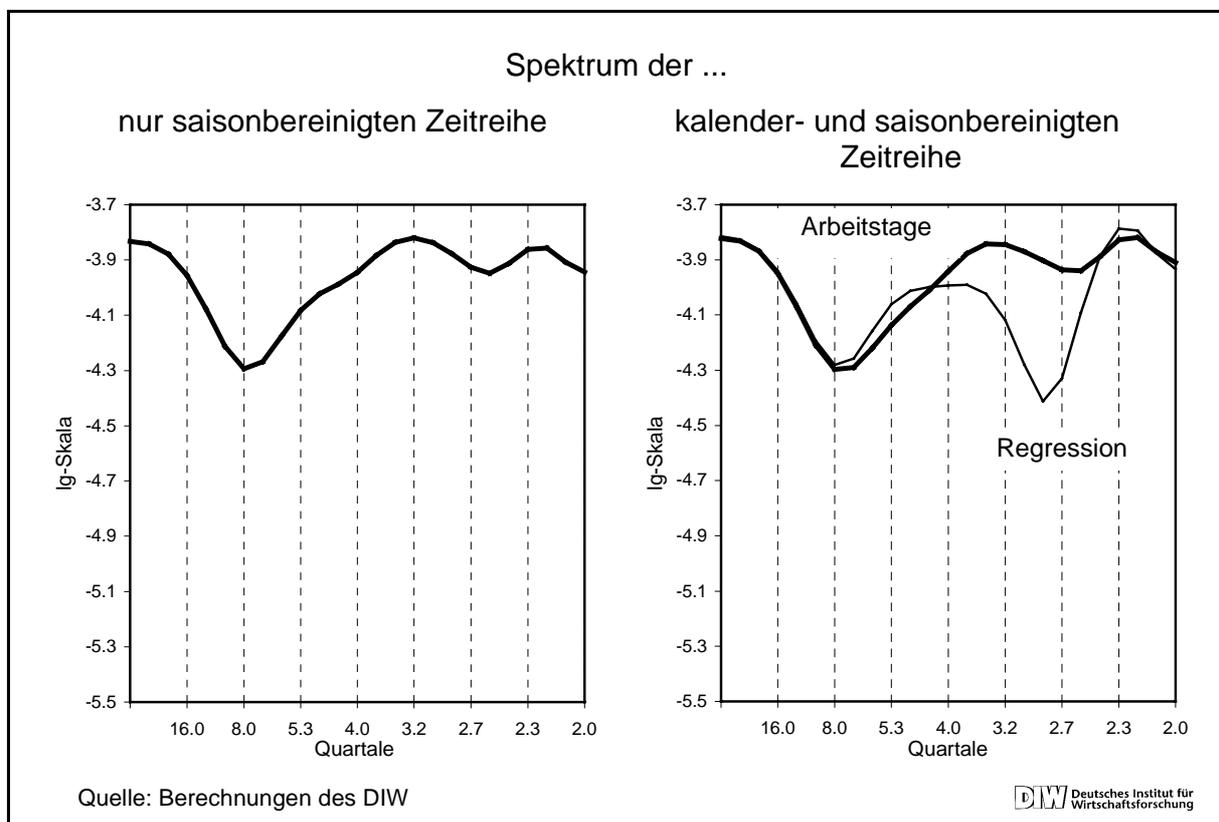


Abbildung 4.3-9: Spektralanalyse GDP für Westdeutschland (X12-ARIMA multiplikativ)

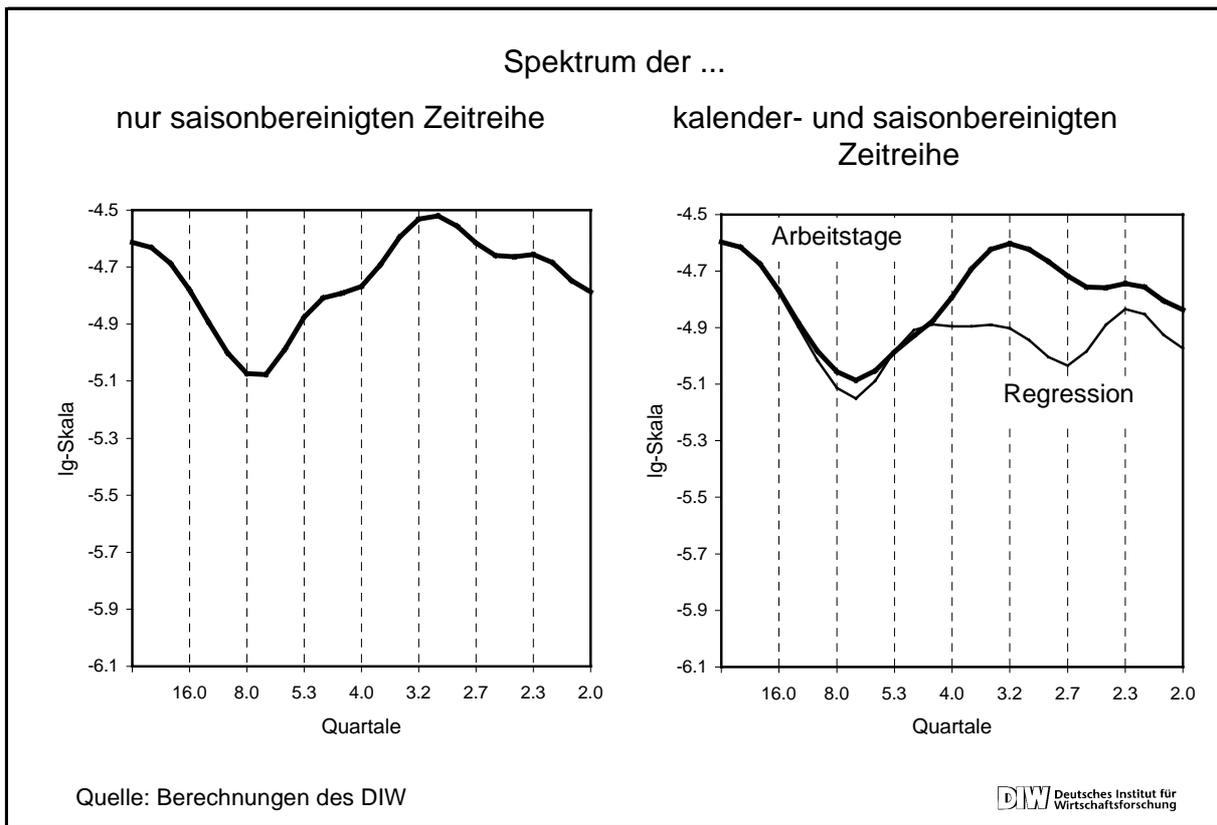
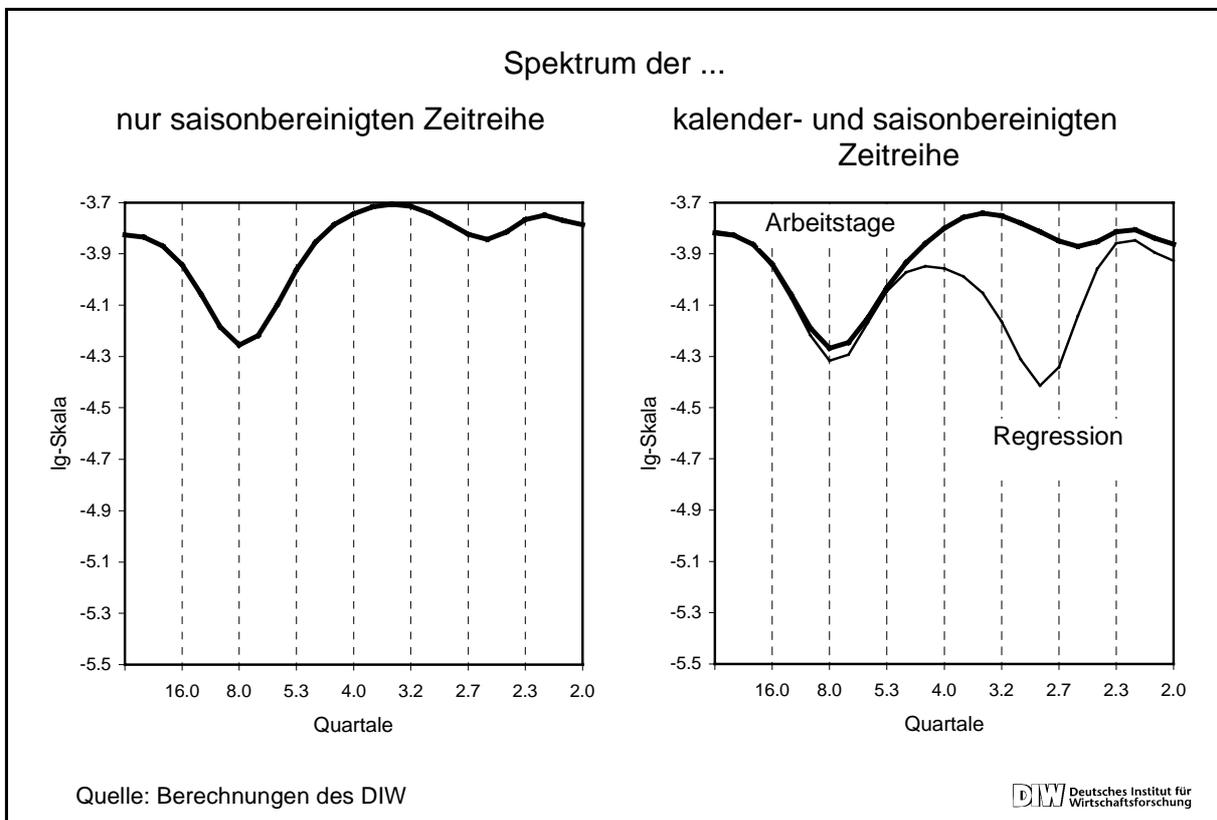


Abbildung 4.3-10: Spektralanalyse IFC für Westdeutschland (X12-ARIMA multiplikativ)



#### 4.3.4. Kalenderbereinigung des “EU-5”-Aggregats

##### 4.3.4.1. Untersuchungen im Zeit- und im Frequenzbereich

Für die empirische Untersuchung werden die GDP-Zeitreihen für alle Länder des “EU-5”-Aggregats zunächst mit TRAMO<sup>56</sup> kalenderbereinigt, wobei für Italien, Österreich, Finnland und die Niederlande die in DEMETRA voreingestellten Feiertage Verwendung finden. Anschließend werden die nationalen GDP-Zeitreihen

- mit einheitlichen Saisonbereinigungsverfahren bereinigt und zu einem “EU-5”-Aggregat zusammengefaßt (*indirekter Ansatz*) bzw.
- zu einem “EU-5”-Aggregat zusammengefaßt, das anschließend mit den verschiedenen Saisonbereinigungsverfahren bereinigt wird (*direkter Ansatz*).

Dann werden alle bereinigten Aggregate mit dem Aggregat der Ursprungswerte anhand des Johansen-Tests<sup>57</sup> auf Kointegration geprüft. Für alle Paare kann Kointegration nachgewiesen werden (vgl. Tabelle 4.3-4). Der geschätzte Kointegrationsvektor stimmt in allen Fällen mit dem theoretisch erwarteten Kointegrationsvektor (1,-1) überein, d.h. daß die langfristigen Komponenten der Ursprungsreihe und der kalender- und saisonbereinigten Aggregate in einer eins zu eins Beziehung stehen und es somit keine Unterschiede im Niveau gibt.

Was die langfristige Entwicklung angeht, so unterscheiden sich die direkt und indirekt saisonbereinigten und zuvor bereits kalenderbereinigten EWU-Aggregate nicht. Nun sollen die beiden Ansätze im kurzfristigen Bereich mittels Spektralanalyse miteinander verglichen werden.

---

<sup>56</sup> Zur Zeit gibt DEMETRA bei der Kalenderbereinigung die Teststatistiken für die geschätzten Koeffizienten nicht mit aus. Das Programm führt die Kalenderbereinigung jedoch nur durch, wenn mindestens einer der geschätzten Koeffizienten signifikant ist. D.h. die Tatsache, daß eine Kalenderbereinigung durchgeführt wurde impliziert, daß mindestens ein signifikanter Kalendereffekt in den Daten festgestellt wurde. Es kann natürlich sein, daß die Regression auch insignifikante Koeffizienten enthält. In unseren Augen ist dies jedoch kein Problem. Bei der Kalenderbereinigung anhand des Regressionsansatzes kommt es darauf an, daß die Regressionsgleichung Dummies für alle kalenderbedingten Effekte enthält. Es kommt jedoch nicht darauf an, daß die Koeffizienten für die einzelnen Kalendereffekte signifikant sind, sondern daß die Kalenderbereinigung insgesamt signifikante Ergebnisse liefert. Für die Zukunft ist geplant, daß DEMETRA bei der Kalenderbereinigung die Koeffizienten und Teststatistiken (F-Test) routinemäßig ausweist.

<sup>57</sup> Der Johansen-Kointegrationstest wurde mit drei Saisondummies und vier Lags spezifiziert.

**Tabelle 4.3-4: Ergebnisse des Johansen-Kointegrationstests (Zeitreihe: GDP, "EU-5")  
Bereinigte Aggregate versus Aggregat der Ursprungswerte**

	geschätzter Kointegrationsvektor	Eigenwerte <sup>58</sup>	Likelihood-Ratio <sup>59</sup>
Kalender- und saisonbereinigte Zeitreihen (Regressionsansatz)			
Direkt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: BV4	(1; -1,0026)	0,2124 0,0000	18,87* 0,01
Direkt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -1,0025)	0,2346 0,0000	21,12** 0,00
Direkt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -1,0022)	0,2339 0,0000	21,05** 0,00
Direkt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0025)	0,2100 0,0000	18,63* 0,01
Direkt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -1,0025)	0,2090 0,0003	18,55* 0,02
Indirekt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: BV4	(1; -1,0026)	0,2124 0,0000	18,87* 0,01
Indirekt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: TRAMO/SEATS (additiv)	(1; -1,0025)	0,2233 0,0002	19,98* 0,02
Indirekt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: TRAMO/SEATS (multiplikativ)	(1; -1,0020)	0,2200 0,0003	19,65* 0,02
Indirekt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: X12-ARIMA (additiv)	(1; -1,0025)	0,2099 0,0002	18,63* 0,02
Indirekt bereinigtes "EU-5"-Aggregat: X12-ARIMA (multiplikativ)	(1; -1,0025)	0,2088 0,0005	18,54* 0,04

Um eine Interpretation der Ergebnisse zu erleichtern, werden im folgenden die Spektren der zu vergleichenden Aggregate – das sind die nur saison- und die kalender- und saisonbereinigten Aggregate, die jeweils mit dem selben Saisonbereinigungsverfahren und der selben Aggregationsweise behandelt wurden – in einer Grafik dargestellt.

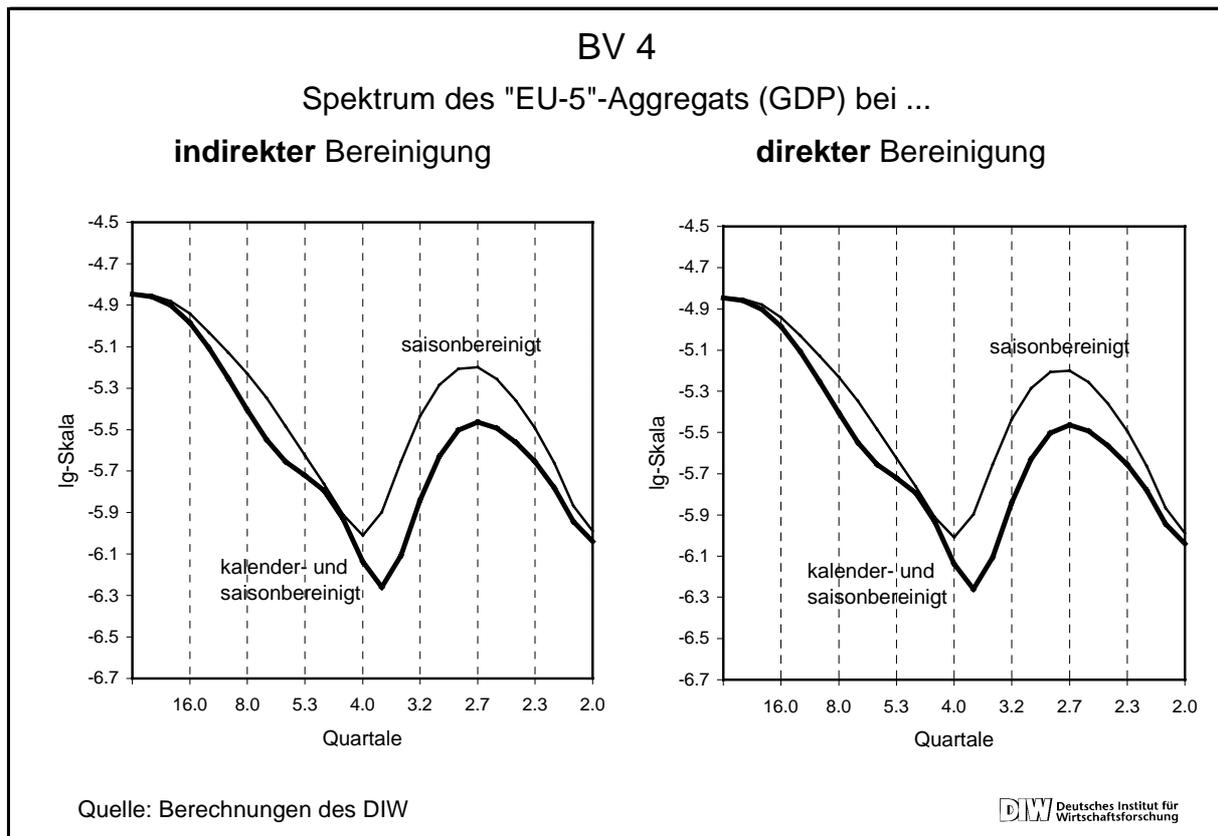
Ob die Kalenderbereinigung die Saisonbereinigung verbessert, läßt sich wieder anhand der im vorangegangenen Kapitel entwickelten Kriterien für eine Verbesserung beurteilen: Eliminierung der Jahres- und der Halbjahresschwingungen und Reduktion der spektralen Masse im kurzfristigen Bereich.

<sup>58</sup> Eine Kointegrationsbeziehung liegt dann vor, wenn die Eigenwerte signifikant von 0 verschieden sind. Ein Maß dafür ist die Likelihood-Ratio. Wenn der Wert der Likelihood-Ratio den kritischen Werte übersteigt, kann die Nullhypothese, daß keine Kointegration vorliegt, abgelehnt werden.

<sup>59</sup> Die kritischen Werte sind: für 1%: 20,04 für den höchsten Eigenwert und 6,65 für den zweiten Eigenwert. Für 5% entsprechend: 15,41 und 3,76. Wenn diese überschritten werden, dann kann die jeweilige Nullhypothese einer fehlenden Kointegration abgelehnt werden. In dem vorliegenden Fall mit zwei Variablen bedeutet die Ablehnung der ersten Nullhypothese, daß **eine** Kointegrationsbeziehung gefunden wurde. Wenn in beiden Fällen die Nullhypothese abgelehnt werden würde, dann lägen stationäre Zeitreihen vor.

\*\* (\*) bedeutet, daß die Nullhypothese der nicht vorhandenen Kointegration auf 1% (5%)-Niveau abgelehnt werden kann.

Abbildung 4.3-11: Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen



Beim BV4 führt die Kalenderbereinigung dazu, daß die ohnehin bereits stark reduzierten Jahres- und die Halbjahresschwingungen noch etwas gedämpft werden. Es tritt aber der unschöne Effekt auf, daß das Minimum des Spektrums der Wachstumsraten nicht mehr bei exakt vier Quartalen sondern bei etwa 3,7 Quartalen liegt. Die Reduktion der spektralen Masse im kurzfristigen Bereich ist hingegen ganz deutlich, was man in Abbildung 4.3-11 daran sieht, daß das Spektrum der Wachstumsraten der kalender- und saisonbereinigten Zeitreihe stets unterhalb des Spektrums der Wachstumsraten der nur saisonbereinigten Zeitreihe verläuft. Insgesamt betrachtet verbessert die Kalenderbereinigung die Saisonbereinigung mit BV4. Dieses Ergebnis gilt sowohl für den indirekten als auch für den direkten Ansatz, da aufgrund des verwendeten festen linearen Filters beide Ansätze zu identischen Ergebnissen führen.

Für beide Versionen von X12-ARIMA verbessert die Kalenderbereinigung die anschließende Saisonbereinigung ein wenig. So wird sowohl die spektrale Masse im kurzfristigen Bereich als auch in etwa die Jahresschwingung reduziert (vgl. Abbildungen 4.3-14 und 4.3-15). Diese tendenzielle Verbesserung der Saisonbereinigung deckt sich mit unseren Erwartungen. Da X12-ARIMA über eine Reihe flexibler Filter verfügt und eine individuelle Anpassung der Filter an die Zeitreihe vornimmt, sollten Störeinflüsse im vorhinein eliminiert werden. Daß

die Ergebnisse dennoch nicht überzeugen können, liegt unseres Erachtens vor allem daran, daß die Standardeinstellung für X12-ARIMA unbefriedigende Ergebnisse liefert. Dies sieht man z.B. auch daran, daß zwischen der multiplikativen und der additiven Variante von X12-ARIMA kaum Unterschiede auszumachen sind.

Für TRAMO/SEATS ergeben sich sehr interessante Ergebnisse. Sowohl für die additive als auch für die multiplikative Variante von TRAMO/SEATS gilt, daß die Kalenderbereinigung beim *indirekten Ansatz* zu Verbesserungen führt (vgl. die jeweils linken Grafiken in den Abbildungen 4.3-12 und 4.3-13). Nach der Kalenderbereinigung werden die Jahres- und die Halbjahreschwingungen stärker eliminiert als zuvor und das Minimum des Spektrums liegt bei etwa vier Quartalen. Des weiteren verlaufen die Spektren der kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen im kurzfristigen Bereich unterhalb der Spektren der nur saisonbereinigten Zeitreihen, was bedeutet, daß in diesem Bereich die spektrale Masse stärker reduziert wurde. Ausgezeichnete Ergebnisse werden für beide Varianten von TRAMO/SEATS beim *direkten Ansatz* erzielt (vgl. die jeweils rechten Grafiken in den Abbildungen 4.3-12 und 4.3-13). D.h. daß die guten Ergebnisse beim direkten Ansatz (vgl. Abbildungen 4.2-3 und 4.2-4) durch die Kalenderbereinigung noch deutlich verbessert werden. Die Spektren der kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen haben jetzt ihr Minimum bei exakt vier Quartalen und die spektrale Masse im kurzfristigen Bereich wurde außerordentlich starkt reduziert.

Die Untersuchung der Kalenderbereinigung für das "EU-5"-Aggregat hat die Ergebnisse der vorangegangenen Kapitel eindrucksvoll untermauert:

1. Ein Saisonbereinigungsverfahren, das die Filter optimal an die jeweilige Zeitreihe anpaßt, benötigt eine Vorbereinigung, die die irregulären Einflüsse eliminiert, so daß das Saisonmuster deutlicher hervortritt.
2. Da die Unterschiede zwischen dem indirekten und dem direkten Ansatz beträchtlich sein können, ist es bei der Saisonbereinigung wichtig, die *betrachtete Ebene* zu berücksichtigen. D.h. wenn das EWU-Aggregat die interessierende Zeitreihe ist, dann sollte man die nationalen Zeitreihen einzeln kalenderbereinigen und anschließend den *direkten Ansatz* wählen. Denn die optimale Behandlung jeder einzelnen Zeitreihe des EWU-Aggregats ist nicht gleichbedeutend mit einem guten Ergebnis für das Aggregat an sich.

Abbildung 4.3-12: Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen

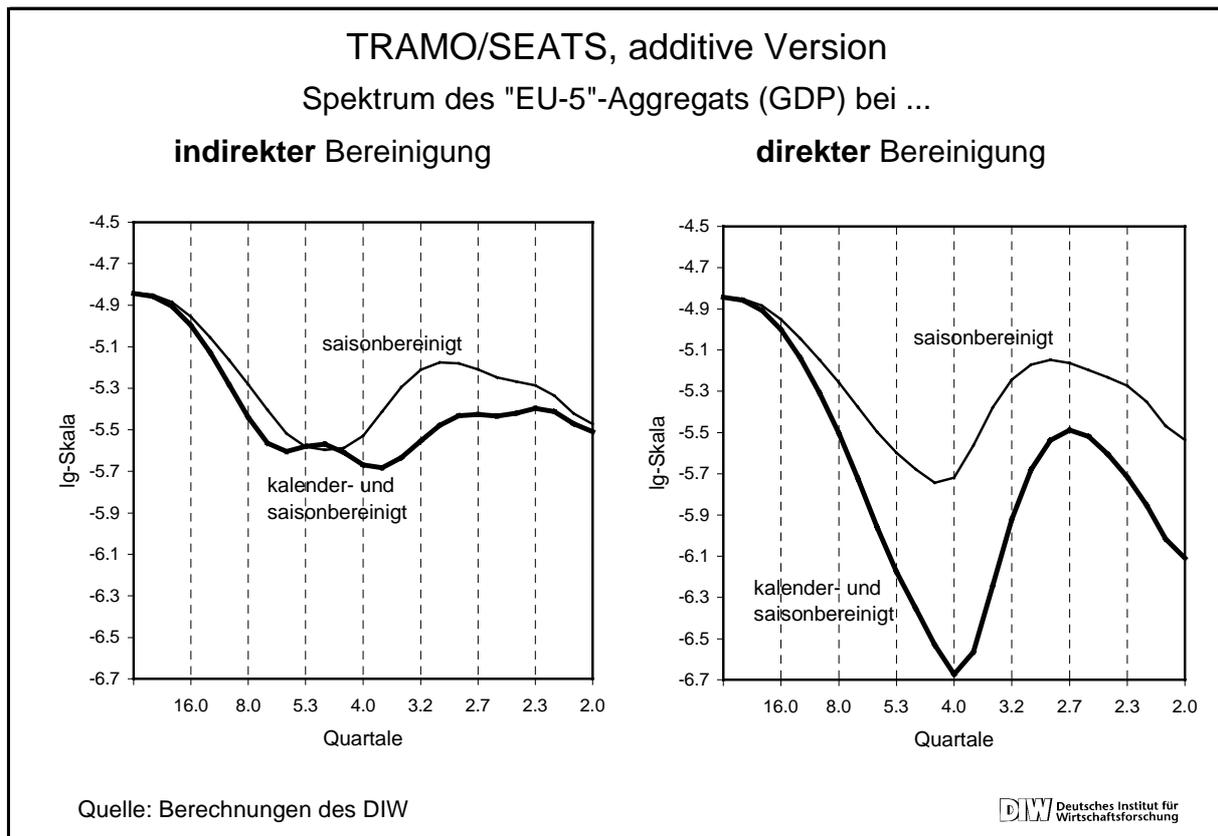


Abbildung 4.3-13: Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen

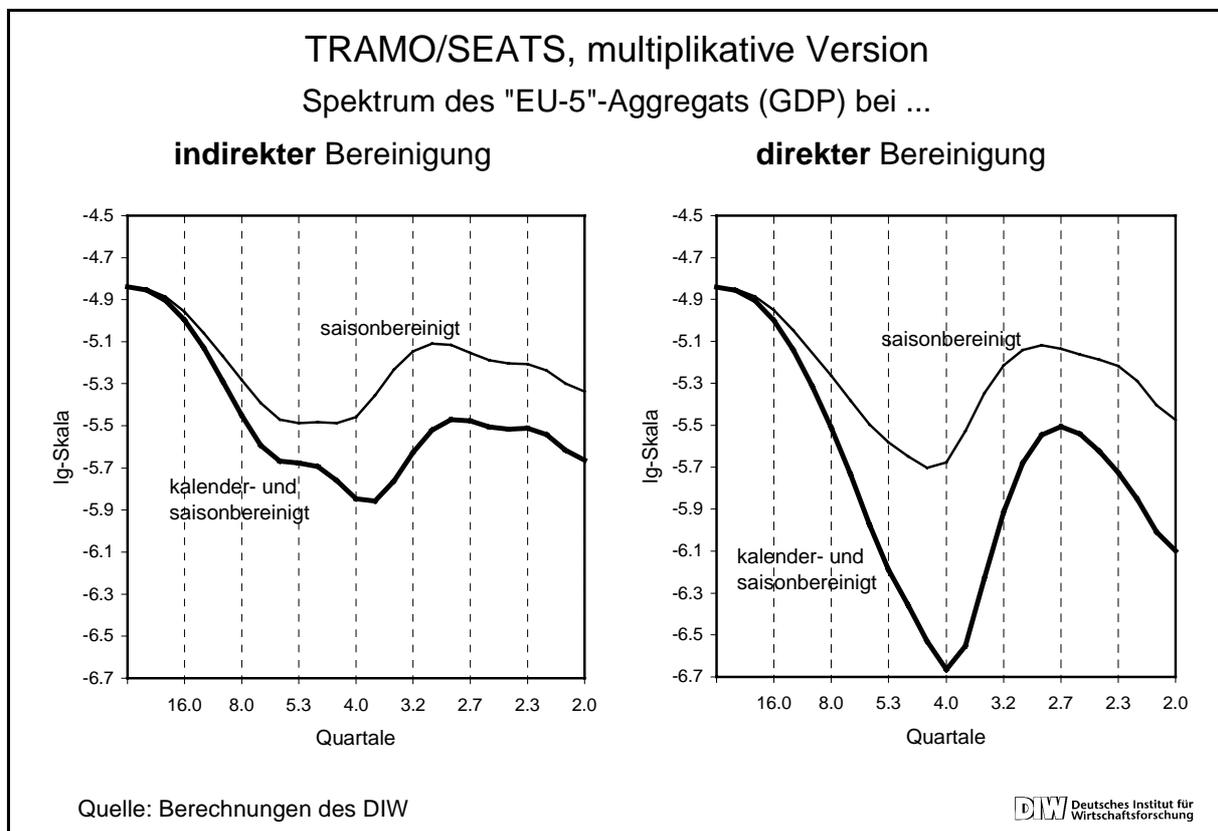


Abbildung 4.3-14: Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen

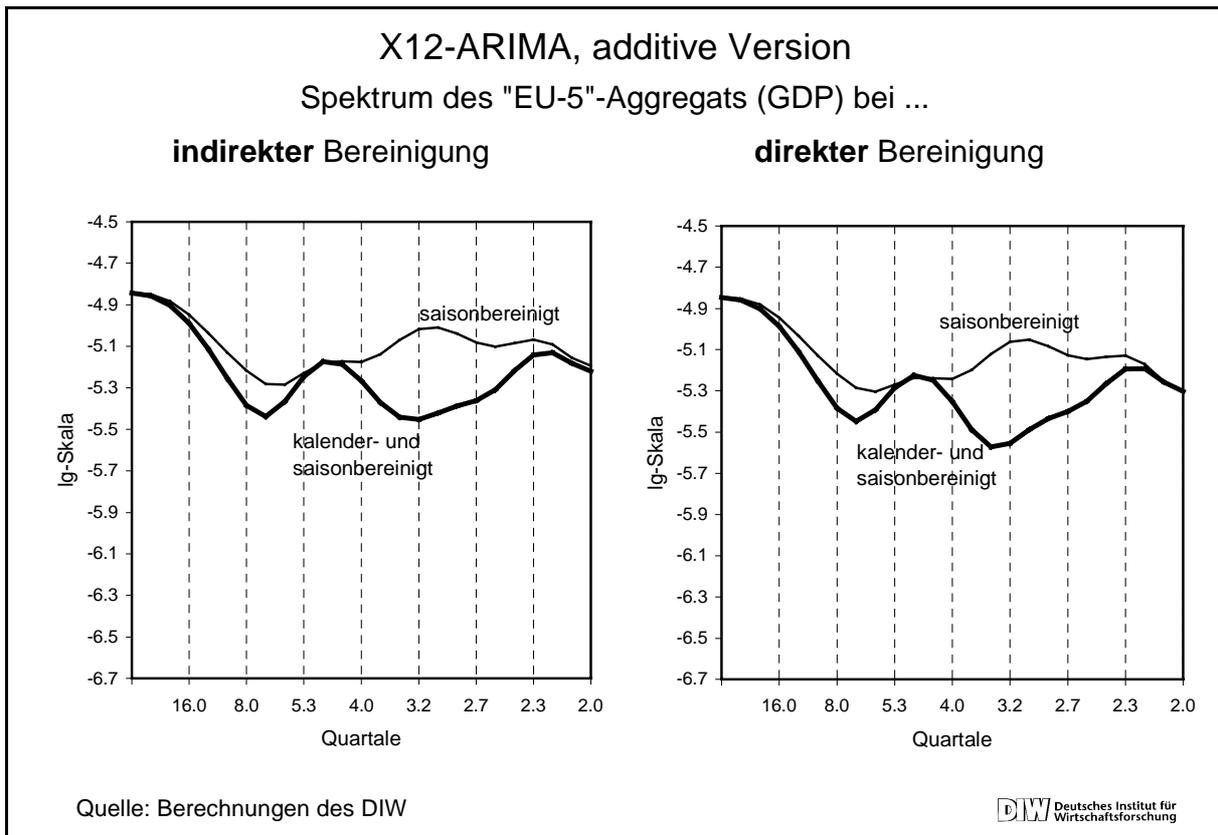
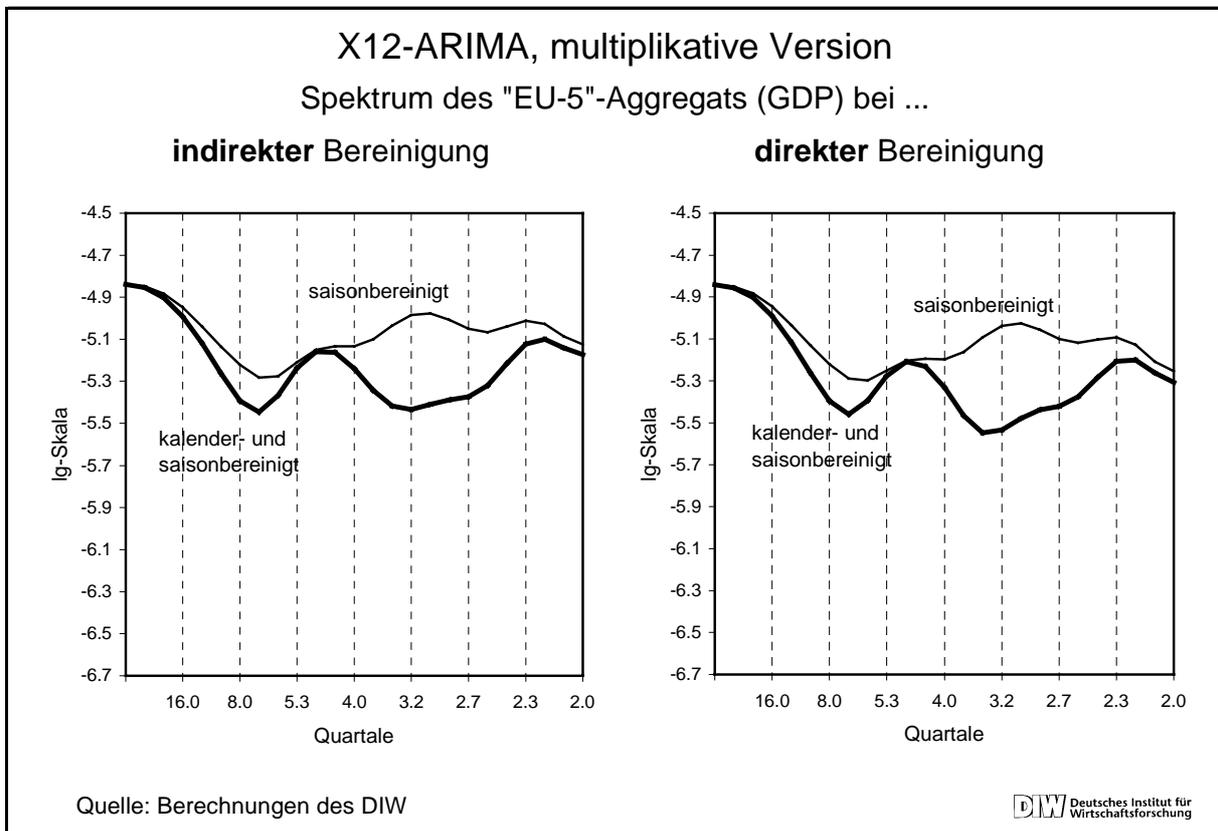


Abbildung 4.3-15: Vergleich von saison- mit kalender- und saisonbereinigten Zeitreihen



## 5. Fazit

Wenngleich die von Eurostat veröffentlichten EWU-Aggregate wegen einer zu geringen Zahl von Beobachtungen keiner Spektralanalyse zugänglich sind, so hat die Spektralanalyse der mit verschiedenen Verfahren indirekt bereinigten Reihen doch gezeigt, daß die derzeitige Methodenvielfalt keine optimalen Ergebnisse bringt. Für die EWU muß daher nach einer einheitlichen Lösung gesucht werden. Es stellt sich einerseits die Frage nach einem geeigneten Saisonbereinigungsverfahren, wobei die Verfahren BV4, TRAMO/SEATS und X12-ARIMA relevant sind, andererseits muß eine Entscheidung zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz der Saisonbereinigung gefällt werden.

Die Untersuchung hat gezeigt, daß zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz der Saisonbereinigung von Aggregaten für das langfristige Verhalten keine Unterschiede bestehen. Kurzfristig ergeben sich jedoch deutliche Diskrepanzen. Es ist also nicht gleichgültig, nach welchem Ansatz verfahren wird. Die reine Feststellung, daß die verschiedenen Ansätze außer beim BV4, das feste Filter verwendet, zu unterschiedlichen Ergebnissen führen, beantwortet noch nicht die Frage nach der besseren Vorgehensweise. Welcher Ansatz ist also bei der Saisonbereinigung und der Aggregation von Daten im Euroraum vorzuziehen: der direkte oder der indirekte Ansatz?

Aus theoretischer Sicht bietet Geweke (1978) eine Antwort. Seine Annahmen sind jedoch sehr restriktiv. Er geht von stationären Prozessen aus, nimmt eine additive Überlagerung von Saison- und Nichtsaisonkomponente sowie eine gemeinsame bekannte Verteilung aller Komponenten an. Die unterstellte Saisonbereinigung orientiert sich an dem Kriterium, daß der mittlere quadratische Fehler bei der Schätzung der Saisonkomponente<sup>60</sup> minimiert werden soll.

Es werden drei Aggregationsansätze unterschieden:

1. Die Saisonbereinigung erfolgt unter Ausnutzung aller Informationen, d.h. insbesondere unter Berücksichtigung der Korrelationsstruktur zwischen den Zeitreihen, im Sinne des oben genannten Kriteriums (Minimierung des mittleren quadratischen Fehlers) für alle Zeitreihen gemeinsam. Anschließend werden die bereinigten Reihen aggregiert.
2. Ohne Rückgriff auf die Korrelationsstruktur wird jede einzelne Zeitreihe gemäß dem obengenannten Kriterium bereinigt. Anschließend erfolgt die Aggregation.

---

<sup>60</sup> Dies ist möglich, da in Gewekes Untersuchung die wahre Saisonkomponente bekannt ist.

- 
3. Es wird zuerst aggregiert und dann das Aggregat gemäß dem obengenannten Kriterium saisonbereinigt.

Geweke kommt zu dem Ergebnis, daß der mittlere quadratische Fehler im allgemeinen bei der ersten Variante am kleinsten ist. Die Unterschiede zwischen der zweiten und der dritten Variante sind eher gering ausgeprägt. Es hängt vom Einzelfall ab, ob 2. besser ist als 3. oder umgekehrt. Für Spezialfälle kann gezeigt werden, daß alle drei Ansätze zum selben Ergebnis führen.

Auf die hier vorliegende Problemstellung sind diese Ergebnisse aus mehreren Gründen nur schwer übertragbar<sup>61</sup>. Die vorliegenden Zeitreihen der VGR sind zumeist nicht stationär, die Korrelationsstruktur müßte geschätzt werden. Zudem sind Saisonbereinigungsverfahren<sup>62</sup> nicht gemäß dem Kriterium eines minimalen quadratischen Fehlers konstruiert.

Daraus kann man folgern, daß die optimale 1. Variante für die EWU nicht praktikabel ist. Möglich sind die Ansätze 2. und 3. Damit besteht aber theoretisch auch keine Möglichkeit zu sagen, welcher Ansatz (direkte oder indirekte Saisonbereinigung der Aggregate) bevorzugt werden soll. Allerdings lassen sich aufgrund der theoretischen Überlegungen Tendenzen aufzeigen<sup>63</sup>. Wenn die zu aggregierenden Zeitreihen sehr heterogen sind oder wenn die stochastische Struktur der Saison- und Nichtsaisonkomponenten sehr verschieden ist, dann ist der Effizienzgewinn durch das indirekte Verfahren im allgemeinen groß.

Die HEGY-Tests zeigen allerdings, daß bei den VGR-Daten für die hier untersuchten EWU-Länder die stochastische Struktur der Zeitreihen relativ ähnlich ist. Alle Reihen besitzen einen stochastischen Trend und die saisonalen Komponenten weisen in der Mehrzahl der Fälle Nichtstationaritäten sowohl für die Halbjahres- als auch für die Jahresschwingung auf. Aus dieser Sicht kommt der Wahl der Vorgehensweise also keine große Bedeutung zu.

In diesem Fall, in dem die Eigenschaften der Zeitreihen nicht eindeutig eine bestimmte Aggregationsmethode nahelegen, hängt die Entscheidung für den einen oder anderen Ansatz von anderen *Kriterien* ab, die als maßgeblich angesehen werden.

---

<sup>61</sup> Vgl. Lovell (1978)

<sup>62</sup> TRAMO/SEATS verwendet wohl für das geschätzte ARIMA-Modell einer Zeitreihe eine kanonische Zerlegung in die entsprechenden Komponenten. Allerdings werden die Informationen der übrigen Zeitreihen, die noch zum Aggregat gehören, nicht genutzt.

<sup>63</sup> Taylor (1978)

---

Wenn eine maximale *Konsistenz* zwischen den Einzelreihen und dem Aggregat das Ziel ist, so muß man sich für ein lineares Verfahren mit festen Filtern entscheiden (z.B. BV4). Die Frage nach der Reihenfolge von Saisonbereinigung und Aggregation erübrigt sich dann. Bei dieser Zielvorgabe kann auch der indirekte Ansatz angewendet werden, da sich das Aggregat hier als Summe der nationalen saisonbereinigten Reihen ergibt. Werden allerdings unterschiedliche und flexiblere Verfahren benutzt, dann empfiehlt sich, um Diskrepanzen zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz zu minimieren, für die direkte Methode die Verwendung des Verfahrens, das in den größten Ländern bzw. im größten Teil (in % des Bruttoinlandsprodukts) der EWU angewendet wird, sofern es sich dabei um ein Verfahren mit annähernd festen Filtern handelt. Andernfalls muß man Differenzen hinnehmen.

Im Interesse einer *optimalen Anpassung* durch die bestmögliche Ausnutzung von Informationen spricht man sich häufig für den indirekten Ansatz mit einem Verfahren, das viele Optionen bietet, aus.<sup>64</sup> Es muß jedoch davor gewarnt werden, zu glauben, daß die Saisonbereinigung auf nationaler Ebene immer die optimale Bereinigung liefert. Der datengenerierende Prozeß und die "wahren" Saisonkomponenten sind nicht bekannt. Es ist also nicht garantiert, daß der indirekte Ansatz dieses Kriterium erfüllt.

Steht die *Einheitlichkeit der verwendeten Methoden* im Vordergrund, so bieten sich nur die Bereinigung mit einem linearen Verfahren, das feste Filter anwendet, oder die direkte Bereinigung an. Wie gezeigt wurde, ist die Verwendung von X12-ARIMA oder TRAMO/SEATS in allen Ländern nicht wirklich gleichbedeutend mit einer einheitlichen Bereinigung. Vielmehr gelangen bei der indirekten Methode eine Vielzahl unterschiedlicher Filter zur Anwendung.

Da saisonbereinigte Daten der EWU eine große Bedeutung für die Einschätzung der konjunkturellen Lage und für wirtschaftspolitische Entscheidungen haben, sollte ihr Zustandekommen nachvollziehbar sein. Das Ziel der *Nachvollziehbarkeit* ist leichter zu erreichen, wenn nur eine Instanz (Eurostat) für die Saisonbereinigung zuständig ist. Dies gilt umso mehr, als die einzelnen Länder bei der Saisonbereinigung sehr unterschiedlich vorgehen. Die Diskrepanzen, die sich aus der Verwendung dieser unterschiedlichen Verfahren ergeben, sind quantitativ schwer zu fassen, haben aber in jedem Fall einen Einfluß auf die dargestellte kurzfristige Entwicklung. Die Nachvollziehbarkeit ist zudem eher gewährleistet, wenn ein Verfah-

---

<sup>64</sup> Dieses Argument betonte Kirchner in seinem Vortrag "Direct versus indirect adjustment: some general remarks" vorgetragen beim DIW-Workshop "Alternative seasonal adjustment methods and the aggregation of EMU quarterly national accounts" am 26. November 1999. Vgl. auch Anhang 3.

ren gewählt wird, das eine benutzerunabhängige Anwendung ermöglicht. So können die Ergebnisse der amtlichen Statistik auch von den Datennutzern reproduziert werden. Voraussetzung hierfür ist eine *gute Ergebnisqualität der benutzerunabhängigen Standardeinstellung*. Gemessen an diesem Kriterium ist tendenziell der direkte Ansatz überlegen. Für X12-ARIMA bringt die Standardeinstellung keine befriedigenden Ergebnisse. Vielmehr ist hier eine reihenabhängige Anpassung der Parameter nötig, was auch die Nachvollziehbarkeit der Vorgehensweise erschwert.

Für die Entscheidung zugunsten des einen oder anderen Ansatzes spielt auch eine Rolle, welche *Ebene* als maßgeblich angesehen wird. Im Augenblick sind nationale Interessen in der EWU noch sehr stark ausgeprägt. Die Währungsunion ist gerade ein Jahr alt. Bei vielen Analysen stehen nationale Entwicklungen im Vordergrund. Dies wird sich in naher Zukunft deutlich ändern. Der Euroraum wird als eigenständiger Wirtschaftsraum massiv an Bedeutung gewinnen und in zunehmendem Maße in seiner Gesamtheit betrachtet werden. Auch diese Entwicklung spricht für den direkten Ansatz.

Gelegentlich wird auch die *Revisionshäufigkeit am aktuellen Rand* als Kriterium für die Entscheidung zwischen der direkten und der indirekten Vorgehensweise genannt. Im Rahmen von X12-ARIMA steht dafür das Instrument einer Revisionsanalyse zur Verfügung. Verschiedene Untersuchungen haben jedoch gezeigt, daß die Ergebnisse hier sehr reihenspezifisch sind und keine generelle Aussage darüber erlauben, welchem Ansatz der Vorzug zu geben ist<sup>65</sup>. Daher wurde dieses Kriterium in der aktuellen Untersuchung nicht zur Beurteilung alternativer Vorgehensweisen herangezogen.

Betrachtet man die einzelnen Kriterien und ihre Implikationen, so spricht unserer Meinung nach insgesamt viel für den direkten Ansatz. Insbesondere die wachsende Bedeutung des Euroraumes und die Nachvollziehbarkeit der Methoden spielen eine zentrale Rolle bei der Entscheidung. Natürlich gilt dies vor dem Hintergrund der gegebenen Datenbasis. Bei Zeitreihen, die sich in ihren statistischen Eigenschaften stark unterscheiden, wäre diese Empfehlung nicht angemessen. Unter den gegebenen Umständen überwiegen jedoch die Vorteile der direkten Methode.

---

<sup>65</sup> Dies haben auch die Beiträge von Agustín Maravall und Robert Kirchner beim DIW-Workshop „Alternative seasonal adjustment methods and the aggregation of EMU quarterly national accounts“ am 26. November 1999 (vgl. Anhang 3) gezeigt. Während Maravall für fiktive generierte Zeitreihen geringere Revisionen beim direkten Ansatz findet, gelangt Kirchner am Beispiel der Auftragseingänge aus dem Inland und aus dem Ausland zum Ergebnis, daß der indirekte Ansatz mit geringeren Revisionen verbunden ist. Dies kann nicht mit den unterschiedlichen verwendeten Verfahren begründet werden, da die Treffsicherheit der einzelnen Verfahren am aktuellen Rand unabhängig von der Aggregationsproblematik stark von den jeweiligen Zeitreihen abhängt. (vgl. hier-

---

Es wurde gezeigt, daß eine vorgeschaltete Kalenderbereinigung mit einem Regressionsansatz die Ergebnisse der Saisonbereinigung einzelner Zeitreihen deutlich verbessert. Sie ist, sofern die überregionalen nationalen Feiertage bekannt sind, leicht durchzuführen. Dadurch werden die irregulären und saisonalen Schwankungen besser eliminiert und die konjunkturelle Komponente tritt deutlicher hervor. Es empfiehlt sich daher, daß die einzelnen Länder zunächst eine Extremwert- und Kalenderbereinigung durchführen und diese vorbereinigten Daten neben den Ursprungswerten an Eurostat weiterleiten, wo sie im Aggregat saisonbereinigt werden.

Hinsichtlich der hier verwendeten Kriterien (vgl. Tabelle 5-1) erscheinen zwei Vorgehensweisen empfehlenswert:

- die direkte/indirekte Bereinigung mit dem BV4 im Anschluß an eine Kalenderbereinigung der nationalen Daten
- die direkte Bereinigung mit SEATS im Anschluß an eine Kalenderbereinigung der nationalen Daten.

Beide Vorgehensweisen sind auch mit Nachteilen verbunden. Während beim BV4 keine optimale Anpassung an die Zeitreihen möglich ist, kann bei der Verwendung von TRAMO/SEATS die Diskrepanz zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz beträchtlich werden. Steht jedoch die konjunkturelle Analyse der EWU im Vordergrund, so ist der Vorteil einer optimalen Behandlung der EWU-Zeitreihen nach Meinung der Autoren stärker zu gewichten als der Nachteil der Diskrepanzen zwischen dem direkten und dem indirekten Ansatz.

Es muß jedoch ausdrücklich betont werden, daß dieses Ergebnis auf vergleichbaren Standardeinstellungen für alle Zeitreihen basiert. Aus der Sicht der Autoren ist die einfache Anwendbarkeit eines Verfahrens und damit die Nachvollziehbarkeit eines der wichtigsten Kriterien bei der Auswahl der Vorgehensweise auf europäischer Ebene. Zwar sind mit X12-ARIMA bessere Ergebnisse möglich als sie hier realisiert wurden, aber dies würde einen erheblichen Aufwand bedeuten, der auch von ökonometrisch vorgebildeten Datennutzern nicht betrieben werden kann. Für eine transparente, nachvollziehbare Vorgehensweise auf europäischer Ebene scheint X12-ARIMA daher weniger geeignet.

## Übersicht über alternative Vorgehensweisen bei der Saisonbereinigung und Aggregation von VGR-Daten für den Euroraum<sup>1</sup>

	Erhaltung der langfristigen Tendenz der Zeitreihen	Konsistenz zwischen Einzelreihen und Aggregat	Optimale Anpassung an Zeitreihen möglich	Einheitlichkeit der für den Euroraum verwendeten Methoden <sup>2</sup>	Nachvollziehbarkeit	Standardeinstellung bringt gute Ergebnisse für den Euroraum (Beurteilung anhand der Spektren)	Betrachtete Ebene
<b>Reine Saisonbereinigung</b>							
A) Indirekte Methode mit unterschiedlichen Verfahren <sup>3</sup>	in der Regel	direkter Ansatz i.e.S. entfällt (geringste Diskrepanz zu direktem Ansatz mit Methode des größten Landes)	keine Aussage möglich	nein	aufwendig (wegen Vielzahl unterschiedlicher Methoden)	keine Aussage möglich	Länder
B) Indirekte Methode mit festem Filter: BV4	ja	indirekter und direkter Ansatz identisch	nein (es steht nur ein fester Filter zur Verfügung)	ja	ja	ja, aber Verbesserung durch Vorbereinigung möglich	Länder und Euroraum
C) Indirekte Methode mit reihenspezifischem Filter: TRAMO/SEATS	in der Regel	sehr große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	Anpassung von Vorbereinigung abhängig	einheitliches Verfahren - kein einheitlicher Filter	ja, soweit die Standardeinstellung gewählt wird	nein	Länder
D) Indirekte Methode mit reihenspezifischem Filter: X12-ARIMA	in der Regel	große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	Anpassung von Vorbereinigung abhängig	einheitliches Verfahren - kein einheitlicher Filter	aufwendig (wegen individueller Parameteranpassung, da Standardeinstellung i.A. keine guten Ergebnisse liefert)	nein	Länder
E) Direkte Methode mit festem Filter BV4	ja	indirekter und direkter Ansatz identisch	nein (es steht nur ein fester Filter zur Verfügung)	ja	ja	ja, aber Verbesserung durch Vorbereinigung möglich	Länder und Euroraum
F) Direkte Methode mit reihenspezifischem Filter: TRAMO/SEATS	ja	sehr große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	Anpassung von Vorbereinigung abhängig	ja	ja, soweit die Standardeinstellung gewählt wird	ja, aber Verbesserung durch Vorbereinigung möglich	Euroraum
G) Direkte Methode mit reihenspezifischem Filter: X12-ARIMA	ja	große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	Anpassung von Vorbereinigung abhängig	ja	aufwendig (wegen individueller Parameteranpassung, da Standardeinstellung i.A. keine guten Ergebnisse liefert)	nein	Euroraum

Kalenderbereinigung (auf Länderebene) und anschließende Saisonbereinigung							
AA) Indirekte Methode mit unterschiedlichen Verfahren (Kalenderbereinigung mit unterschiedlichen Verfahren)	in der Regel	direkter Ansatz i.e.S. entfällt (geringste Diskrepanz zu direktem Ansatz mit Methode des größten Landes)	keine Aussage möglich	nein	aufwendig (wegen Vielzahl unterschiedlicher Methoden)	keine Aussage möglich	Länder
BB) Indirekte Methode mit festem Filter: BV4 (Kalenderbereinigung mit Regressionsansatz)	ja	indirekter und direkter Ansatz identisch	nein (es steht nur ein fester Filter zur Verfügung)	ja	ja	ja	Länder und Euroraum
CC) Indirekte Methode mit reihenspezifischem Filter: TRAMO/SEATS (Kalenderbereinigung mit Regressionsansatz)	in der Regel	sehr große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	ja - nur für die Länderebene	einheitliches Verfahren - kein einheitlicher Filter	ja, soweit die Standardeinstellung gewählt wird	nein	Länder
DD) Indirekte Methode mit reihenspezifischem Filter: X12-ARIMA (Kalenderbereinigung mit Regressionsansatz)	in der Regel	große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	im Rahmen vorgegebener Filter - nur für die Länderebene	einheitliches Verfahren - kein einheitlicher Filter	aufwendig (wegen individueller Parameteranpassung, da Standardeinstellung i.A. keine guten Ergebnisse liefert)	nein	Länder
EE) Direkte Methode mit festem Filter BV4 (Kalenderbereinigung mit Regressionsansatz)	ja	indirekter und direkter Ansatz identisch	nein (es steht nur ein fester Filter zur Verfügung)	ja	ja	ja	Länder und Euroraum
FF) Direkte Methode mit reihenspezifischem Filter: TRAMO/SEATS (Kalenderbereinigung mit Regressionsansatz)	ja	sehr große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	ja	ja	ja, soweit die Standardeinstellung gewählt wird	ja	Euroraum
GG) Direkte Methode mit reihenspezifischem Filter: X12-ARIMA (Kalenderbereinigung mit Regressionsansatz)	ja	große Diskrepanzen zwischen indirektem und direktem Ansatz	im Rahmen vorgegebener Filter	ja	aufwendig (wegen individueller Parameteranpassung, da Standardeinstellung i.A. keine guten Ergebnisse liefert)	nein	Euroraum

- 1) Gute Ergebnisse in bezug auf das jeweilige Kriterium sind grau markiert.
- 2) Bezogen auf die Saisonbereinigung. Die Kalenderbereinigung muß zwangsläufig länderspezifisch erfolgen.
- 3) Das derzeit von Eurostat praktizierte Verfahren ist weitgehend eine Mischung aus A) und AA)

---

Unabhängig von der im Euroraum mittelfristig gewählten Verfahrensweise, ist es empfehlenswert, die Ursprungswerte sowie kalenderbereinigte Reihen zusammen mit benutzerfreundlicher Saisonbereinigungssoftware (z.B. Weiterentwicklungen von DEMETRA) einer breiten Öffentlichkeit zur Verfügung zu stellen. Diese Empfehlung ist sowohl unter methodischen als auch unter praktischen Erwägungen angebracht. Wenn stets die Ursprungsreihen verfügbar sind, dann kann jeder Wissenschaftler den Zeitraum saisonbereinigen, der für seine Untersuchung relevant ist. Dies garantiert einerseits die Nachvollziehbarkeit amtlicher Methoden andererseits ist so gewährleistet, daß für ökonometrische Schätzungen die notwendigen Ursprungswerte zur Verfügung stehen.

---

## Literaturverzeichnis

**Alvira Baeza, M., Barcellan, R., Mazzi, G.L.:** Seasonal adjustment of EMU and EU quarterly national account aggregates, Vortrag gehalten auf dem Workshop „Alternative seasonal adjustment methods and the aggregation of EMU quarterly national accounts“ am DIW Berlin, 26.11.1999

**Barcellan, R., Mazzi, G. L.:** „Methodology for the estimation of totals for the European Economic and Monetary Union (EUR-11) and for the European Union (EU-15)“. In: Quarterly National Accounts ESA, Fourth Quarter 1997, 1-1998, Eurostat

**Denton, F. T.:** Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: an approach based on quadratic minimization. In: Journal of the American Statistical Association 66 (1971), S.99-102

**Deutsche Bundesbank:** Der Übergang vom Saisonbereinigungsverfahren Census X-11 zu Census X-12-ARIMA. In: Deutsche Bundesbank Monatsbericht September 1999

**Dossé, J., Planas, Ch.:** Pre-adjustment in seasonal adjustment methods. A comparison of REGARIMA & TRAMO, Eurostat working group document No. D3/SA/ 07, Luxemburg 1996

**Edel, K., Schäffer, K.-A., Stier, W. (Hrsg.):** Analyse saisonaler Zeitreihen, Heidelberg 1997

**Engle, R.F., Granger, C. W. J.:** Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. In: Econometrica 55 (1987), S.251-276

**Ericsson, N.R., Hendry, D. F., Tran, H.-A.:** Cointegration, seasonality, encompassing and the demand for money in the United Kingdom. In: Hargreaves, C. (ed.): Non-stationary time-series analysis and cointegration, Oxford 1994, S.179-224

---

**Findley, D.F., Monsell, B.C., Bell, W.R., Otto, M.C., Chen, W.-C.:** New capabilities and methods of the X12-ARIMA seasonal adjustment program. In: Journal of Business and Economic Statistics 6, 2/1998, S.127-152

**Fischer, B.:** Decomposition of time series. Comparing different methods in theory and practice, Eurostat working group document, Version 2.1, Luxemburg 1995

**Geweke, J.:** The temporal and sectoral aggregation of seasonally adjusted time series. In: Proceedings of the conference on the seasonal analysis of economic time series in Washington D.C. 1976, Economic Research Report ER-1 des U.S. Department of Commerce, 1978, S.411-430

**Ghysels, E., Perron, P.:** The effect of seasonal adjustment filters on tests for a unit root. In: Journal of Econometrics 55 (1993), S.57-98

**Goldrian, G., Lehne, B.:** ASA-II im empirischen Vergleich mit anderen Saisonbereinigerungsverfahren. In: ifo-Diskussionsbeiträge Nr.63, 1999

**Gomez, V., Maravall, A.:** Programs TRAMO and SEATS, Instructions for the user, Documento de Trabajo, Nr. 9628, Banco de Espana – Servicio de Estudios, 1997

**Granger, C.W.J., Hallman, J.:** Nonlinear transformation of integrated time series. In: Journal of Time Series Analysis 12 (1991), S.207-224

**Harvey, A.C.:** Forecasting, structural time series models and the Kalman filter, Cambridge University 1989

**Hassler, U., Nautz, D.:** A note on spurious seasonality when time series have linear trends. In: Ifo-Studien 44 (1998)

**Höpfner, B.:** Ein empirischer Vergleich neuerer Verfahren zur Saisonbereinigung und Komponentenerlegung. In: Wirtschaft und Statistik 12 (1998), S.949-959

---

**Hood, C.C., Findley, D.F.:** An evaluation of TRAMO/SEATS and comparison with X-12-ARIMA, US Census Bureau, Washington 1999

**Hylleberg, S. (Hrsg.):** Modelling seasonality, Oxford, 1992

**Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo, B.S.:** Seasonal integration and cointegration. In: Journal of Econometrics 44 (1990), S.215-238

**Johansen, S.:** Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models, Oxford 1995

**Kirchgässner, G., Wolters, J.:** Frequency domain analysis of Euromarket interest rates. In: Kaehler, J., Kugler, P. (eds.): Econometric analysis of financial markets, Heidelberg 1994, S.89-103

**König, H., Wolters, J.:** Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen, Meisenheim am Glan 1972

**Lovell, M. C.:** Comment on Geweke, In: Proceedings of the conference on the seasonal analysis of economic time series in Washington D.C. 1976, Economic Research Report ER-1 des U.S. Department of Commerce, 1978, S.428-430

**Müller-Krumholz, K.:** Zur Ermittlung des Kalendereinflusses bei Zeitreihen für das Berliner Verfahren, veröffentlicht auf der Web-Seite des DIW unter: [www.diw.de/Projekte/VGR/](http://www.diw.de/Projekte/VGR/), 1999

**Mazzi, G. L.:** Empirical comparison of seasonal adjustment methods. Notes for the panel discussion, Hand-out im Rahmen des Bundesbank-Workshops „Empirical comparisons of seasonal adjustment methods“, Frankfurt/M., 7. Oktober 1999

**Nourney, M.:** Umstellung der Zeitreihenanalyse. In: Wirtschaft und Statistik 11 (1983), S.841-852

---

**Persons, W. M.:** Indices of general business conditions. In: Review of Economics Statistics, 1919, S.5-107

**Speth, H.-T.:** Vergleich von Verfahren zur Komponentenerlegung von Zeitreihen. In: Wirtschaft und Statistik 2 (1994), S.98-108

**Speth, H.-T.:** Unterschiedliche Verfahrensweisen der Statistischen Ämter in der Europäischen Union bei der Saisonbereinigung. In: Wirtschaft und Statistik 1 (1999), S.23-37

**Taylor, J. B.:** Comment on Geweke, In: Proceedings of the conference on the seasonal analysis of economic time series in Washington D.C. 1976, Economic Research Report ER-1 des U.S. Department of Commerce, 1978, S.431-432

**Wolters, J.:** Persistence and Seasonality in Output and Employment of the Federal Republic of Germany. In: Recherches Economiques de Louvain 58 (1992) S.421-439

**Wolters, J.:** Kointegration und Zinsentwicklung im EWS, Eine Einführung in die Kointegrationsmethode und deren Anwendung. In: Allgemeines Statistisches Archiv 79 (1995), S.146-169

**Wolters, J.:** Stochastic Dynamic Properties of Linear Econometric Models, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Band 182, Berlin/Heidelberg/New York 1980

## Anhang 1: Gain und Kohärenz<sup>66</sup>

Der Zusammenhang zwischen zwei stationären Zeitreihen wird im allgemeinen durch deren Kreuzkovarianzen gemessen. Der Nachteil hierbei ist, daß man nur globale Aussagen über den Zusammenhang der beiden Reihen erhält, d.h. es werden die Korrelationen, die zwischen den langfristigen, den konjunkturellen und den saisonalen Komponenten bestehen, gemittelt. Durch eine Darstellung im Frequenzbereich ist man in der Lage, die Abhängigkeitsstruktur zwischen zwei Zeitreihen getrennt für die individuellen Komponenten aufzuzeigen. Einer gegebenen Frequenz  $\lambda$  entspricht eine Schwingung mit der Periode  $2\pi/\lambda$ . Variiert somit  $\lambda$  zwischen 0 und  $\pi$ , so entspricht dies Schwingungen mit der Periodenlänge von  $\infty$  bis 2.

Der Übergang vom Zeitbereich (Kovarianzen) in den Frequenzbereich (Kreuzspektren) ergibt sich aufgrund des folgenden Tatbestandes:

Es seien die Kreuzkovarianzen  $R_{xy}(\tau)$  zweier stationärer stochastischer Prozesse  $x_t$  und  $y_t$  absolut summierbar, dann gilt für das Kreuzspektrum

$$(1) \quad f_{xy}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R_{xy}(\tau) e^{-i\lambda\tau}$$

mit  $0 \leq \lambda \leq \pi$  und  $i^2 = -1$ .

Hieraus erhält man sofort das Spektrum  $f_{xx}(\lambda)$  für die Zeitreihe  $x_t$ , indem man in (1)  $y$  durch  $x$ , d.h. die Kreuzkovarianz durch die Autokovarianz  $R_{xx}(\tau)$  ersetzt:

$$(2) \quad f_{xx}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} R_{xx}(\tau) e^{-i\lambda\tau}.$$

Da die Kreuzkovarianzen in (1) im allgemeinen nicht geradsymmetrisch zum Ursprung sind, ist  $f_{xy}(\lambda)$  i.a. komplexwertig, d.h.

---

<sup>66</sup> Siehe für das folgende z.B. König und Wolters (1972) sowie Wolters (1980).

$$(3) \quad f_{xy}(\lambda) = C_{xy}(\lambda) - iQ_{xy}(\lambda),$$

wobei dann wegen der Eulerschen Formel

$$e^{-i\lambda\tau} = \cos \lambda\tau - i \sin \lambda\tau$$

für das Kospektrum

$$C_{xy}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \left\{ R_{xy}(0) + \sum_{\tau=1}^{\infty} (R_{xy}(\tau) + R_{xy}(-\tau)) \cos \lambda\tau \right\}$$

und für das Quadratspektrum

$$Q_{xy}(\lambda) = \frac{1}{2\pi} \sum_{\tau=1}^{\infty} (R_{xy}(\tau) - R_{xy}(-\tau)) \sin \lambda\tau$$

gilt. Das Kospektrum mißt dabei den Zusammenhang derjenigen Komponenten der beiden Reihen, die in Phase liegen, während das Quadratspektrum den Zusammenhang zwischen Komponenten erfaßt, die um 90 Grad phasenverschoben sind. Allerdings können damit keine besonders leicht interpretierbaren Aussagen über den Zusammenhang der beiden Reihen gemacht werden, deshalb verwendet man in Anlehnung an die Regressionsanalyse andere Maßzahlen. Diese sind zum einen der gain, der dem Betrag eines Regressionskoeffizienten vergleichbar ist, und die Kohärenz, die sich als Bestimmtheitsmaß interpretieren läßt. Um zu diesen Größen zu gelangen, ist es sinnvoll, von dem allgemeinsten linearen dynamischen Modell zwischen  $y_t$  und  $x_t$  auszugehen:<sup>67</sup>

$$(4) \quad y_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} a_j x_{t-j} + v_t$$

---

<sup>67</sup> Ohne Beschränkung der Allgemeinheit werden  $y_t$  und  $x_t$  als um den Erwartungswert bereinigte Größen aufgefaßt.

wobei  $v_t$  und  $x_t$  unkorrelierte stationäre stochastische Prozesse sind und die  $a_j$  absolut summierbar sind. Gleichung (4) erfaßt nicht nur einfache kausale Beziehungen von  $x_t$  nach  $y_t$ , sondern wegen der zukünftigen Werte von  $x_t$  auch kausale Beziehungen von  $y_t$  auf  $x_t$ .

Die Transformation von (4) in den Frequenzbereich liefert für das Spektrum von  $y$

$$(5) \quad f_{yy}(\lambda) = |A(\lambda)|^2 f_{xx}(\lambda) + f_{vv}(\lambda)$$

und für das Kreuzspektrum zwischen  $x$  und  $y$

$$(6) \quad f_{xy}(\lambda) = A(\lambda) f_{xx}(\lambda)$$

wobei  $A(\lambda) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} a_j e^{-i\lambda j}$  gilt.

In Gleichung (6) stellt  $A(\lambda)$  den komplex-wertigen Regressionskoeffizienten der linearen Beziehung (4) zwischen  $y_t$  und  $x_t$  für jede Frequenz  $\lambda$ , d.h. für jede Schwingungskomponente, dar. Der gain  $g_{xy}(\lambda)$  ist nun definiert als der Betrag von  $A(\lambda)$ . Er gibt den Faktor an, mit dem die Amplitude der jeweiligen Schwingungskomponente in  $x_t$  multipliziert werden muß, um die Amplitude der entsprechenden Schwingungskomponente in  $y_t$  zu erhalten. Es gilt also wegen (6)

$$(7) \quad g_{xy}(\lambda) = |A(\lambda)| = \frac{|f_{xy}(\lambda)|}{f_{xx}(\lambda)}.$$

Wegen  $A(0) = \sum_{j=-\infty}^{\infty} a_j$  stellt  $g_{xy}(0)$  den langfristigen Einfluß von  $x_t$  auf  $y_t$  in dem dynamischen Modell (4) dar.

Definiert man in Analogie zum üblichen  $R^2$  ein Bestimmtheitsmaß für jede Frequenz

$$\mathbf{K}_{xy}(\lambda) = 1 - \frac{f_{vv}(\lambda)}{f_{yy}(\lambda)} \quad \text{mit } 0 \leq \mathbf{K}_{xy}(\lambda) \leq 1 ,$$

so erhält man wegen (5)

$$\mathbf{K}_{xy}(\lambda) = 1 - \frac{f_{yy}(\lambda) - |A(\lambda)|^2 f_{xx}(\lambda)}{f_{yy}(\lambda)} = \frac{|A(\lambda)|^2 f_{xx}(\lambda)}{f_{yy}(\lambda)}$$

und wegen (6)

$$(8) \quad \mathbf{K}_{xy}(\lambda) = \frac{|f_{xy}(\lambda)|^2}{f_{xx}(\lambda)f_{yy}(\lambda)}$$

Betrachten wir z.B. die Beziehung

$$y_t = a_0 x_t + a_1 x_{t-1} + v_t \quad , \quad a_0 > 0 \quad , \quad a_1 > 0 \quad ,$$

dann gilt

$$A(\lambda) = a_0 + a_1 \cos \lambda - i a_1 \sin \lambda$$

und

$$g_{xy}(\lambda) = \sqrt{a_0^2 + a_1^2 + 2a_0 a_1 \cos \lambda}$$

$$\mathbf{K}_{xy}(\lambda) = \frac{a_0^2 + a_1^2 + 2a_0 a_1 \cos \lambda}{a_0^2 + a_1^2 + 2a_0 a_1 \cos \lambda + \frac{f_{vv}(\lambda)}{f_{xx}(\lambda)}}$$

Für  $a_1 = 0$  erhält man den konstanten gain

$$g_{xy}(\lambda) = a_0$$

und die Kohärenz

$$K_{xy}(\lambda) = \frac{a_0^2 f_{xx}(\lambda)}{a_0^2 f_{xx}(\lambda) + f_{vv}(\lambda)}$$

Strukturell ergibt sich dasselbe, falls  $a_0 = 0$  ist:

$$g_{xy}(\lambda) = a_1$$

$$K_{xy}(\lambda) = \frac{a_1^2 f_{xx}(\lambda)}{a_1^2 f_{xx}(\lambda) + f_{vv}(\lambda)}$$

Dieses Ergebnis läßt sich wie folgt verallgemeinern: Tritt keine, oder nur eine einfache Verzögerung (beliebiger Länge) auf, so erhalten wir einen im gesamten Frequenzbereich konstanten gain und eine variable Kohärenz, die umso näher bei eins liegt, je kleiner das Verhältnis von  $f_{vv}(\lambda)$  zu  $f_{xx}(\lambda)$  ist, d.h. je kleiner die Variation im Residualprozeß gegenüber der Variation in der erklärenden Variablen ist.

Wir sehen also, daß nur für den Fall  $a_0 = 1$  und  $a_j = 0$  für alle  $j \neq 0$  und  $v_t = 0$  gilt, daß sowohl der gain als auch die Kohärenz konstant gleich eins sind. In diesem Fall gilt aber  $y_t = x_t$ . Umgekehrt weisen somit Abweichungen des gain und der Kohärenz von eins für bestimmte Frequenzen auf Unterschiede in den zugehörigen Schwingungskomponenten der Reihen  $y_t$  und  $x_t$  hin.



---

## Anhang 2: Dokumentation der Grafiken zur Spektralanalyse

### Anhang zu Kapitel 4.2.1.

Zeitreihe IFC

Abbildungen A4.2-1 bis A4.2-5

### Anhang zu Kapitel 4.2.2.

Zeitreihe GDP: Aggregat 1

Abbildungen A4.2-13 bis A4.2-15

Zeitreihe GDP: Aggregat 2

Abbildungen A4.2-16 bis A4.2-20

Zeitreihe GDP: Aggregat 3

Abbildungen A4.2-21 bis A4.2-25

Zeitreihe GDP: Aggregat 4

Abbildungen A4.2-26 bis A4.2-30

Zeitreihe GDP: Aggregat 5

Abbildungen A4.2-31 bis A4.2-33

Zeitreihe IFC: Aggregat 1

Abbildungen A4.2-34 bis A4.2-38

Zeitreihe IFC: Aggregat 2

Abbildungen A4.2-39 bis A4.2-43

Zeitreihe IFC: Aggregat 3

Abbildungen A4.2-44 bis A4.2-48

Zeitreihe IFC: Aggregat 4

Abbildungen A4.2-49 bis A4.2-53

Zeitreihe IFC: Aggregat 5

Abbildungen A4.2-54 bis A4.2-58

### Anhang zu Kapitel 4.3.3.

Zeitreihe GDP: Arbeitstagefaktor

Abbildungen A4.3-1 bis A4.3-5

Zeitreihe GDP: Regressionsansatz

Abbildungen A4.3-6 bis A4.3-10

Zeitreihe IFC: Arbeitstagefaktor

Abbildungen A4.3-11 bis A4.3-15

Zeitreihe IFC: Regressionsansatz

Abbildungen A4.3-16 bis A4.3-19

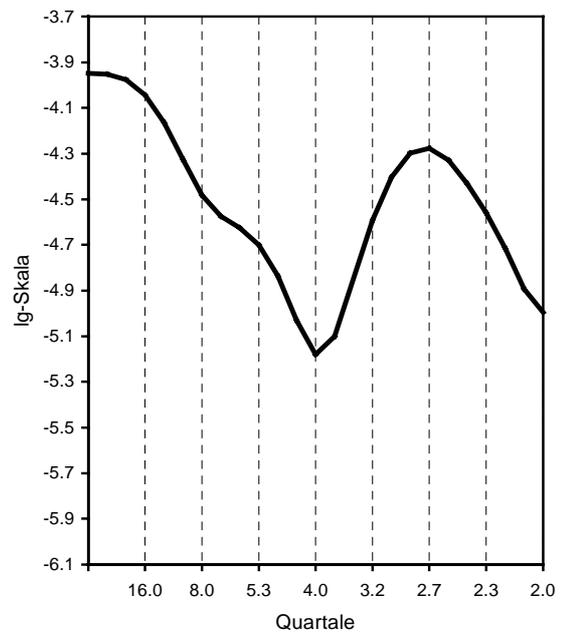
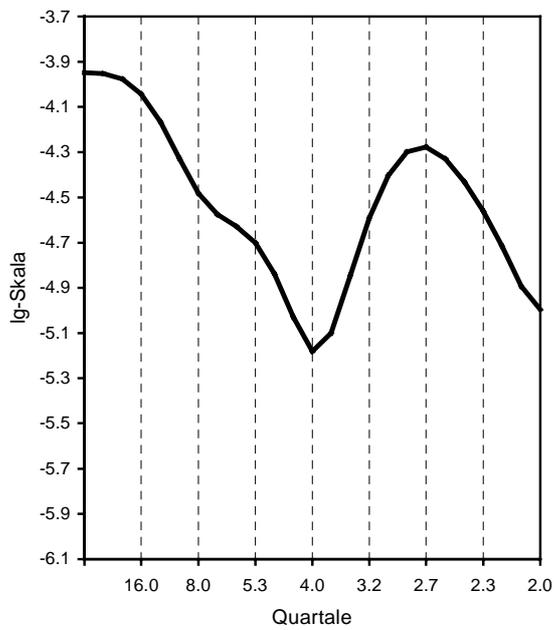
# Spektralanalyse von indirekt versus direkt saisonbereinigten "EU-5"-IFC-Aggregaten

## BV4

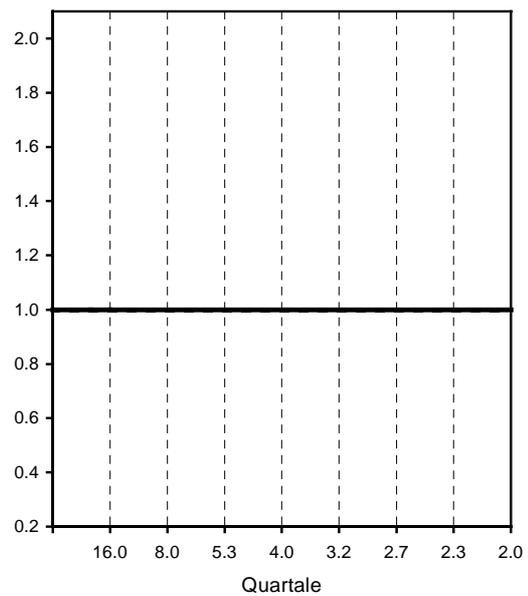
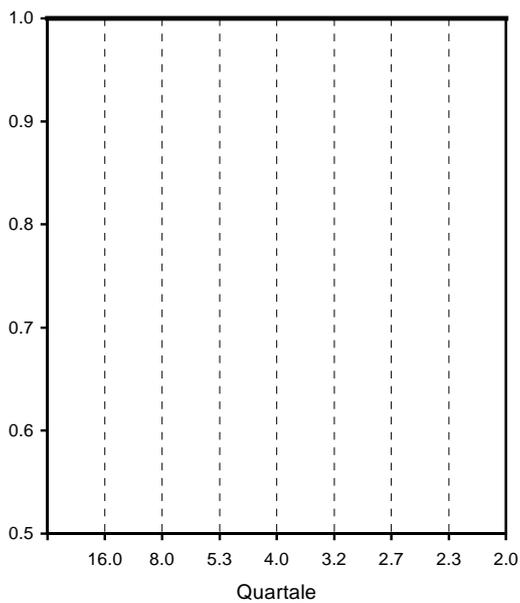
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem indirekt und dem direkt saisonbereinigten Aggregat



Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-1

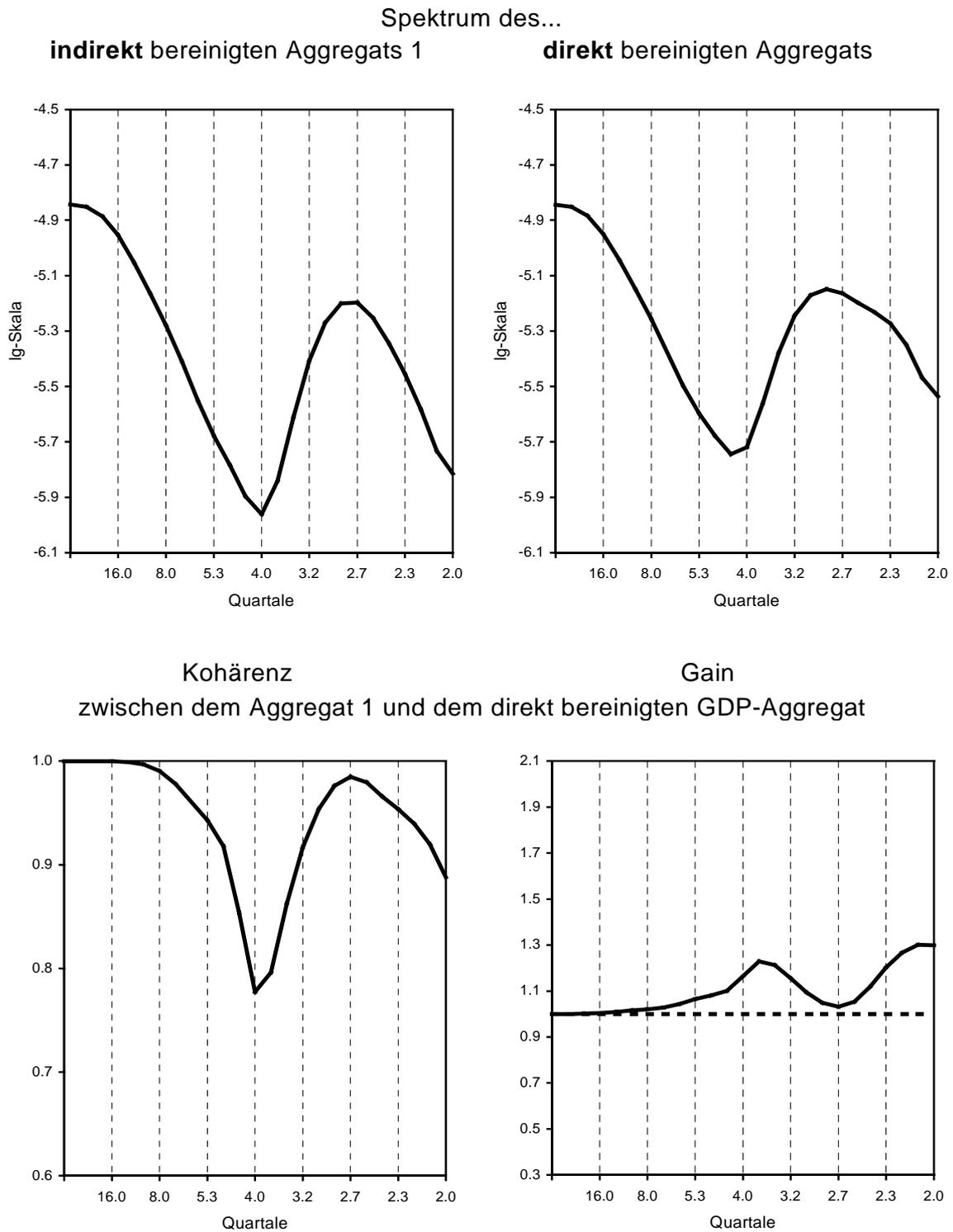








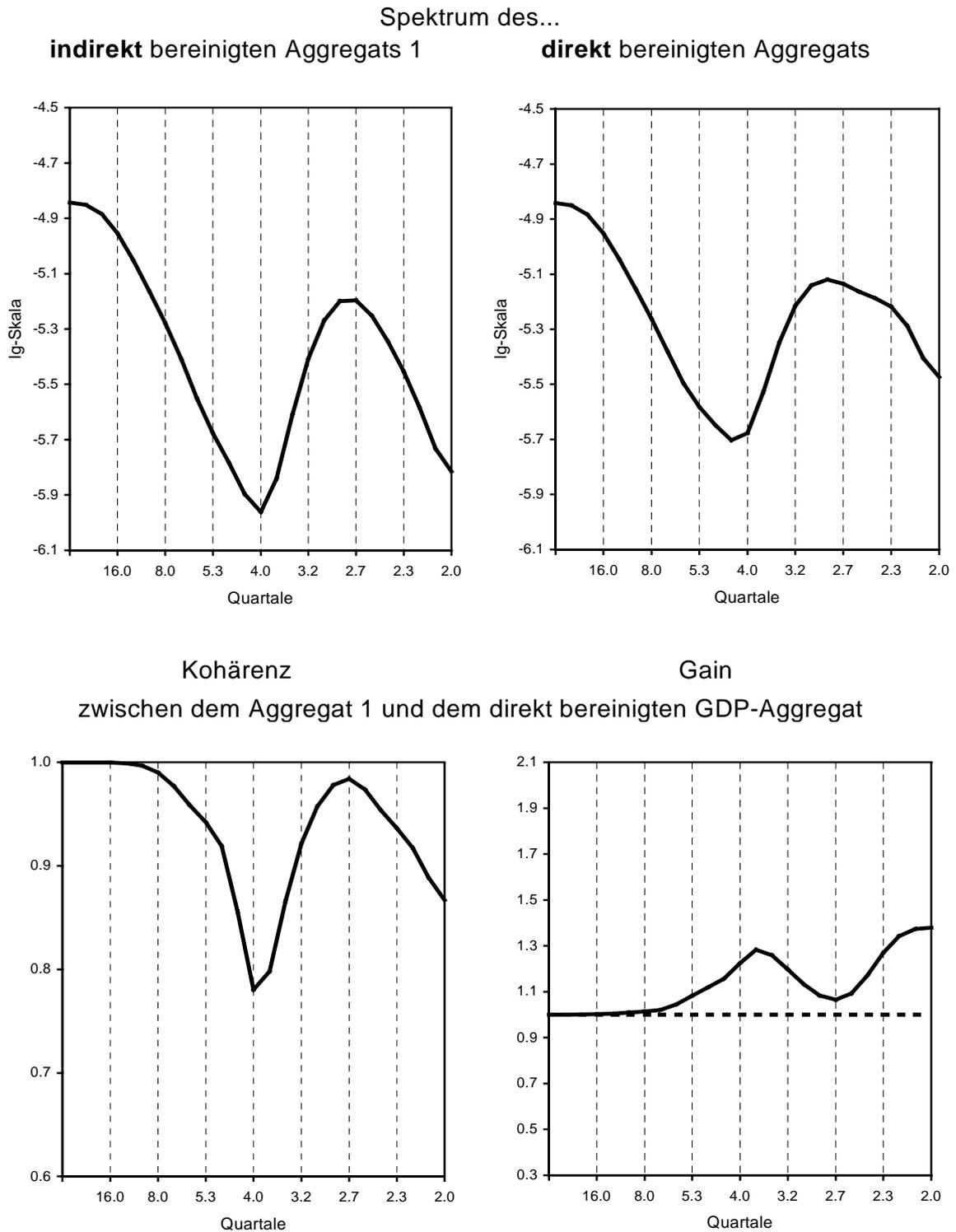
# Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version



1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-13

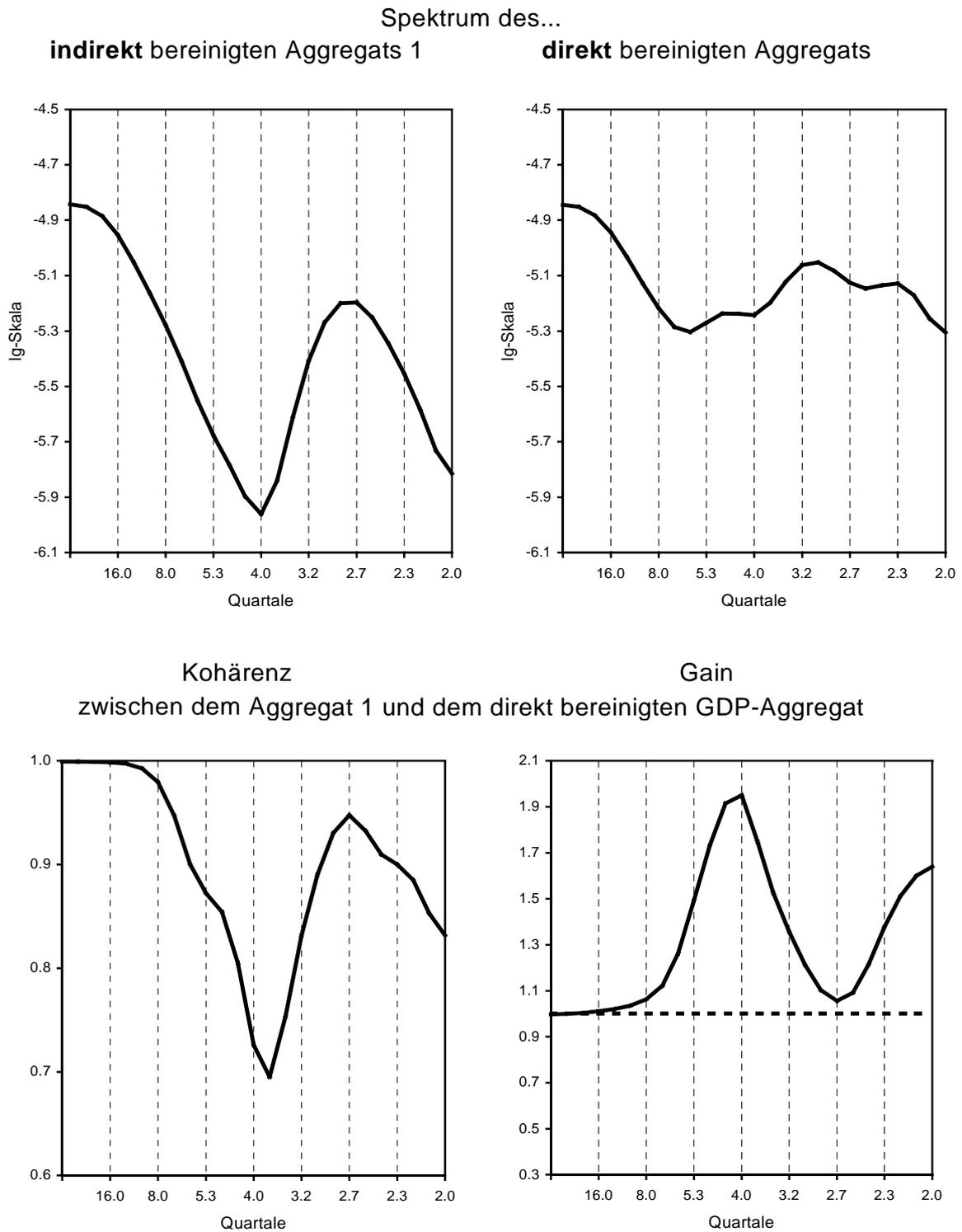
# Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, multiplikative Version



1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-14

## Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, additive Version



1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-15

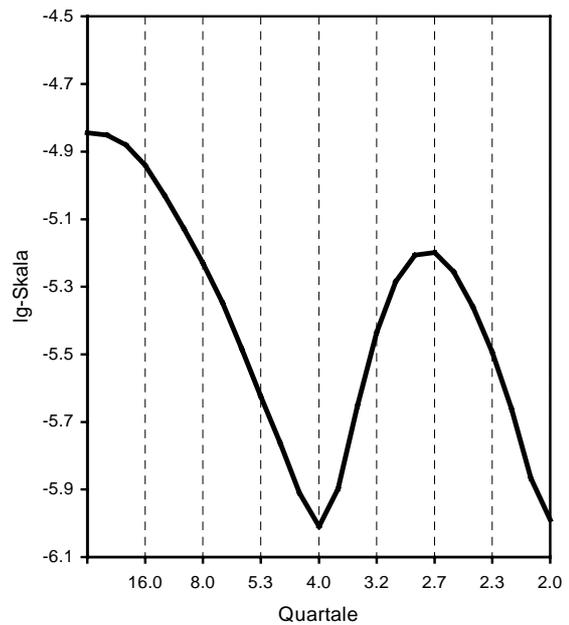
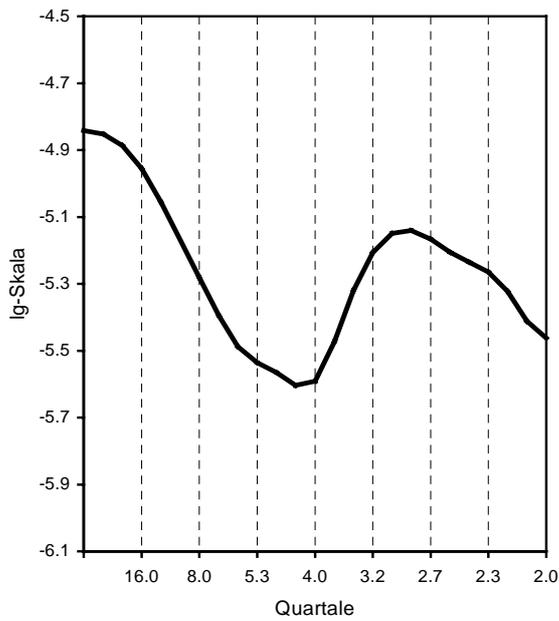
# Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat

## BV4

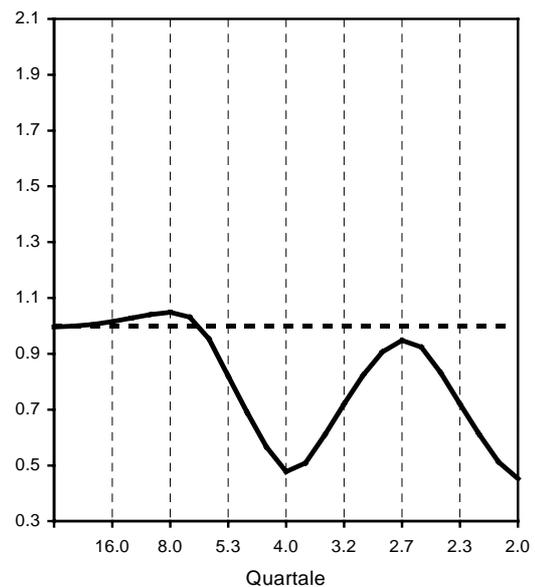
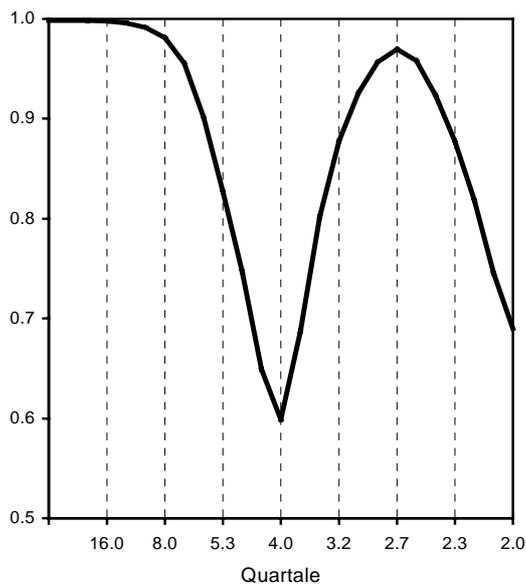
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats 2

**direkt** bereinigten Aggregats



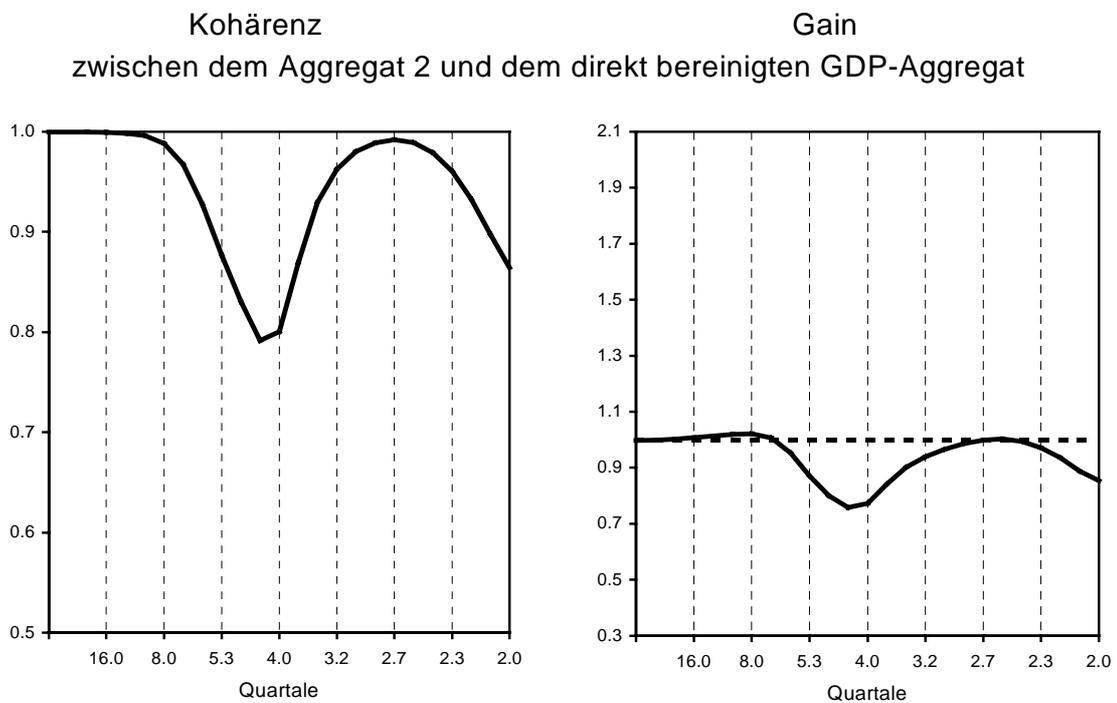
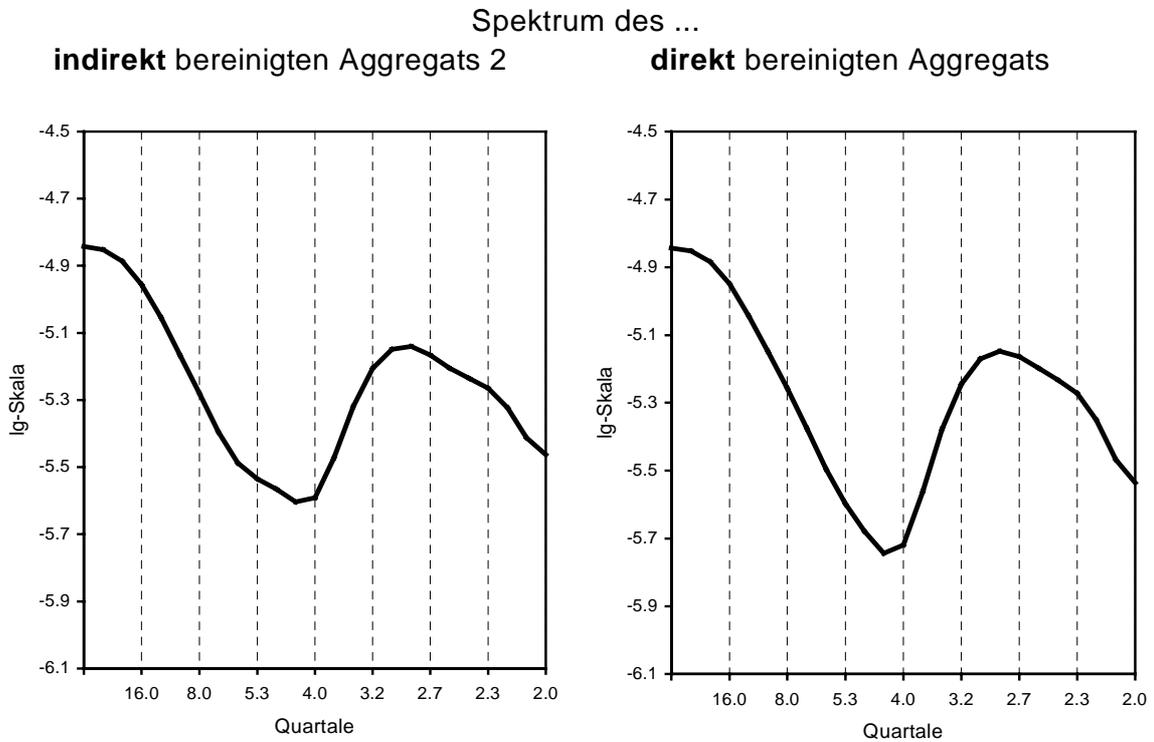
**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem Aggregat 2 und dem direkt bereinigten GDP-Aggregat



1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW.

Abbildung A4.2-16

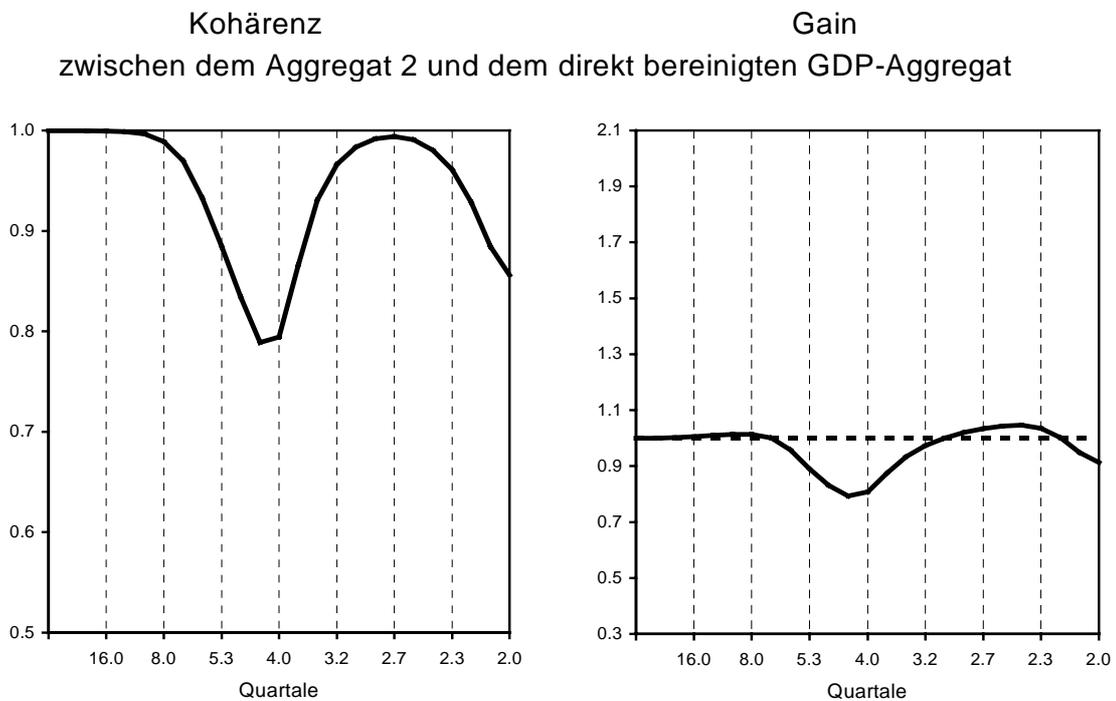
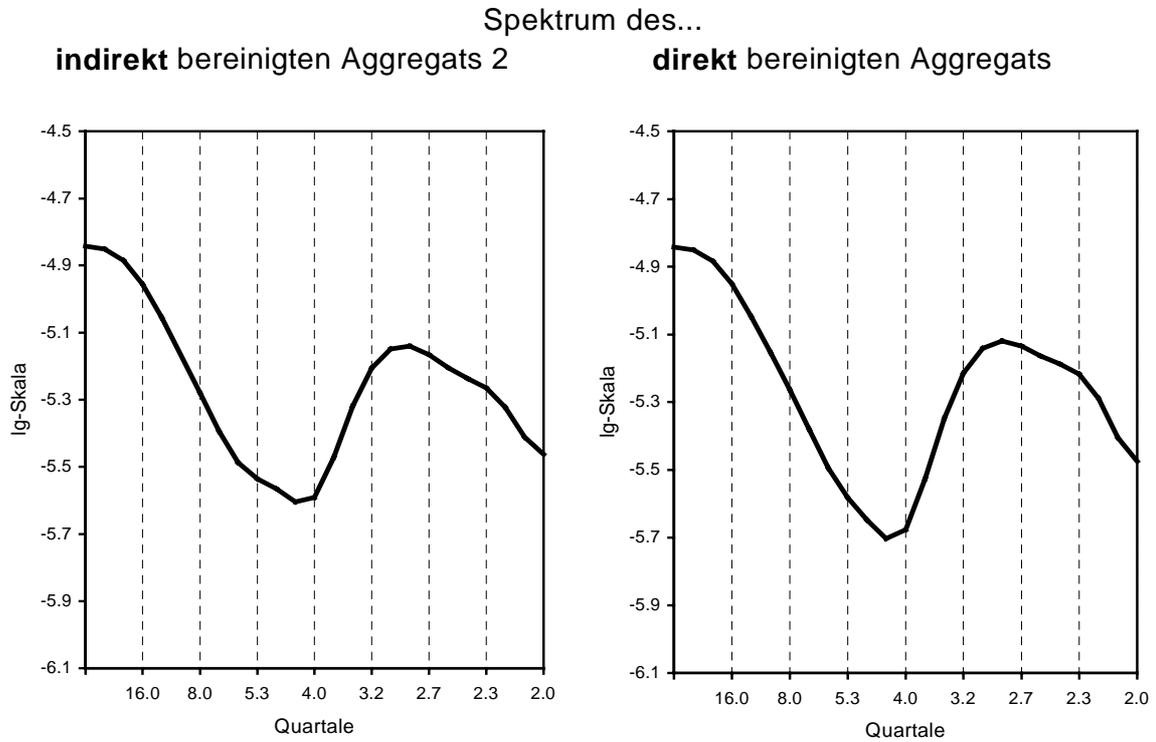
## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version



1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-17

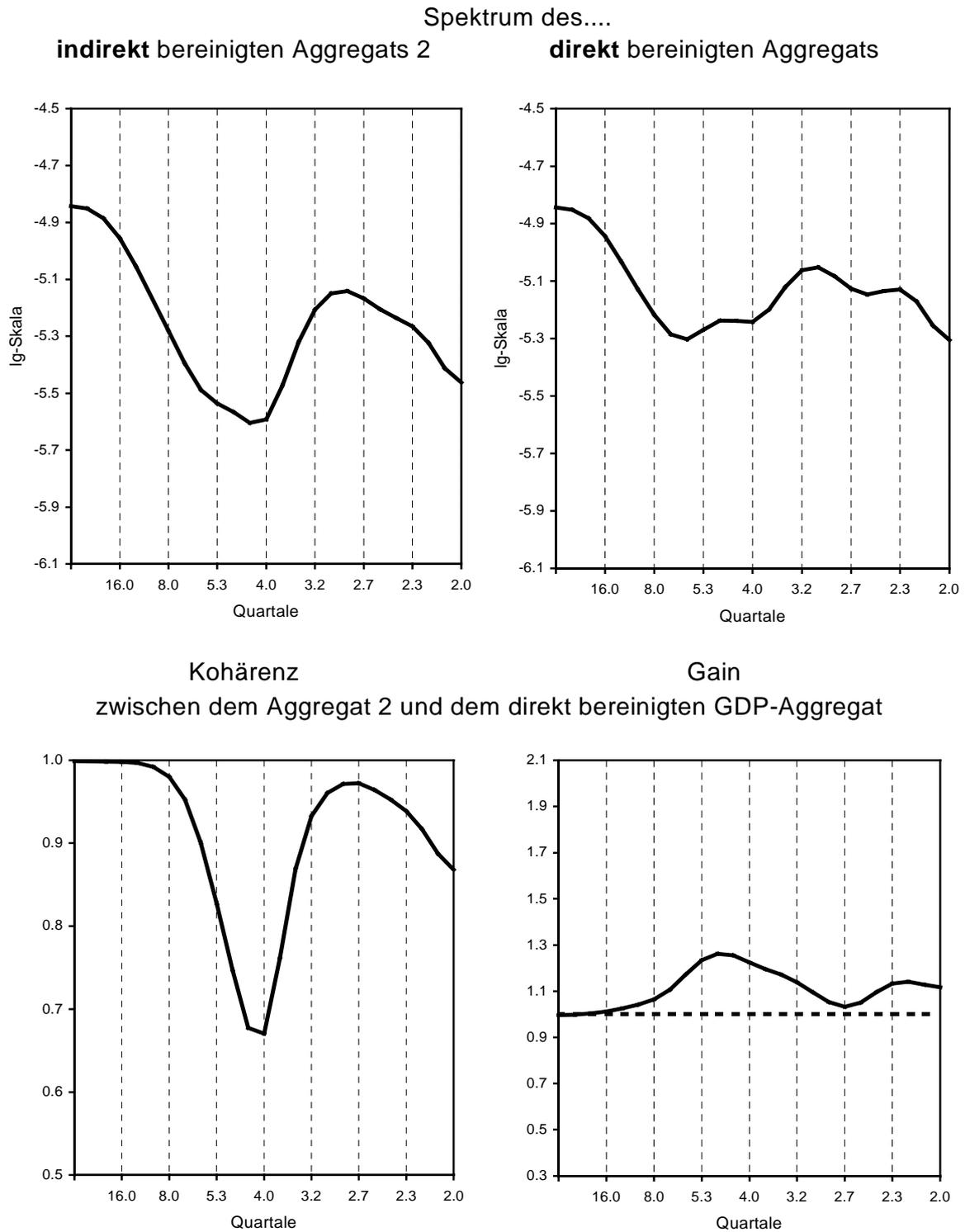
## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, multiplikative Version



1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-18

## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, additive Version

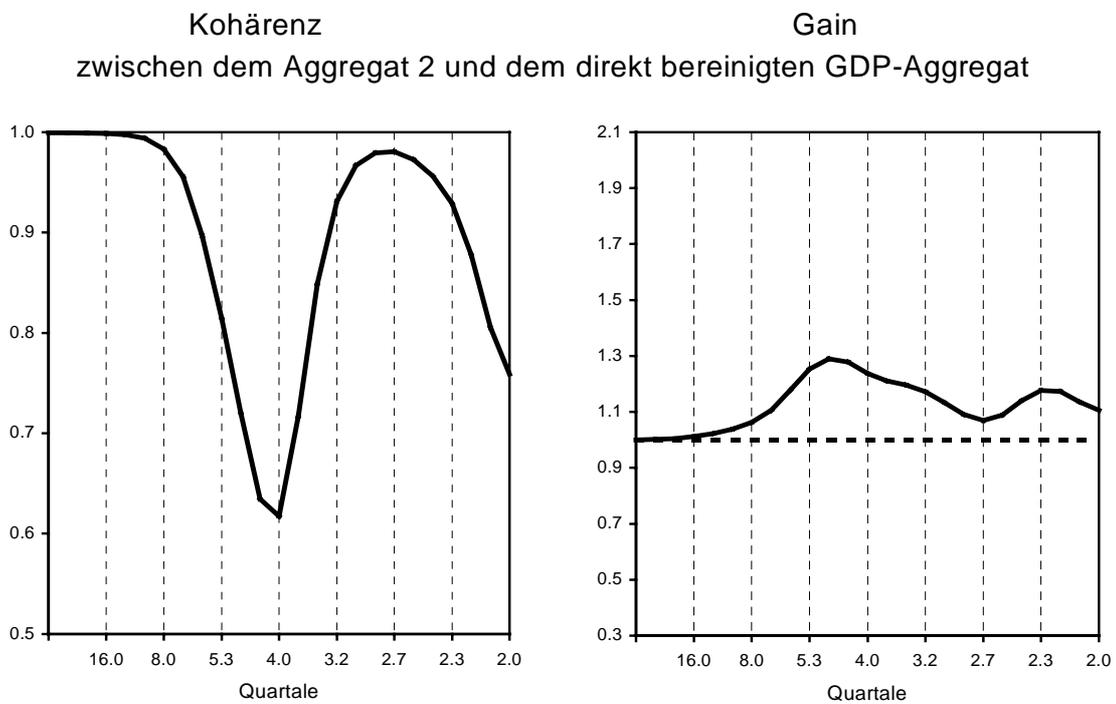
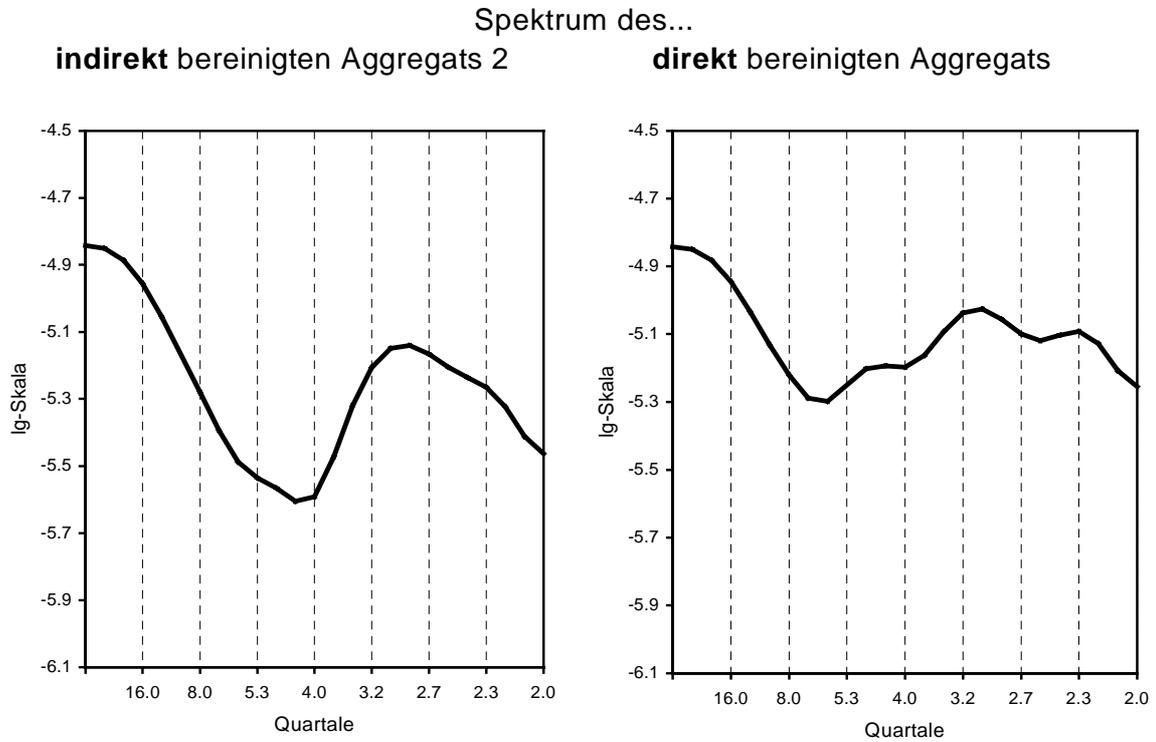


1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-19

## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, multiplikative Version



1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-20

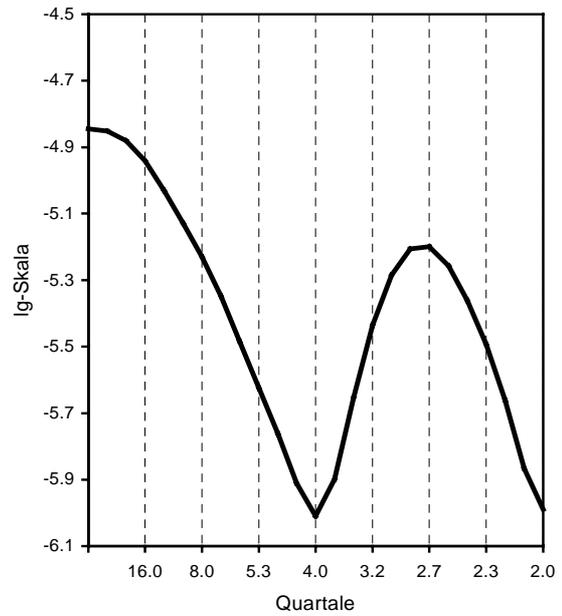
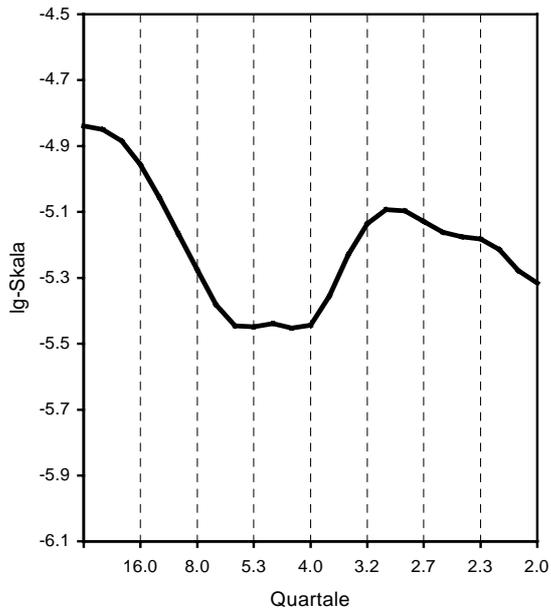
# Spektralanalyse von Aggregat 3<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat

## BV4

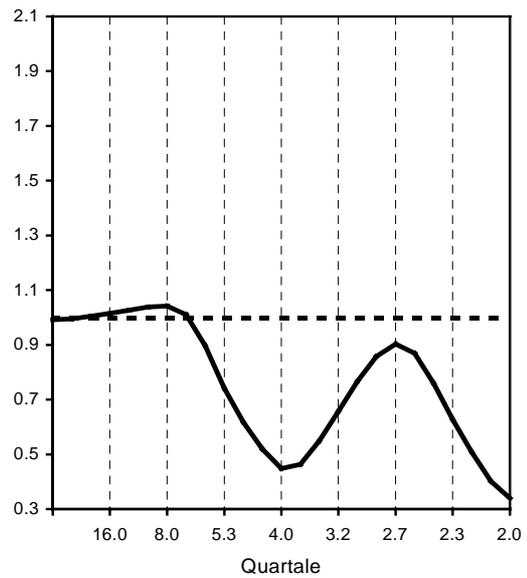
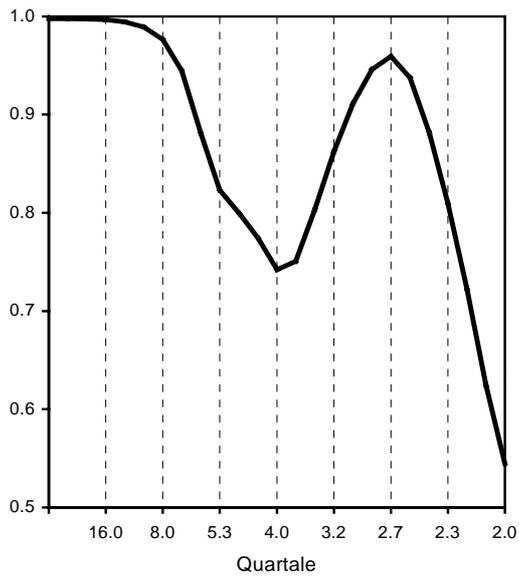
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats 3

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem Aggregat 3 und dem direkt bereinigten GDP-Aggregat

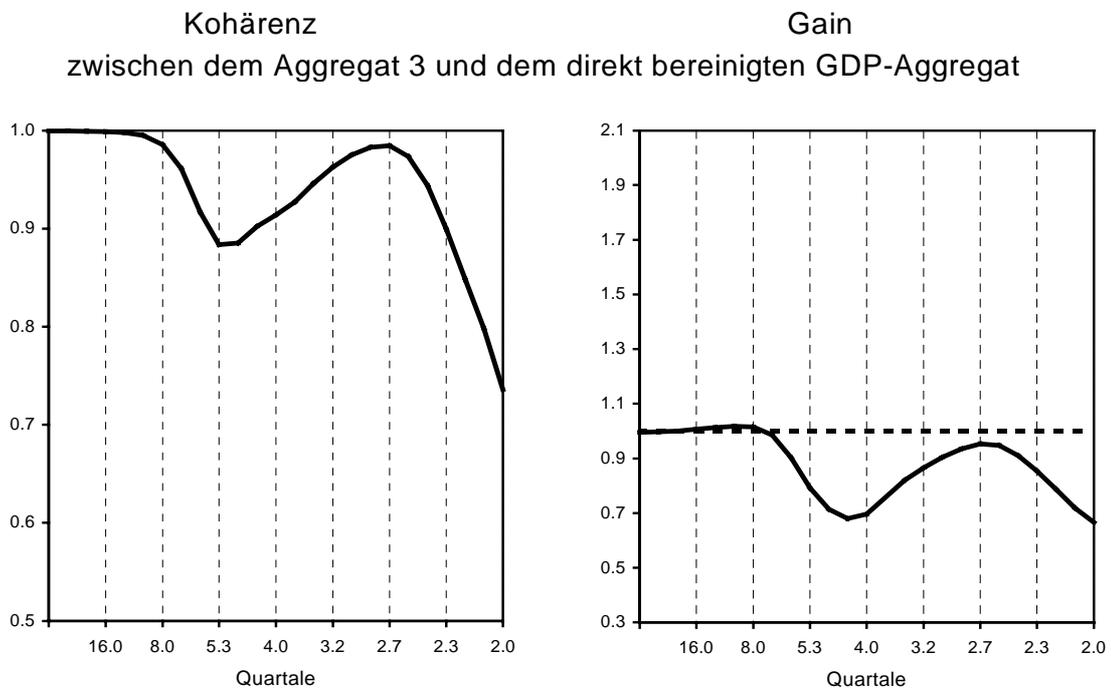
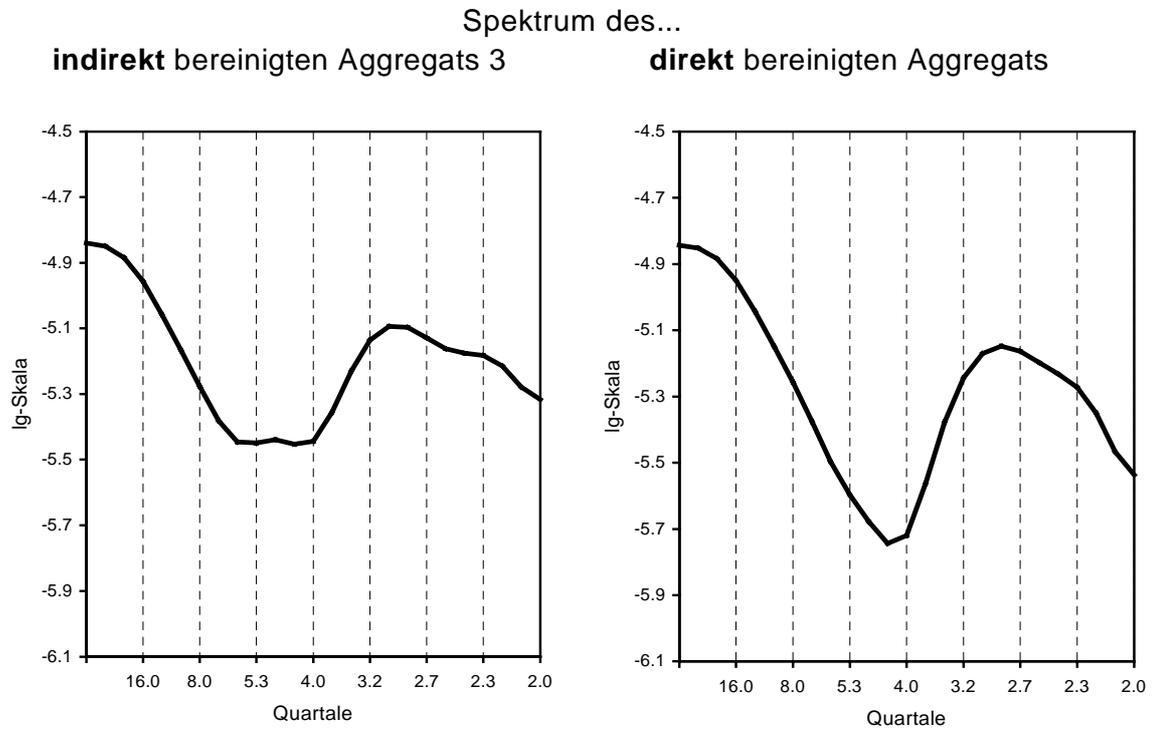


1) Aggregat 3=WGER (T/S\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-21

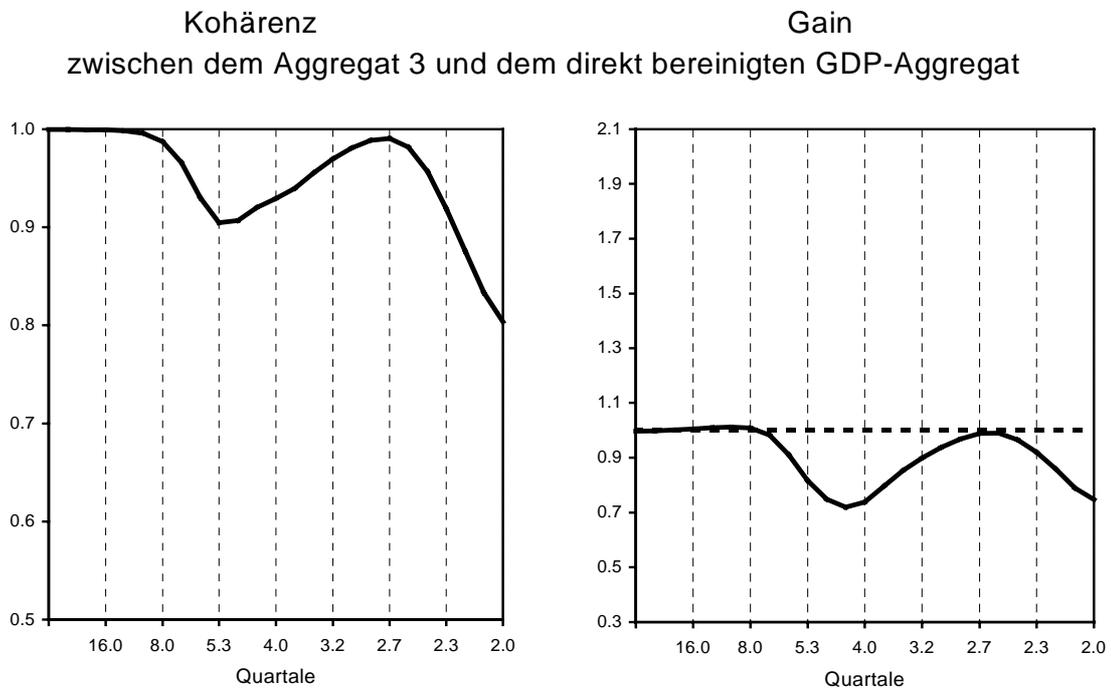
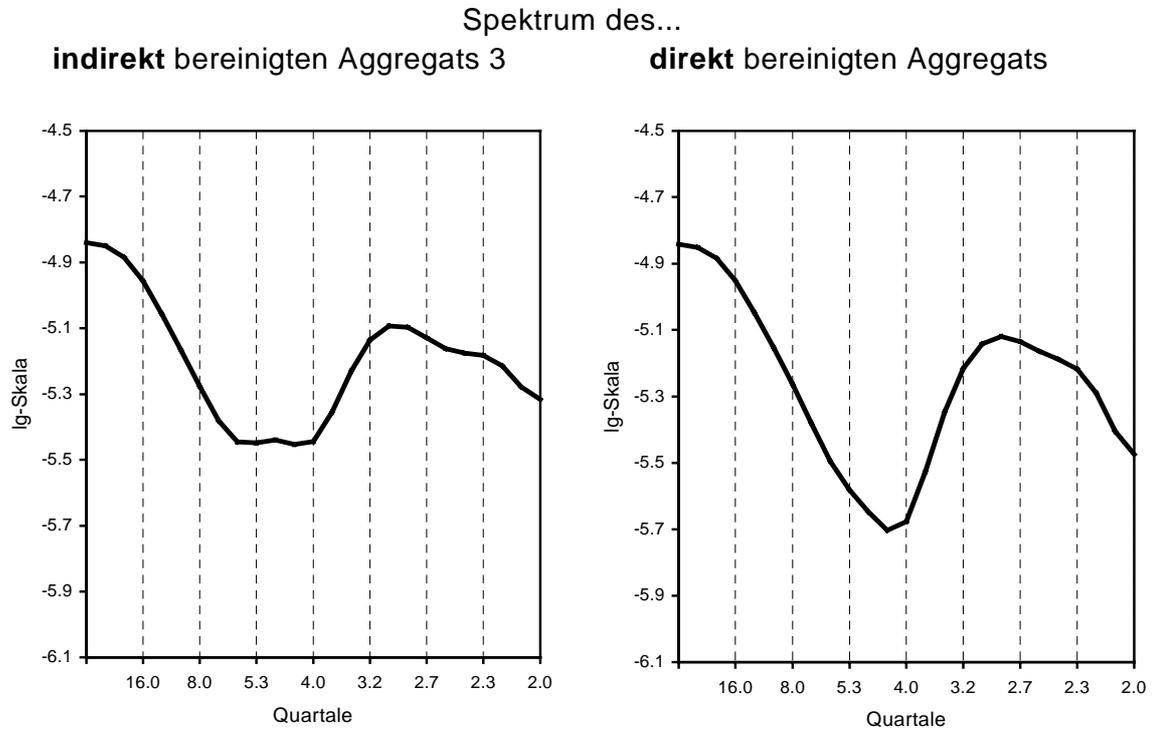
## Spektralanalyse von Aggregat 3<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version



1) Aggregat 3=WGER (T/S\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-22

# Spektralanalyse von Aggregat 3<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, multiplikative Version

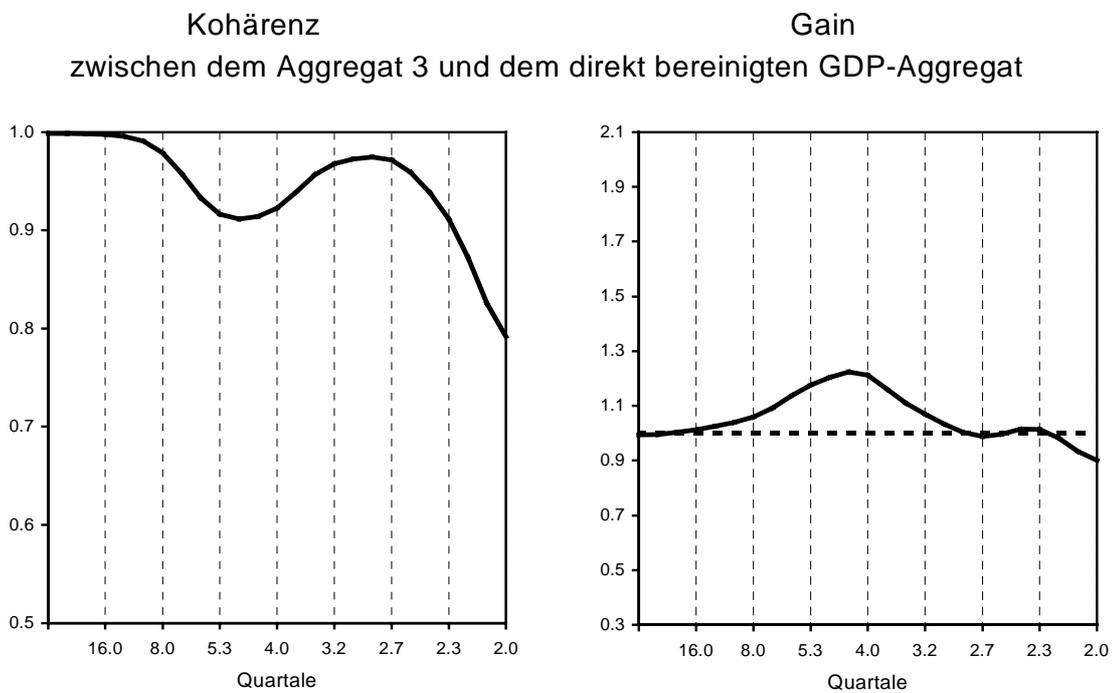
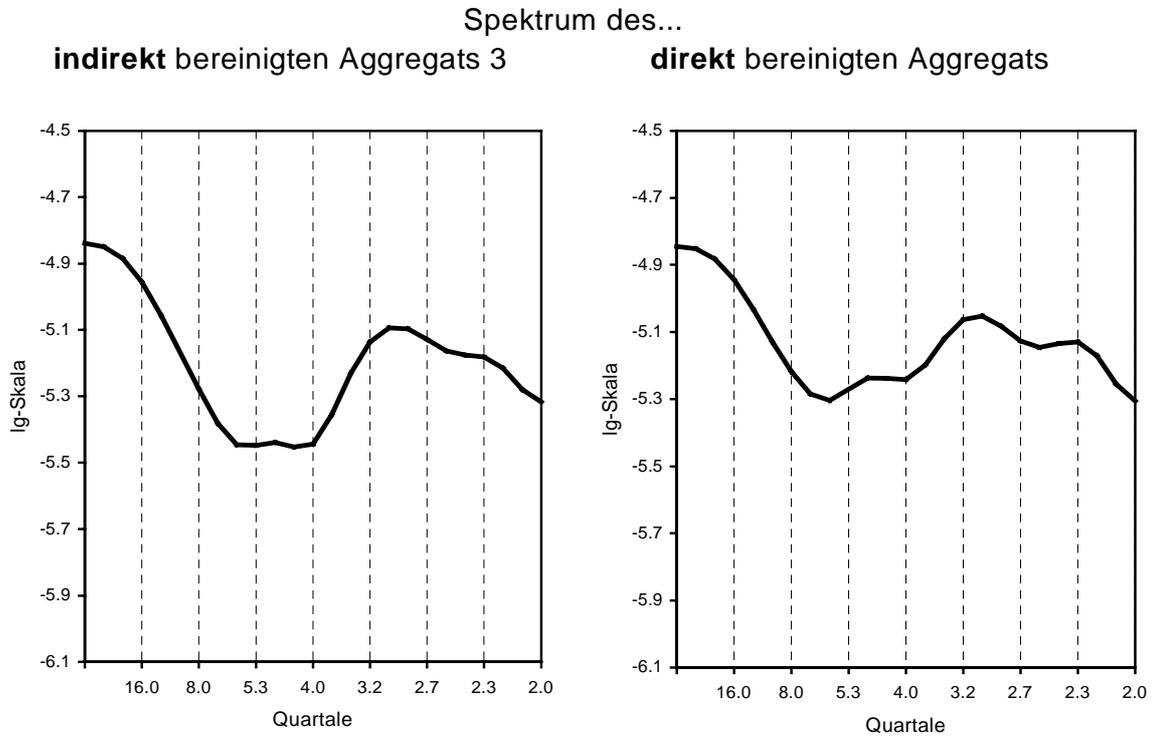


1) Aggregat 3=WGER (T/S\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-23

# Spektralanalyse von Aggregat 3<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, additive Version

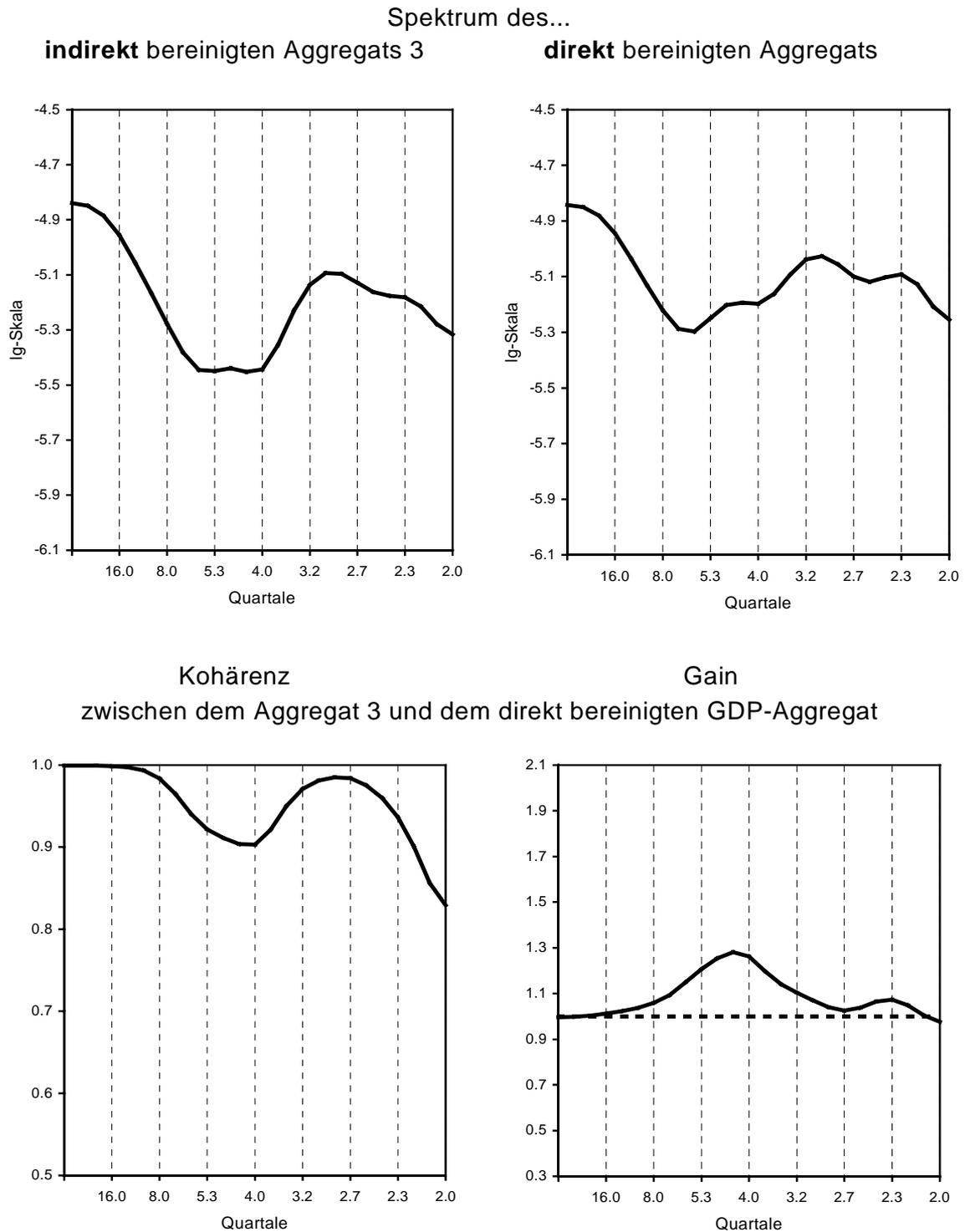


1) Aggregat 3=WGER (T/S\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-24

# Spektralanalyse von Aggregat 3<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, multiplikative Version



1) Aggregat 3=WGER (T/S\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-25

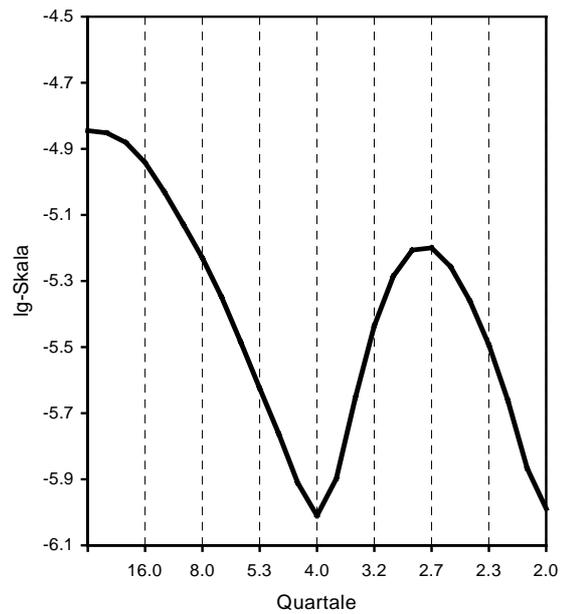
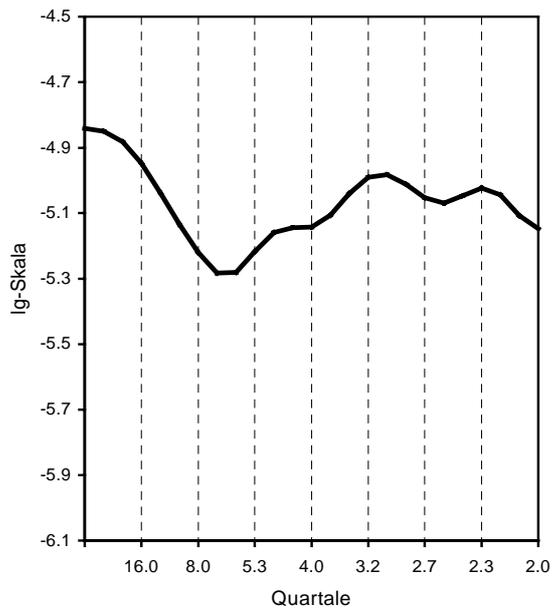
# Spektralanalyse von Aggregat 4<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat

## BV4

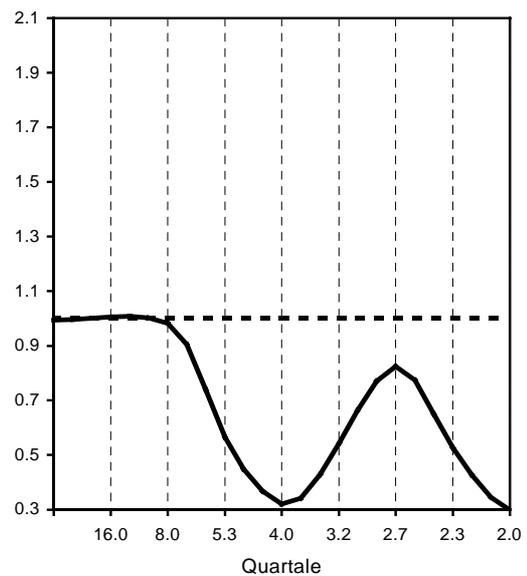
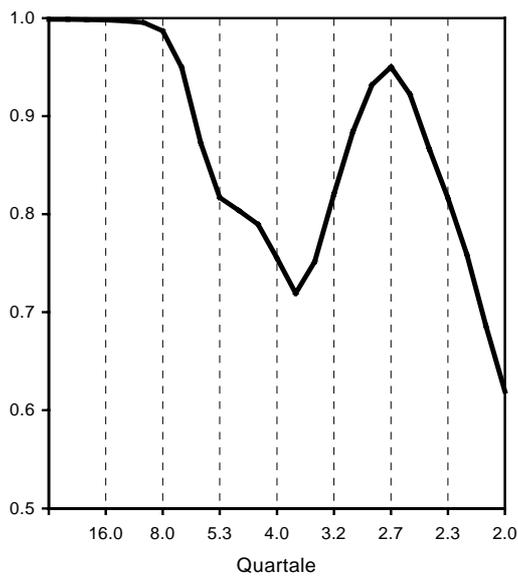
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats 4

**direkt** bereinigten Aggregats



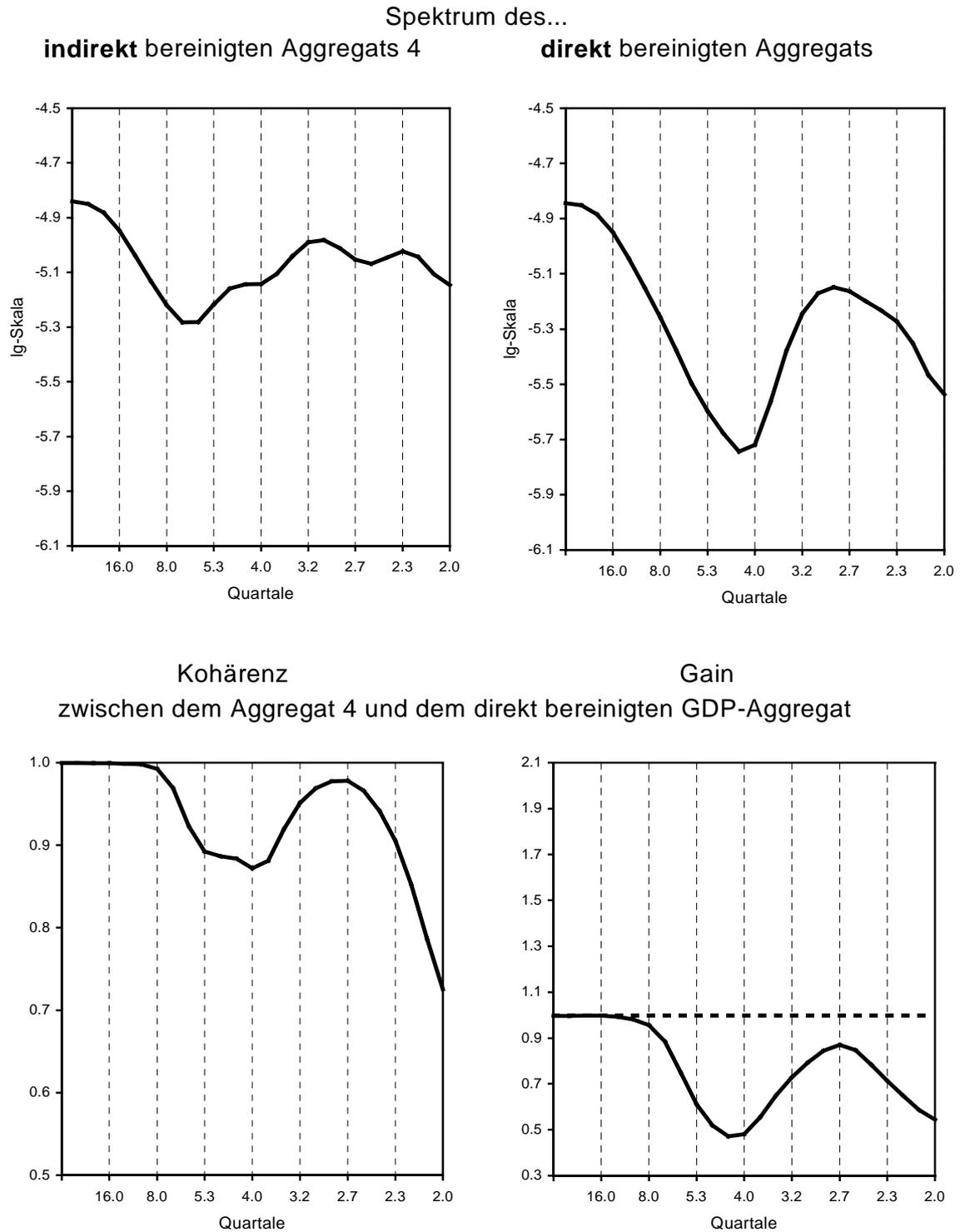
**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem Aggregat 4 und dem direkt bereinigten GDP-Aggregat



1) Aggregat 4=WGER (X12\_mu)+IT (X12\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-26

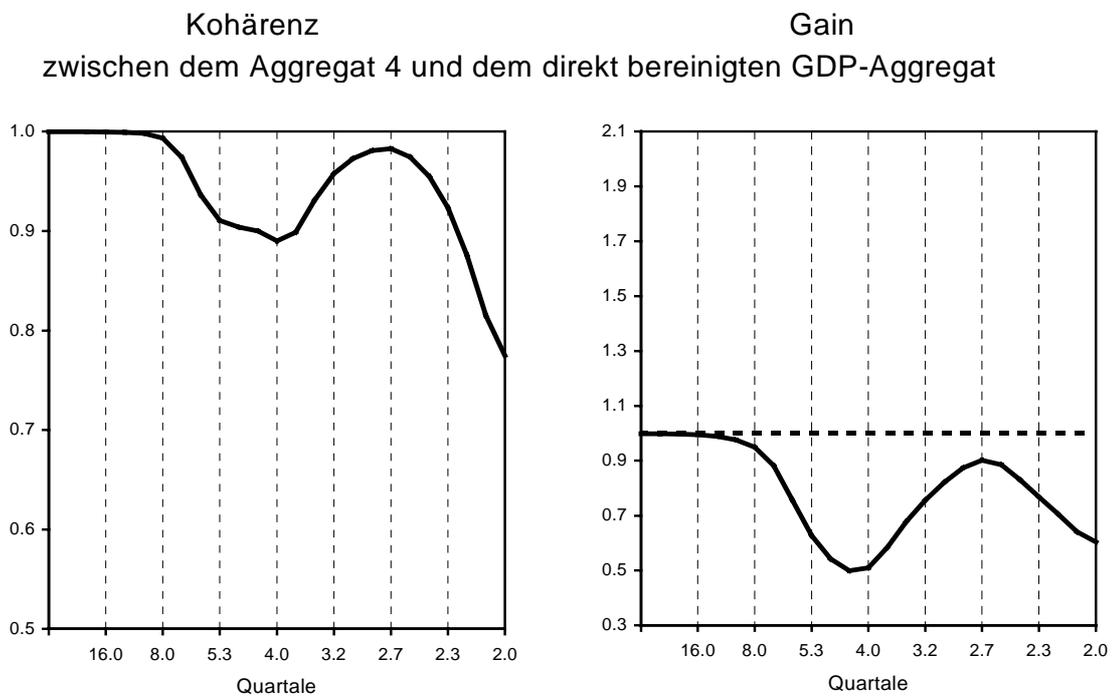
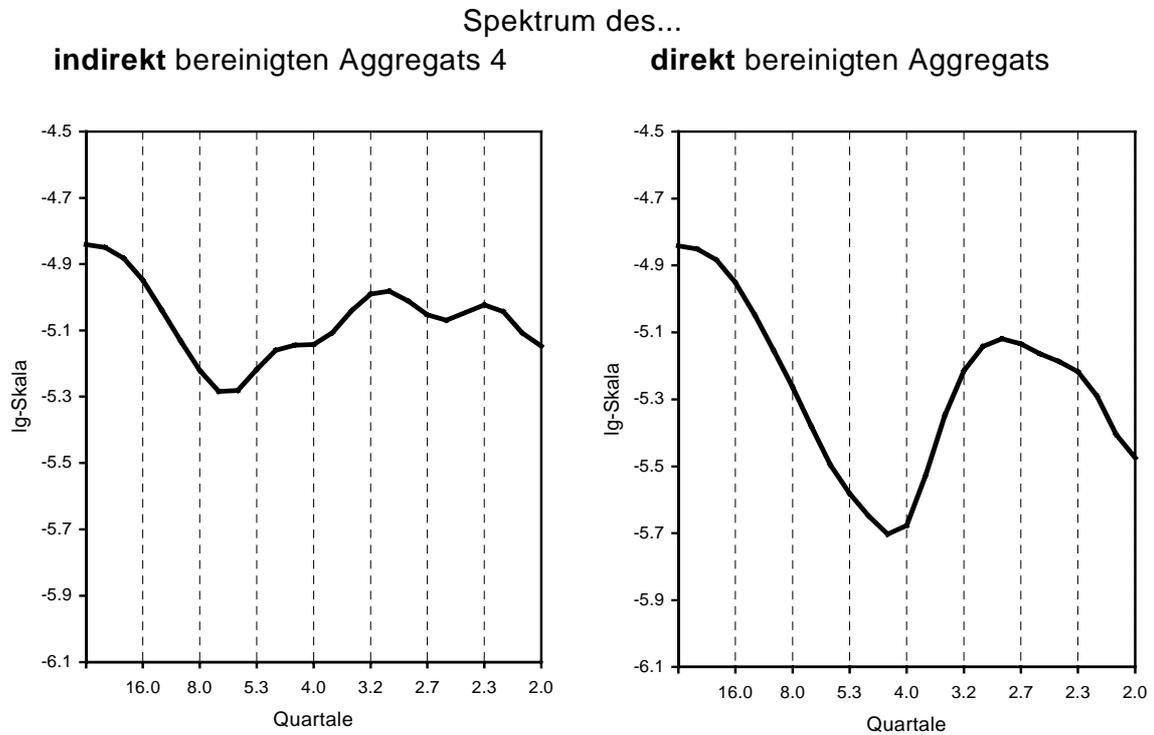
## Spektralanalyse von Aggregat 4<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version



1) Aggregat 4=WGER (X12\_mu)+IT (X12\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-27

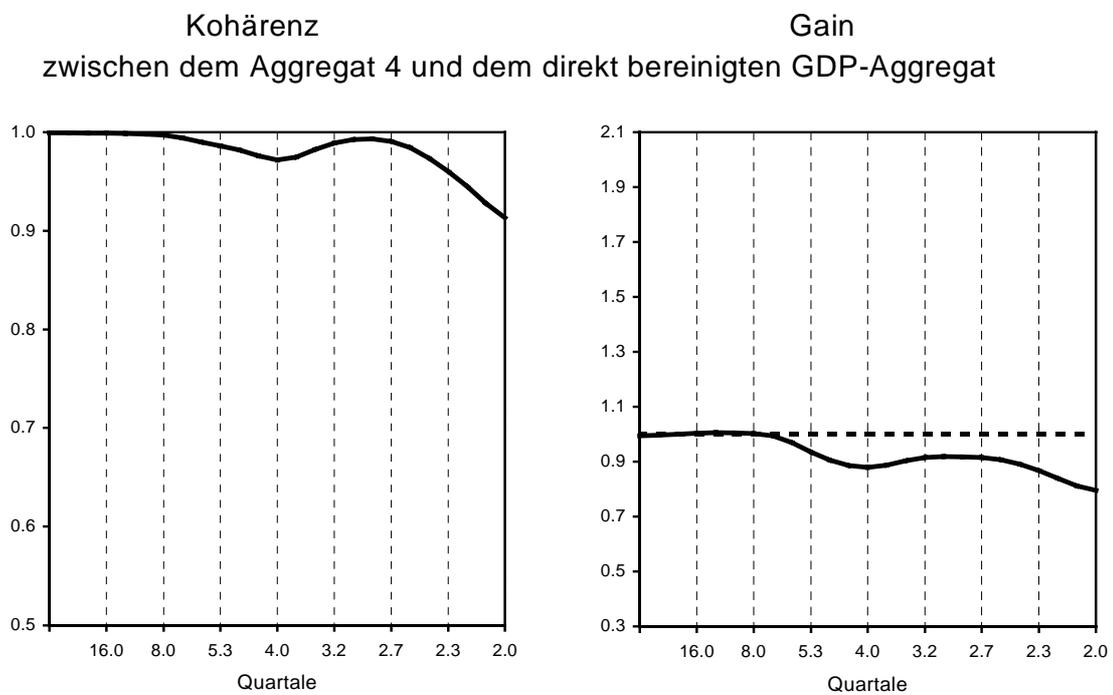
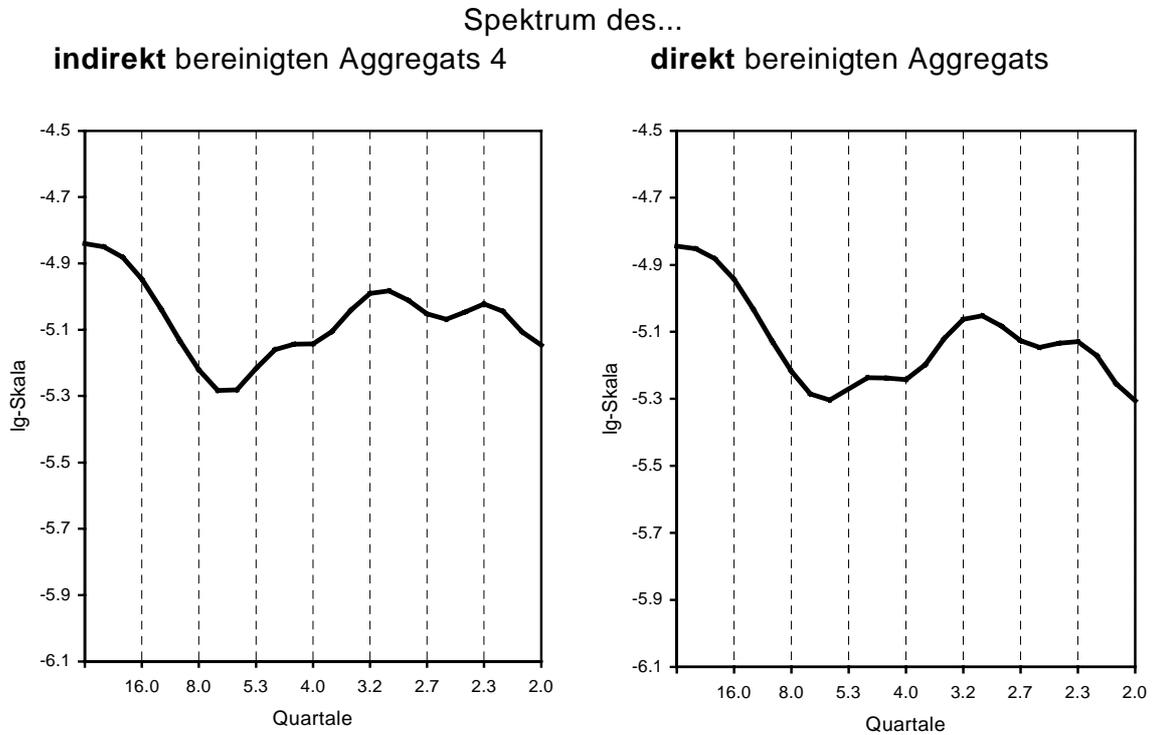
## Spektralanalyse von Aggregat 4<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, multiplikative Version



1) Aggregat 4=WGER (X12\_mu)+IT (X12\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-28

# Spektralanalyse von Aggregat 4<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, additive Version

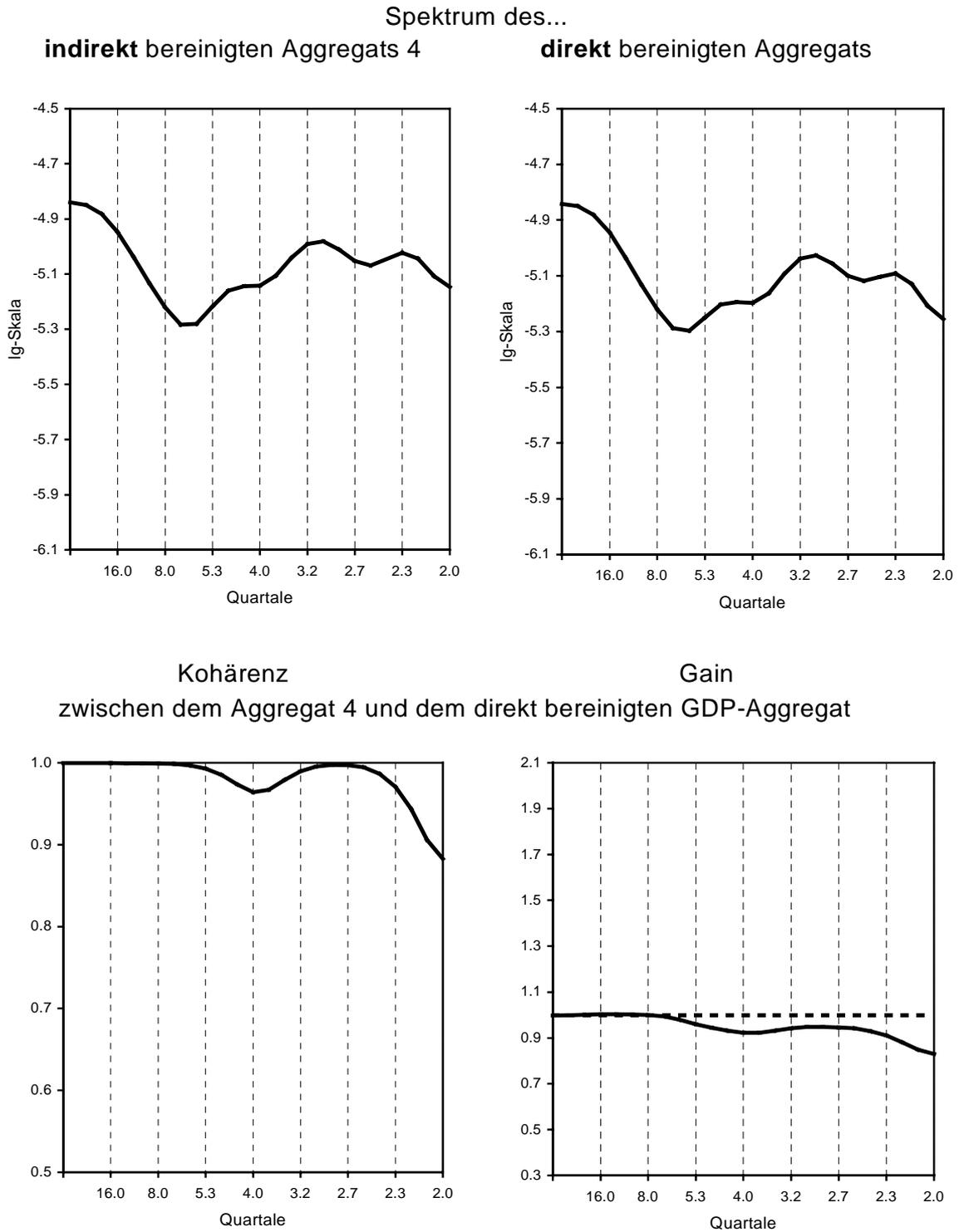


1) Aggregat 4=WGER (X12\_mu)+IT (X12\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-29

## Spektralanalyse von Aggregat 4<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, multiplikative Version

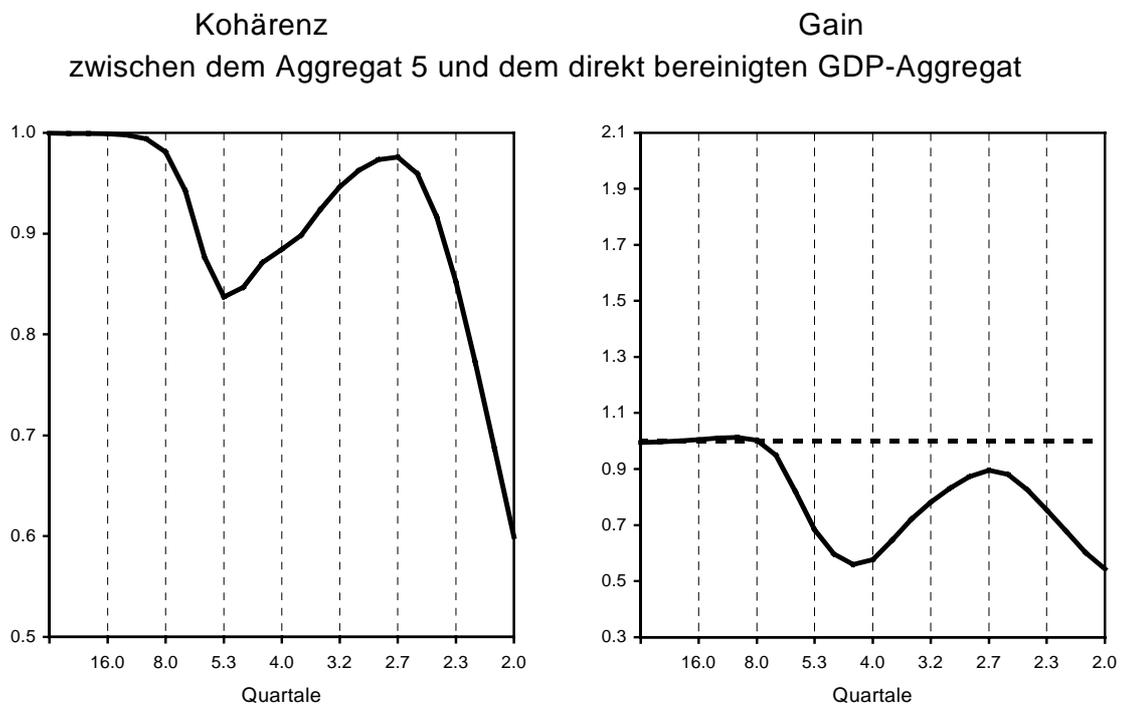
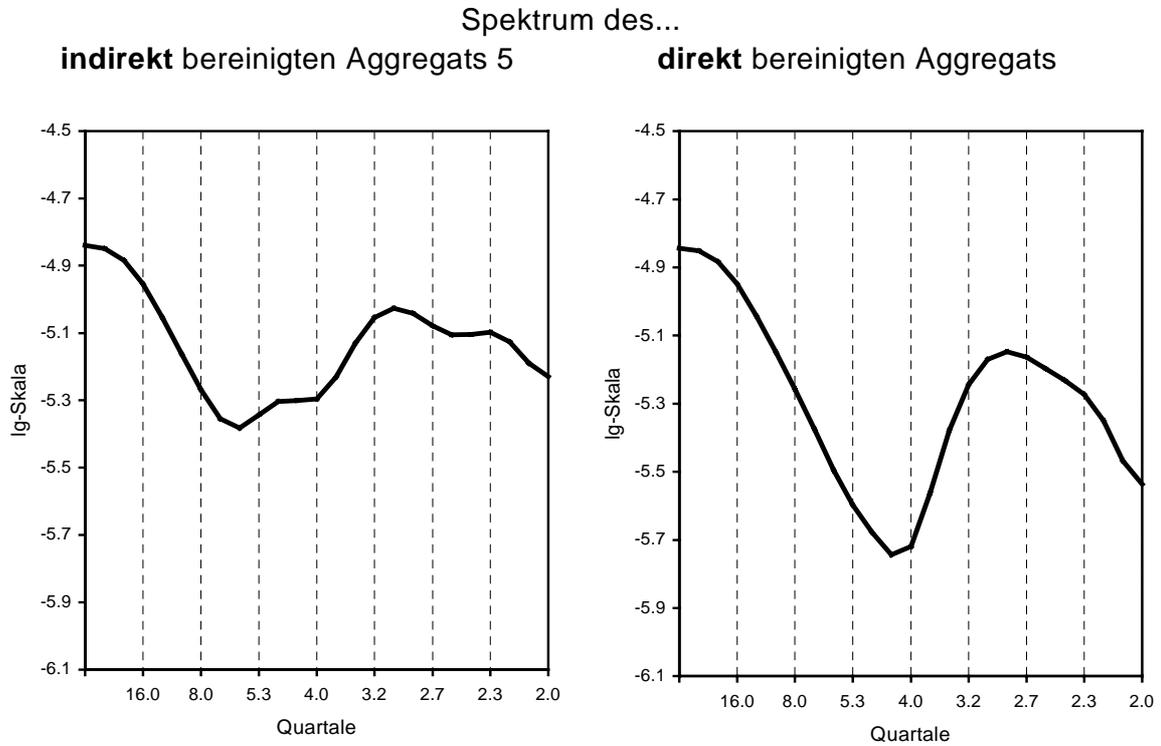


1) Aggregat 4=WGER (X12\_mu)+IT (X12\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-30

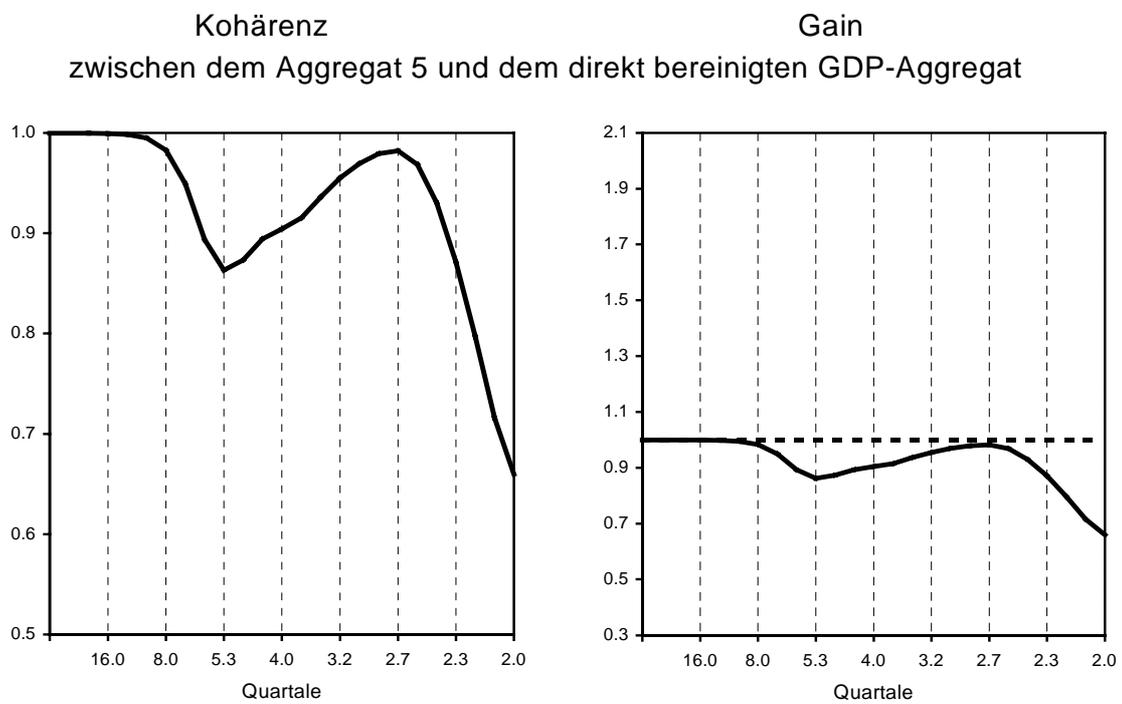
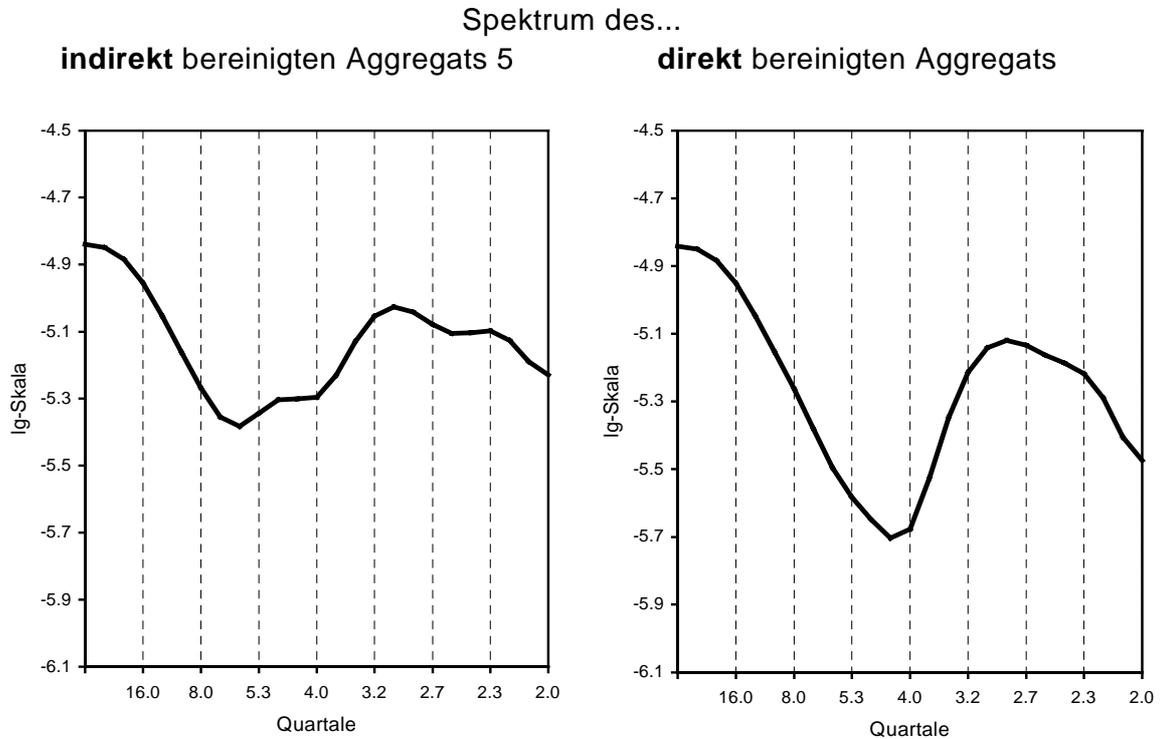
# Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version



1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-31

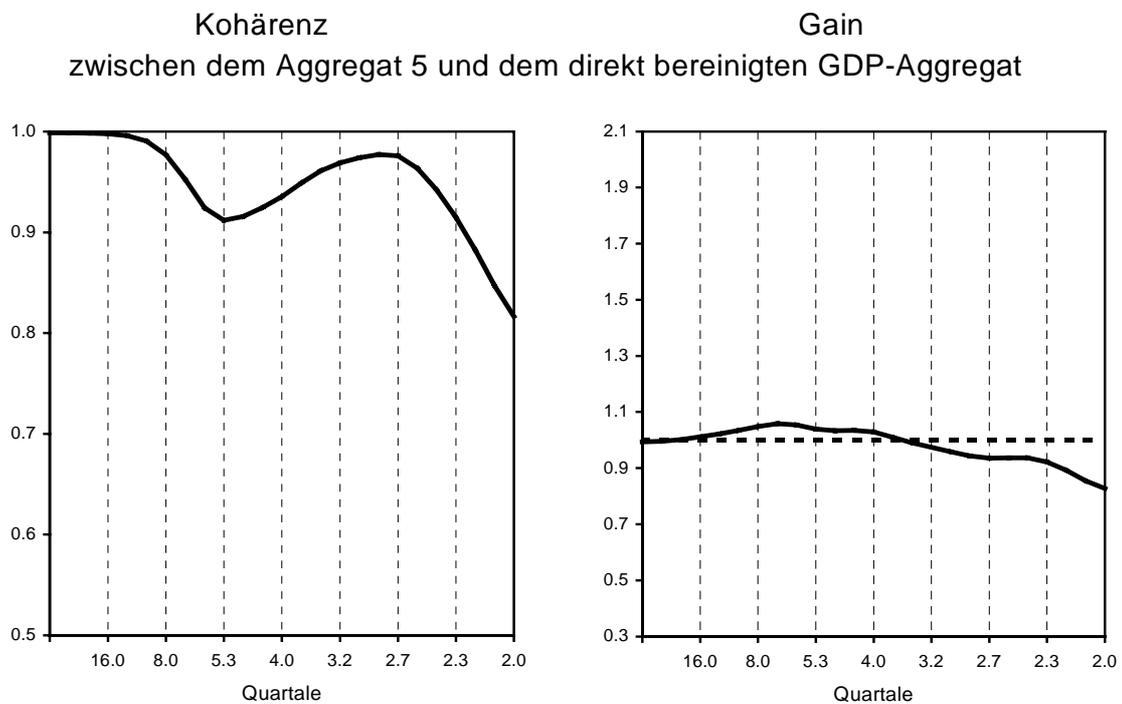
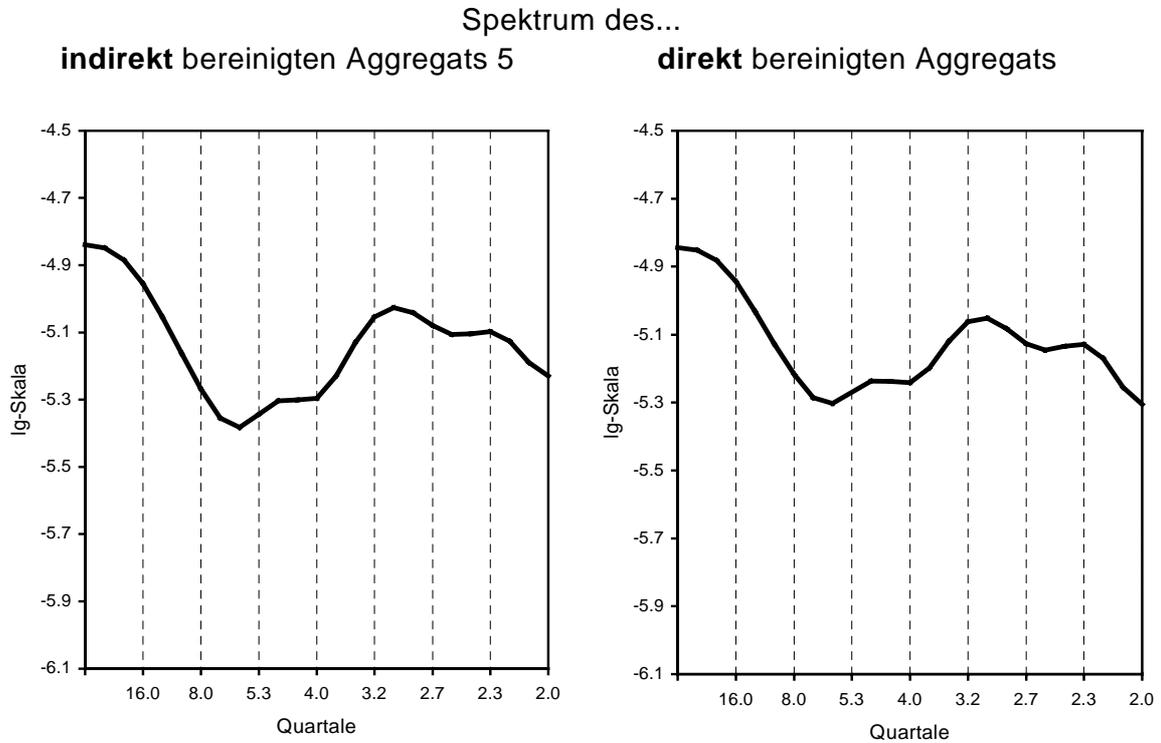
## Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat TRAMO/SEATS, multiplikative Version



1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-32

## Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes GDP-Aggregat X12-ARIMA, additive Version



1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-33

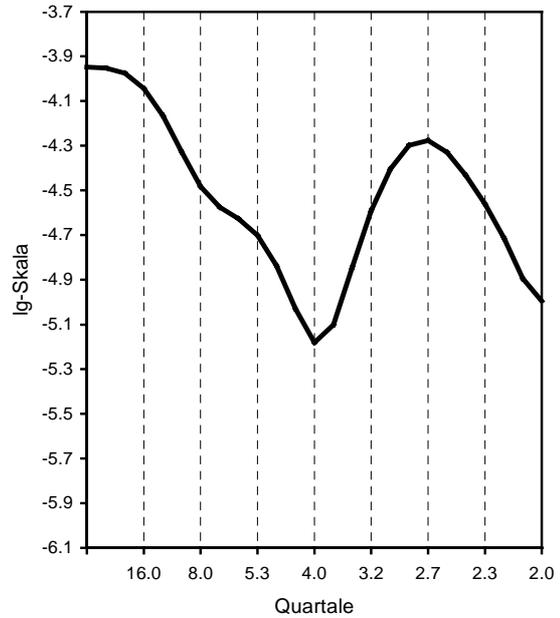
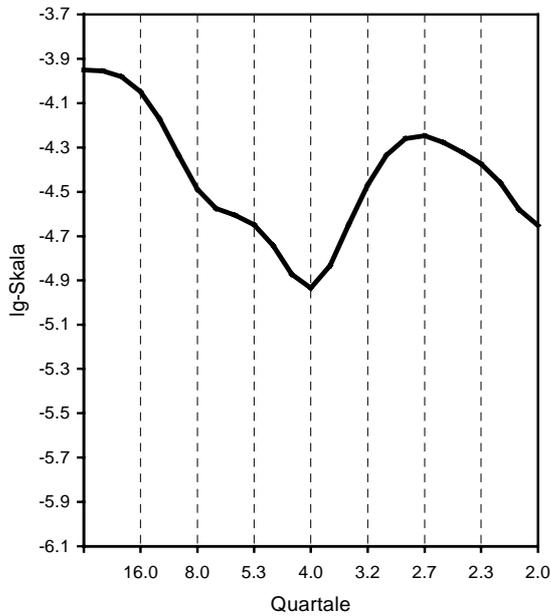
# Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat

## BV4

Spektrum des...

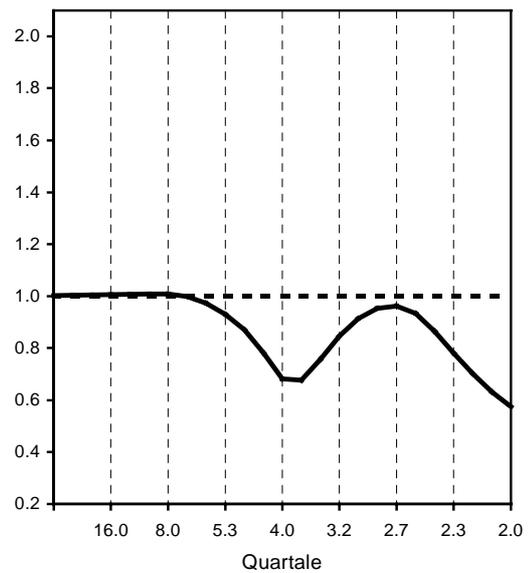
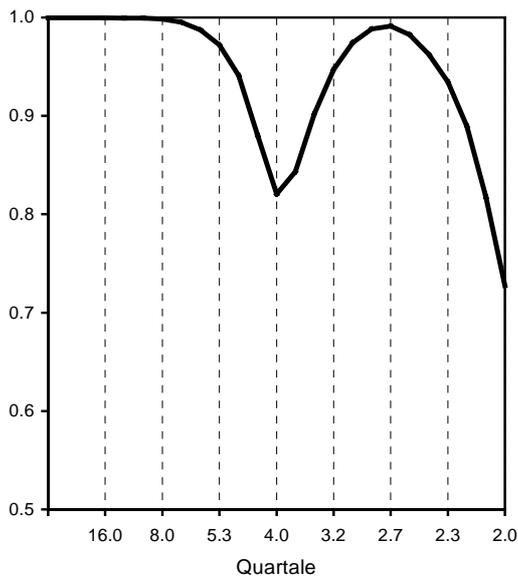
**indirekt** bereinigten Aggregats 1

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz**  
zwischen dem Aggregat 1 und dem direkt bereinigten IFC-Aggregat

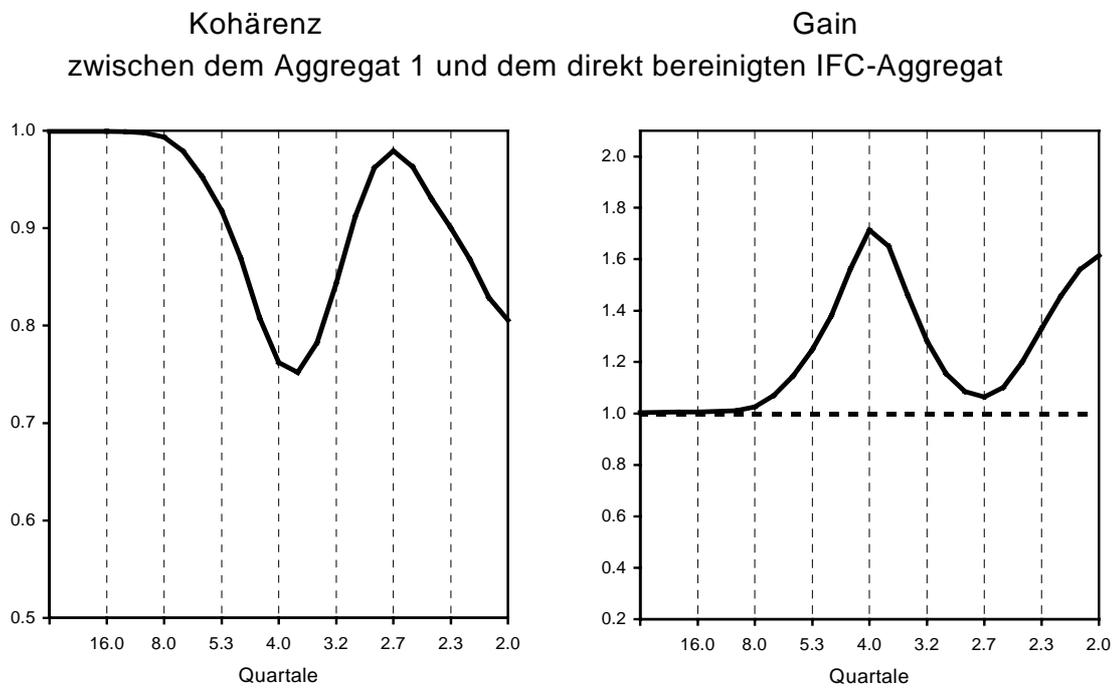
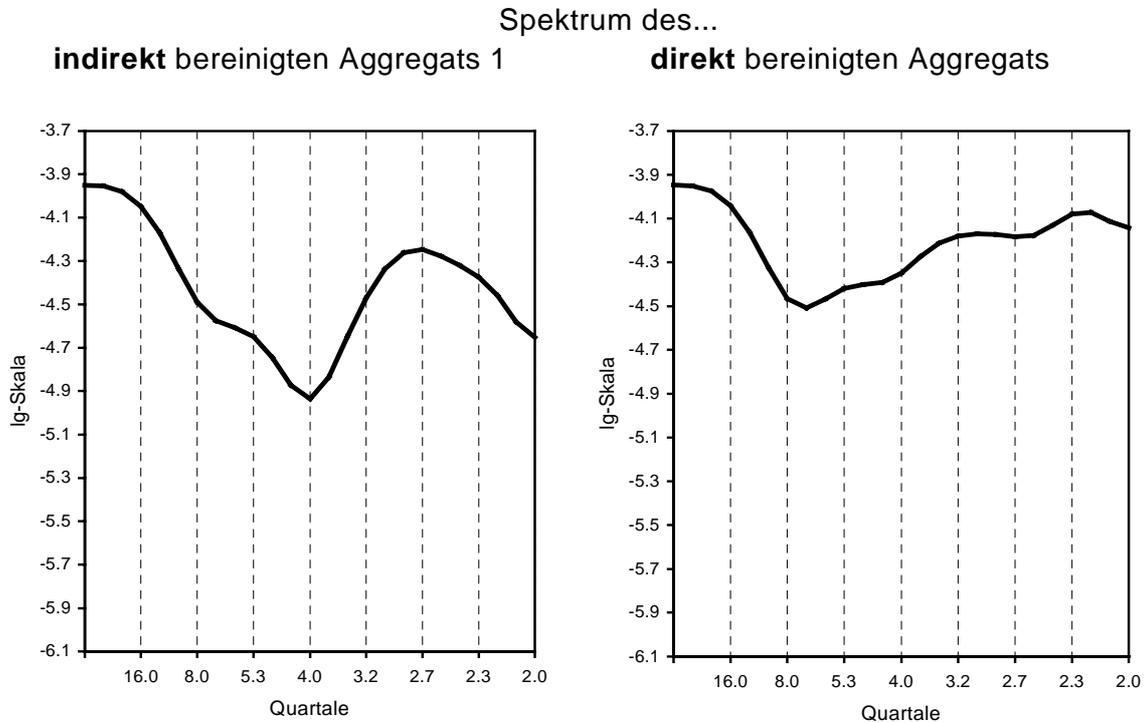
**Gain**



1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-34

# Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version



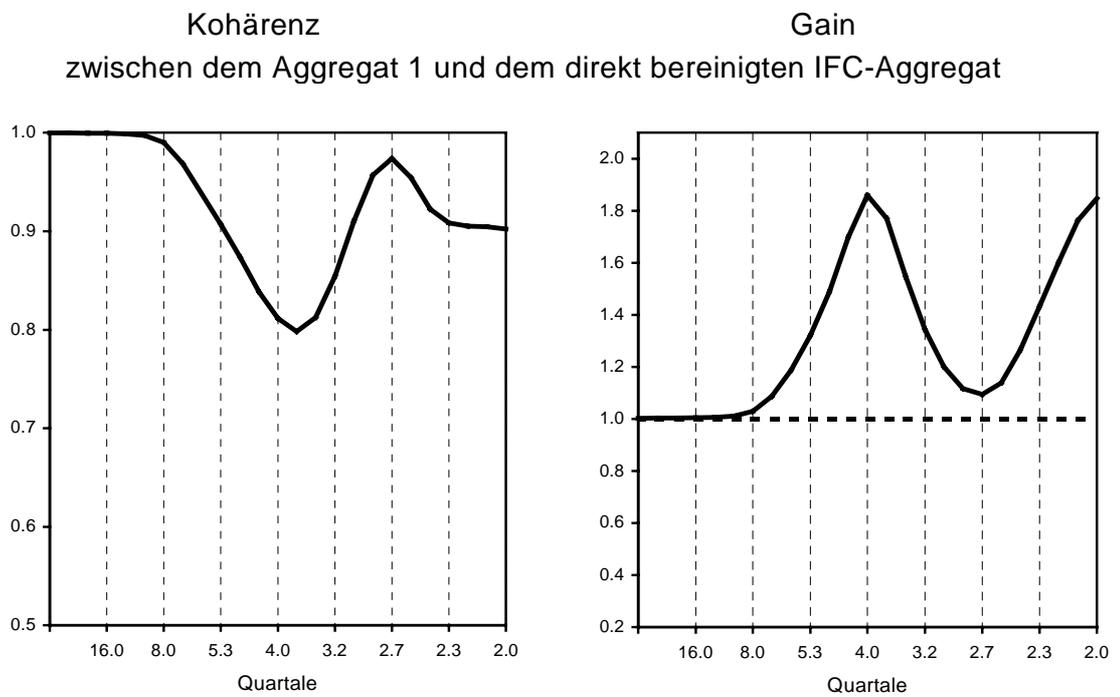
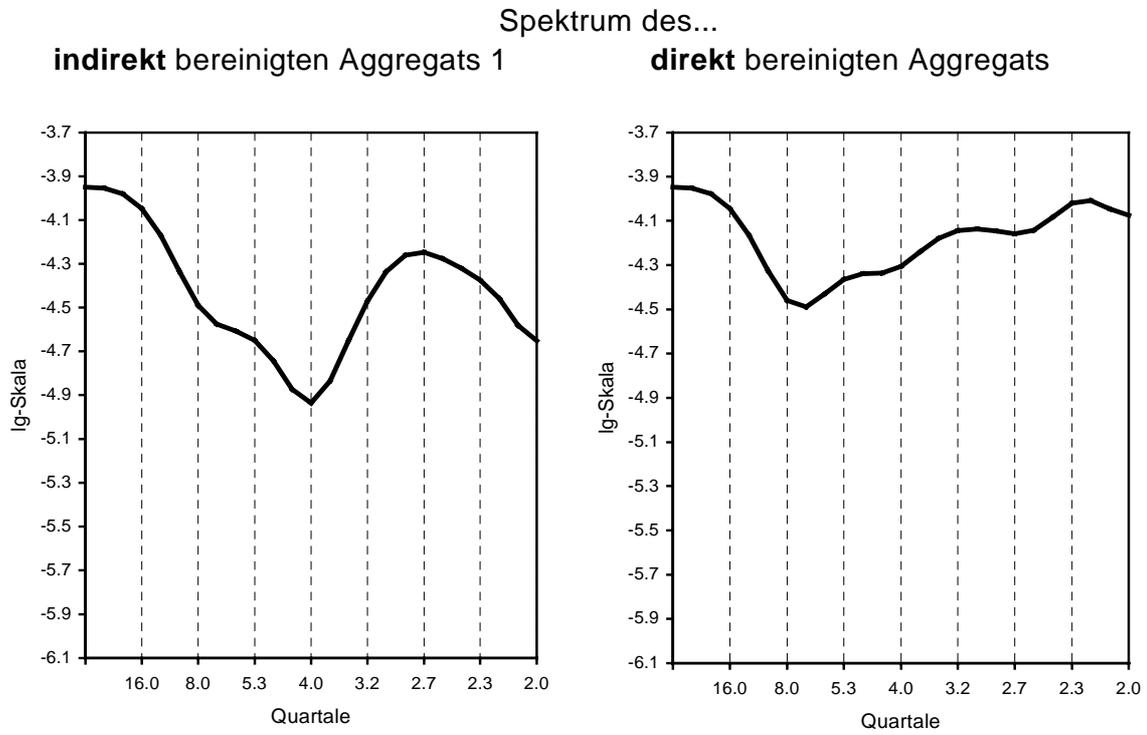
1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-35



# Spektralanalyse von Aggregat 1<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat X12-ARIMA, additive Version



1) Aggregat 1=WGER (BV4)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-37



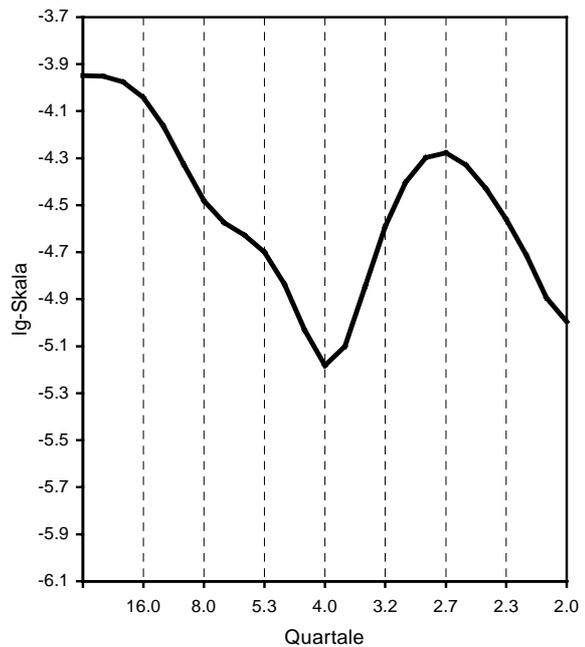
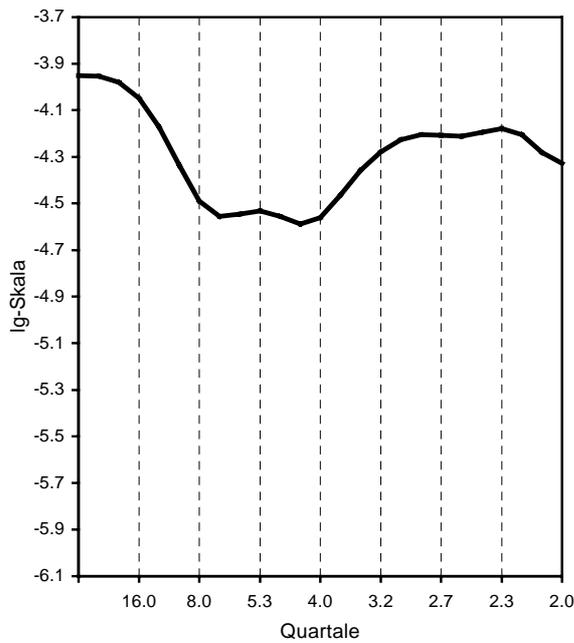
# Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat

## BV4

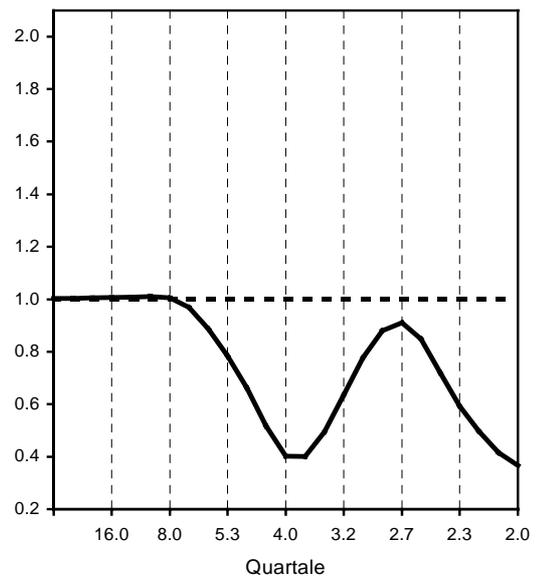
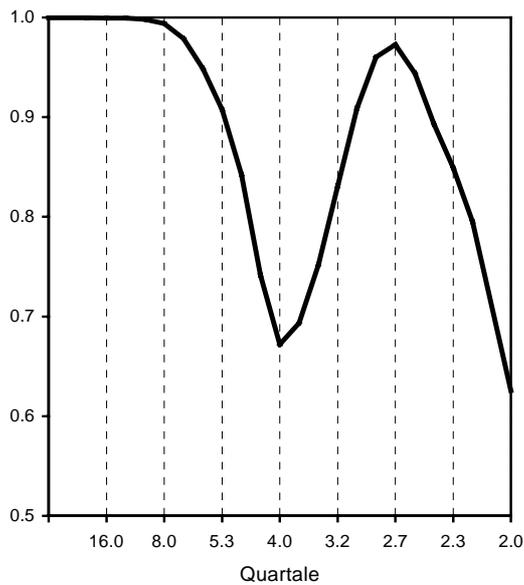
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats 2

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem Aggregat 2 und dem direkt bereinigten IFC-Aggregat

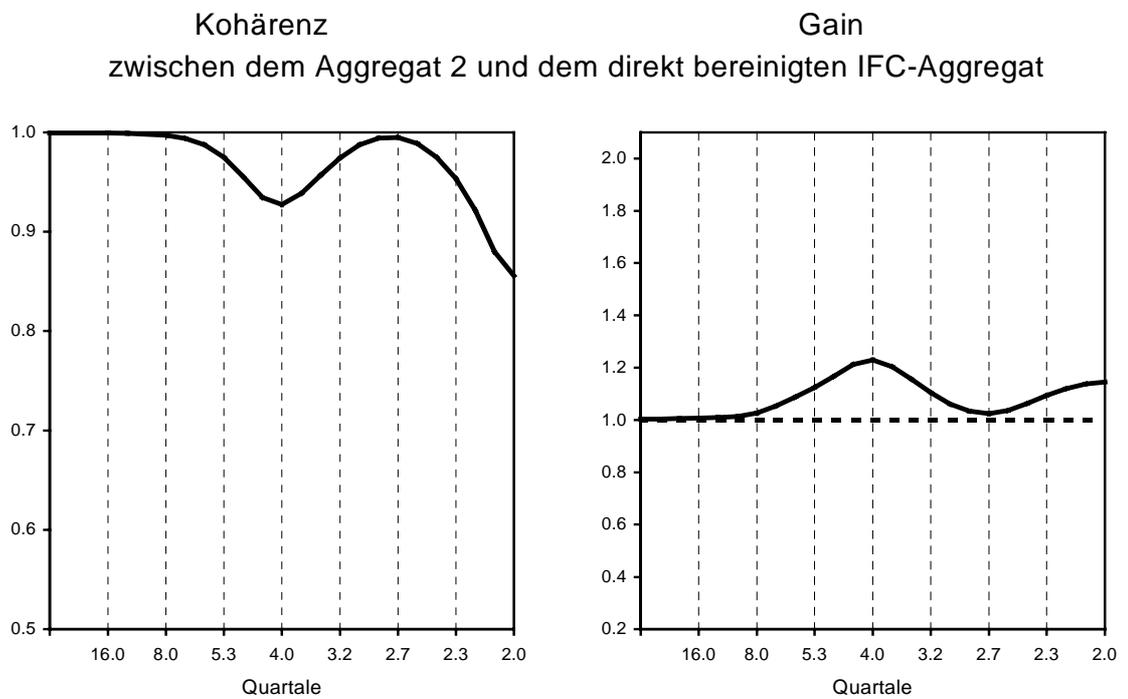
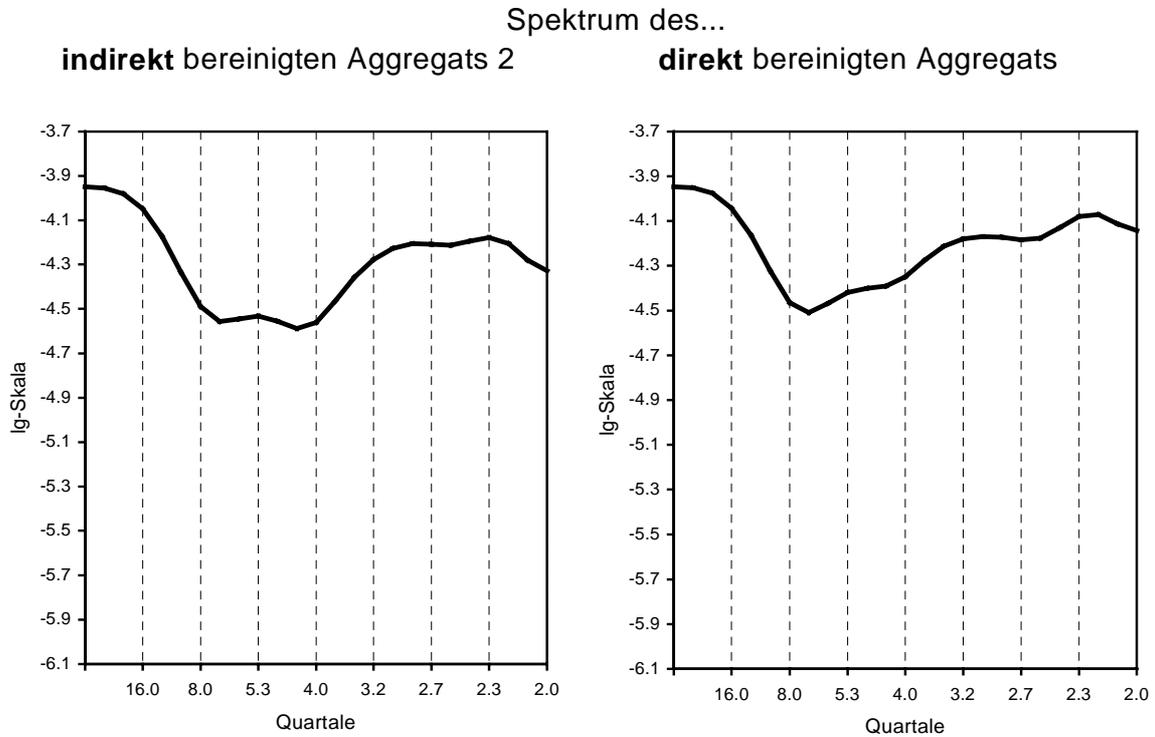


1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-39

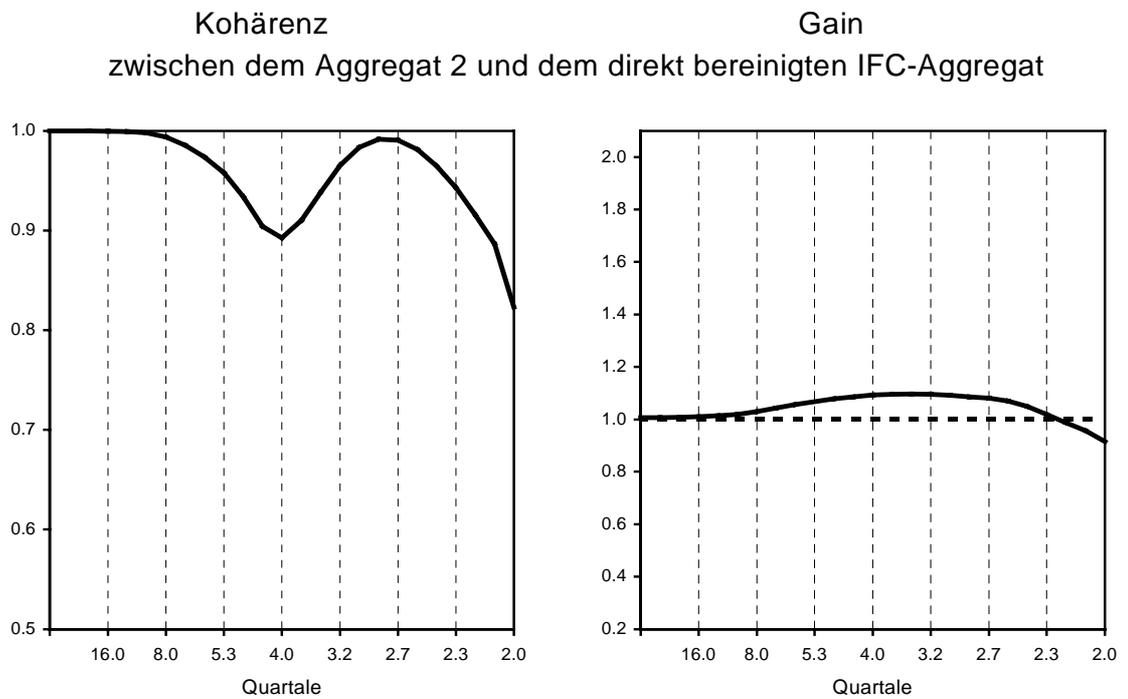
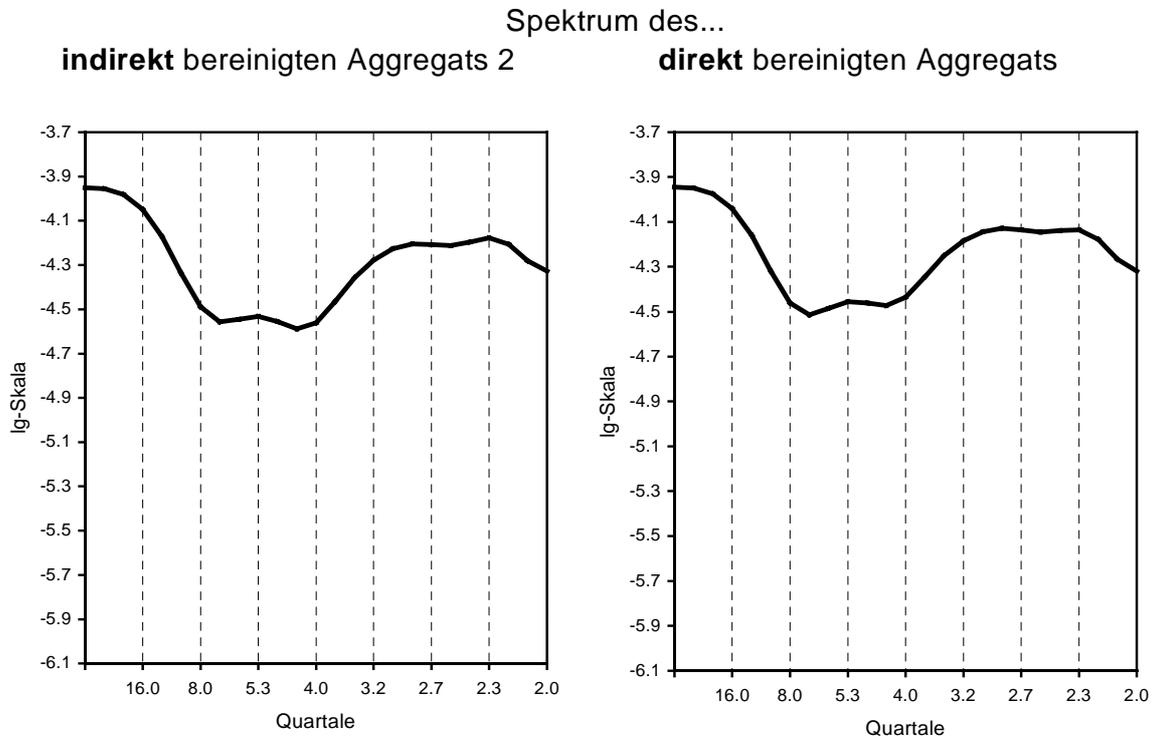
## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version



1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-40

## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat TRAMO/SEATS, multiplikative Version

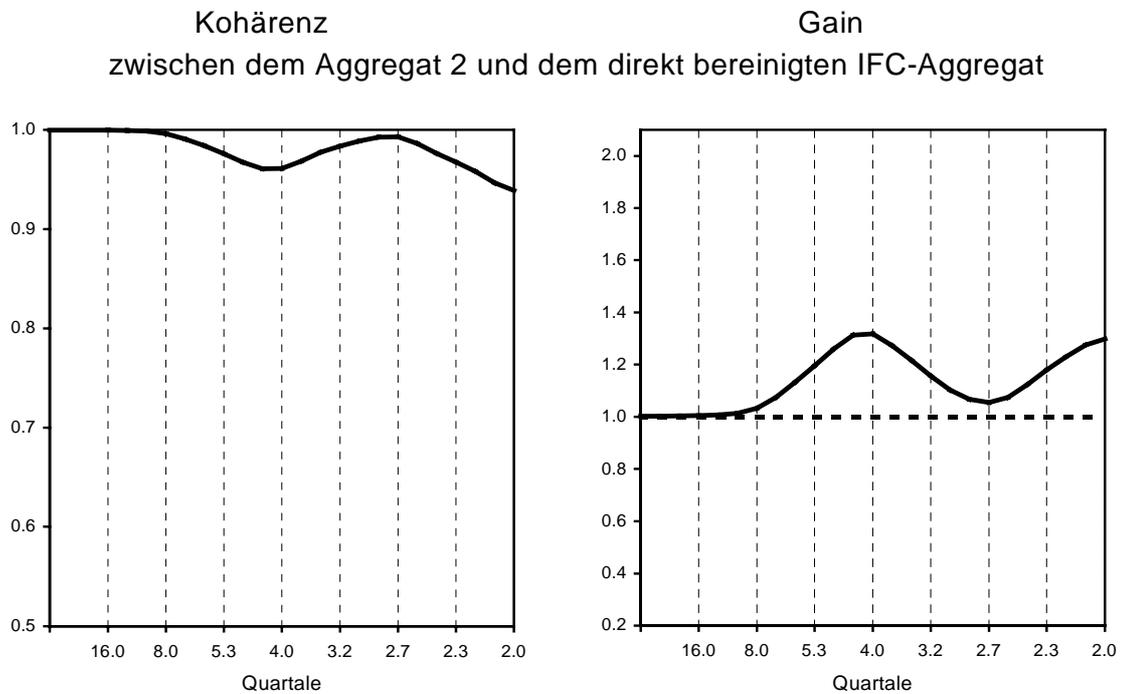
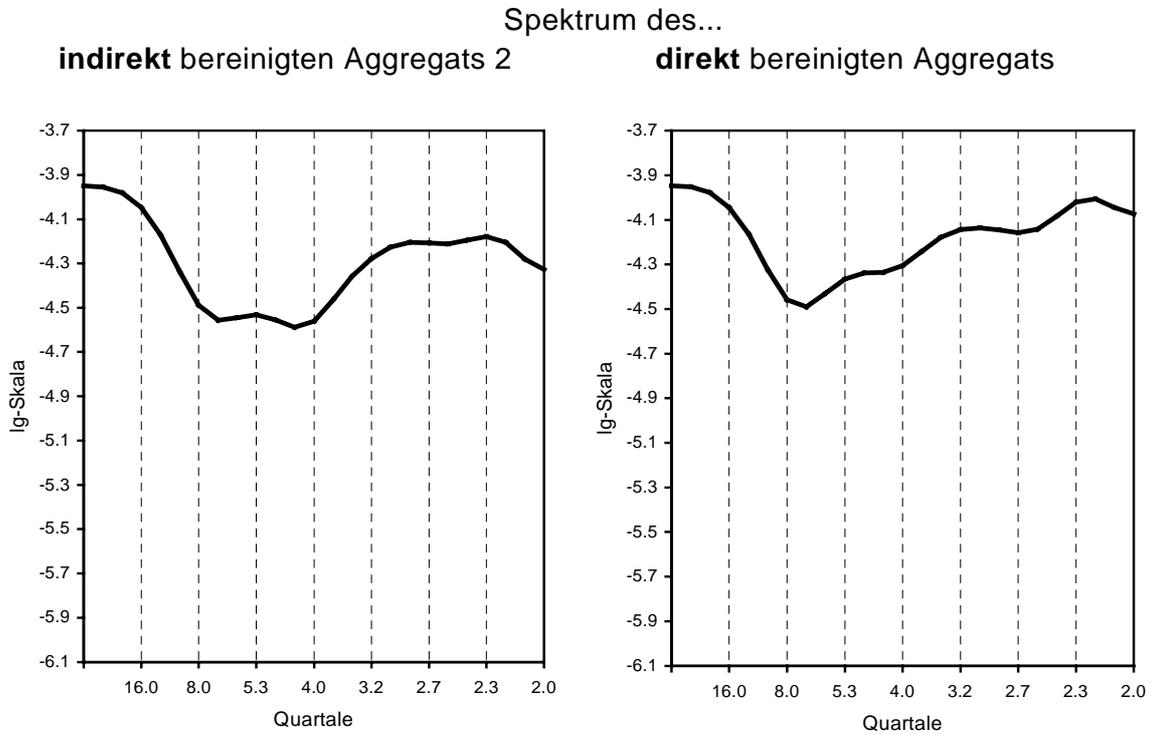


1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-41

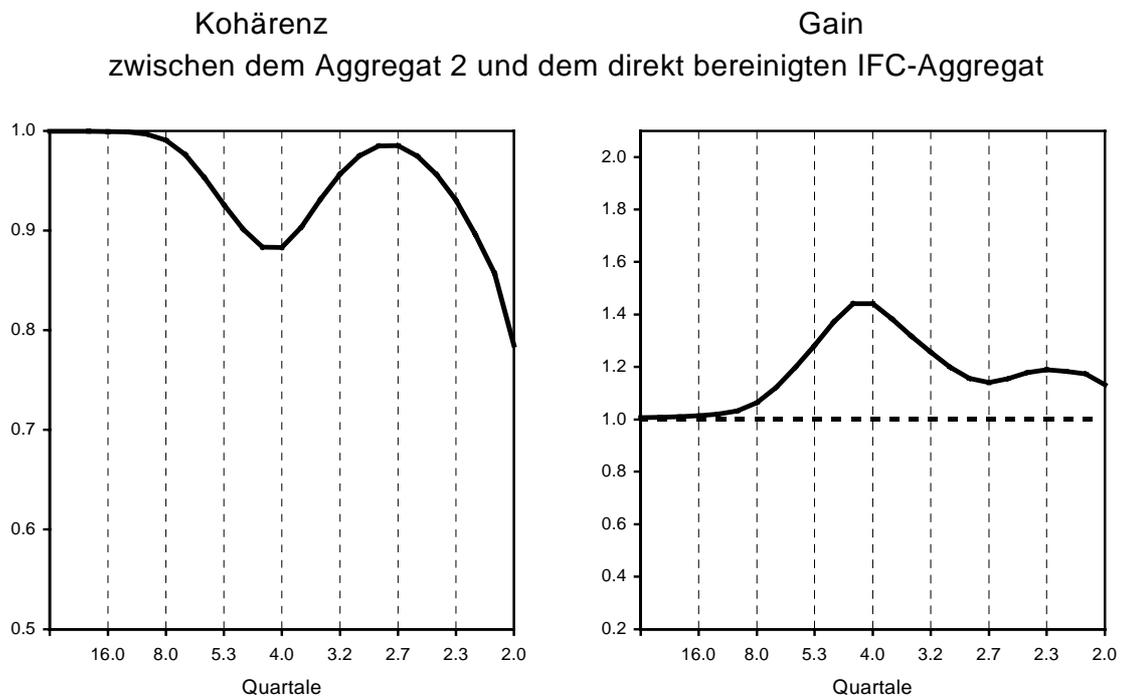
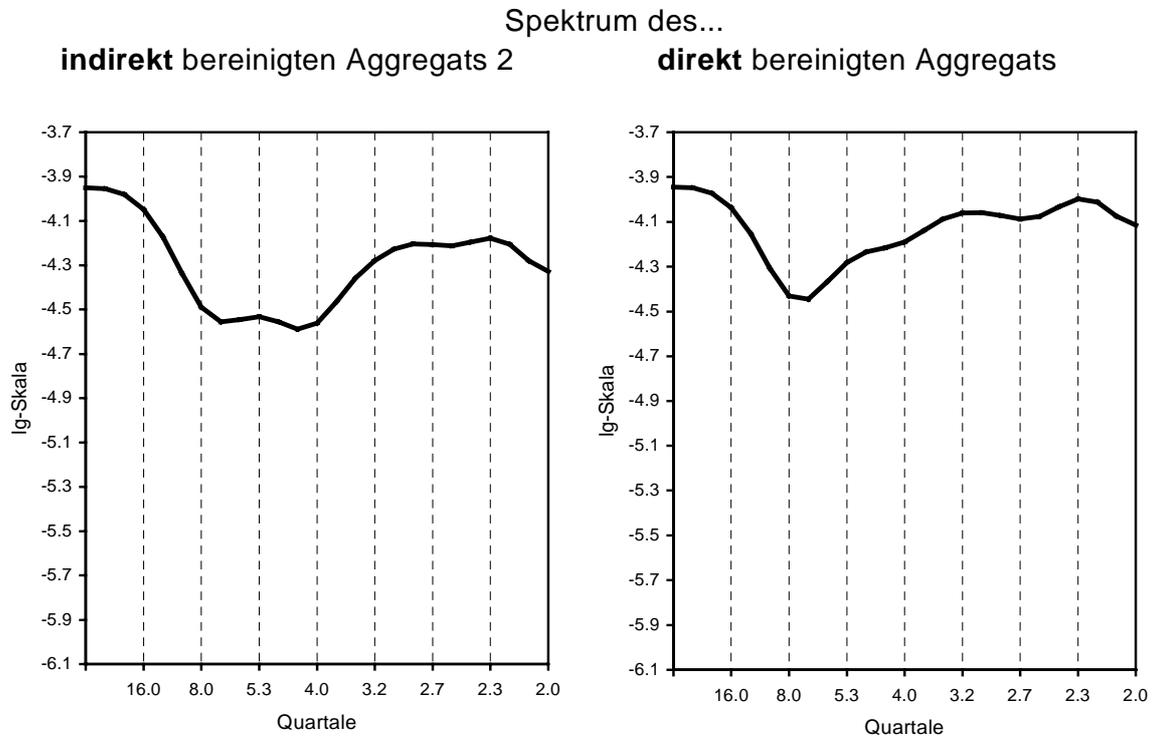
## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat X12-ARIMA, additive Version



1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-42

## Spektralanalyse von Aggregat 2<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat X12-ARIMA, multiplikative Version



1) Aggregat 2=WGER (T/S\_ad)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-43

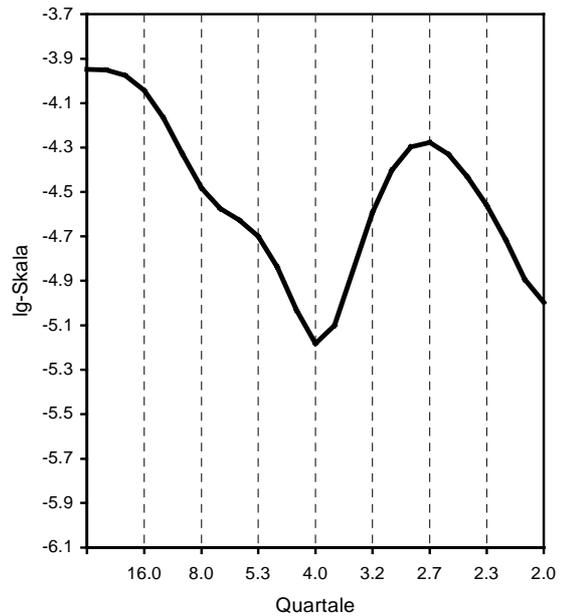
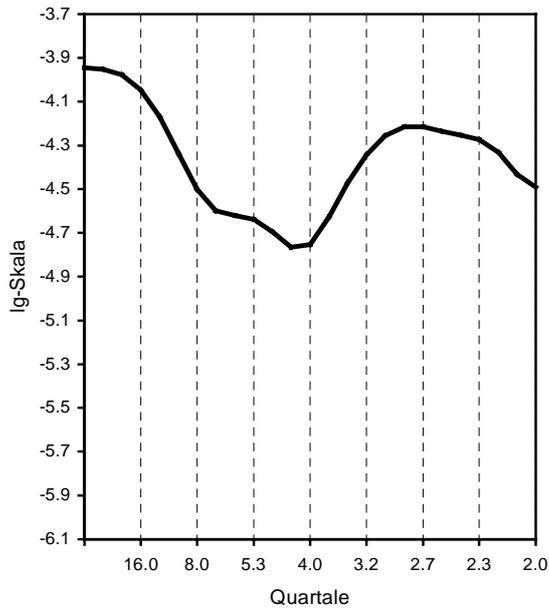
# Spektralanalyse von Aggregat 3<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat

## BV4

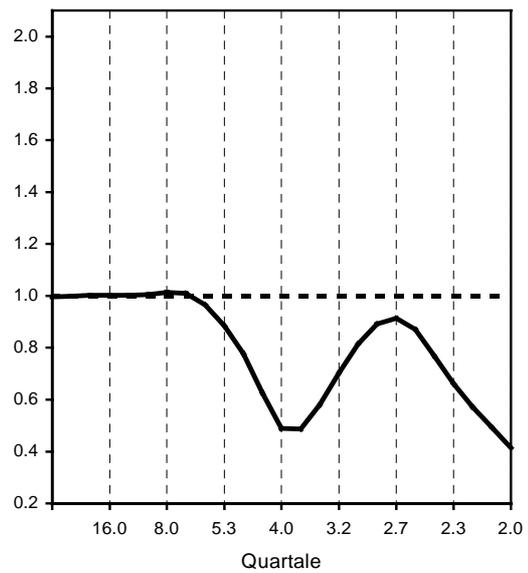
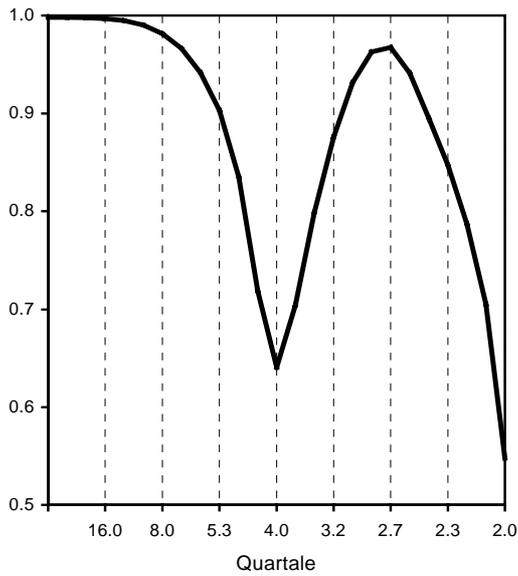
Spektrum des...

**indirekt** bereinigten Aggregats 3

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** **Gain**  
zwischen dem Aggregat 3 und dem direkt bereinigten IFC-Aggregat



1) Aggregat 3=WGER (T/S\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-44









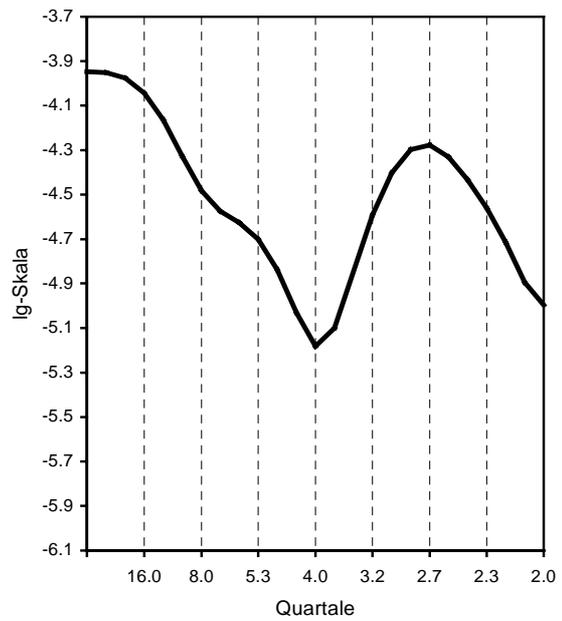
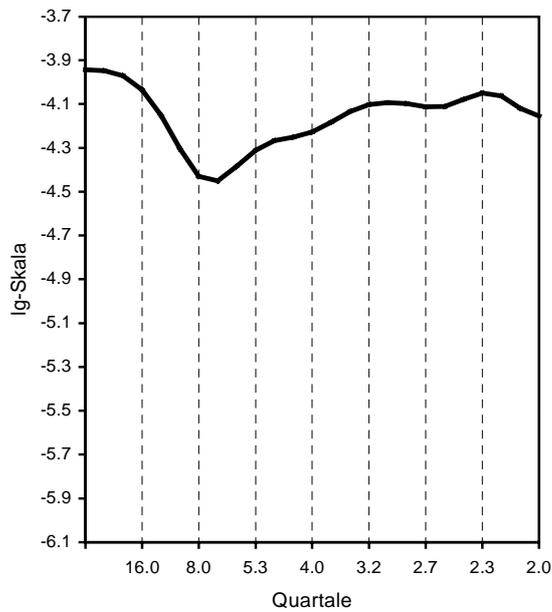
# Spektralanalyse von Aggregat 4<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat

## BV4

Spektrum des...

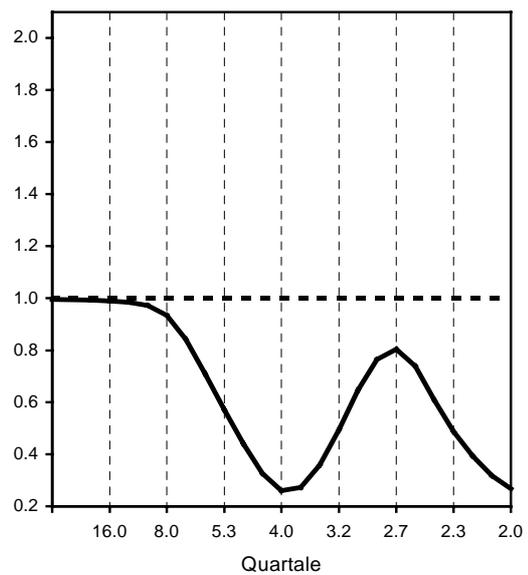
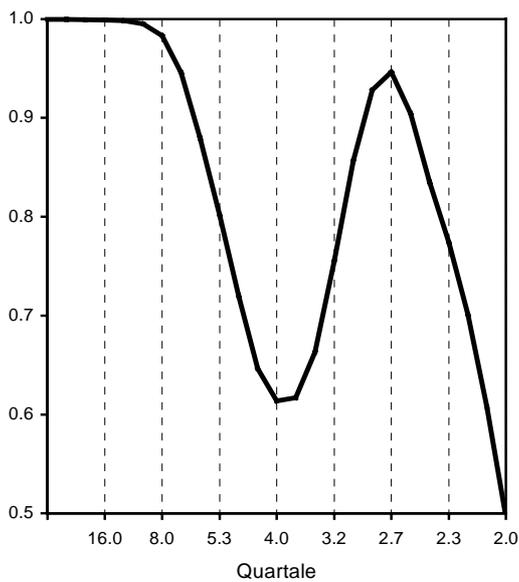
**indirekt** bereinigten Aggregats 4

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** zwischen dem Aggregat 4 und dem direkt bereinigten IFC-Aggregat

**Gain**



1) Aggregat 4=WGER (X12\_mu)+IT (X12\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-49









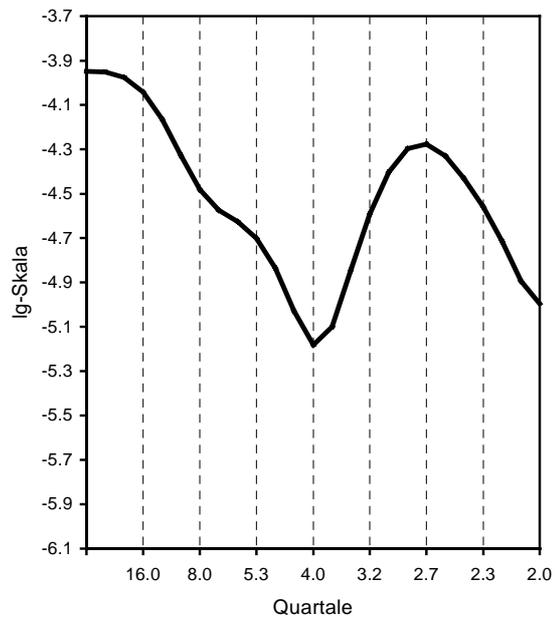
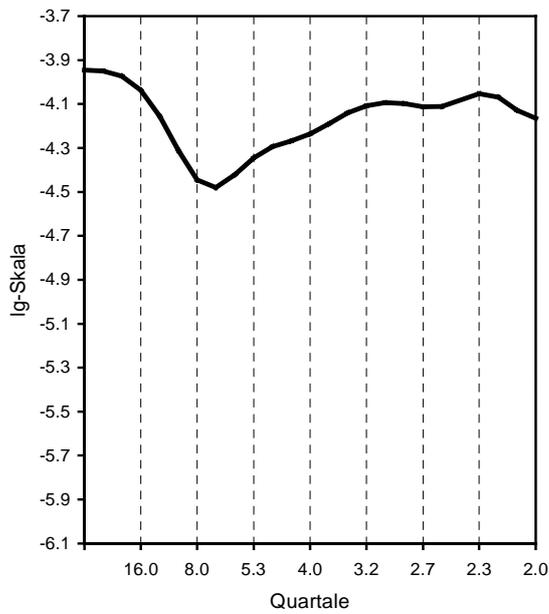
# Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat

## BV4

Spektrum des...

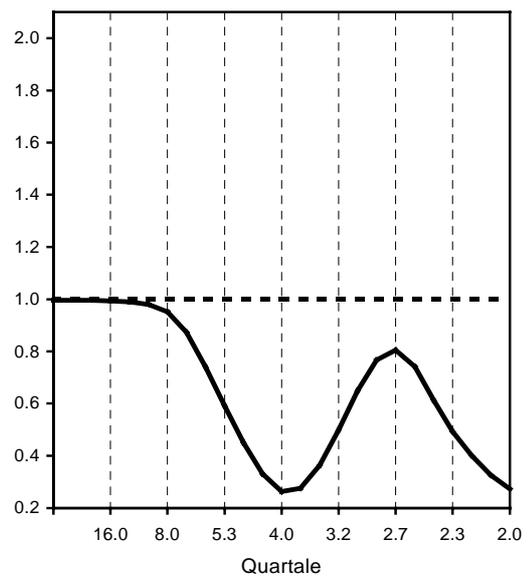
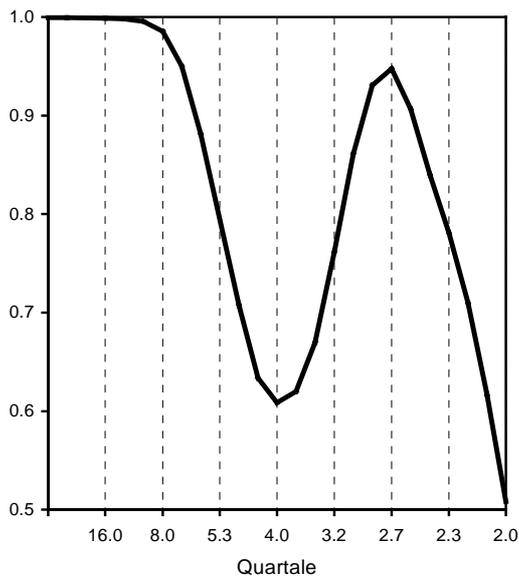
**indirekt** bereinigten Aggregats 5

**direkt** bereinigten Aggregats



**Kohärenz** zwischen dem Aggregat 5 und dem direkt bereinigten IFC-Aggregat

**Gain**

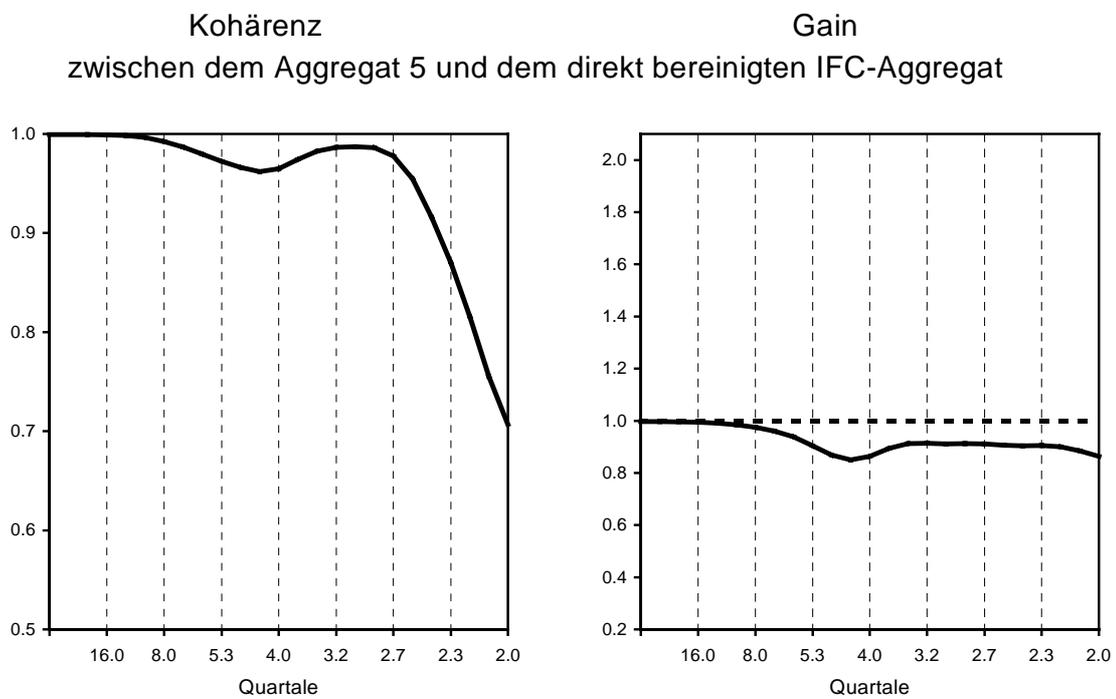
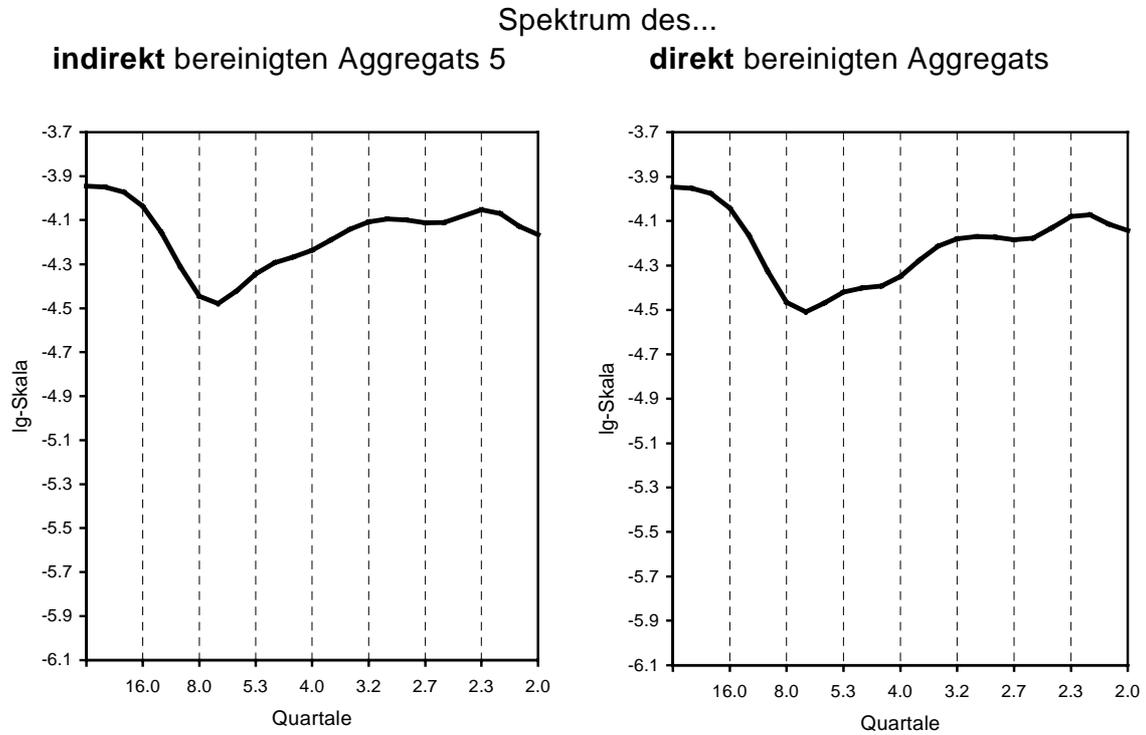


1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-54

## Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat TRAMO/SEATS, additive Version

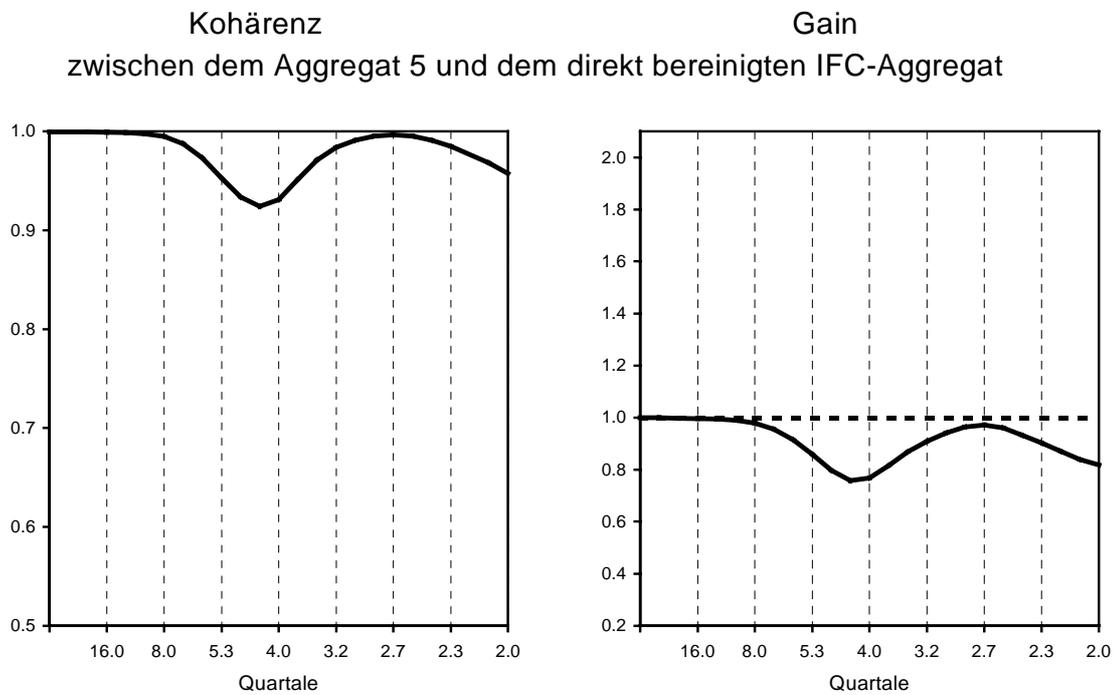
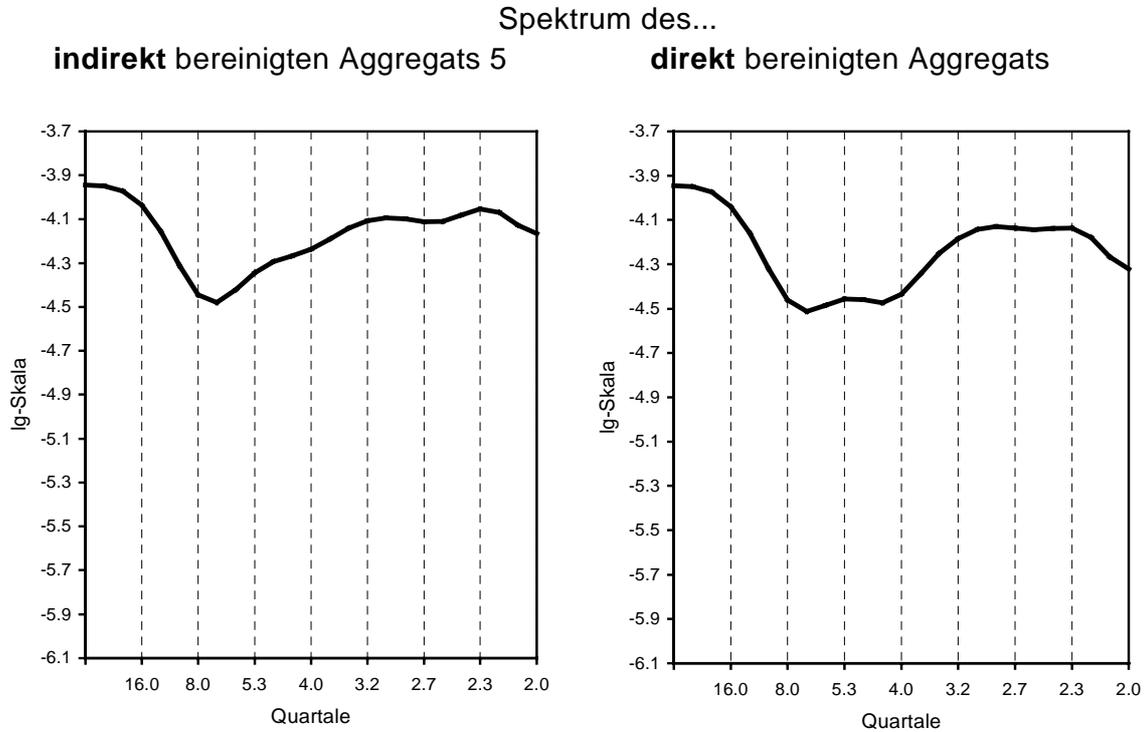


1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)

Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-55

# Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat TRAMO/SEATS, multiplikative Version

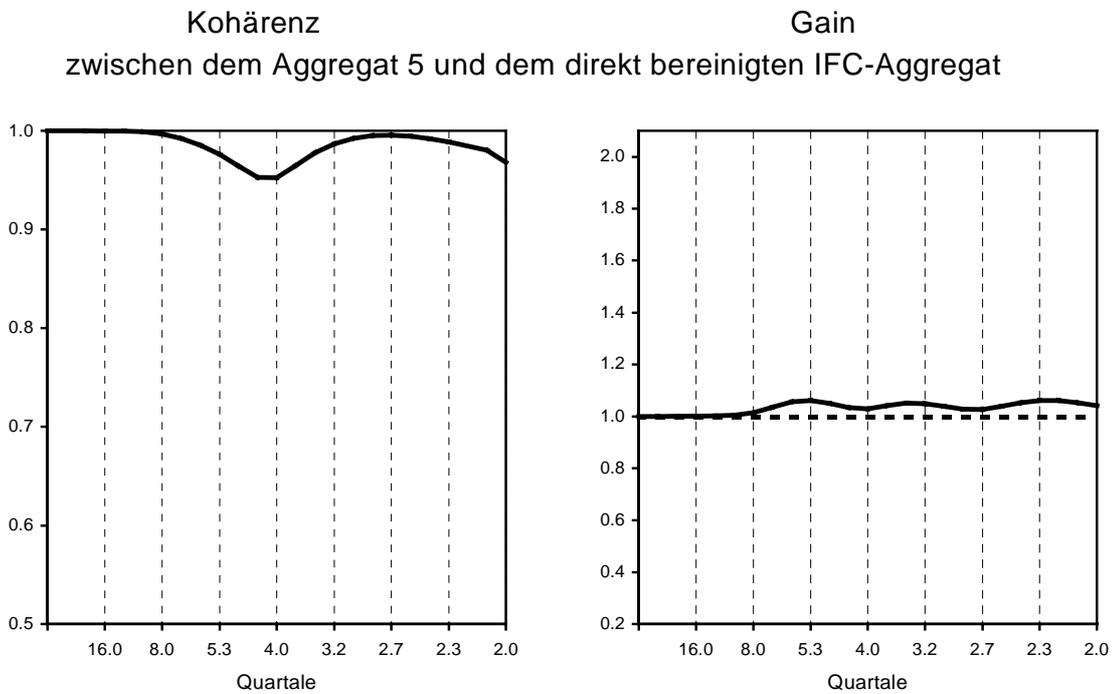
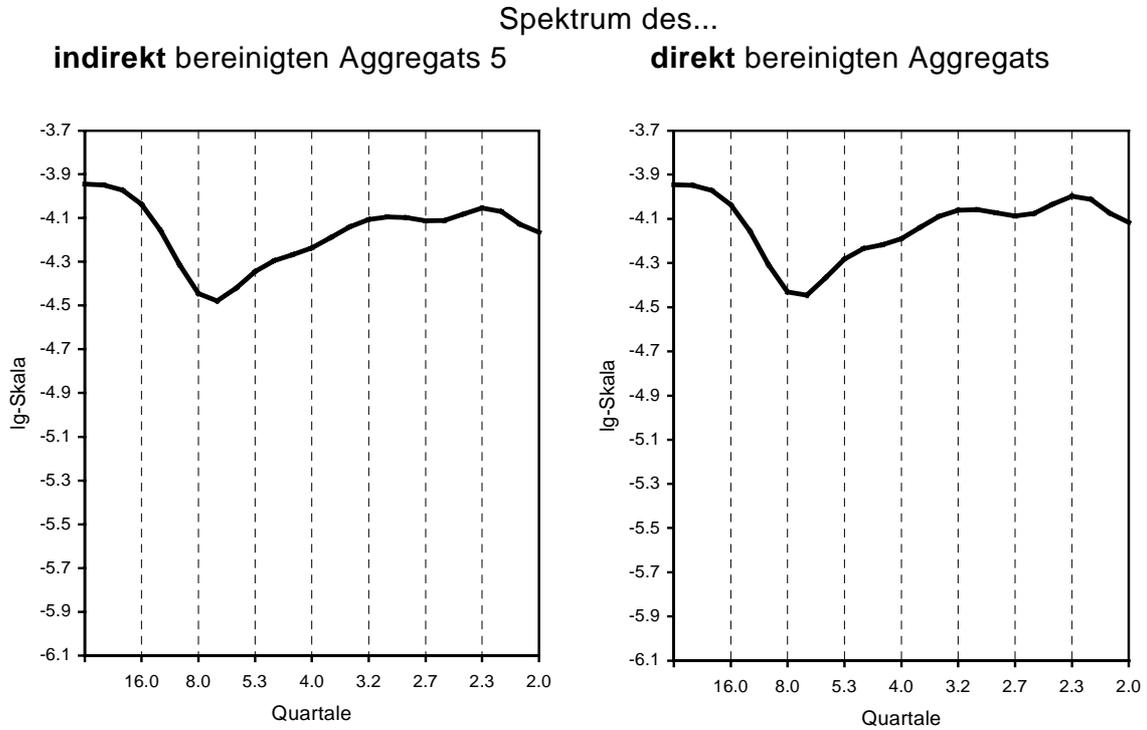


1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-56



## Spektralanalyse von Aggregat 5<sup>1)</sup> versus direkt saisonbereinigtes IFC-Aggregat X12-ARIMA, multiplikative Version



1) Aggregat 5=WGER (X12\_mu)+IT (T/S\_mu)+NL (X12\_mu)+AT (T/S\_ad)+FI (X12\_ad)  
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.2-58

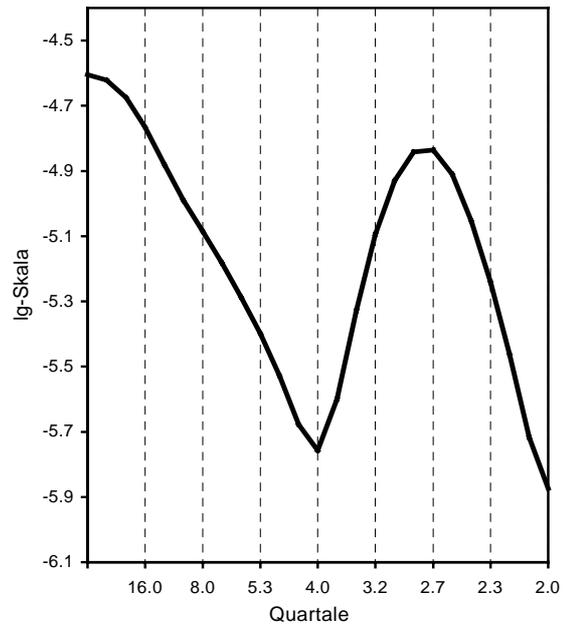
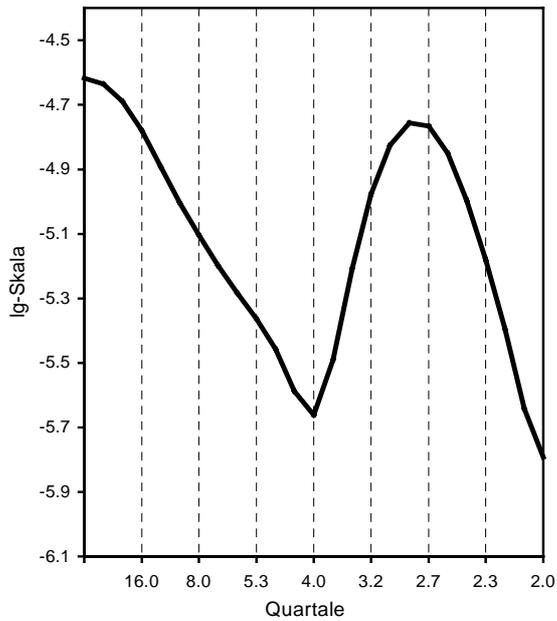
# Spektralanalyse GDP für Westdeutschland

## BV4

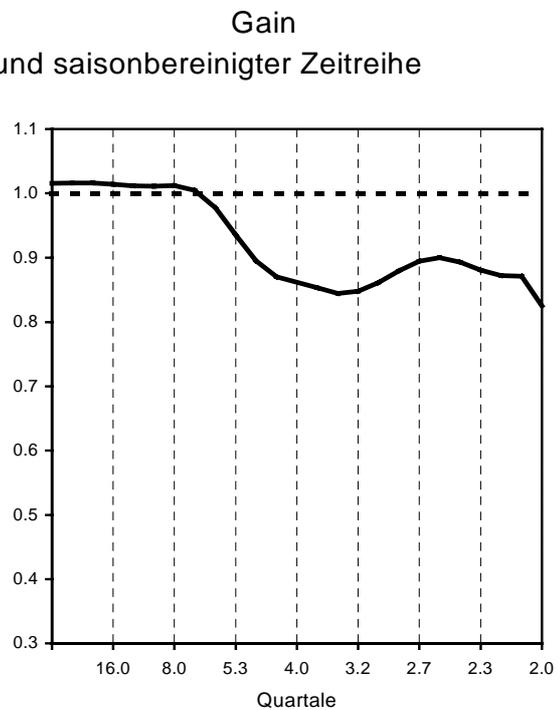
Spektrum der ...

saisonbereinigten Zeitreihe

kalender- und saisonbereinigten  
Zeitreihe (Arbeitstagesfaktor 10)



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



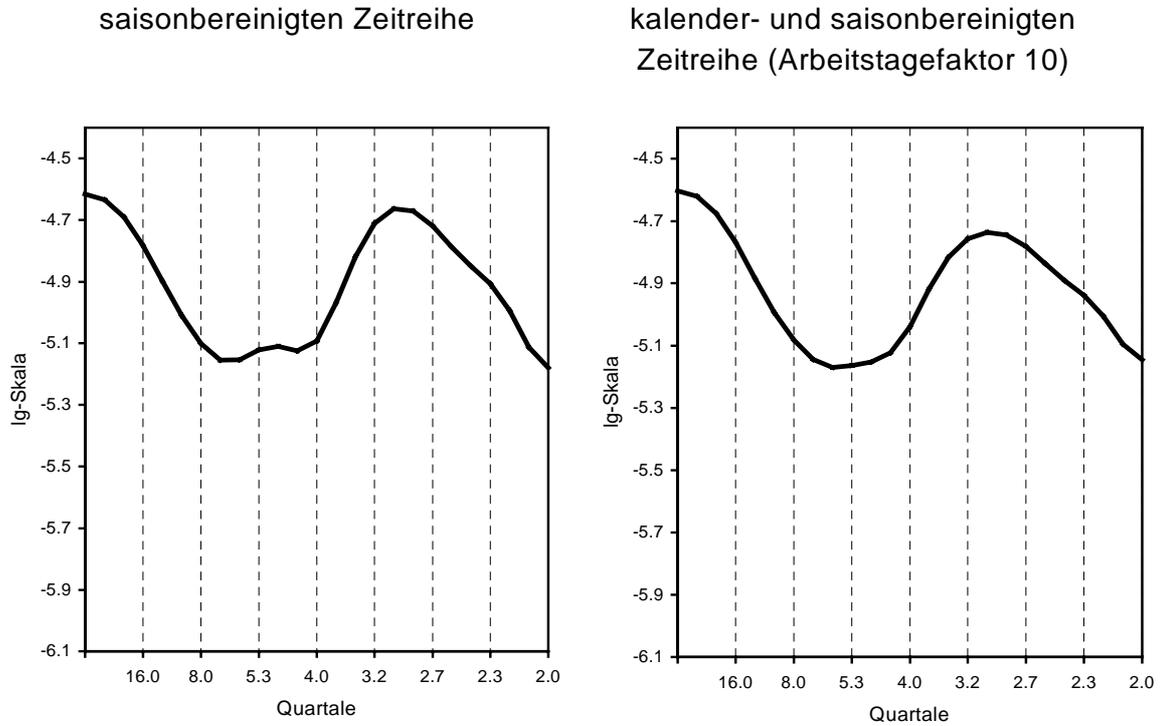
Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

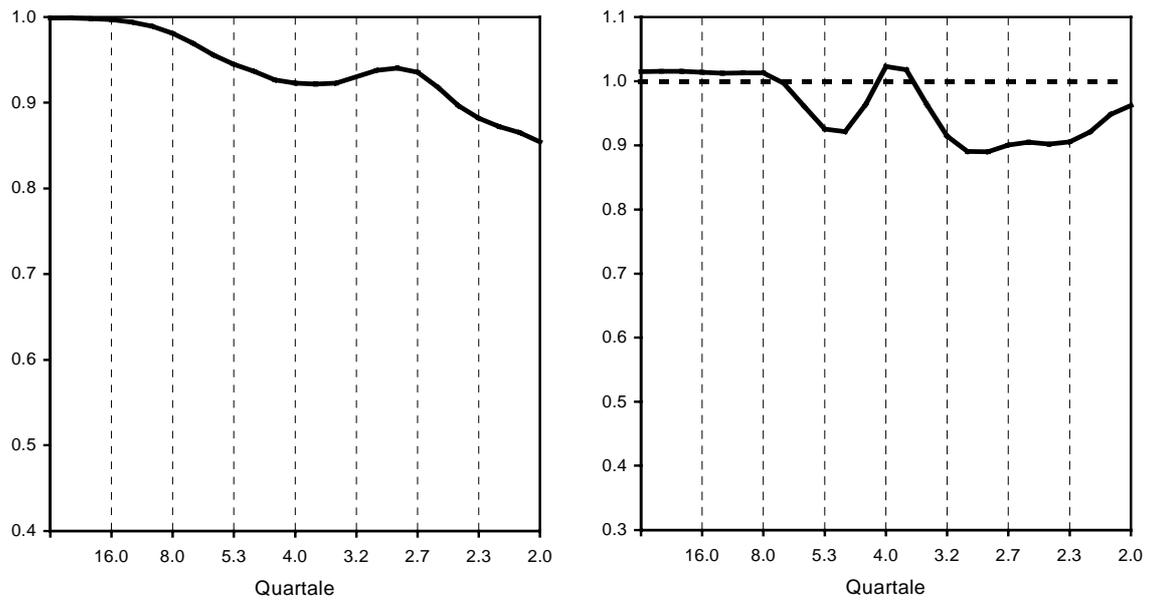
Abbildung A4.3-1

## Spektralanalyse GDP für Westdeutschland TRAMO/SEATS, additive Version

Spektrum der ...



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe

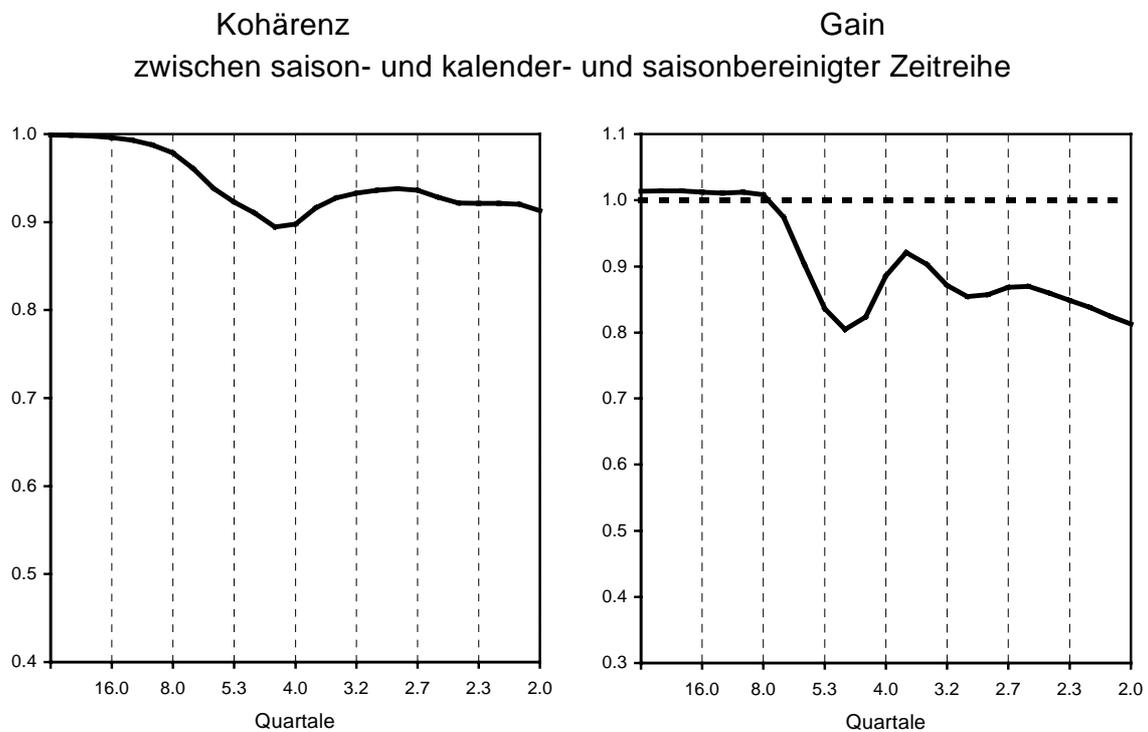
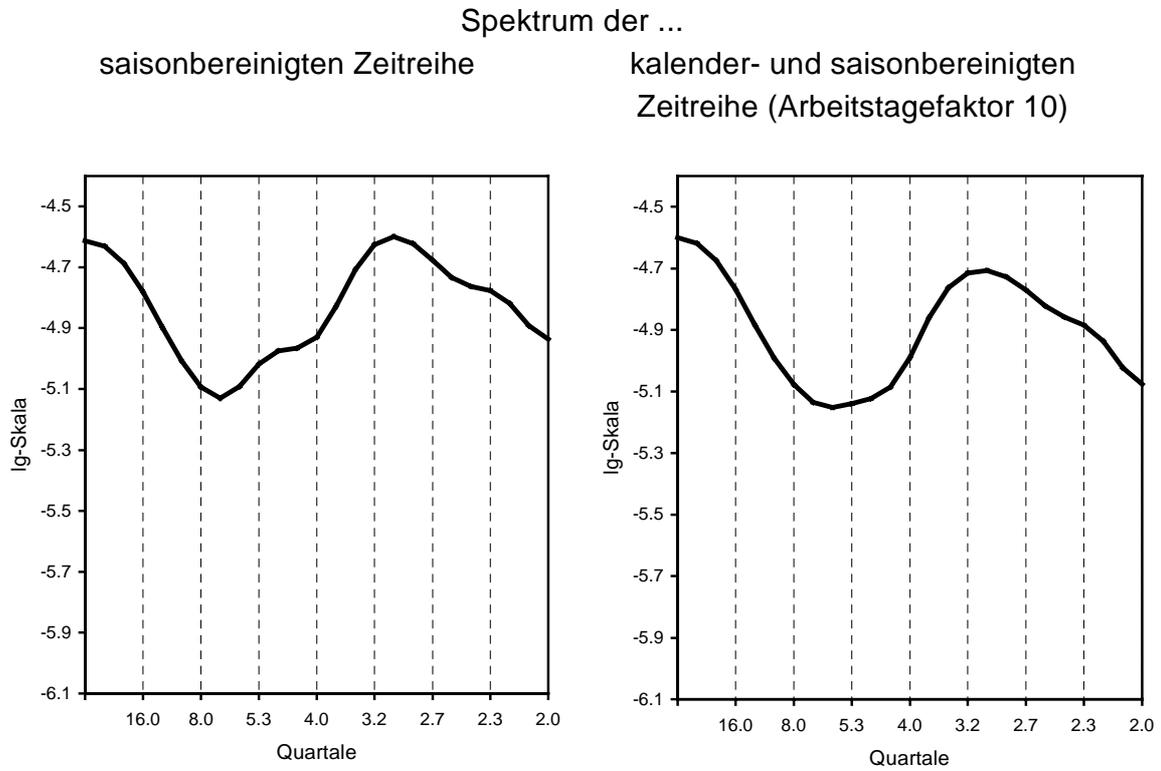


Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-2

## Spektralanalyse GDP für Westdeutschland TRAMO/SEATS, multiplikative Version



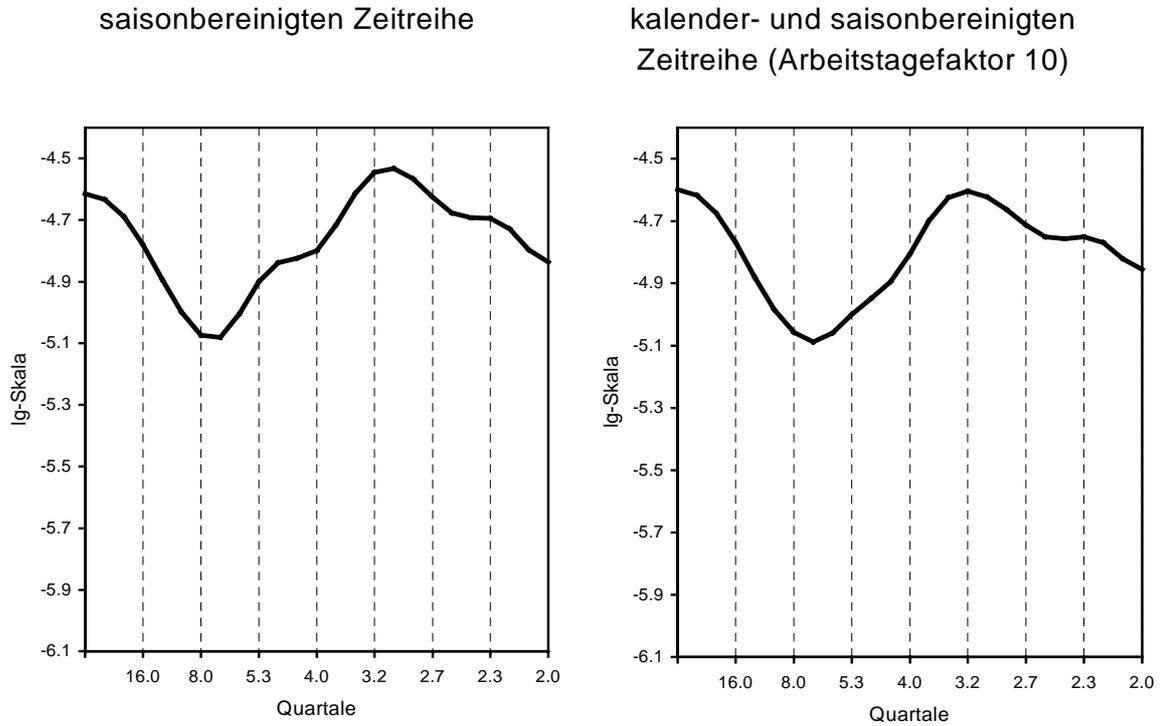
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.3-3

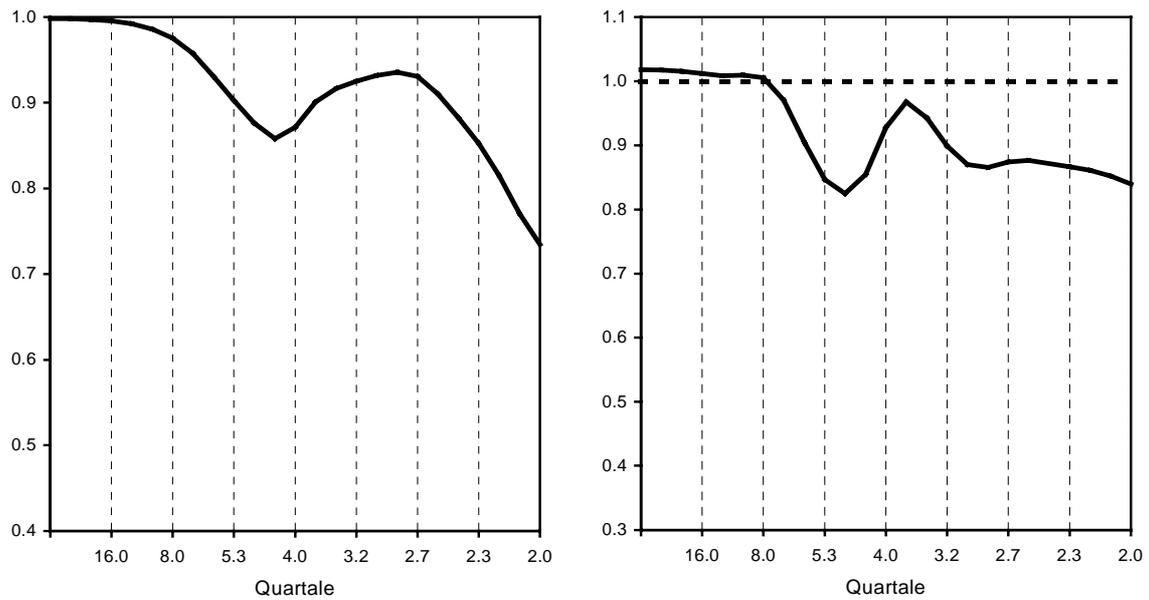
# Spektralanalyse GDP für Westdeutschland

## X12-ARIMA, additive Version

Spektrum der ...



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe

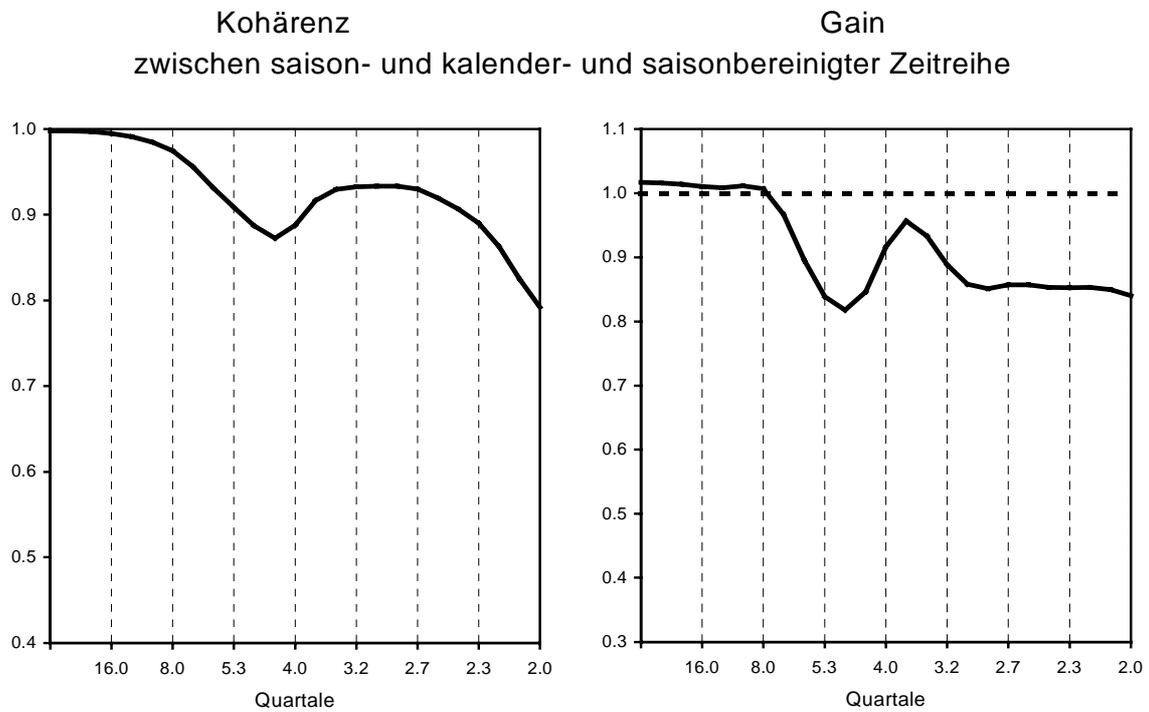
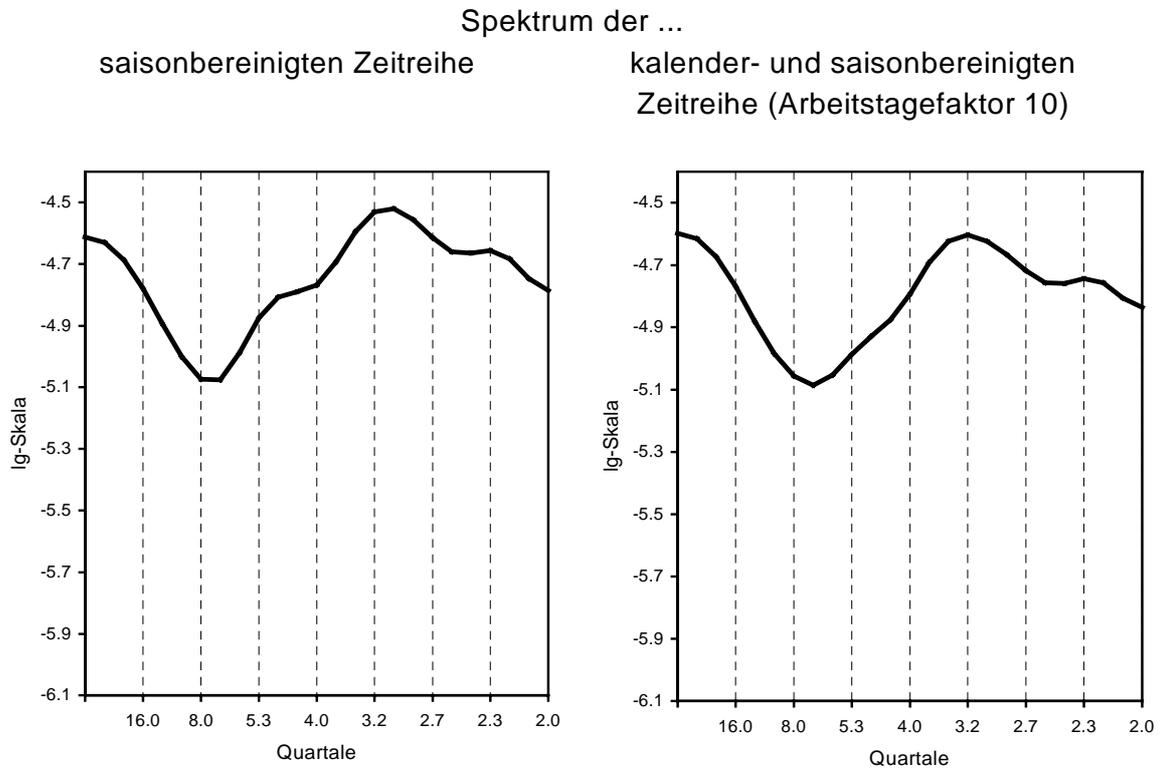


Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-4

## Spektralanalyse GDP für Westdeutschland X12-ARIMA, multiplikative Version



Quelle: Berechnungen des DIW

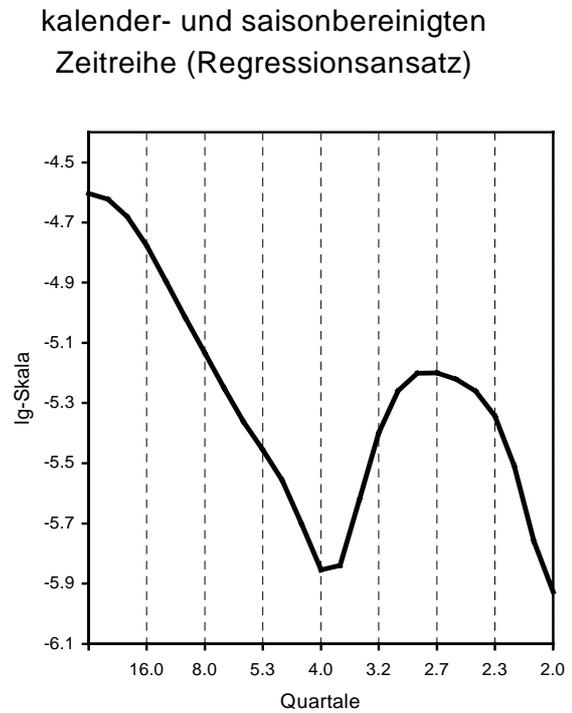
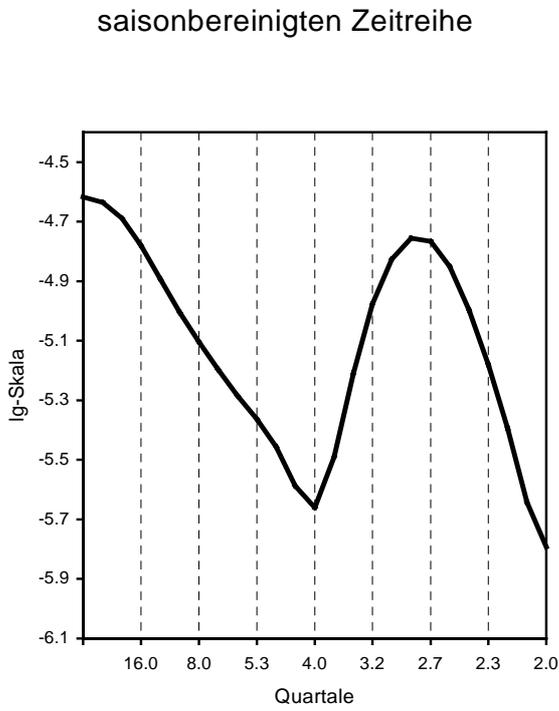
**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-5

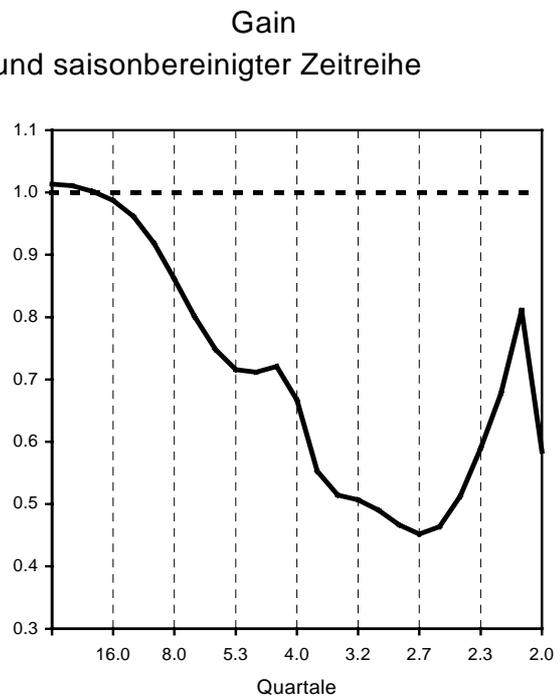
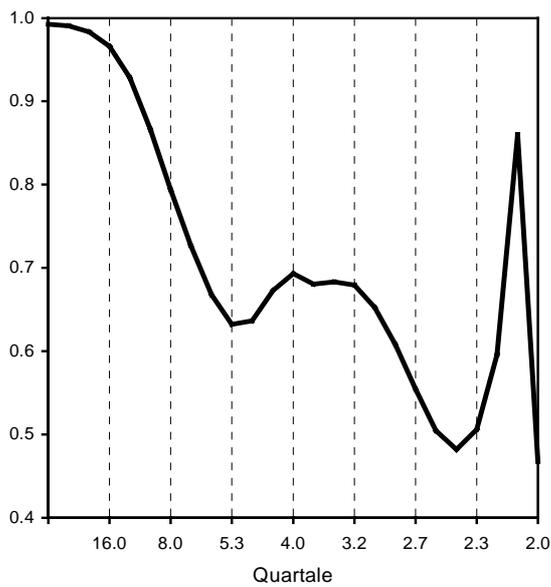
# Spektralanalyse GDP für Westdeutschland

## BV4

Spektrum der ...



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



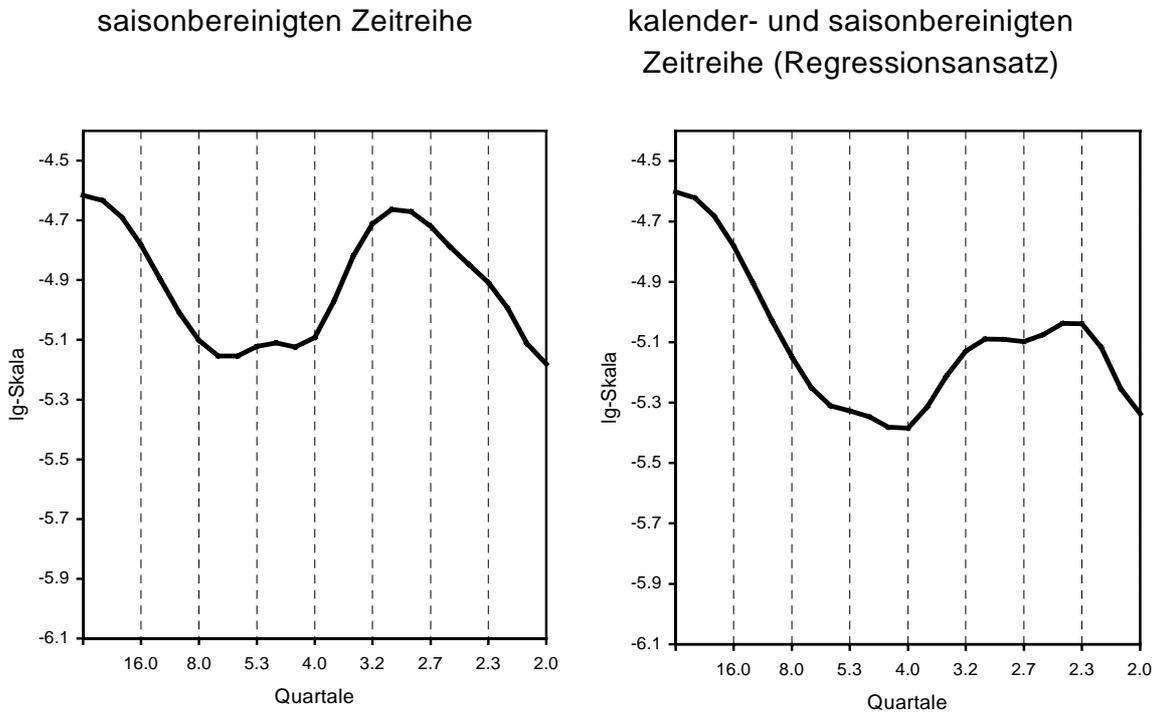
Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

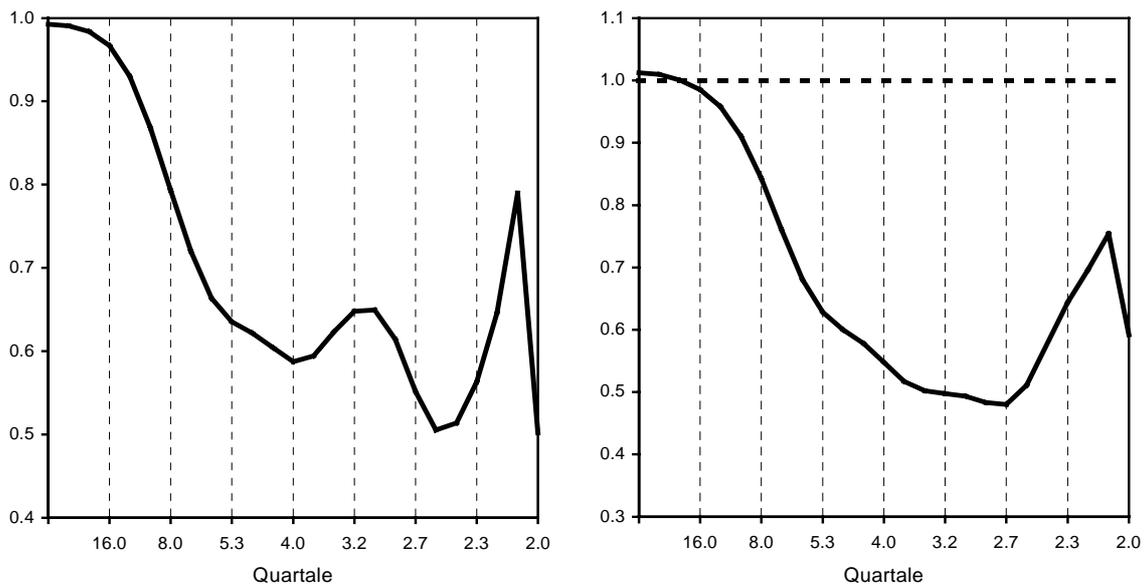
Abbildung A4.3-6

# Spektralanalyse GDP für Westdeutschland TRAMO/SEATS, additive Version

Spektrum der ...



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



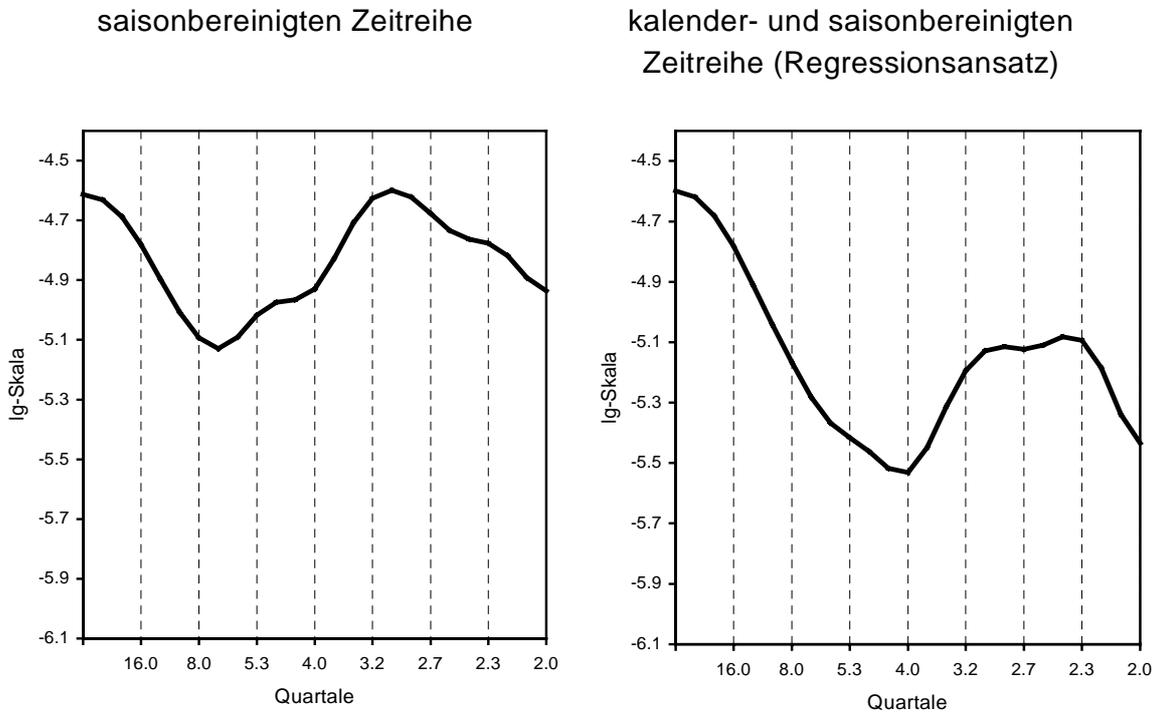
Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

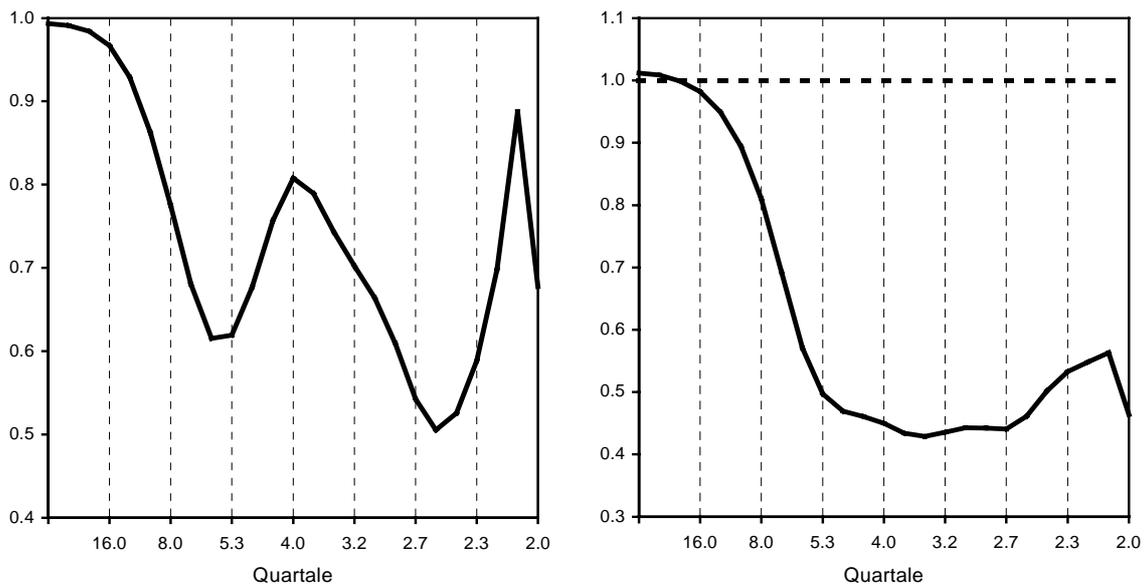
Abbildung A4.3-7

# Spektralanalyse GDP für Westdeutschland TRAMO/SEATS, multiplikative Version

Spektrum der ...



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-8

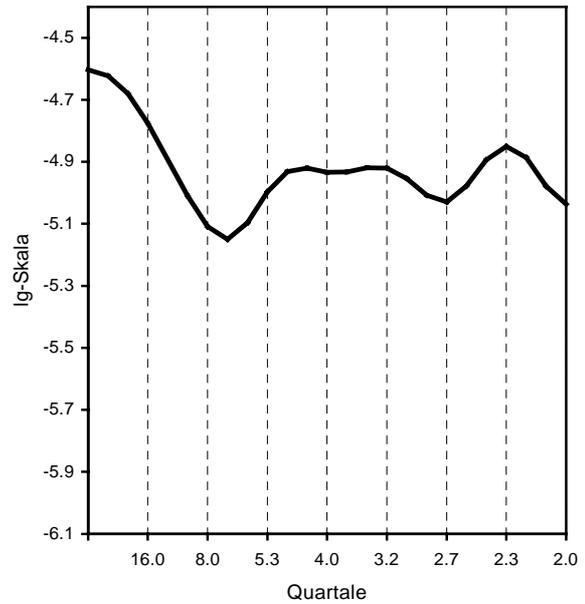
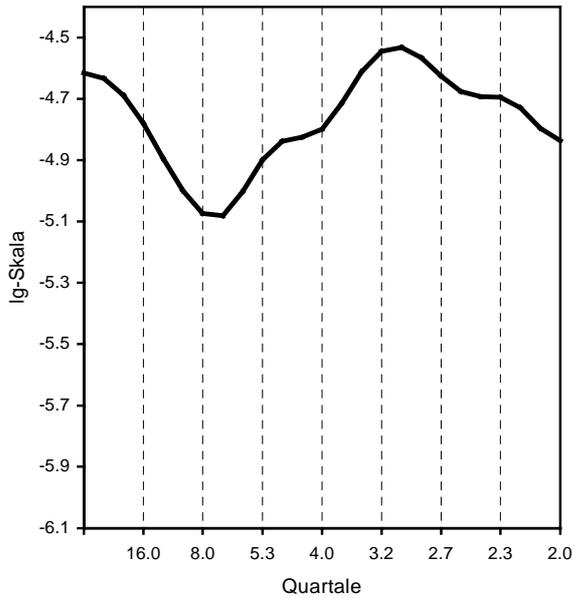
# Spektralanalyse GDP für Westdeutschland

## X12-ARIMA, additive Version

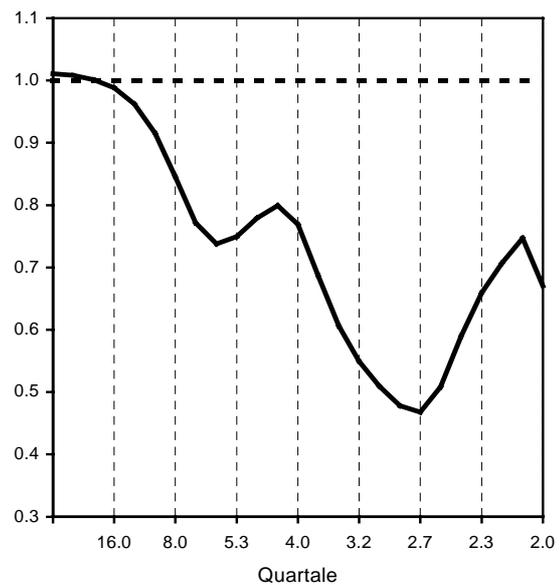
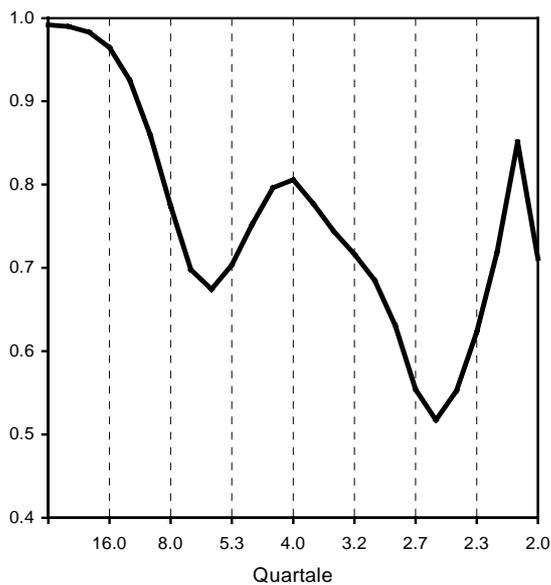
Spektrum der ...

saisonbereinigten Zeitreihe

kalender- und saisonbereinigten  
Zeitreihe (Regressionsansatz)



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

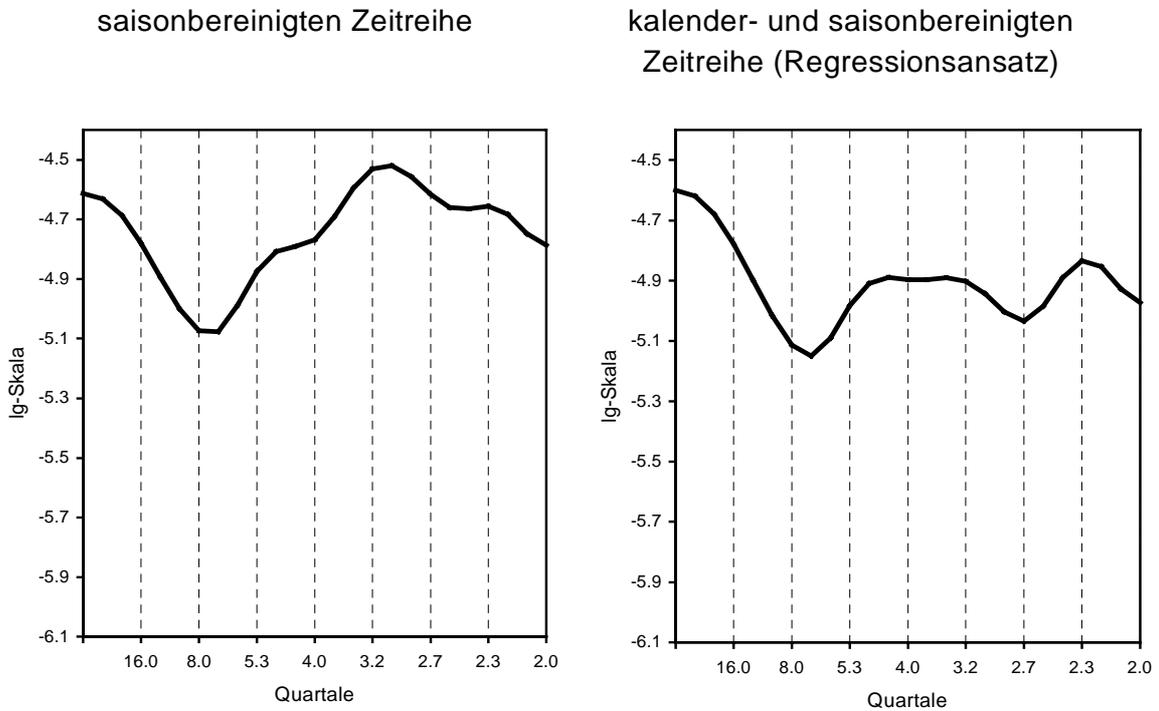
**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-9

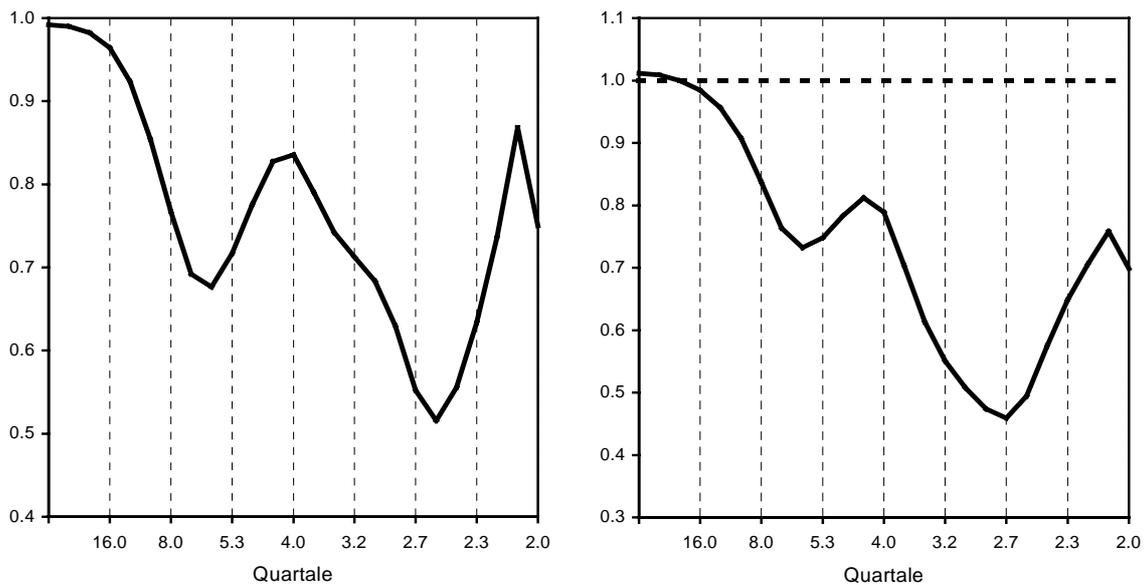
# Spektralanalyse GDP für Westdeutschland

## X12-ARIMA, multiplikative Version

Spektrum der ...



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-10

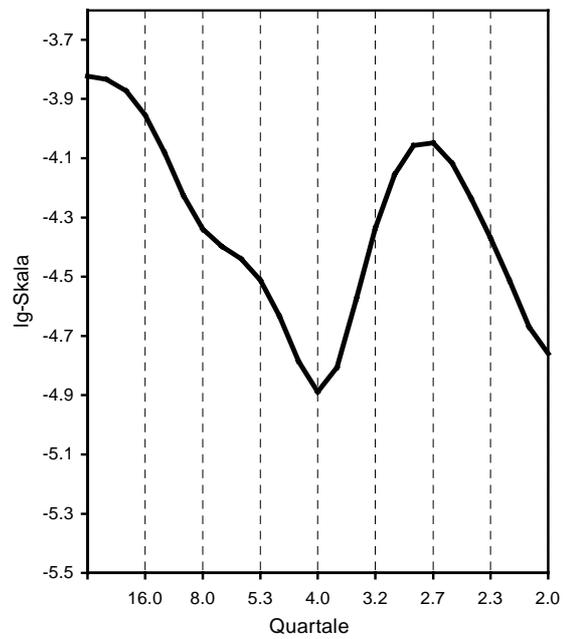
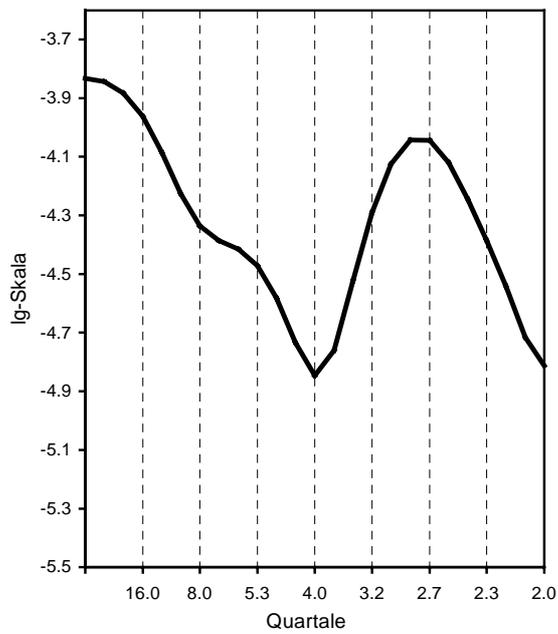
# Spektralanalyse IFC für Westdeutschland

## BV4

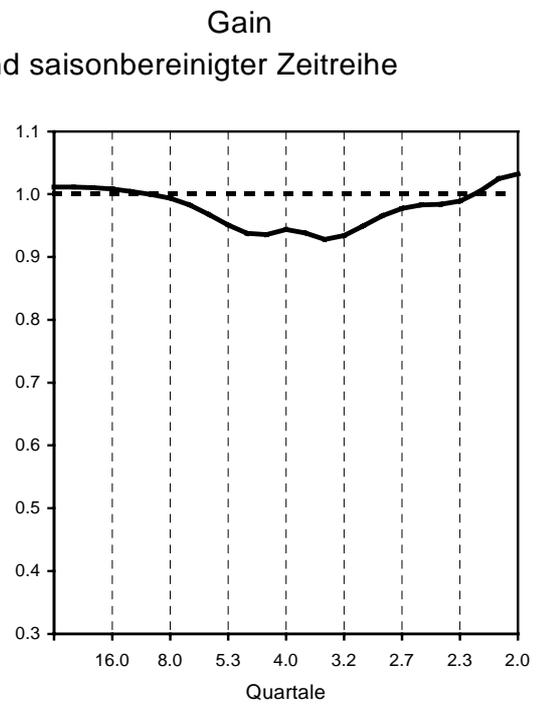
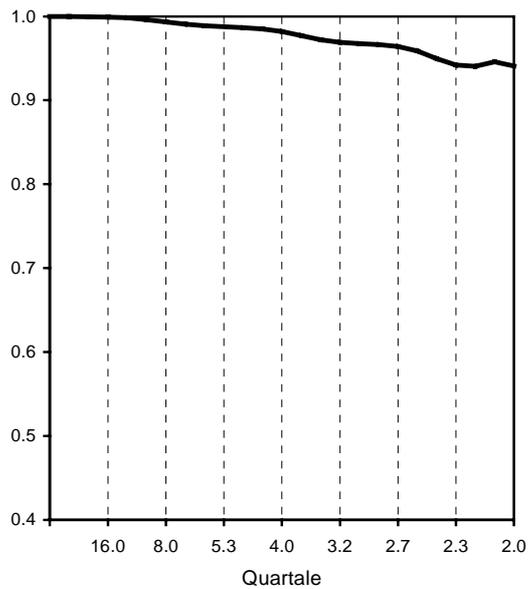
Spektrum der ...

saisonbereinigten Zeitreihe

kalender- und saisonbereinigten  
Zeitreihe (Arbeitstagesfaktor 20)



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

DIW Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

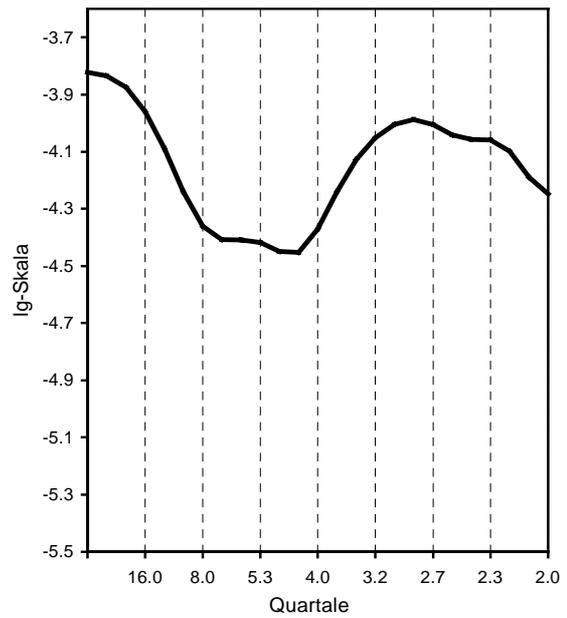
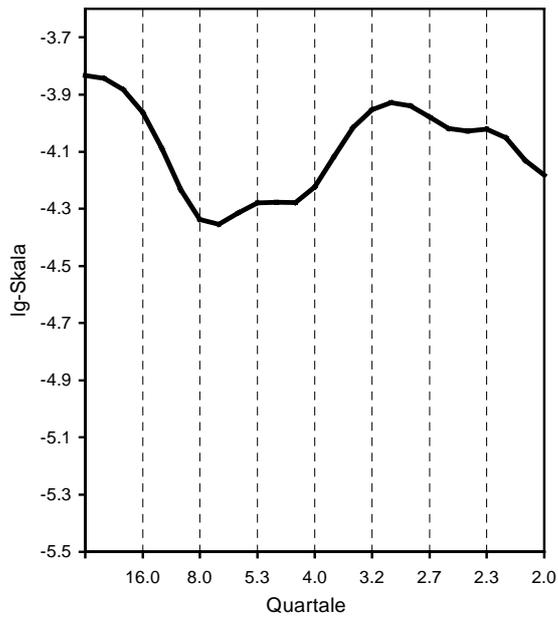
Abbildung A4.3-11

# Spektralanalyse IFC für Westdeutschland TRAMO/SEATS, additive Version

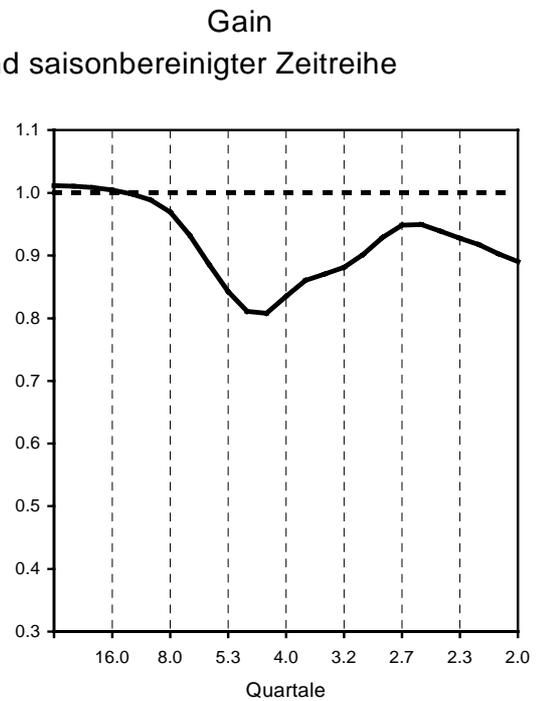
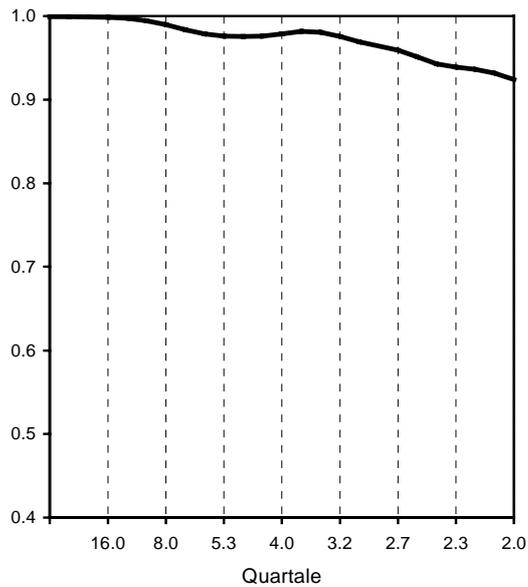
Spektrum der ...

saisonbereinigten Zeitreihe

kalender- und saisonbereinigten  
Zeitreihe (Arbeitstagesfaktor 20)



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

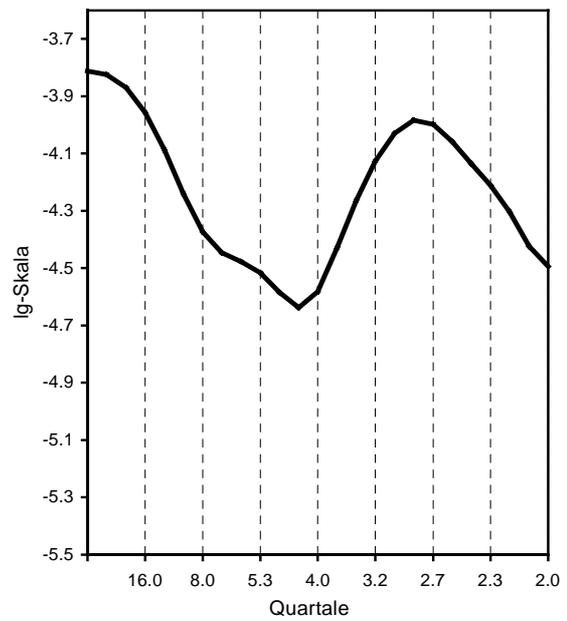
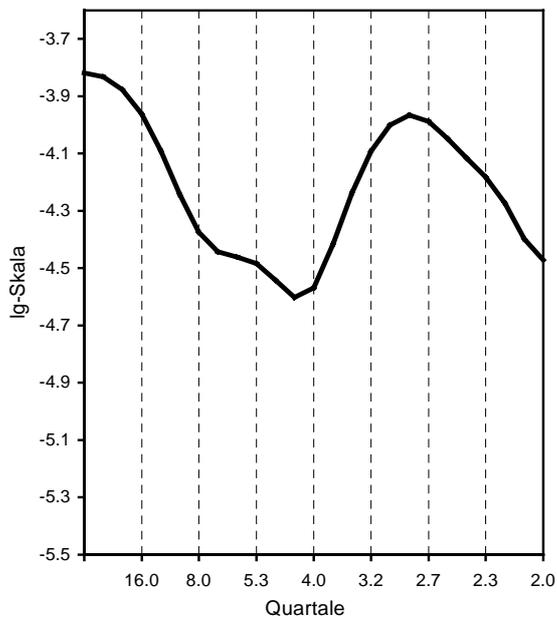
Abbildung A4.3-12

# Spektralanalyse IFC für Westdeutschland TRAMO/SEATS, multiplikative Version

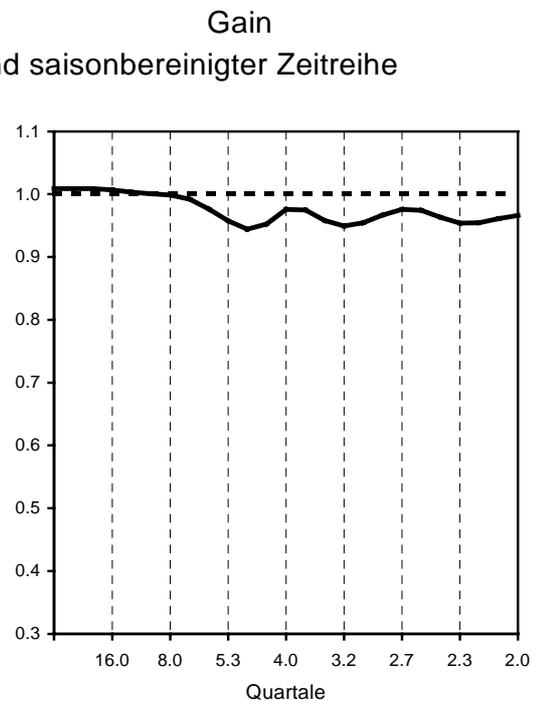
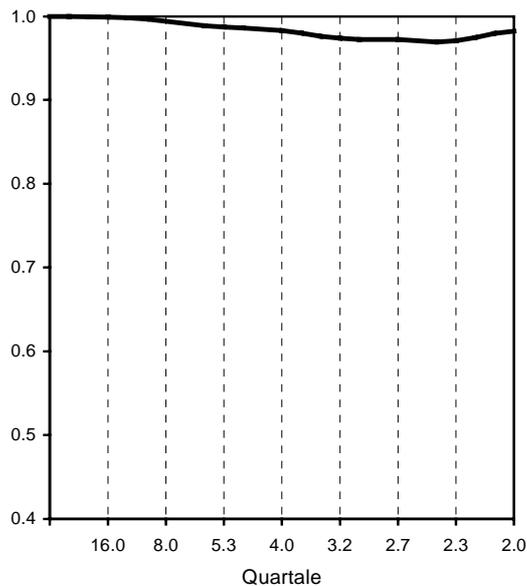
Spektrum der ...

saisonbereinigten Zeitreihe

kalender- und saisonbereinigten  
Zeitreihe (Arbeitstagesfaktor 20)



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

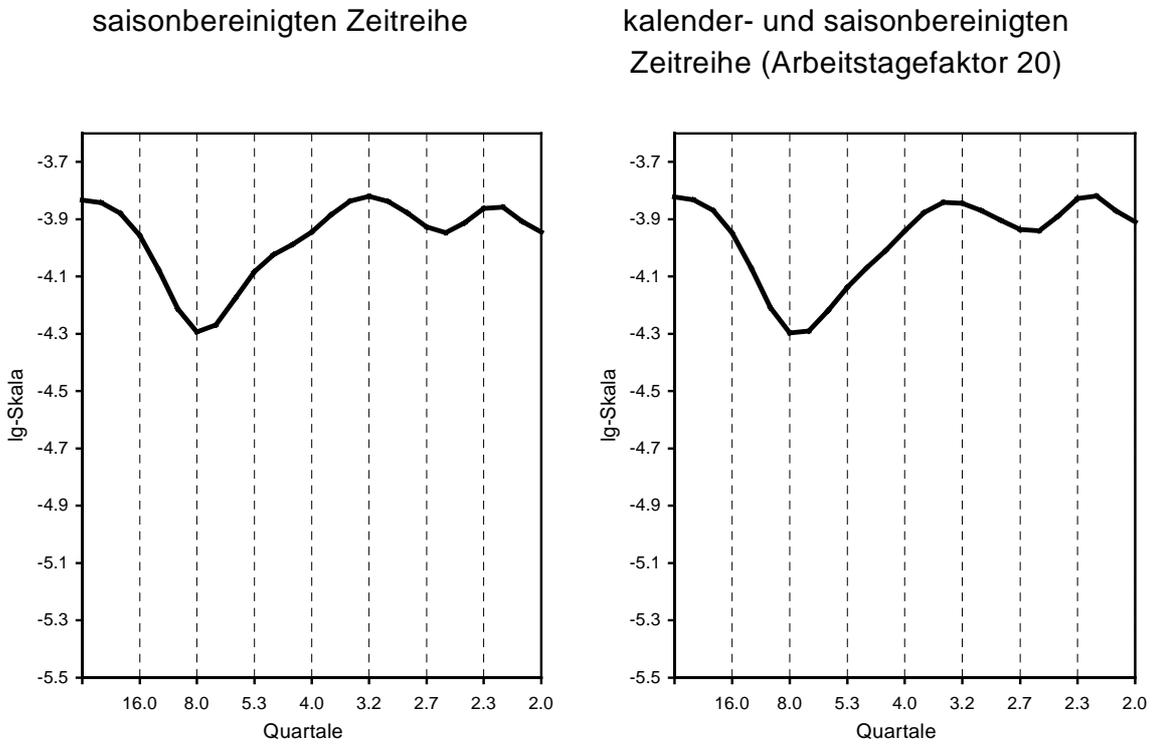
**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-13

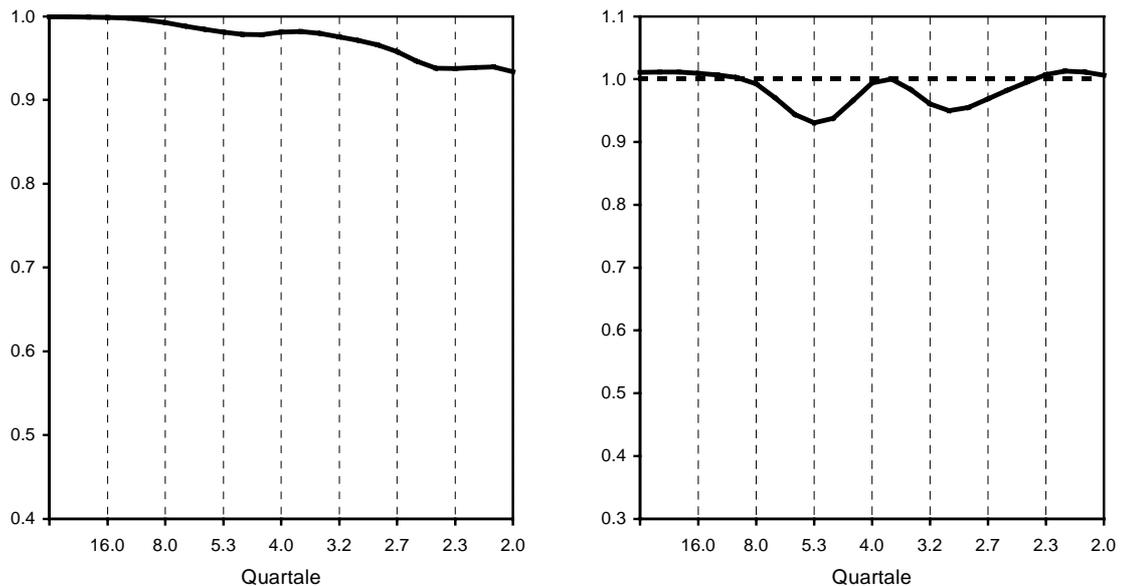
# Spektralanalyse IFC für Westdeutschland

## X12-ARIMA, additive Version

Spektrum der ...



Kohärenz      Gain  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe

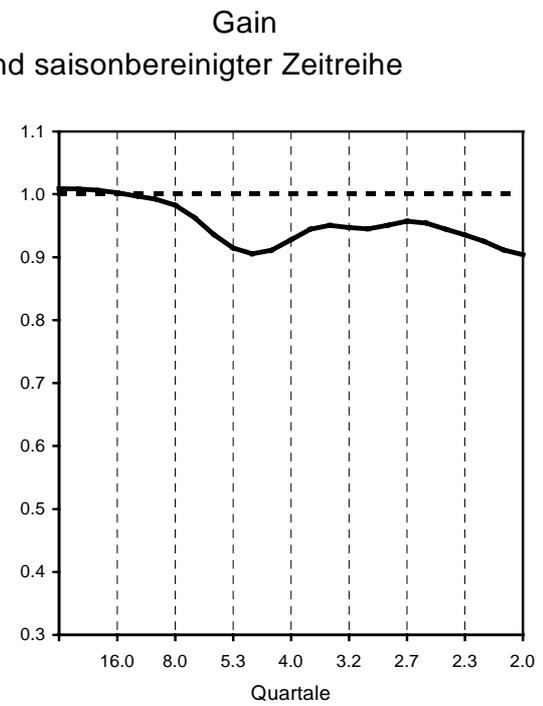
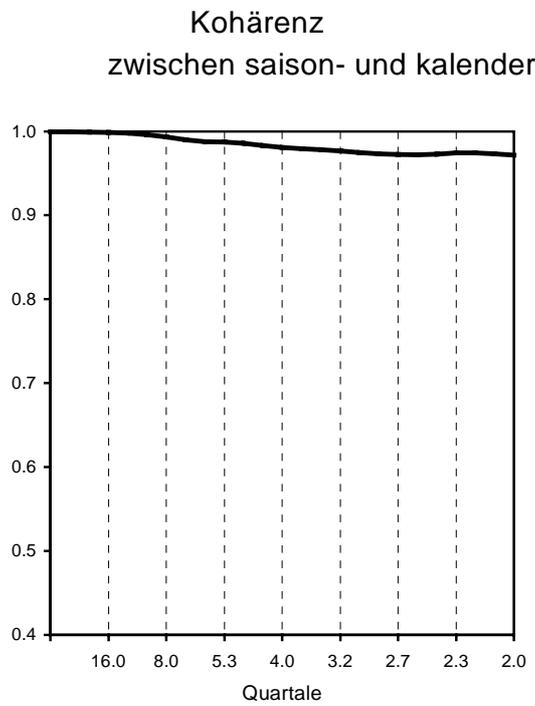
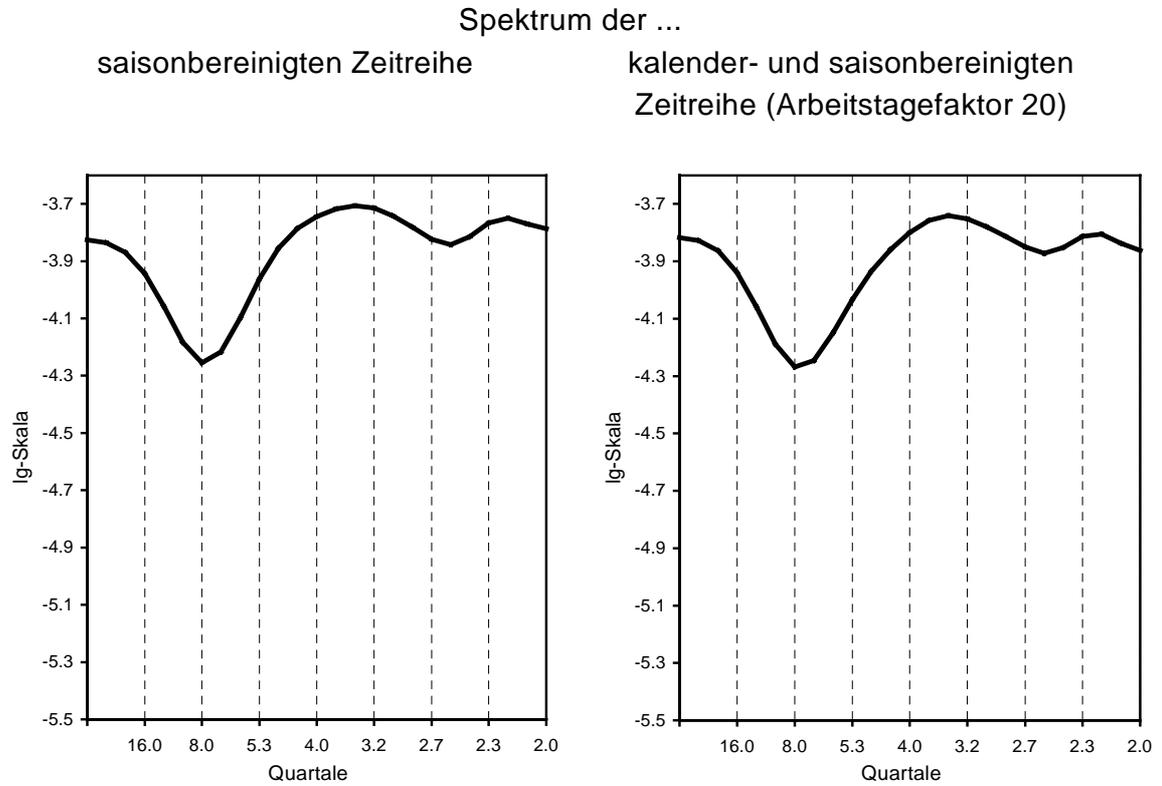


Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-14

## Spektralanalyse IFC für Westdeutschland X12-ARIMA, multiplikative Version



Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

Abbildung A4.3-15

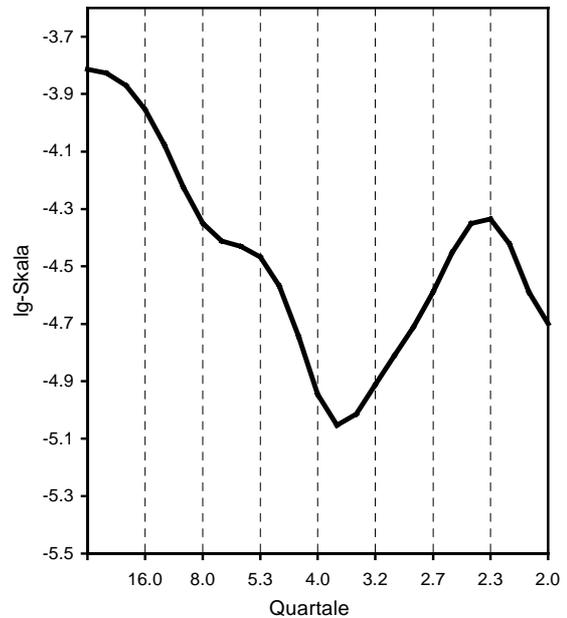
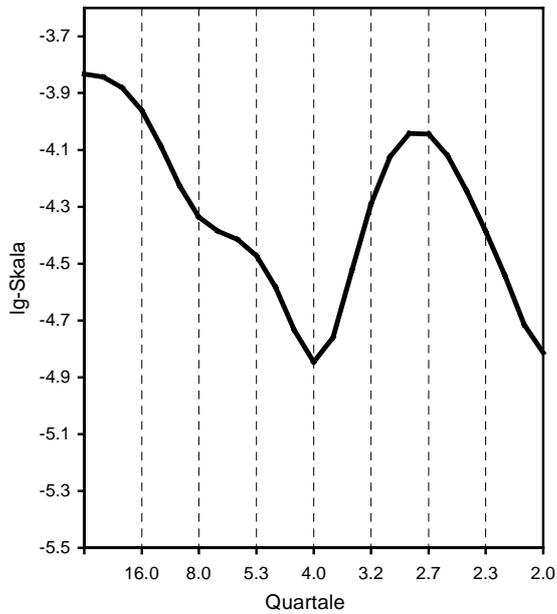
# Spektralanalyse IFC für Westdeutschland

## BV4

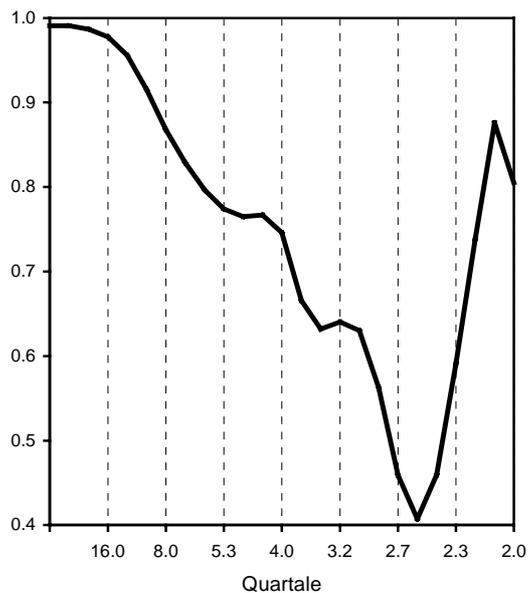
Spektrum der ...

saisonbereinigten Zeitreihe

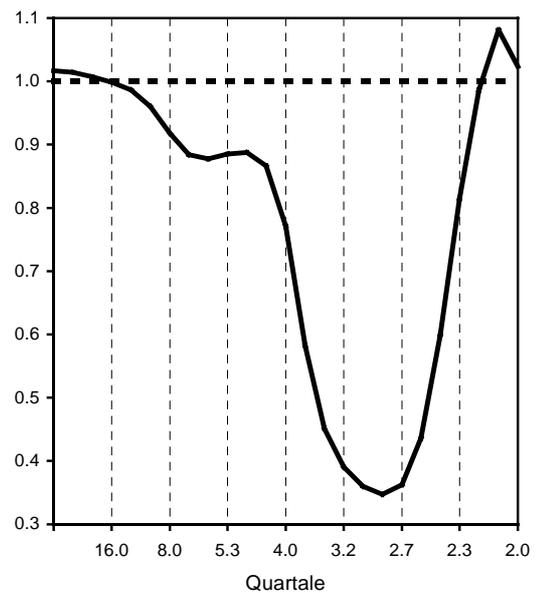
kalender- und saisonbereinigten  
Zeitreihe (Regressionsansatz)



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



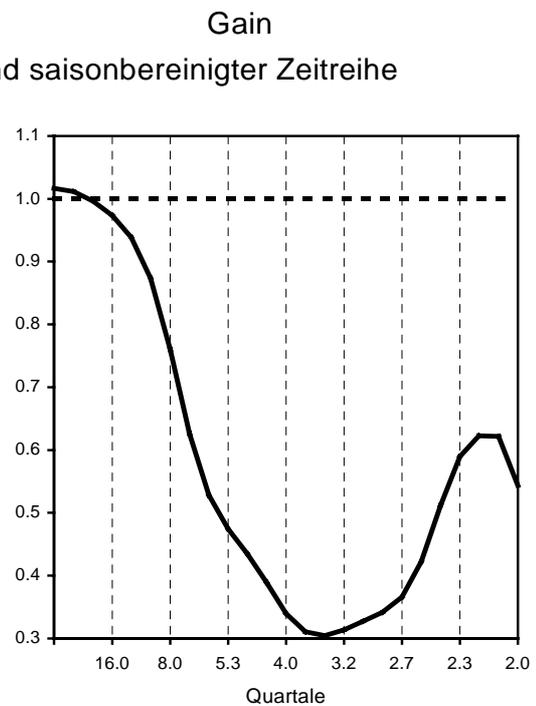
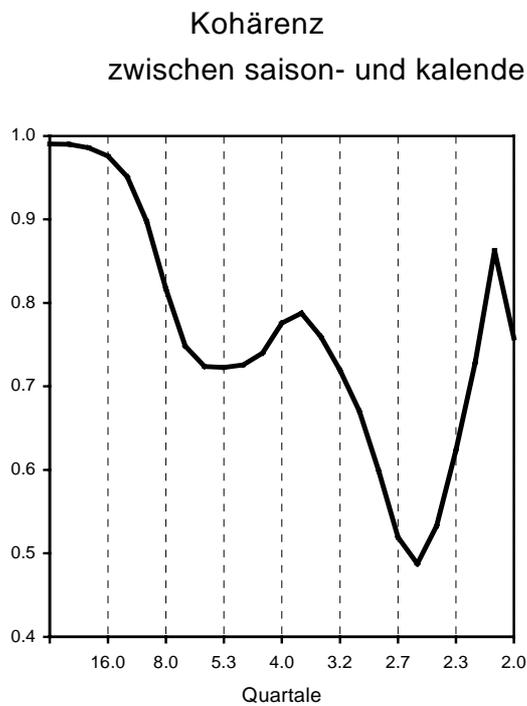
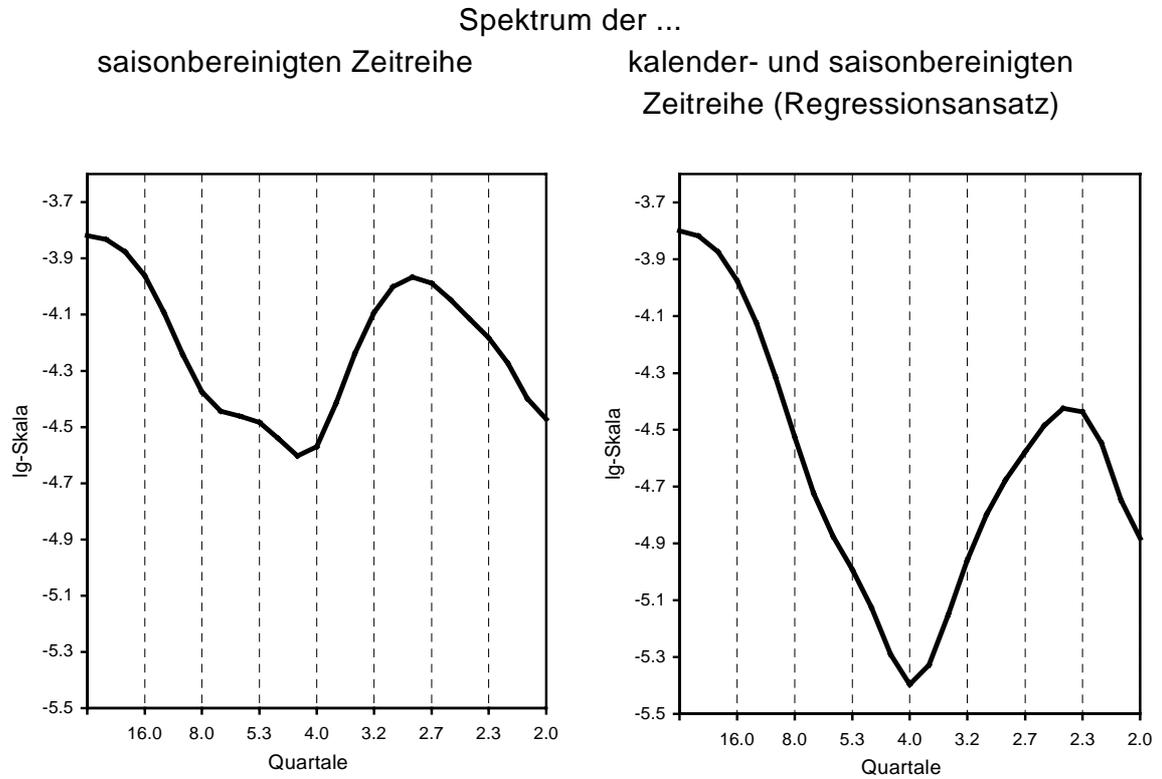
Gain



Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.3-16

## Spektralanalyse IFC für Westdeutschland TRAMO/SEATS, multiplikative Version



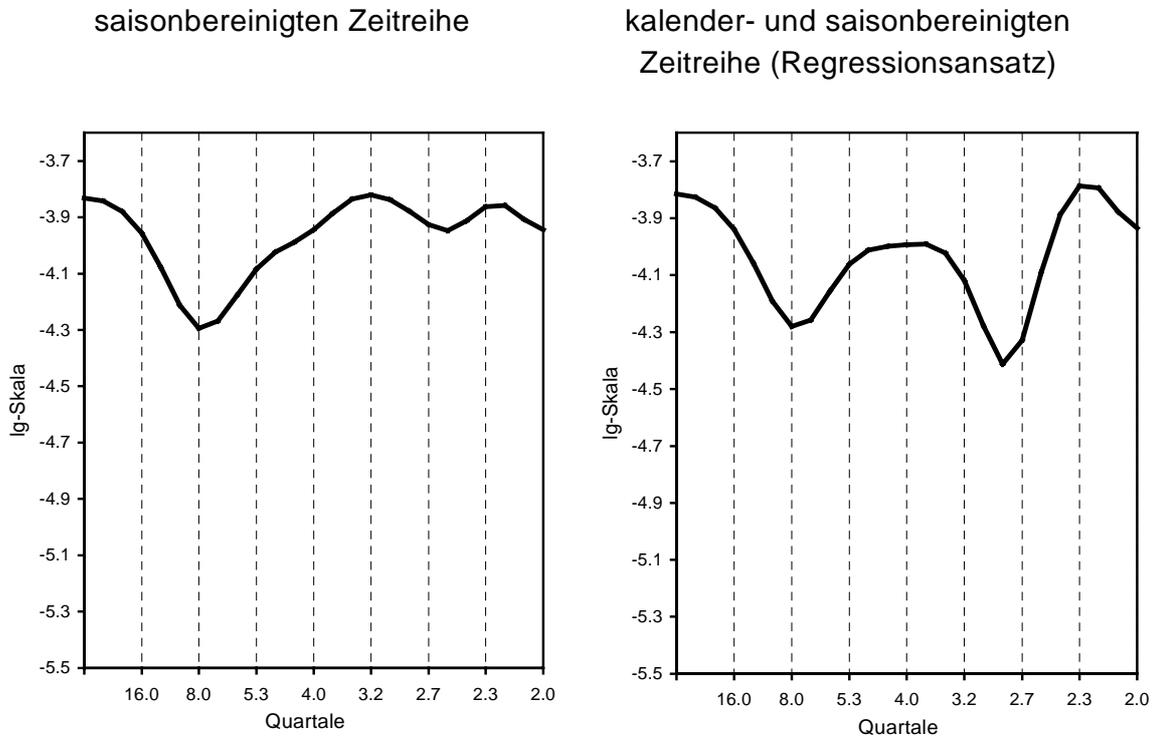
Quelle: Berechnungen des DIW

Abbildung A4.3-17

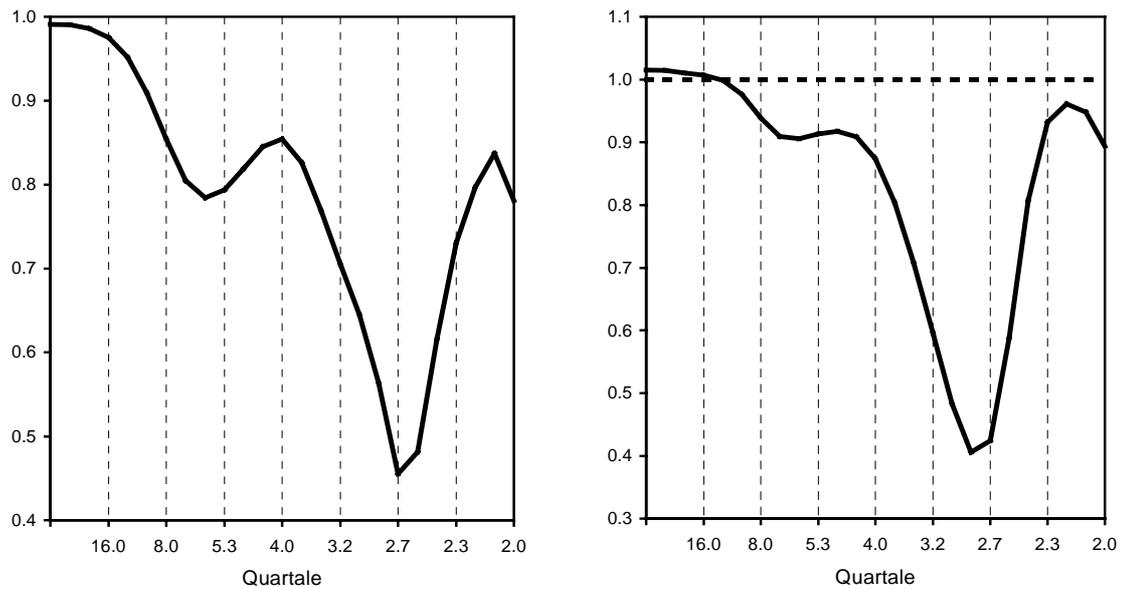
# Spektralanalyse IFC für Westdeutschland

## X12-ARIMA, additive Version

Spektrum der ...



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

**DIW** Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung

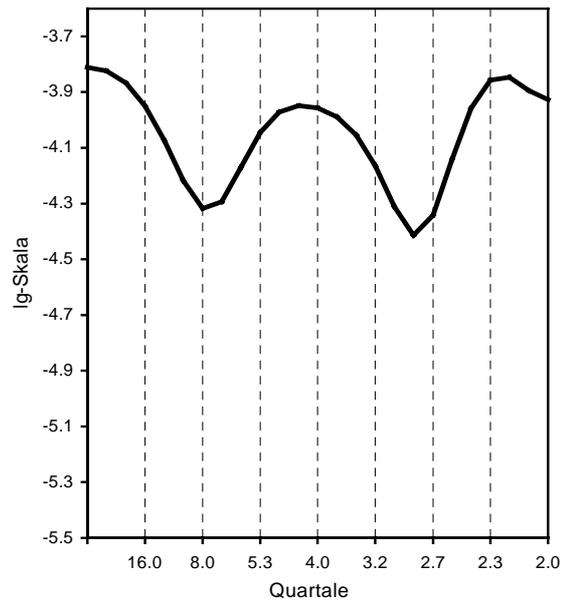
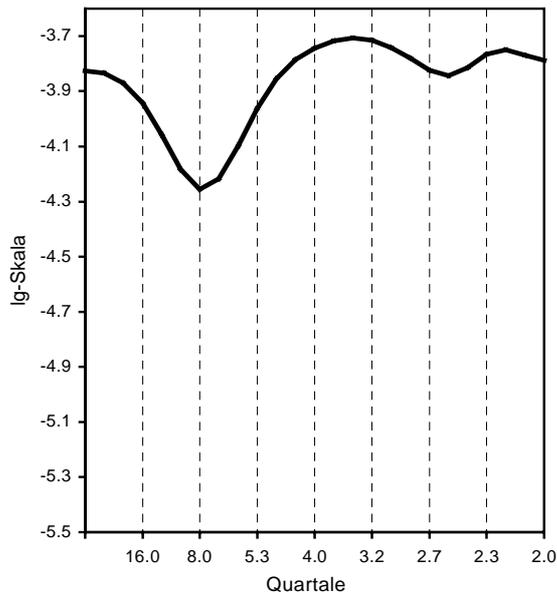
Abbildung A4.3-18

## Spektralanalyse IFC für Westdeutschland X12-ARIMA, multiplikative Version

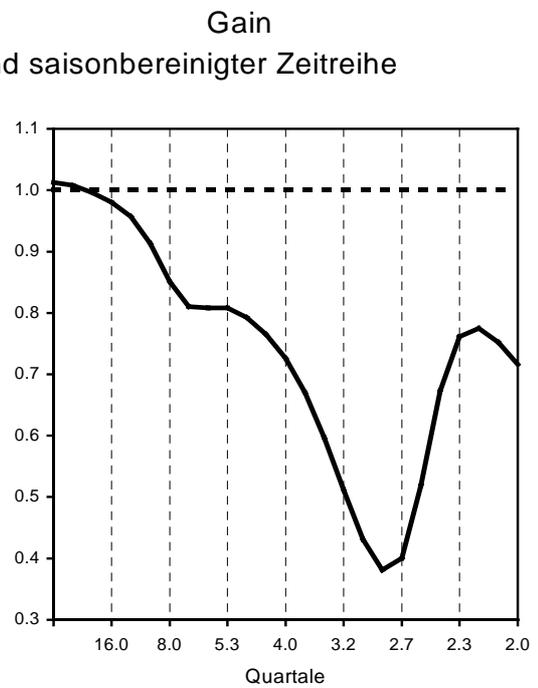
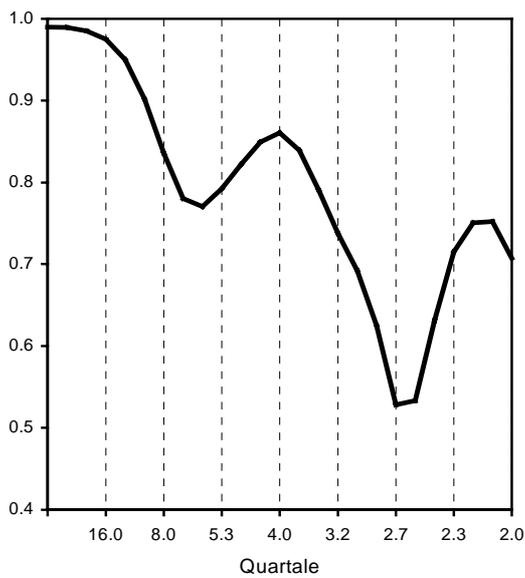
Spektrum der ...

saisonbereinigten Zeitreihe

kalender- und saisonbereinigten  
Zeitreihe (Regressionsansatz)



Kohärenz  
zwischen saison- und kalender- und saisonbereinigter Zeitreihe



Quelle: Berechnungen des DIW

Deutsches Institut für  
Wirtschaftsforschung



## Anhang 3: DIW-Workshop am 26.11.1999

### Alternative seasonal adjustment methods and the aggregation of EMU quarterly national accounts

#### Programm

<b>10.00 - 10.15</b>	Welcome ( <i>Dr. Gustav Horn, DIW</i> )
<b>10.15 - 11.00</b>	Current seasonal adjustment practices in the EMU and their implications for EMU quarterly national accounts: a quantitative assessment <i>(Professor Jürgen Wolters, Freie Universität Berlin; Katja Rietzler, DIW)</i>
<b>11.00 - 11.30</b>	Discussion
<b>11.30 - 11.45</b>	Coffee break
<b>11.45 - 12.15</b>	Direct versus indirect adjustment: some general remarks <i>(Robert Kirchner, Deutsche Bundesbank)</i>
<b>12.15 - 12.45</b>	Discussion
<b>12.45 - 13.45</b>	Lunch
<b>13.45 - 14.30</b>	A reflexion on direct versus indirect adjustment from a model-based perspective <i>(Professor Agustín Maravall, Bank of Spain)</i>
<b>14.30 - 15.00</b>	Discussion
<b>15.00 - 15.30</b>	Advantages of the BV4 procedure for the aggregation of EMU quarterly national accounts ( <i>Hans-Theo Speth, Federal Statistical Office, Germany</i> )
<b>15.30 - 16.00</b>	Discussion
<b>16.00 - 16.15</b>	Coffee break
<b>16.15 - 17.00</b>	Eurostat's policy on seasonal adjustment: Prospects for EMU quarterly national accounts using a common seasonal adjustment method ( <i>Gian Luigi Mazzi, Eurostat</i> )
<b>17.00 - 18.00</b>	Final discussion

**Teilnehmer**

Fitzgerald, John	ESRI, Dublin
Gern, Jürgen	Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
Henne, Wolfgang	Institut für Wirtschaftsforschung Hamburg (HWWA)
Hüskes, Hartmut	Bundesministerium der Finanzen (BMF)
Kirchner, Robert	Deutsche Bundesbank
Knoth, Stefanie	Bundesministerium der Finanzen (BMF)
Maravall, Agustín	Banco de Espana
Mazzi, Gian Luigi	Eurostat
Nardelli, Stefano	European Central Bank (ECB)
Seifert, Michael	Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH)
Sinnig, Anne	Eurostat (Assistentin von Mazzi)
Soyka, Dirk	Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung Essen (RWI)
Speth, Hans-Theo	Statistisches Bundesamt
Stefani, Kai	Institut für Wirtschaftsforschung Hamburg (HWWA)
Strohm, Wolfgang	Statistisches Bundesamt
Suni, Paavo	The Research Institute of the Finnish Economy (ETLA)
Vincenzi, Lorena	Prometeia, Bologna
Wolters, Jürgen	Freie Universität Berlin
Horn, Gustav Adolf	DIW
Rietzler, Katja	DIW
Stephan, Sabine	DIW
Scheremet, Wolfgang	DIW
Cors, Andreas	DIW
Volz, Joachim	DIW
Lahmann, Herbert	DIW
Lommatzsch, Kirsten	DIW