

WIFO

A-1103 WIEN, POSTFACH 91
TEL. 798 26 01 • FAX 798 93 86

 **ÖSTERREICHISCHES INSTITUT FÜR
WIRTSCHAFTSFORSCHUNG**

**Die Preistransmission entlang der
Wertschöpfungskette in Österreich
für ausgewählte Produktgruppen**

Josef Baumgartner

Wissenschaftliche Assistenz: Ursula Glauninger,
Gerard Thomas Horvath

Juli 2008

Die Preistransmission entlang der Wertschöpfungskette in Österreich für ausgewählte Produktgruppen

Josef Baumgartner

Juli 2008

Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

Im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit

Begutachtung: Franz Sinabell, Thomas Url • Wissenschaftliche Assistenz: Ursula Glauninger, Gerard Thomas Horvath

Inhalt

Der Prozess der Transmission von Preisänderungen zwischen Februar 2000 bis Dezember 2006 von den Weltmarktpreisen über die österreichischen Erzeuger- und Großhandelspreise auf die inländischen Verbraucherpreise wurde mit univariaten ARIMA-X- und multivariaten vektorautoregressiven Zeitreihenmodellen untersucht, und zwar für die folgenden 12 ausgewählten Produktgruppen: Nahrungsmittel (verarbeitete Getreideprodukte, Brot und Gebäck, andere Getreideprodukte, Vollmilch, Milchprodukte, Käse, Butter, Eier) und Mineralölprodukte (Normalbenzin, Superbenzin, Dieseltreibstoff, Heizöl). Auf der Erzeugerebene zeigen die Berechnungen im Jahr 2007 eine überproportionale Verteuerung von Getreide in Österreich gegenüber der Entwicklung der Weltmarktpreise. Getreide und Dieseltreibstoff verteuerten sich auch auf Ebene der Großhandelspreise auffallend stark. In allen 12 Produktgruppen stiegen 2007 die Verbraucherpreise im Jahr 2007 stärker, als aufgrund der Weltmarktpreisentwicklung zu erwarten gewesen wäre. Die Ursachen dieser Abweichungen gegenüber der Vergangenheit wurden im Rahmen dieser Untersuchung nicht analysiert.

Rückfragen: Josef.Baumgartner@wifo.ac.at, Ursula.Glauninger@wifo.ac.at

2008/241-2/S/WIFO-Projektnummer: 2808

© 2008 Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

Medieninhaber (Verleger), Herausgeber und Hersteller: Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Wien 3, Arsenal, Objekt 20 • Postanschrift: A-1103 Wien, Postfach 91 • Tel. (+43 1) 798 26 01-0 • Fax (+43 1) 798 93 86 • <http://www.wifo.ac.at/> • Verlags- und Herstellungsort: Wien

Verkaufspreis: 30,00 € • Kostenloser Download: http://www.wifo.ac.at/www/jsp/index.jsp?fid=23923&id=33139&typeid=8&display_mode=2

Executive Summary

In dieser Studie wird für ausgewählte Produktgruppen der Preistransmissionsprozess von den Weltmarktpreisen über die österreichischen Erzeuger- und Großhandelspreise auf die inländischen Verbraucherpreise anhand von univariaten ARIMA-X und multivariaten vektorautoregressiven Zeitreihenmodellen untersucht. Der Preistransmissionsprozess entlang der Angebotskette wird für die folgenden 12 ausgewählten Produktgruppen analysiert:

Nahrungsmittel: "Verarbeitete Getreideprodukte", "Brot und Gebäck", "Andere Getreideprodukte", "Vollmilch", "Milchprodukte", "Käse", "Butter", "Eier".

Mineralölprodukte: "Normalbenzin", "Superbenzin", "Dieseltreibstoff", "Heizöl".

Mit Hilfe von Zeitreihenmodellen (ARIMA-X und VAR-Modellen), wird die Preistransmission entlang der Wertschöpfungskette näher untersucht, und versucht, Auffälligkeiten in der Entwicklung der österreichischen Erzeuger-, Großhandels- und der Verbraucherpreise im Jahr 2007 und im 1. Quartal 2008 zu identifizieren. Als Referenzperiode dient dabei der Zeitraum 2000:2 bis 2006:12 für den die univariaten und multivariaten Modelle geschätzt wurden.

Mit den verwendeten Zeitreihenmodellen werden 1-step ahead Prognosen durchgeführt, das Modell jede Periode um eine zusätzliche Beobachtung erweitert und eine neue Prognose für ein weiteres Monat durchgeführt. Insgesamt werden für jede der untersuchten 20 Zeitreihen 5 Prognosevarianten erstellt (3 ARIMA-X Prognose und 2 VAR-Prognose) und für jeden Prognosewert ein 99%-Konfidenzintervall bestimmt.

Die in dieser Untersuchung verwendete Vorgangsweise entspricht einer kontrafaktualen Analyse. D. h. es wird die Abweichung der Realisation von den prognostizierten Werten als Hinweis auf eine Abweichung des Zustandekommens der Realisation zum in der Vergangenheit beobachteten Verhalten gedeutet.

Im Kontext dieser Untersuchung sind die statistisch signifikanten positiven Abweichungen zwischen Realisierung und Prognose von besonderem Interesse. Liegt eine Realisation oberhalb des geschätzten 99%-Konfidenzintervalles der Prognosen, wird das als Zeichen eines gegenüber der Vergangenheit auffälligen Preiserhöhungsverhaltens gedeutet.

Auf der Erzeugerebene zeigen sich bei Getreide gegenüber der Entwicklung der Weltmarktpreise in Österreich im Jahr 2007 auffällige Preissteigerungen. Für Getreide und Diesel sind auch auf Ebene der Großhandelspreise auffällige Preiserhöhungen sichtbar.

Für alle 12 untersuchten Produktgruppen zeigt sich auf der Ebene der Verbraucherpreise im Jahr 2007 ein auffälliger Preisauftrieb.

Diese Abweichungen können als Indiz für eine gegenüber der Vergangenheit besondere Preisabweichung nach oben angesehen werden. Zu den Ursachen der festgestellten Auffälligkeiten kann im Rahmen dieser Untersuchung keine Aussage getroffen werden. Den aufgezeigten Hinweisen könnte (z. B. von der Wettbewerbskommission) noch weiter nachgegangen werden, es ist aber nicht der Gegenstand der vorliegenden WIFO-Studie.

1. Vorbemerkungen

Das im Anbot vorgeschlagene Verfahren (bivariate asymmetrische Zeitreihenmodelle) war entgegen der ursprünglichen Erwartungen in diesem Projekt nicht realisierbar. Um den vereinbarten Fertigstellungstermin des Projekts (zumindest annähernd) einhalten zu können, wurde in Absprache mit den Mitgliedern der Wettbewerbskommission (Sitzung am 14. 5. 2008) die verwendete Analysemethode geändert. In der vorliegenden Arbeit werden univariate ARIMA-X und multivariate vektorautoregressive (VAR) Zeitreihenmodelle verwendet. Eine kurze Darstellung dieser Methoden wird in einem methodischen Anhang gegeben.

Gegenüber dem vorläufigen Endbericht, der dem BMWA am 30. 5. 2008 zugegangen ist und mit den Mitgliedern der Wettbewerbskommission am 4. 6. 2008 diskutiert wurde, sind folgende Ergänzungen durchgeführt worden:

- 1) Die Berechnungsergebnisse für multivariate vektorautoregressive Modelle, die bei der Diskussion mit der Wettbewerbskommission am 4. 6. 2008 vorgelegt wurden, sind in den Text eingefügt und in den Abbildungen 4 bis 23 berücksichtigt (Abbildungen X.3 mit X=4 bis 23).
- 2) Die im vorläufigen Endbericht dargestellten 24 Preispaare wurden auf 20 reduziert, da die vier Großhandelspreise für Milch, Milchprodukte, Käse und Butter in der Analyse der Preistransmission nicht näher betrachtet werden. Der Informationsgehalt dieser Zeitreihen ist (im statistischen Sinne) unzureichend (siehe Abschnitt 3, Einschränkungen).
- 3) Der Aufbau der Arbeit wurde geändert. Die Methodenbeschreibungen werden in einem Anhang am Ende der Studie dargestellt.
- 4) In den Übersichten 2 bis 4 werden die Berechnungsergebnisse aus den Abbildungen 4 bis 23 in einfacher Weise zusammengefasst.

2. Einführung

Die Entwicklung der Preisänderungen entlang der Wertschöpfungskette wird anhand von ausgewählten Produktgruppen aufgezeigt. Die Auswahl der Produktgruppen erfolgte nach den folgenden Kriterien:

- 1) Aus Gründen der knappen verfügbaren Personalkapazitäten wird die Auswahl auf drei Produktgruppen (laut COICOP 4 Steller Klassifikation) eingeschränkt.
- 2) Die ausgewählten Gruppen stammen aus der Liste jener acht Produktgruppen, die von der Wettbewerbskommission für eine Detailuntersuchung vorgeschlagen wurden.
- 3) Es werden jene Produktgruppen gewählt, für die die Analyse möglich und sinnvoll erscheint. Je kürzer die Wertschöpfungskette und je höher der inländische Wertschöpfungsanteil ist, desto eher ist eine Analyse des Zusammenhanges zwischen

verschiedenen Stufen der Preisbildungskette sinnvoll. Möglich ist eine Analyse dann, wenn dafür auch das notwendige Datenmaterial zur Verfügung steht (siehe dazu Abschnitt 3).

Um die Untersuchung operational handhabbar zu gestalten, wird die Preistransmission höchstens auf drei Ebenen der Angebotskette betrachtet. Für die jeweilige Produktgruppe wird der Zusammenhang

- 1) vom Weltmarktpreis zum Erzeugerpreisindex,
- 2) vom Erzeugerpreisindex zum Großhandelspreisindex und
- 3) vom Großhandelspreisindex zum Verbraucherpreisindex

untersucht.

Der weitere Aufbau der Untersuchung ist wie folgt gegliedert: Die verwendeten Daten werden im Abschnitt 3 diskutiert. Im Abschnitt 4 werden daher nur einzelne ausgewählte Resultate diskutiert vorgestellt und deren Interpretation anhand der Abbildungen 4 bis 23 erläutert. Im Anhang werden die verwendeten die Analysemethoden kurz skizziert. Die in den Abbildungen 4–23 graphisch dargestellten Ergebnisse folgen dem gleichen Darstellungsprinzip.

3. Daten

Die oben beschriebene Analyse erfordert, dass für die jeweils betrachtete Produktgruppe Weltmarktpreise (HWWI - Index), die Erzeugerpreise und die Großhandelspreise in einer ähnlichen Abgrenzung wie die Definition der Produktgruppen laut COICOP, die dem Verbraucherpreisindex zugrunde liegt, vorliegen.

Für die nachfolgend genannten Bereiche erscheint nach obigen Kriterien (mit Einschränkungen – siehe dazu unten) eine empirische Untersuchung des Zusammenhanges des Weltmarktpreisindex (IPI)¹⁾, des Erzeugerpreisindex (EPI), des Großhandelspreisindex (GPI) und des Verbraucherpreisindex (VPI) gangbar²⁾.

- Brot und Getreideerzeugnisse,
- Milch, Käse, Butter, Eier und
- Mineralölprodukte.

Für diese Produktgruppen stehen Beobachtungen auf Monatsbasis für den Zeitraum Jänner 1996 bis März 2008 zur Verfügung.

¹⁾ IPI steht für internationaler Preisindex.

²⁾ Die Produkte Butter und Heizöl fallen nicht in die 3 ausgewählten COICOP-4-Steller Gruppen (Brot- und Getreideerzeugnisse, Milch-Käse-Eier, Kraft- und Schmierstoffe). Durch die Nähe zum jeweiligen Basisrohstoff von Butter zur Gruppe Milch- und Milchprodukte bzw. von Heizöl zu KFZ-Treibstoffen wurden auf Wunsch der WBK diese beiden Produkte in die Analyse miteinbezogen.

Einschränkungen

Für die Kategorie Brot und Getreideerzeugnisse ist die Deckungsgleichheit (und auch der Faktoranteil der vorgelagerten Transmissionsebenen) zu den Konsumentenpreisen am geringsten.

Für die Position "Eier" (Abbildung 1) steht als Weltmarktpreis die Zeitreihe der Unit Values für die intra-EU Ausfuhren der EU-15 Länder zur Verfügung. Dieser Weltmarktpreisindikator zeigt jedoch einen Strukturbruch im Jänner 2006. Da zusätzlich auch die Dynamik der folgenden Monate sehr unterschiedlich zur Periode 1996 bis 2005 ist, wird die Zeitreihe der Unit Values für Eier nicht in die Analyse einbezogen. Für diese Produktkategorie ist daher lediglich die Analyse der Preistransmission von EPI zu GPI zu VPI möglich.

Bei Milchprodukten, Käse und Butter zeigen die Großhandelspreise über längere Phasen sehr wenig bis keine Variation (siehe Abbildung 2). Auf Grund ihres niedrigen Informationsgehalts wurden für diese Produkte die Großhandelspreise in die Analyse der Preisentwicklung entlang der Angebotskette nicht einbezogen. Für diese Produktgruppe wird daher lediglich die Preistransmission vom Weltmarktpreis über die Erzeuger- zu den Verbraucherpreisen dargestellt.

Für die Treibstoffe sind keine Erzeugerpreise verfügbar, da für die Sachgütererzeugung

- 1) der EPI auf Basis von Echtpreiserhebungen erst seit Jänner 2006 zur Verfügung steht (von 2001 – 2006 wird er als Hybridindex ermittelt, in den Erhebungen für den Großhandelspreisindex und Unit Values aus der Konjunkturerhebung eingehen).
- 2) die ÖNACE Position - Mineralölverarbeitung aufgrund der geringen Anzahl von Unternehmen, die in Österreich in diesem Sektor tätig sind, von Statistik Austria nicht ausgewiesen wird.

Für die Treibstoffe wird als Weltmarktpreis der Spotpreis am Rotterdamer-Produktenmarkt verwendet. Für Superbenzin war in der zur Verfügung stehenden Datenquelle (US-Energy-Dept.) kein Preis vom Rotterdamer – Produktenmarkt verfügbar. Stattdessen wurde der Rohölpreis für Brent herangezogen. Dies dürfte aber keine starke Einschränkung darstellen, da erstens der Zusammenhang in der Entwicklung der Rohölpreise und den Rotterdam-Preisen für Normalbenzin und Diesel sehr eng ist (siehe Abbildung 3). Zweitens, zeigt die Analyse für die österreichischen Großhandelspreise von Normalbenzin und Diesel mit dem jeweiligen Rotterdamer Produktenmarktpreis bzw. alternativ mit Rohöl als erklärender Variable qualitativ sehr ähnliche Ergebnisse.

Für die drei ausgewählten Produktgruppen (COICOP-4-Steller Niveau) sind die 40 Detailpositionen nach COICOP 5-Steller (unterstes in Österreich vorhandenes Aggregationsniveau des Verbraucherpreisindex) verfügbar. Eine Analyse dieses Umfangs war im Rahmen der verfügbaren Ressourcen aber nicht möglich, so dass diese 40 Detailpositionen zu 12 Subaggregaten zusammengefasst wurden (siehe Übersicht 1). Die zusammengefassten

VPI-Positionen werden mit den angegebenen Weltmarkt-, Erzeugerpreis- und Großhandelsindizes untersucht, wobei der Weltmarktpreis mit dem EPI, der EPI mit dem GPI und der GPI mit dem VPI jeweils in einem univariaten ARIMA-X Model analysiert werden.

Der Beobachtungszeitraum für die verwendeten Preisindizes geht von Jänner 1996 bis März 2008. In den Abbildungen 1 bis 3 werden für die 12 zusammengefassten Produktgruppen die Entwicklung der in der Untersuchung herangezogenen Preiszeitreihen dargestellt. Aus den in Übersicht 1 dargestellten Daten werden 20 Preiszeitreihen näher analysiert, wofür insgesamt 27 individuelle Zeitreihen zur Verfügung stehen.

Übersicht 1: Datendokumentation

Preisart	Bezeichnung	Quelle	Basis
Weltmarktpreis	Getreide	HWI	Index in €
Erzeugerpreis	Getreide	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	Durchschnittsindex - Getreide ¹⁾
Großhandelspreis	Getreide	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	Durchschnittsindex - Getreide
1 Verbraucherpreis	Verarbeitete Getreideprodukte	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	Durchschnittsindex - Pizza tiefgekühlt+Germknödel tiefgekühlt +Fertiggericht tiefgekühlt+Fertiggericht gekühlt
2 Verbraucherpreis	Brot und Gebäck	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	Durchschnittsindex - Mischbrotwecken, Spezialbrot, Weißbrot, Semmel, Gebäck, Weckerl zum Fertigbacken
3 Verbraucherpreis	Getreideprodukte	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	Durchschnittsindex - Frühstückscerealien, Müsli, Butterkekse, Haselnuss- schnitten, Salzstäbchen, Crackers, Langkomreis, Weizenmehl, Teigwaren, Kindergrieß, Nussgebäck, Topfengolatsche
Weltmarktpreis	Vollmilchpulver (Deutschland)	ZMP - Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle	Durchschnittspreis
Erzeugerpreis	Kuhmilch	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	VMP GEHE Sprühware 26% (DE) Preisdurchschnitt - Kuhmilch
Großhandelspreis	Vollmilch	Statistik Austria	Index
4 Verbraucherpreis	Vollmilch	Statistik Austria	Index
Großhandelspreis	Milchprodukte	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	Durchschnittsindex - Milchprodukte
5 Verbraucherpreis	Milchprodukte	Statistik Austria, WIFO-Berechnungen	Durchschnittsindex - Milchprodukte

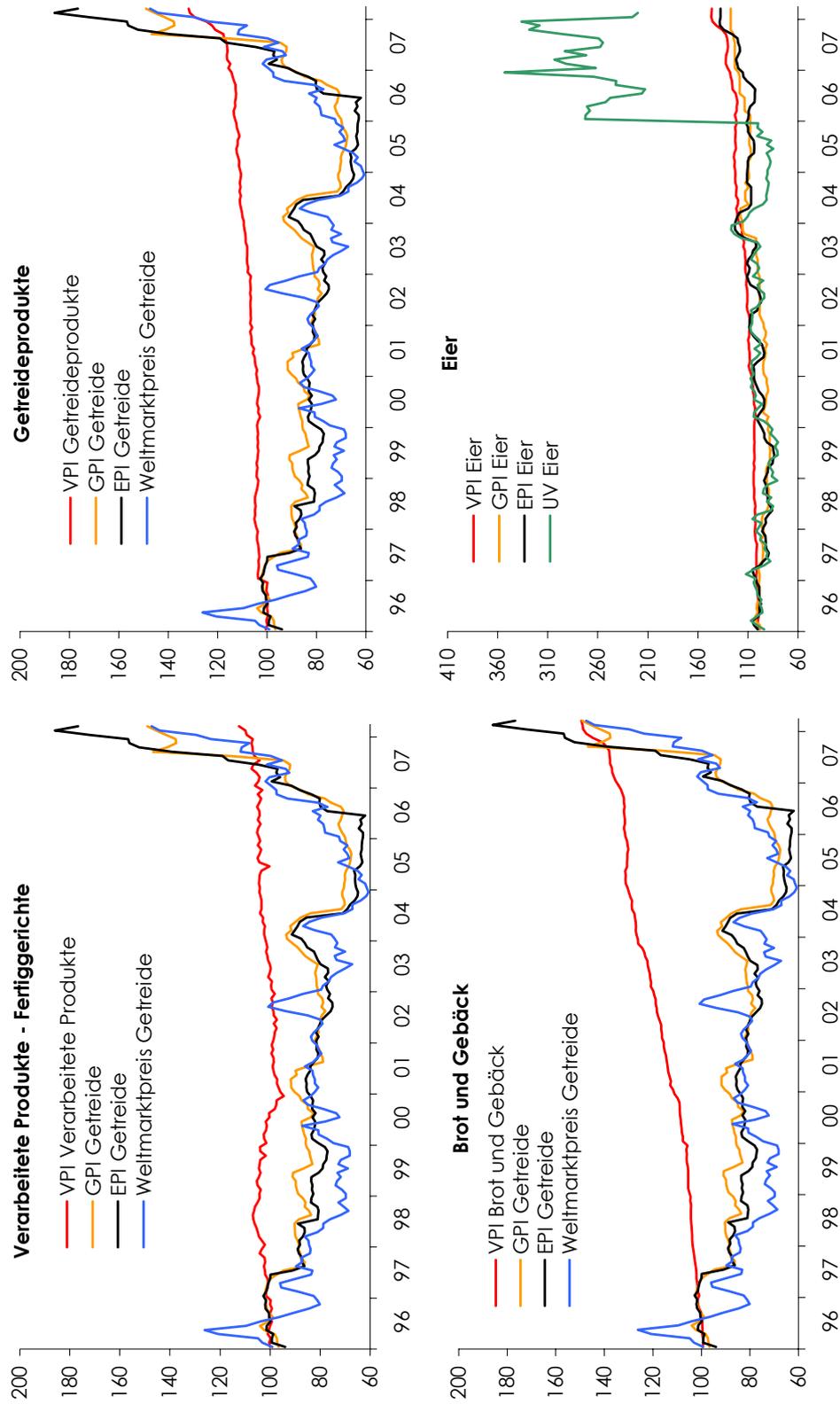
1) Fehlende Monate wurden interpoliert.

Fortsetzung/Datendokumentation

	Preisart	Bezeichnung	Quelle	Basis
	Großhandelspreis	Emmentaler	Statistik Austria	Index
6	Verbraucherpreis	Käse	Statistik Austria	Durchschnittsindex - Emmentaler, Gouda, Camembert
	Großhandelspreis	Teebutter	Statistik Austria	Index
7	Verbraucherpreis	Butter	Statistik Austria	Index
	Unit values	Eier	Eurostat	EU15-Intraexport EU15 SITC-3-Steller: Eier, Eigelb, Eialbum
	Erzeugerpreis	Eier	Statistik Austria	Preisdurchschnitt - Eier
	Großhandelspreis	Eier	Statistik Austria	Index
8	Verbraucherpreis	Eier	Statistik Austria	Index
	Weltmarktpreis	Rohöl (Brent)	HWI	In €
	Weltmarktpreis	Normalbenzin - Rotterdam	US-Energy Information Administration	In €
	Großhandelspreis	Normalbenzin	Statistik Austria	Index
9	Verbraucherpreis	Normalbenzin	Statistik Austria	Index
	Großhandelspreis	Superbenzin (Eurosper)	Statistik Austria	Index
10	Verbraucherpreis	Superbenzin	Statistik Austria	Index
	Weltmarktpreis	Diesel - Rotterdam	US-Energy Information Administration	In €
	Großhandelspreis	Diesel (Gasöl)	Statistik Austria	Index
11	Verbraucherpreis	Dieseltreibstoff	Statistik Austria	Index
	Weltmarktpreis	Heizöl - Rotterdam	US-Energy Information Administration	In €
	Großhandelspreis	Heizöl	Statistik Austria	Durchschnittsindex - Heizöl
12	Verbraucherpreis	Heizöl	Statistik Austria	Index - Flüssige Brennstoffe

Abbildung 1: Preisentwicklung für Brot und Getreideprodukte und Eier

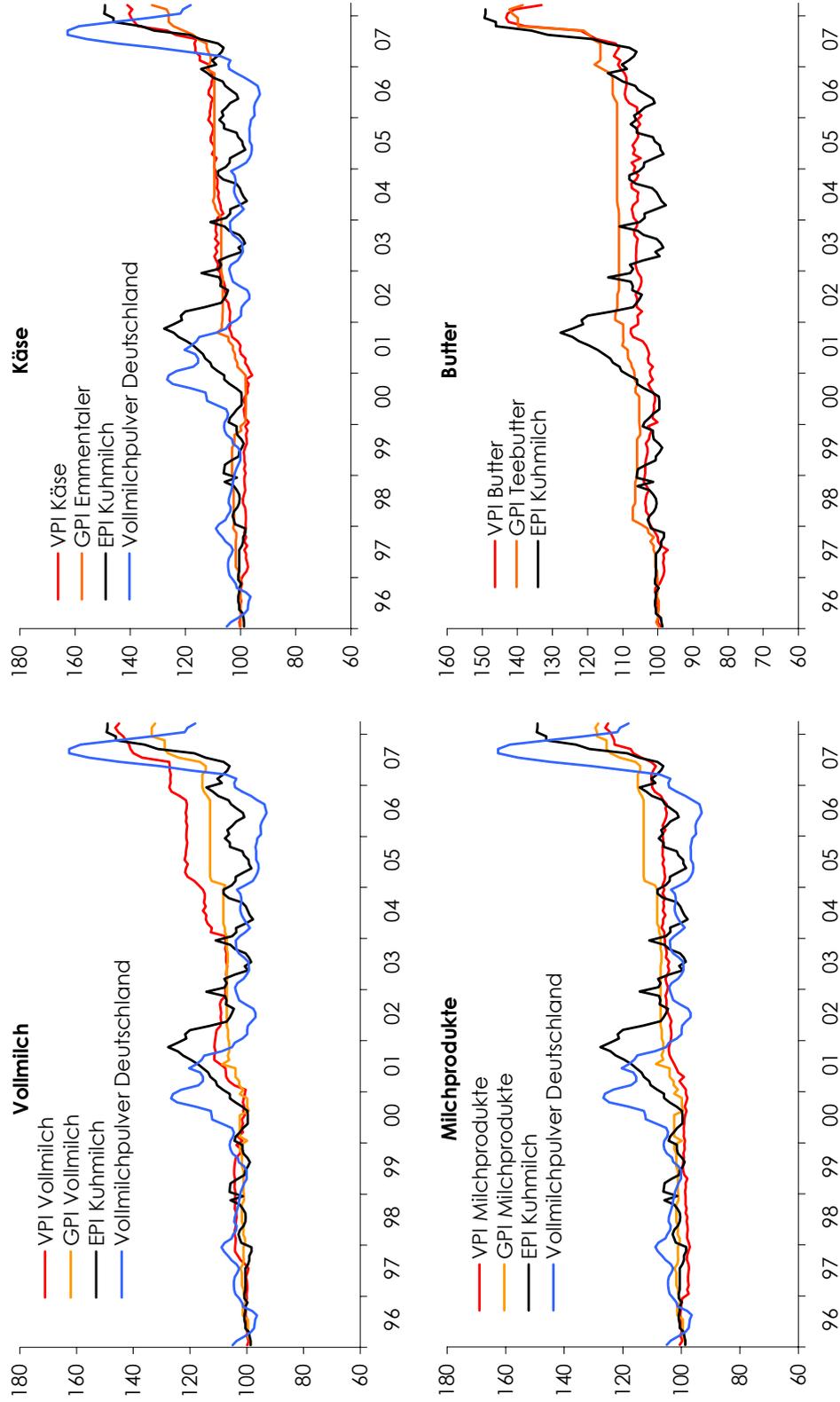
Index 1996 = 100, In €



Q: ST.AT, Eurostat, HWWI; VPI,..... Verbraucherpreisindex, GPI,..... Großhandelspreisindex, EPI,.....Erzeugerpreisindex, UV,.....Unit Value EU-15 Export in Intra-EU-15.

Abbildung 2: Preisentwicklung für Milch, Käse und Butter

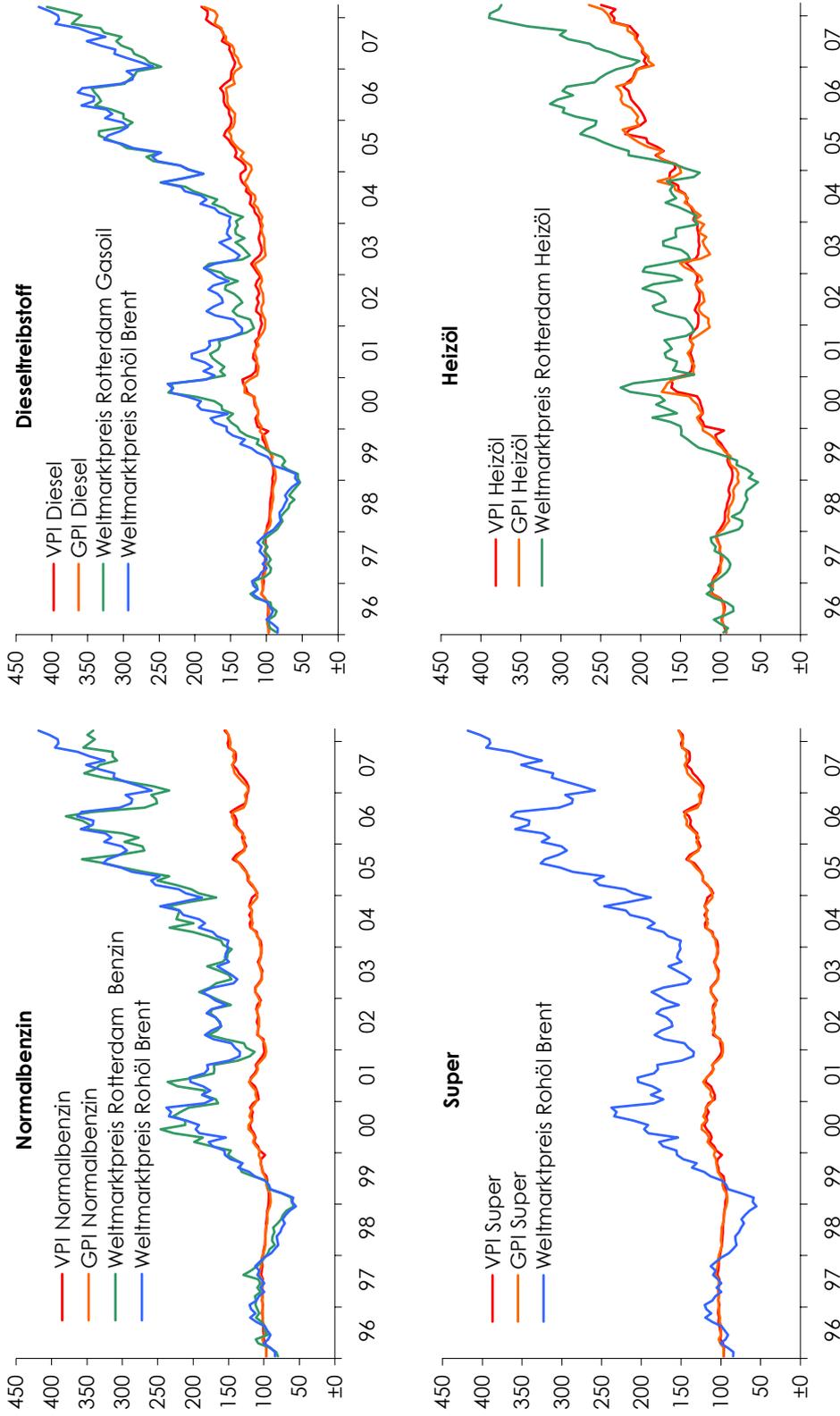
Index 1996 = 100, In €



Q: ST.AT, Eurostat, ZMP. VPI..... Verbraucherpreisindex, GPI..... Großhandelspreisindex, EPI.....Erzeugerpreisindex.

Abbildung 3. Preisentwicklung für Mineralöprodukte

Index 1996 = 100, In €



Q: ST.AT, HWWI, Rotterdam Spot Prices; VPI..... Verbraucherpreisindex, GPI..... Großhandelspreisindex.

4. Zur Interpretation der Ergebnisse

Mit Hilfe der im Anhang näher beschriebenen Zeitreihenmodelle, wird die Preistransmission entlang der Wertschöpfungskette näher untersucht, und versucht Auffälligkeiten in der Entwicklung der österreichischen Erzeuger-, Großhandels- (soweit vorhanden) und der Verbraucherpreise im Jahr 2007 und 1. im Quartal 2008 zu identifizieren. Als Referenzperiode dient dabei der Zeitraum 2000:2 bis 2006:12 für den die univariaten und multivariaten Modelle geschätzt wurden.

Die grundlegende Annahme unter der die nachstehenden Ausführungen betrachtet werden müssen ist, dass für die Prognose das aus der Stichprobe abgeleitete Verhalten der Akteure in den betrachteten Märkten auch in der Periode Jänner 2007 bis März 2008 gültig ist. Weiters wird unterstellt, dass die verwendeten Modelle eine geeignete Annäherung an den (unbekannten) Daten generierenden Prozess darstellen.

Für die univariaten ARIMA-X Modelle wird dabei eine monokausale Wirkungskette unterstellt. D. h. dass jeweils die Preisentwicklung der niedrigeren Ebene der Preistransmission die nächst höhere Ebene beeinflusst, aber nicht umgekehrt. Da die Preisschocks des vergangenen Jahres in erster Linie von den Weltmärkten ausgegangen sind, dürfte diese Annahme für die vorliegende Untersuchung keine zu starke Einschränkung sein³⁾. Die Ähnlichkeit der Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse (siehe die Abbildungen X.2 und X.3 für X = 4 bis 23) weist in diese Richtung.

Für die ARIMA-X Modelle wird dabei (unter der obigen Annahmen) eine Prognose der Preisentwicklung für die nächste Periode der höheren Ebene der Angebotskette bedingt auf die realisierte Preisänderung der vorgelagerten Ebene für die nächste Periode durchgeführt. Die Prognosen für die abhängige Variable (Preisänderung der nächst höheren Ebene) von der Periode t auf die Periode $t+1$ werden dann mit der Realisierung $t+1$ verglichen (bedingte 1-step ahead Prognose). Nach jeder Prognose wird die Stichprobe der Schätzung um eine Periode erweitert und das Modell neu geschätzt und eine Prognose für die übernächste Periode erstellt. Dieses 'Update' wird bis Februar 2008 durchgeführt und insgesamt stehen für jede der 20 Zeitreihen und jede Prognose-Variante 15 1-step ahead Prognosen zur Verfügung. Für jeden Prognosewert wird ein 99%-Konfidenzintervall berechnet (siehe A3 für Details).

In multivariaten VAR-Modellen werden alle eingehenden Variablen endogen betrachtet, und eine gegenseitige Beeinflussung zugelassen. Somit werden multikausale Wirkungsrichtungen ermöglicht. Analog zur Vorgangsweise bei den univariaten Modellen werden ebenfalls 1-step ahead Prognosen durchgeführt. Das Modell wird jede Periode um eine Beobachtung erweitert, neu geschätzt, und eine weitere 1-step ahead Prognose durchgeführt. Die VAR-

³⁾ Siehe dazu z. B. Baumgartner – Sinabell (2007) für die Entwicklung auf den internationalen Agrarmärkten und ihre Rückwirkung auf die österreichischen Nahrungsmittelpreise und Kratena (2008) für die Entwicklung der Energiepreise im Jahr 2007.

Prognosen werden für 2 Prognosevarianten erstellt, die sich in der Anzahl an verzögerten Werten unterscheiden, die in das Modell eingehen (Lag-Ordnung). Auch hier werden mittels Simulation für jeden Prognosewert 99%-Konfidenzintervalle bestimmt (siehe A4 für nähere Details).

Die in dieser Untersuchung verwendete Vorgangsweise entspricht einer kontrafaktualen Analyse. D. h. es wird nicht wie bei einer Prognoseevaluation die Güte einer Prognose anhand ihrer Übereinstimmung mit der Realisation bewertet, sondern umgekehrt, die Abweichung der Realisation von den prognostizierten Werten als Hinweis auf eine Abweichung des Zustandekommens der Realisation zum in der Vergangenheit beobachteten Verhalten gedeutet.

Anhand des Beispiels der Preisentwicklung am Produktenmarkt für Diesel in Rotterdam (IP-Diesel) und dem österreichischen Großhandelspreis für Diesel (GP-Diesel) wird die beschriebene Vorgangsweise illustriert (siehe Abbildung 20). In der oberen Graphik (Abb. 20.1) wird die Entwicklung dieser beiden Zeitreihen in Indexform für den Zeitbereich 1996:1 bis 2008:3 dargestellt (1996=100). Die mittlere Graphik (Abb. 20.2) stellt die beobachteten Preisänderungen von GP-Diesel den Prognosewerten für die geschätzten ARIMA-X Modelle für den Zeitbereich 2007:1 bis 2008:3 gegenüber.

Das anhand der im Anhang A3 beschriebenen Spezifikationsuche gewählte ARIMA-X Modell wird zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen IP-DI und GP-DI herangezogen (siehe dazu die Übersichten A2 bis A7 jeweils die Zeile 17). Dieses Modell wird für die Periode 2000:2 bis 2006:12 geschätzt. In Abbildung 20.2 sind im Bereich links der vertikalen Linie die für die Vergangenheit geschätzten Werte für die Preisveränderungen des GP-DI (gepunktete Linie) den beobachteten Werten gegenüber gestellt (durchgezogene Linie).

Auf Basis der geschätzten Modellparameter werden für den Jänner 2007 drei ARIMA-X Prognosen für den GP-DI berechnet, wobei (falls das im Spezifikationstest bestätigt wird) die Realisierung für IP-DI für Jänner 2007 verwendet wird. Die Prognosewerte sind in Abbildung 20.2 rechts von der vertikalen Linie als strichlierte und strichpunktierte Linien dargestellt. Die Prognosen für den GP-DI werden mit dessen Realisierung verglichen (durchgezogene dunkle Linie). Ist dieser Unterschied statistisch signifikant, d. h. liegt die Realisierung außerhalb des 99%-Konfidenzbandes (der grauschattierten Fläche), so ist die Preisänderung (in Referenz zur vergangenen Entwicklung) auffällig. Dieses Prozedere wird nun für den Februar 2007 wiederholt, wobei nun das Modell bis einschließlich Jänner 2007 geschätzt wird. Dieses "Update" wird bis März 2008 wiederholt. In Variante 3 der Prognose wird in jeder Periode ein vollständiger Modelselektionsprozess für das Schätzmodell für die nächste Periode durchlaufen (siehe Anhang A3).

In der unteren Graphik (Abbildung 20.3) sind die Ergebnisse für die beiden Prognosen, die unter Verwendung von VAR-Modellen erstellt wurden, dargestellt. Auch hier bezeichnen die strichlierten bzw. strichpunktierten Linien die Prognosewerte und die grauschattierte Fläche das 99%-Konfidenzintervall.

Für den Dieselpreis zeigt sich, dass in Abbildung 20.2 die realisierte Preisveränderung Mitte 2007 knapp, Anfang 2008 allerdings deutlich aus dem 99%-Konfidenzintervall der Prognosen hinausreicht (d. h. außerhalb des grau-unterlegten Bandes liegt). Die VAR-Ergebnisse weisen ebenfalls auf eine signifikante Abweichung am Ende des Untersuchungszeitraums hin, der Wert für den Juli 2007 fällt jedoch genau auf die Grenze des 99%-Konfidenzintervalles (mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% wäre auch diese Beobachtung signifikant auffällig). In den Übersichten 2 (für die ARIMA-X Modelle) und 3 (für die VAR-Modelle) sind alle (auffälligen) Beobachtungen außerhalb des 99%-Konfidenzbandes dargestellt. Ein Pluszeichen weist auf eine Realisierung oberhalb, ein Minus auf eine Realisierung unterhalb des Konfidenzbandes hin. Weisen sowohl die ARIMA-X als auch die VAR-Schätzungen auf eine Realisierung außerhalb des Konfidenzbandes hin, so ist das Zeichen fett gedruckt dargestellt.

In der Übersicht 4 werden die auffälligen Preissteigerungen entlang der Angebotskette für die jeweilige Produktgruppe dargestellt. Für den Dieselpreis zeigt sich neben der oben dargestellten Entwicklung keine eindeutige Auffälligkeit bei den Konsumentenpreisen.

Als zweites Beispiel soll die Entwicklung bei Milchprodukten dienen. Für die Erzeugerpreise zeigt sich kein einheitliches Bild. Die VAR-Resultate deuten auf auffällige Preiserhöhungen hin, die von den ARIMA-X Modellen aber nicht gestützt werden. Eindeutig sind jedoch, im Vergleich zur Entwicklung der Weltmarkt- und Erzeugerpreise, auffällige Preissteigerungen bei allen Milchprodukten. Ob diese jedoch tatsächlich auf Ebene der Konsumentenpreise entstanden sind, oder auf einer vorgelagerten Großhandelsebene ihren Ursprung haben, lässt sich auf Grund der in der Vergangenheit geringen Informationskraft (d. h. kein statistisch signifikanter Erklärungswert) der Großhandelspreise für die Verbraucherpreise von Milch und Milchprodukten nicht klären.

Für die anderen Produktkategorien erfolgt die Interpretation analog zu den beiden gegebenen Beispielen. Für jedes untersuchte Preispaar stehen für jede Prognosevariante maximal 15 Abweichungen zwischen Realisierung und Prognose zur Verfügung. Im Kontext der aktuellen Untersuchung sind die statistisch signifikanten positiven Abweichungen zwischen Realisierung und Prognose von besonderem Interesse (d. h. die durchgezogene Linie überschreitet den grauschattierten Bereich nach oben). Diese Abweichungen können als Indiz für eine gegenüber der Vergangenheit besondere Preisabweichung nach oben angesehen werden. Diesen Hinweisen auf Besonderheiten könnte z. B. von der Wettbewerbskommission) noch weiter nachgegangen werden. Das ist aber nicht der Gegenstand dieser WIFO-Studie.

5. Literaturhinweise

- Baumgartner, J., Statistische Zerlegung produktspezifischer Inflationsraten in Österreich und in der Eurozone, Studie des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung (WIFO) im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit, Februar 2008, mimeo.
- Baumgartner, J., Sinabell, F., Erzeugerpreise von Agrarprodukten und Nahrungsmittelpreise in Österreich, Entwicklungen am Beispiel Getreide und Milch, WIFO-Monatsberichte 12/2007, S. 965-977.
- Clements, M. P., Hendry, D. F., "Forecasting with Breaks", in Elliot, G., Granger, C. W. J., Timmermann, A., Handbook of Economic Forecasting, 2006, Volume 1, Chapter 12, S. 605-657.
- Clements, M. P., Hendry, D. F., "Forecasting in Cointegrated Systems", Journal of Applied Econometrics, 1995, (10), S. 127-146.
- Elliott, G., "Forecasting with Trending Data", in Elliot, G., Granger, C. W. J., Timmermann, A., Handbook of Economic Forecasting, 2006, Volume 1, Chapter 11, S. 556-604.
- Enders, W., Applied Econometric Time Series, 2nd Edition, Wiley Series in Probability and Statistics, 2004, S. 210-214.
- Estima, Rats Version 7 Users's Guide, 2007, Evanston, www.estima.com.
- Hamilton, J. D., Time Series Analysis, Princeton University Press, 1994.
- Hoffman, D. L., Rasche, R. H., "Assessing Forecast Performance in a Cointegrated System", Journal of Applied Econometrics, 1996, (11), S. 495-517.
- Holden D., Perman, R., Unit Roots and Cointegration for the Economist, in: Cointegration for the Applied Economist, Bhaskara, R., ed., The MacMillan Press Ltd., 1994, S. 62-66.
- Kratena, K., Wirtschaftsbericht 2007, WIFO-Monatsberichte, 2008, 81(4), S. 315-317.
- Kwiatowski, D., Phillips, P. C .B., Schmidt, P., Shin, Y., Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?, Journal of Econometrics, 1992, 54, S. 159-178.
- Litterman, R., „Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions“, Journal of Business and Economic Statistics, 1986, (4), S. 25-38.
- Lütkepohl, H., New Introduction to Multiple Time Series Analysis, 2006, Springer.
- Lütkepohl, H., Krätzig, M., Applied Time Series Econometrics, Themes in modern Econometrics, Cambridge University Press, 2007 (reprint of 2004 edition).

Übersicht 2: Preisänderungen außerhalb des gemeinsamen Konfidenzintervalles gemäß der 3 Arima-X Prognosen

	2007:01	2007:02	2007:03	2007:04	2007:05	2007:06	2007:07	2007:08	2007:09	2007:10	2007:11	2007:12	2008:01	2008:02	2008:03
EPI Getreide															
GPI Getreide	-		-		+		+		+						
VPI Verarbeitete Getreideprodukte	+			+				+							
VPI Brot und Gebäck															
VPI Getreideprodukte															+
EPI Kuhmilch	+														
VPI Vollmilch															
VPI Milchprodukte															
VPI Käse	+														
VPI Butter															
GPI Eier															
VPI Eier	+														
GPI Normalbenzin															
VPI Normalbenzin															
GPI Superbenzin (Eurosuper)															
VPI Superbenzin															
GPI Diesel (Gasöl)															
VPI Dieseltreibstoff															+
GPI Heizöl															
VPI Heizöl															+

+ Entwicklung signifikant nach oben. - Entwicklung signifikant nach unten. +/- sowohl im ARIMA-X als auch im VAR-Modell signifikante Abweichung (Realisierung außerhalb des 99%-Konfidenzintervalles).

Übersicht 3: Preisänderungen außerhalb des gemeinsamen Konfidenzintervalles gemäß der 2 VAR-Prognosen

	2007:01	2007:02	2007:03	2007:04	2007:05	2007:06	2007:07	2007:08	2007:09	2007:10	2007:11	2008:1	2008:2	2008:3
EPI Getreide														
GPI Getreide														
VPI Verarbeitete Getreideprodukte														
VPI Brot und Gebäck														
VPI Getreideprodukte														
EPI Kuhmilch														
VPI Vollmilch														
VPI Milchprodukte														
VPI Käse														
VPI Butter														
GPI Eier														
VPI Eier														
GPI Normalbenzin														
VPI Normalbenzin														
GPI Superbenzin (Eurosuper)														
VPI Superbenzin														
GPI Diesel (Gasöl)														
VPI Dieseltreibstoff														
GPI Heizöl														
VPI Heizöl														

+ Entwicklung signifikant nach oben, - Entwicklung signifikant nach unten, +/- sowohl im ARIMA-X als auch im VAR-Modell signifikante Abweichung (Realisierung außerhalb des 99%-Konfidenzintervalles).

Übersicht 4: Auffällige Preissteigerungen entlang der Wertschöpfungskette in Österreich für ausgewählte Produktgruppen

	Erzeugerpreise		Großhandelspreise		Verbraucherpreise				
	ARIMA-X	VAR	ARIMA-X	VAR	ARIMA-X	VAR			
Getreide	+	+	+	+	+	+	Verarbeitete Getreideprodukte		
					+ ¹⁾	+	Brot und Gebäck		
					+	+	Andere Getreideprodukte		
Milch		+	---	2)	+	+	Milch		
					+	+	Milchprodukte		
					+	+	Käse		
					+	+	Butter		
Eier		---	3)			+	+	Eier	
Normalbenzin		---	4)			+	+	Normalbenzin	
Super		---	4)		+	+	+	Superbenzin	
Diesel		---	4)		+	+		+	Diesel
Heizöl		---	4)			+	+	Heizöl	

1) Zwei von drei ARIMA-X Prognosen weisen auf eine signifikante Abweichung hin. - 2) Für Milch, Milchprodukte, Käse und Butter wurden die Großhandelspreise nicht in die Analyse einbezogen (siehe Abschnitt 3 - Einschränkungen). - 3) Für Eier steht kein Weltmarktpreis zur Verfügung (siehe Abschnitt 3 - Einschränkungen). - 4) Für Mineralölprodukte steht kein österreichischer Erzeugerpreis zur Verfügung (siehe Abschnitt 3 - Einschränkungen).

Übersicht 5: Erläuterungen zu den Abbildungen 4 bis 23

Abbildung X.1

- Linker Teil der Überschrift: Preisniveau der abhängigen Variablen
- Rechter Teil der Überschrift: Preisniveau der erklärenden Variablen

Abbildung X.2

- Realisierte 1. Differenzen der logarithmierten abhängigen Variablen
- Geschätzte Werte für die abhängige Variable (Modell Fit) 2000:2 – 2006:12
- Prognosewerte ARIMA-X Variante 1
- - - - - Prognosewerte ARIMA-X Variante 2
- · - · - · Prognosewerte ARIMA-X Variante 3
- Graue Fläche: Gemeinsames 99%-Konfidenzintervall der 3 Prognosen

Abbildung X.3

- Realisierte 1. Differenzen der logarithmierten abhängigen Variablen
- Geschätzte Werte für die abhängige Variable (Modell Fit) 2000:2 – 2006:12
- Prognosewerte des DVAR-Modells mit 2-Lags
- - - - - Prognosewerte des DVAR-Modells mit 12-Lags
- Graue Fläche: Gemeinsames 99% Konfidenzintervall der beiden VAR-Prognosen

X.....Fortlaufende Nummer der Abbildungen(4 bis 23)

Abbildung 4.1:

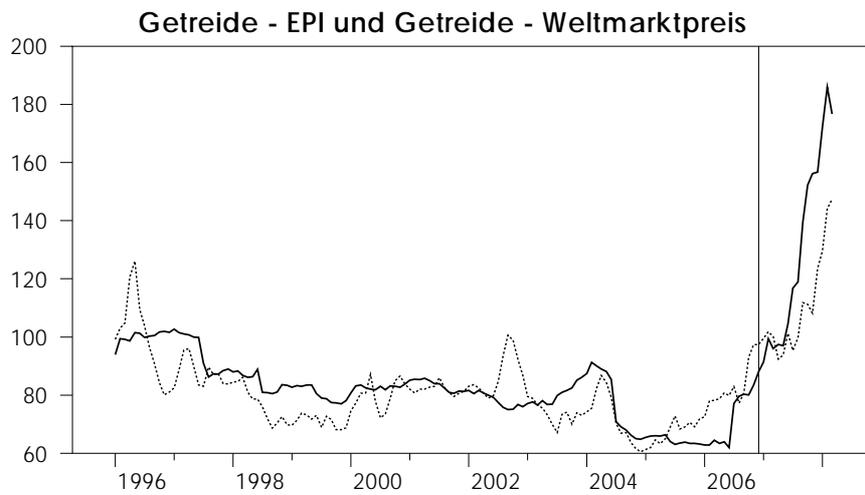


Abbildung 4.2:

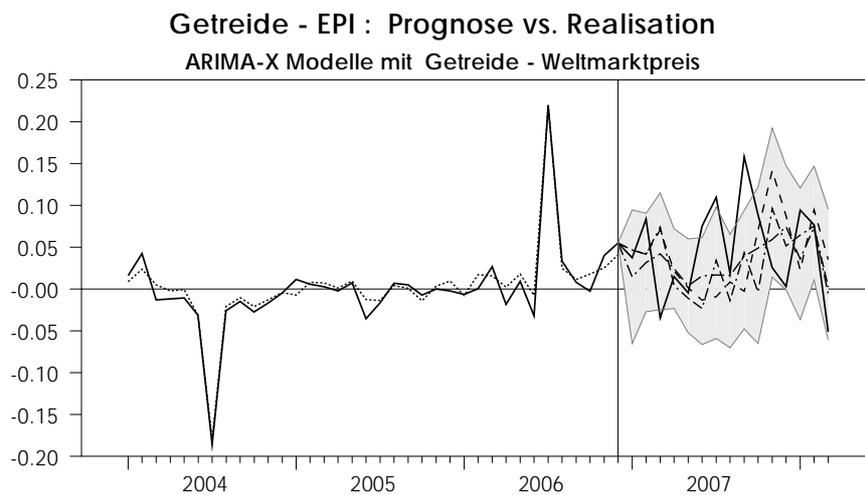


Abbildung 4.3:

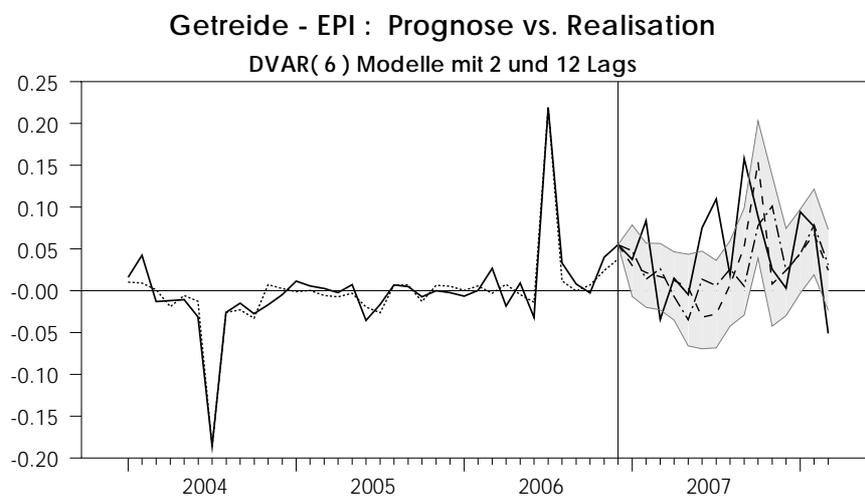


Abbildung 5.1:

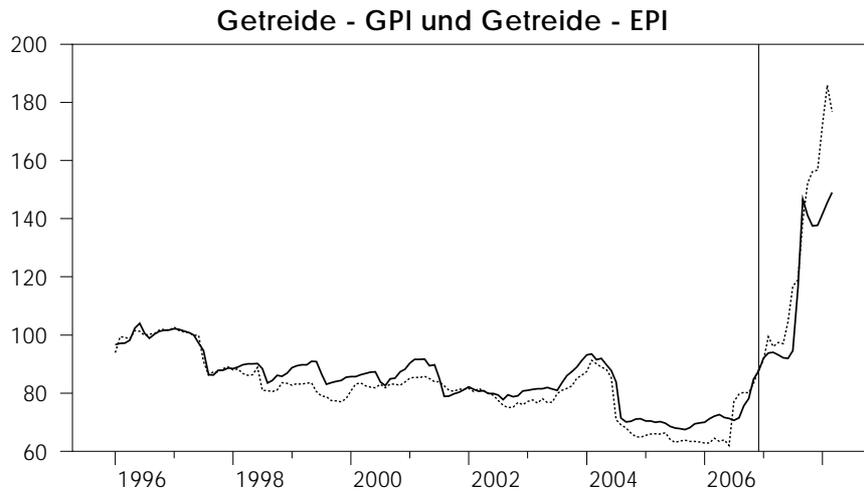


Abbildung 5.2:

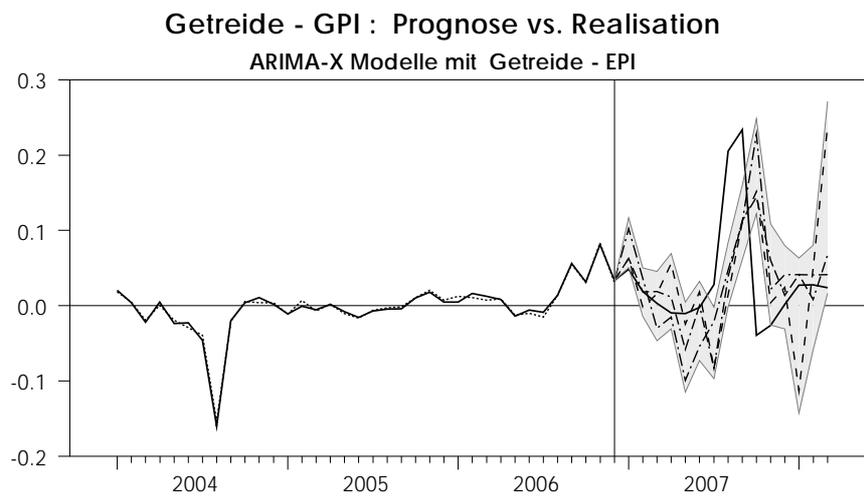


Abbildung 5.3:

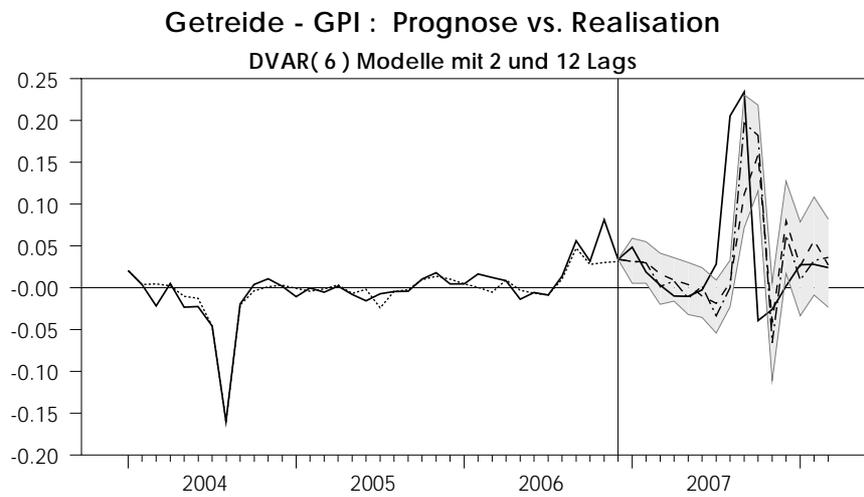


Abbildung 6.1:

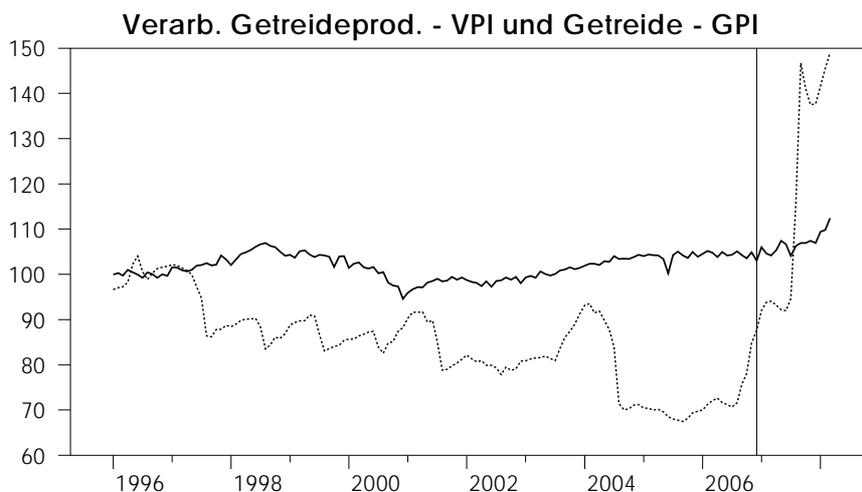


Abbildung 6.2:

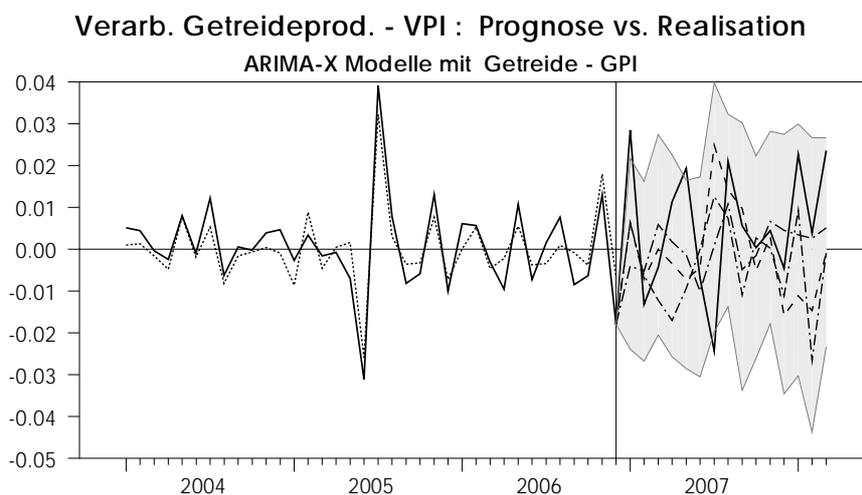


Abbildung 6.3:

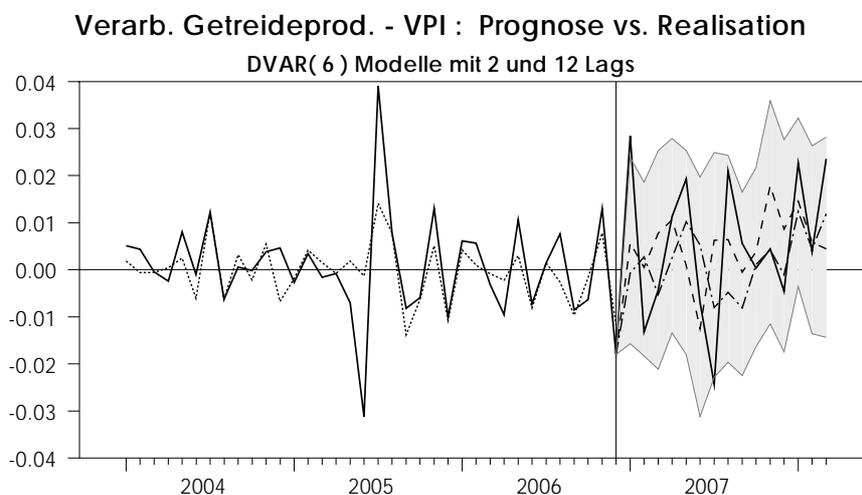


Abbildung 7.1:

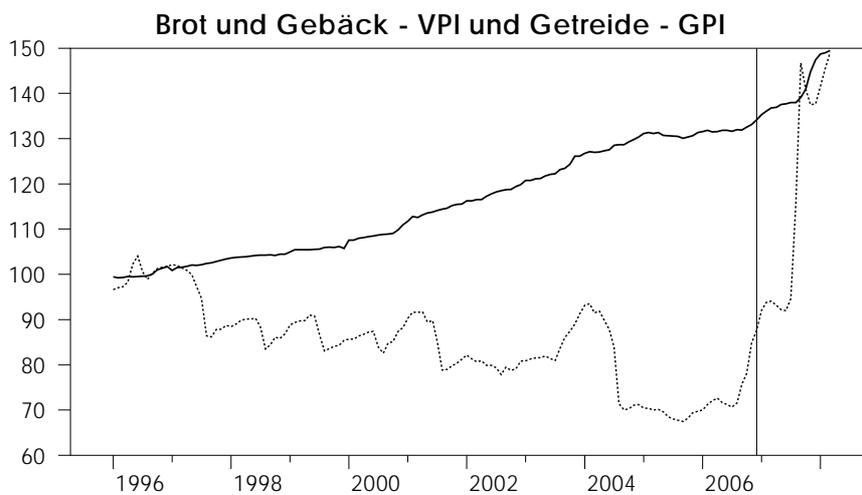


Abbildung 7.2:

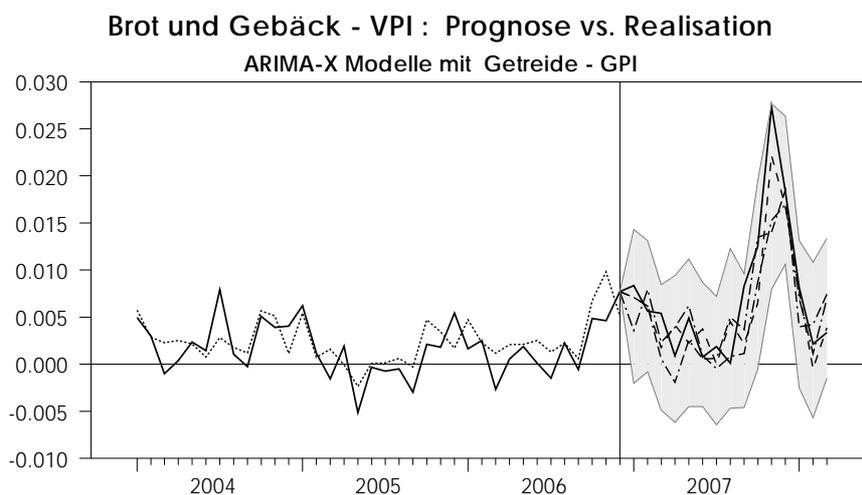


Abbildung 7.3:

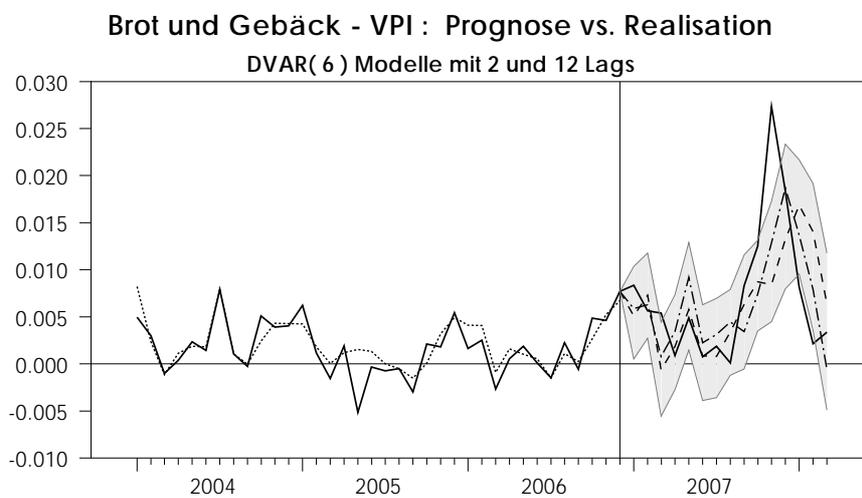


Abbildung 8.1:

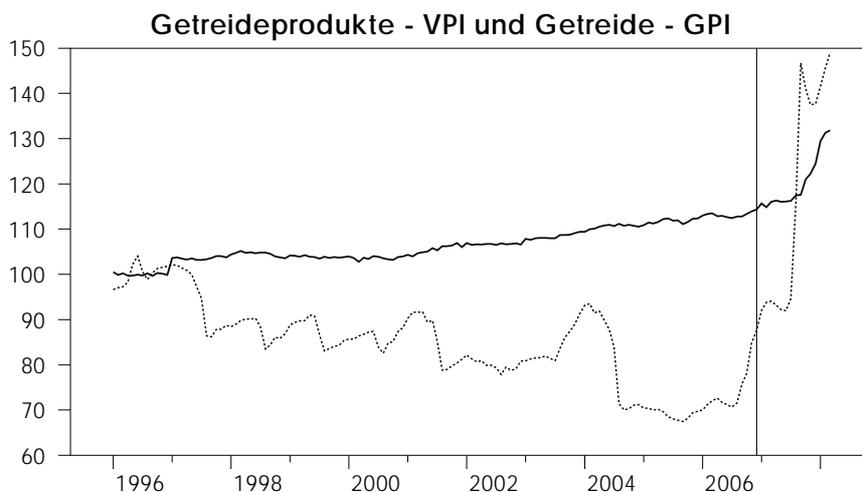


Abbildung 8.2:

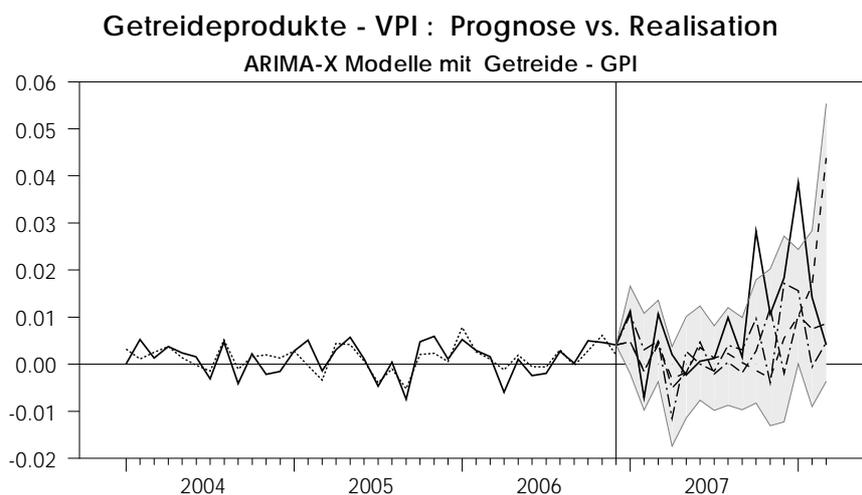


Abbildung 8.3:

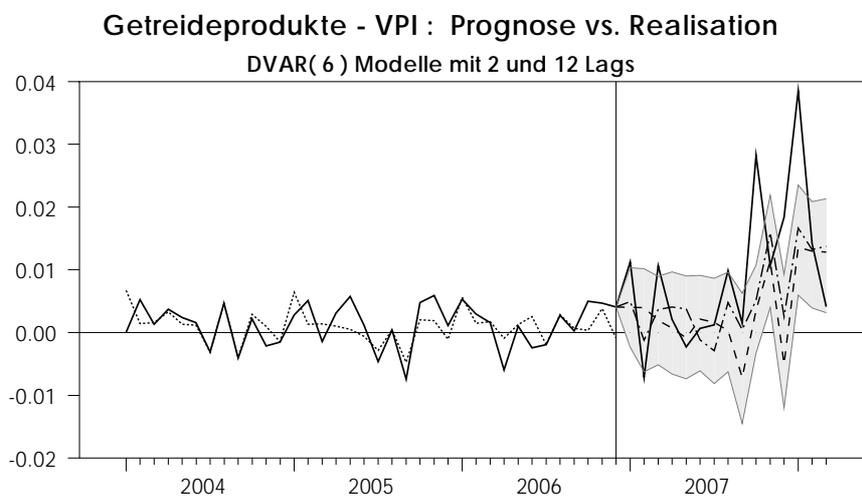


Abbildung 9.1:

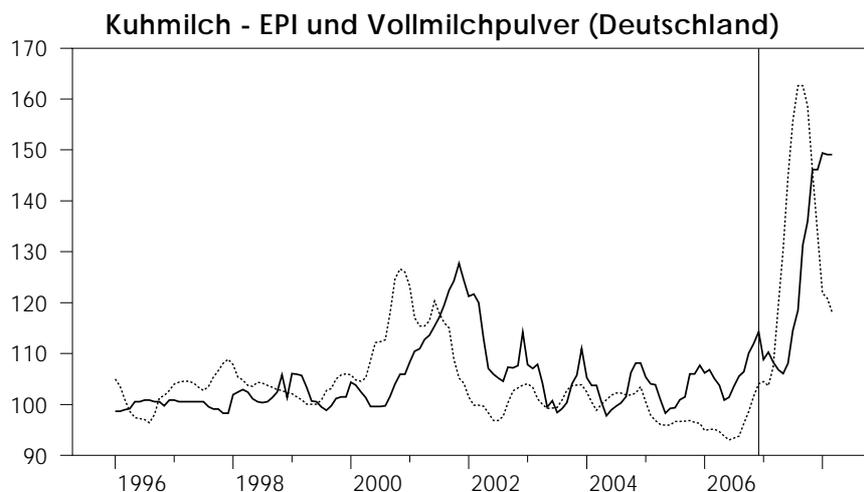


Abbildung 9.2:

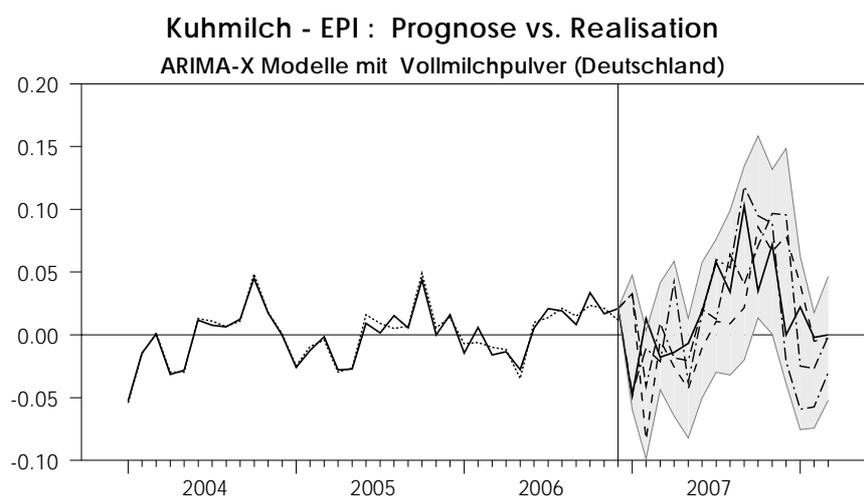


Abbildung 9.3:

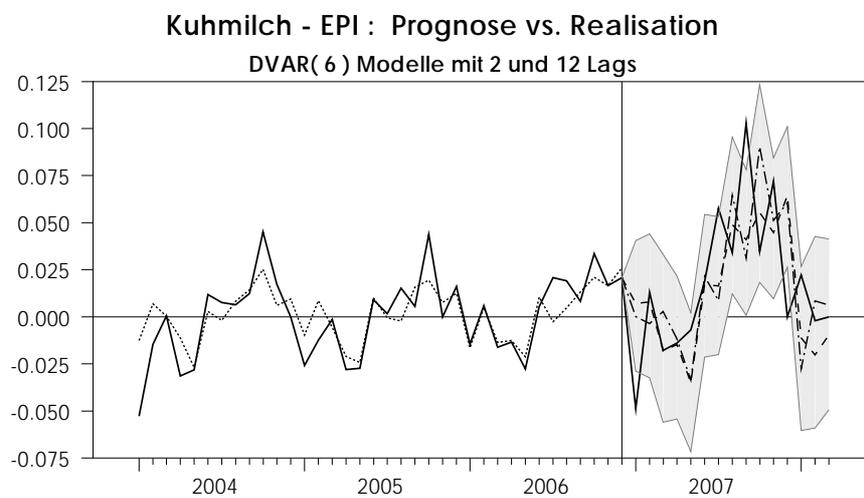


Abbildung 10.1:

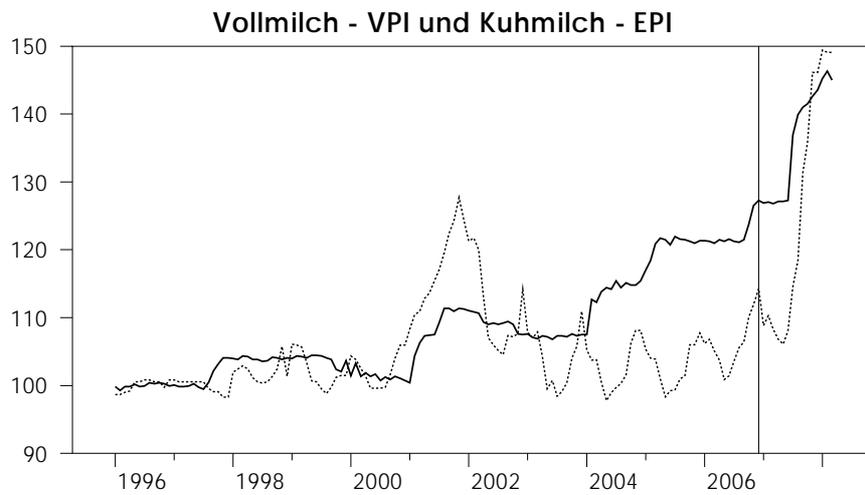


Abbildung 10.2:

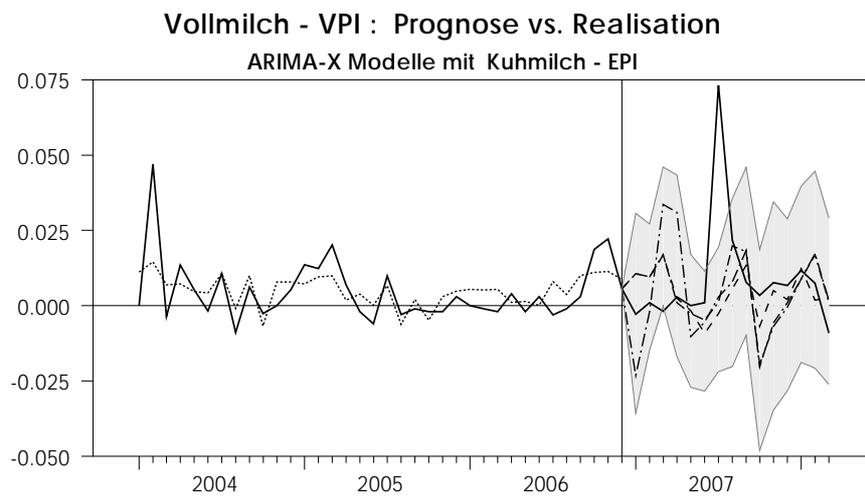


Abbildung 10.3:

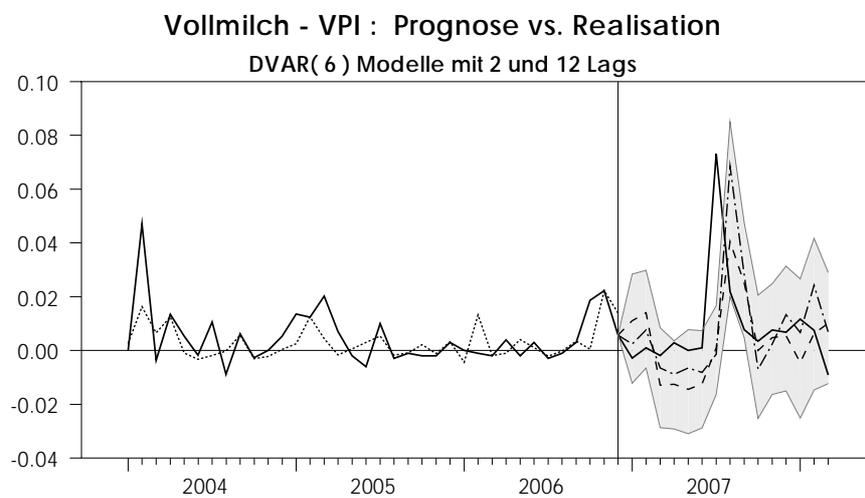


Abbildung 11.1:

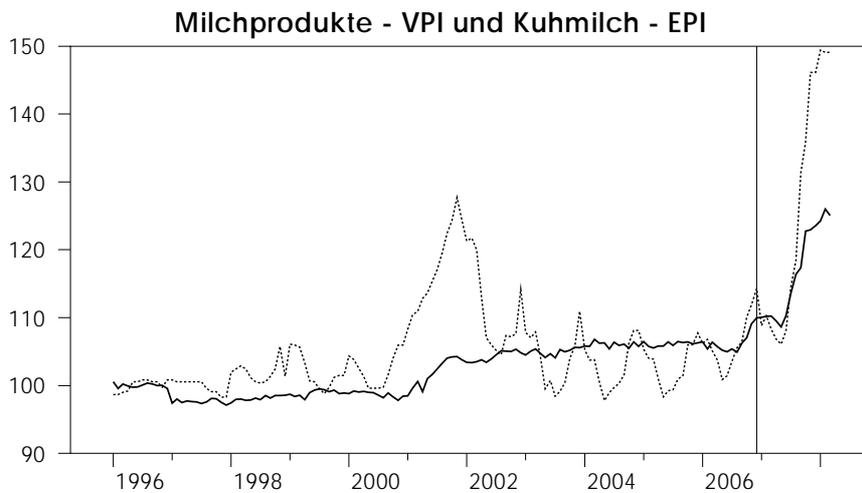


Abbildung 11.2:

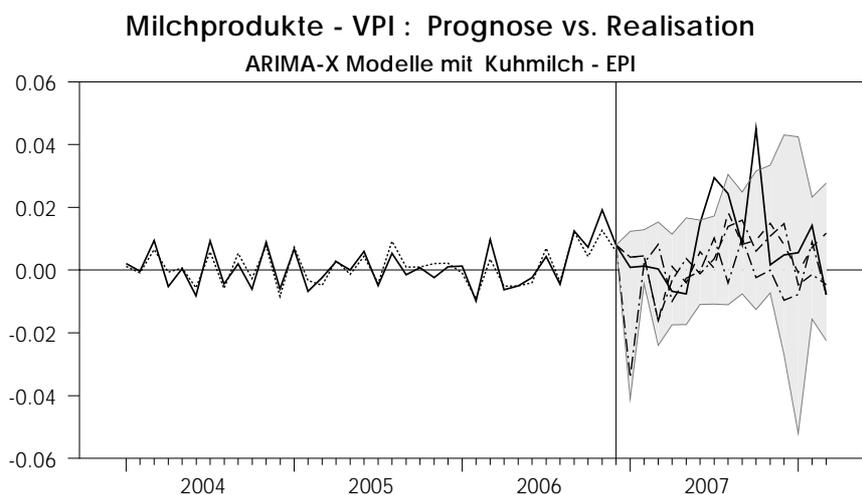


Abbildung 11.3:

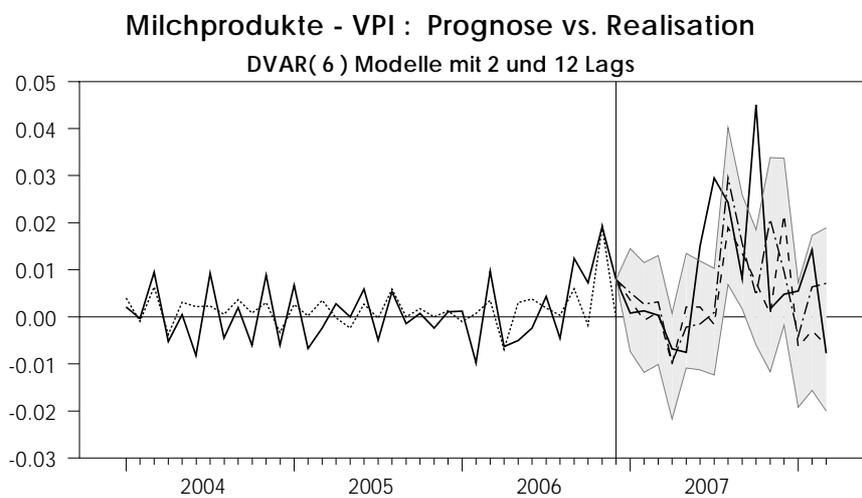


Abbildung 12.1:

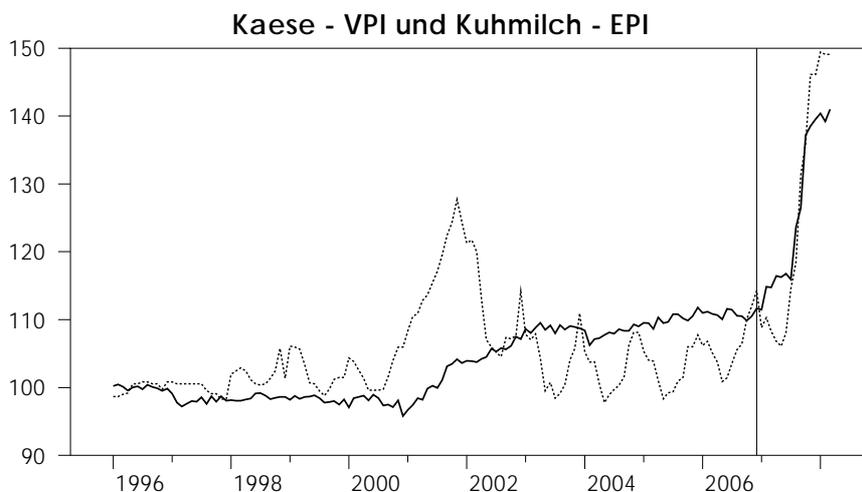


Abbildung 12.2:

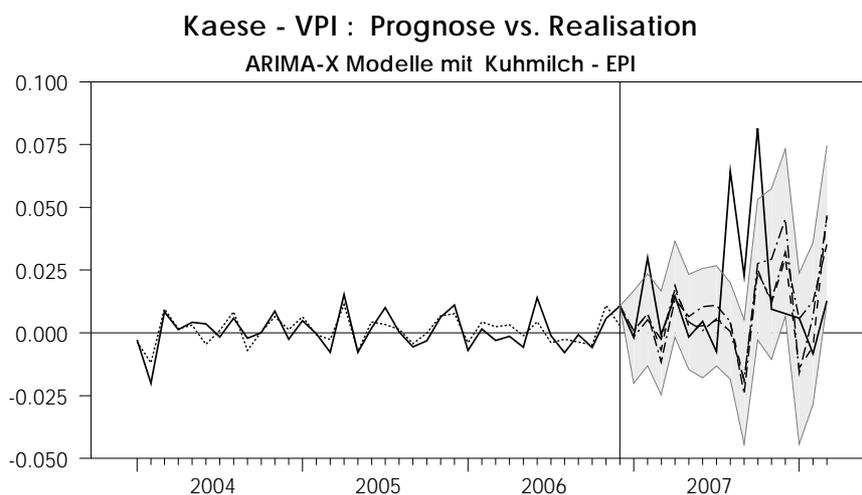


Abbildung 12.3:

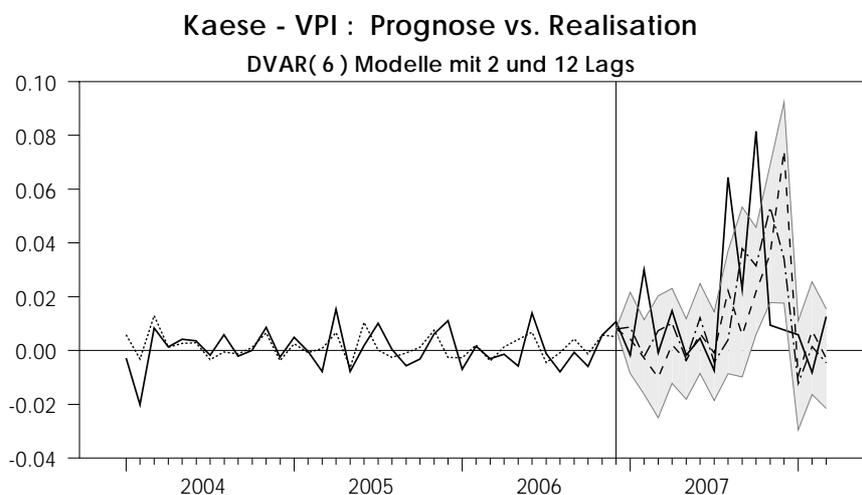


Abbildung 13.1:

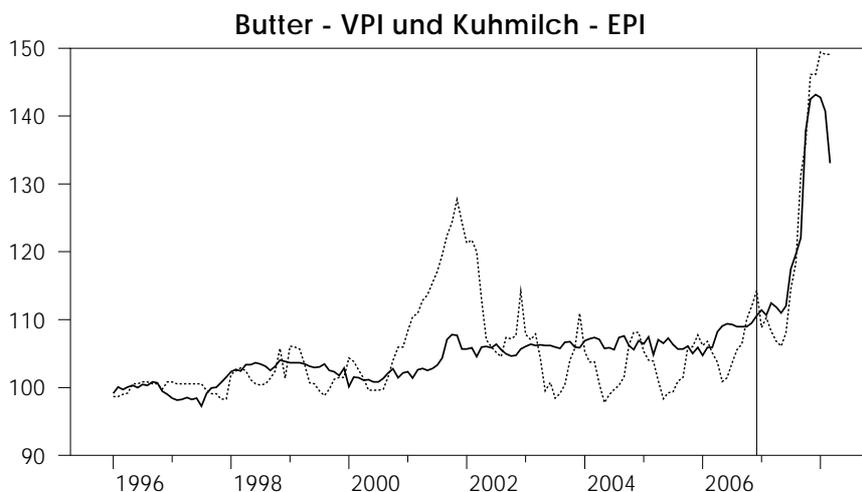


Abbildung 13.2:

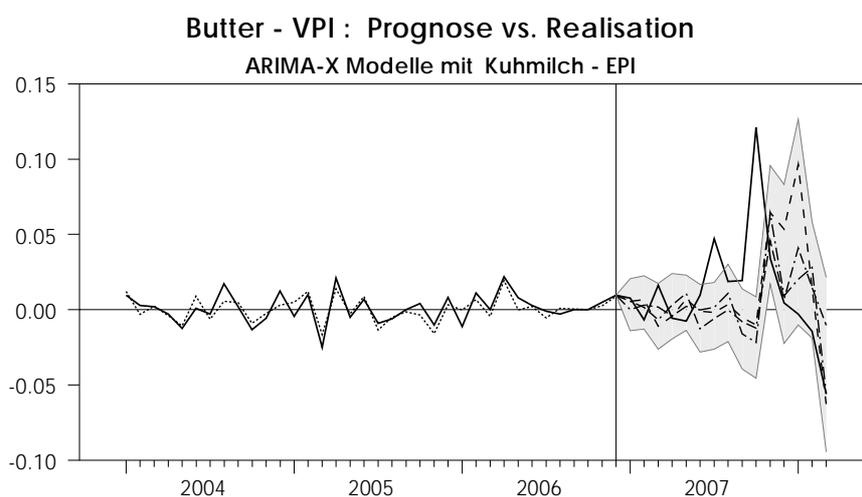


Abbildung 13.3:

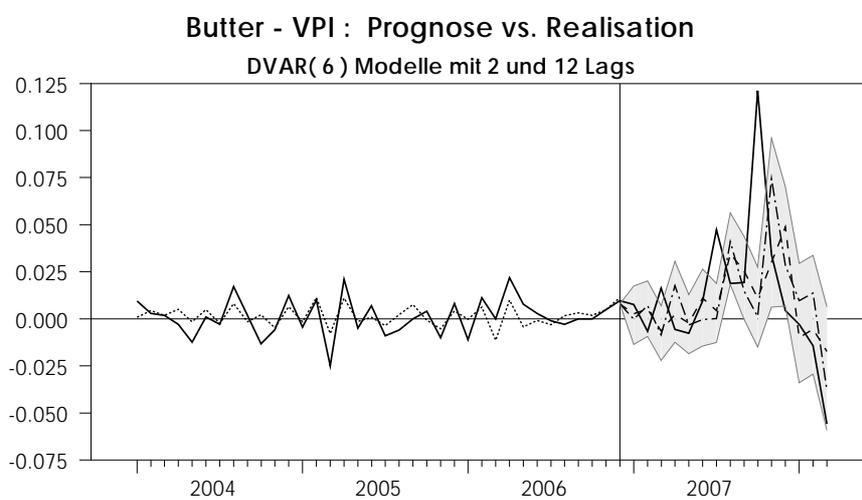


Abbildung 14.1:

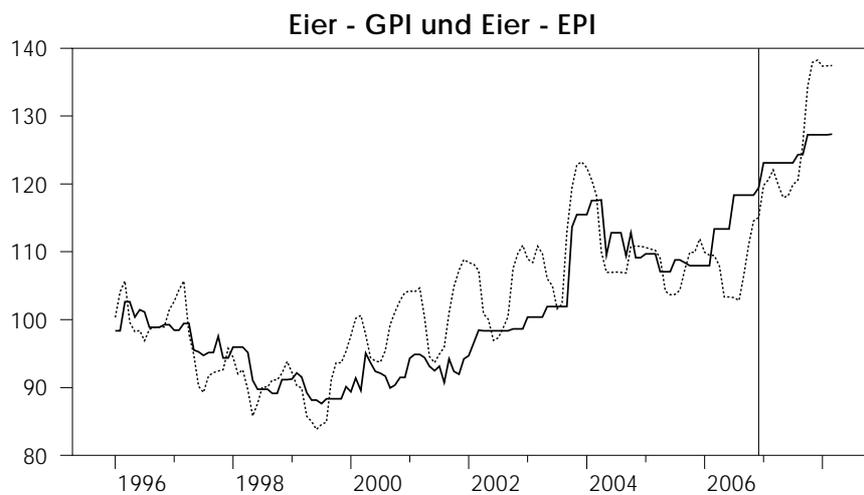


Abbildung 14.2:

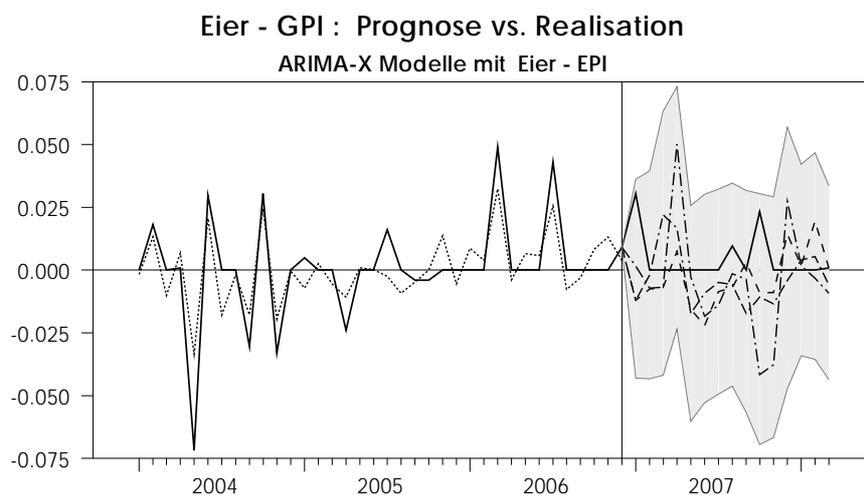


Abbildung 14.3:

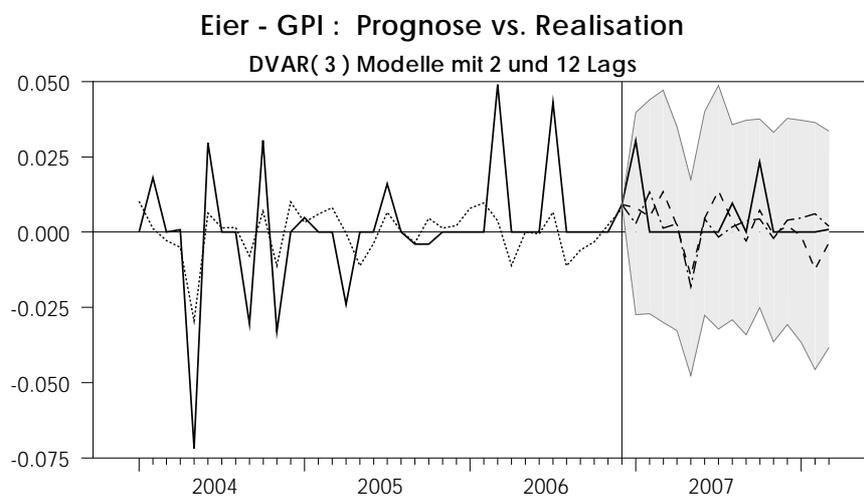


Abbildung 15.1:

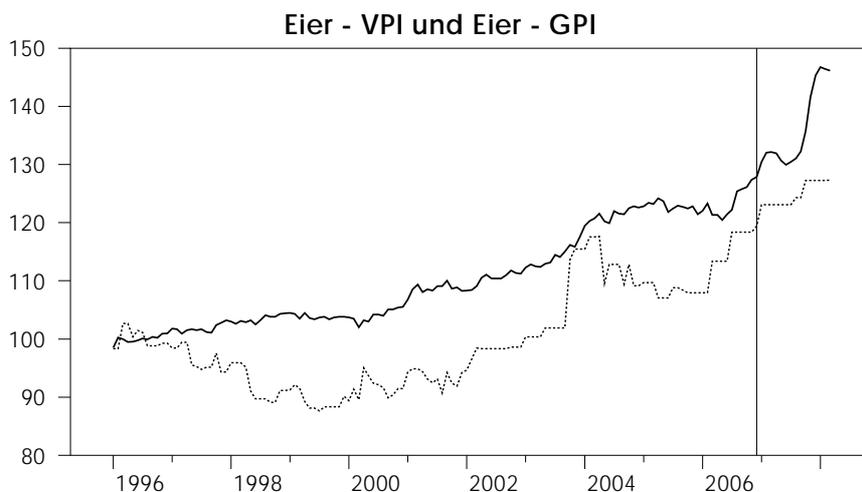


Abbildung 15.2:

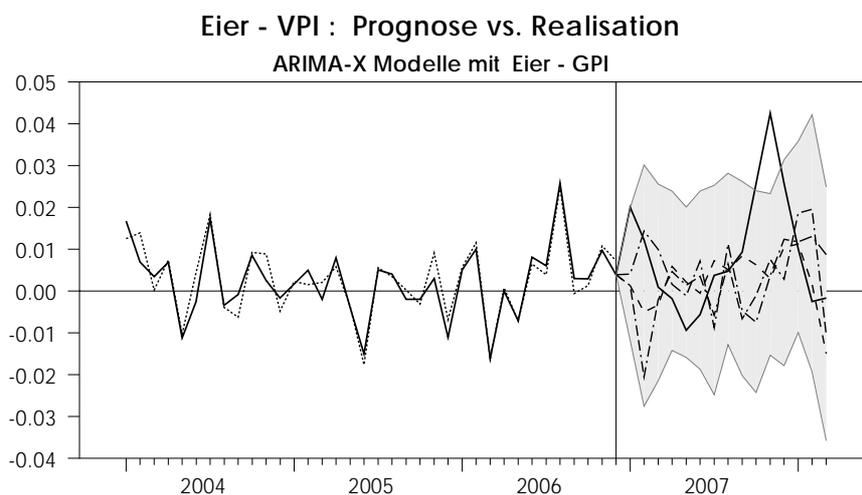


Abbildung 15.3:

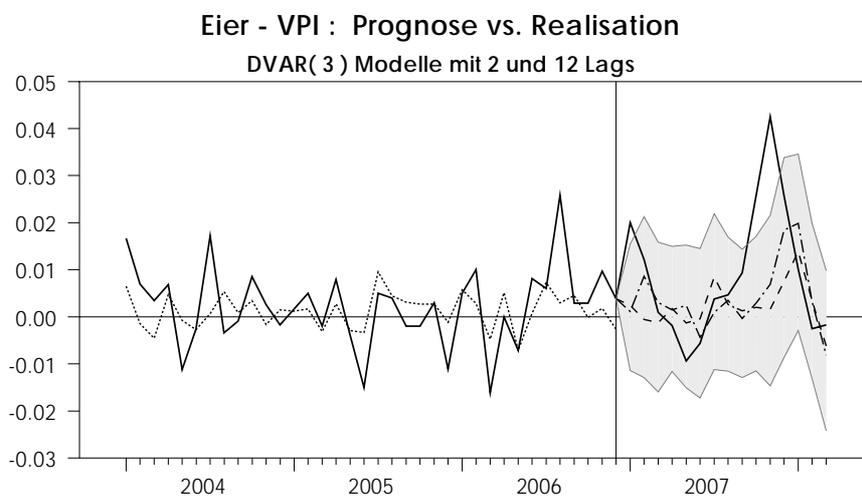


Abbildung 16.1:

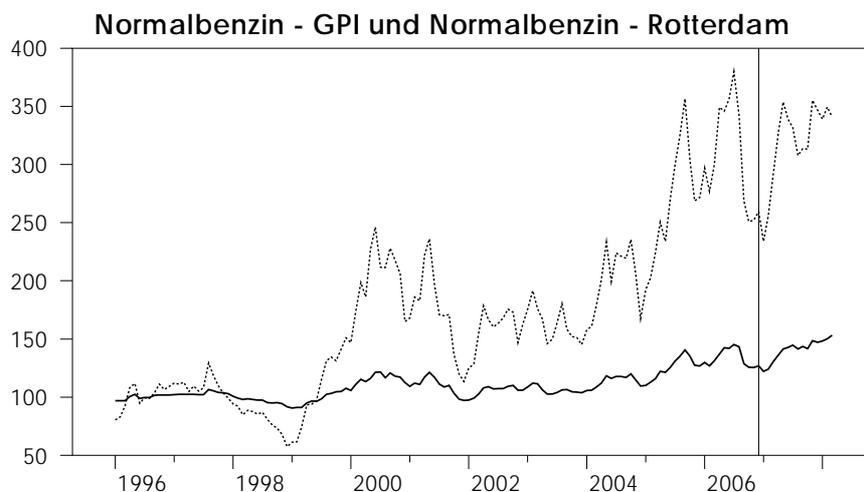


Abbildung 16.2:

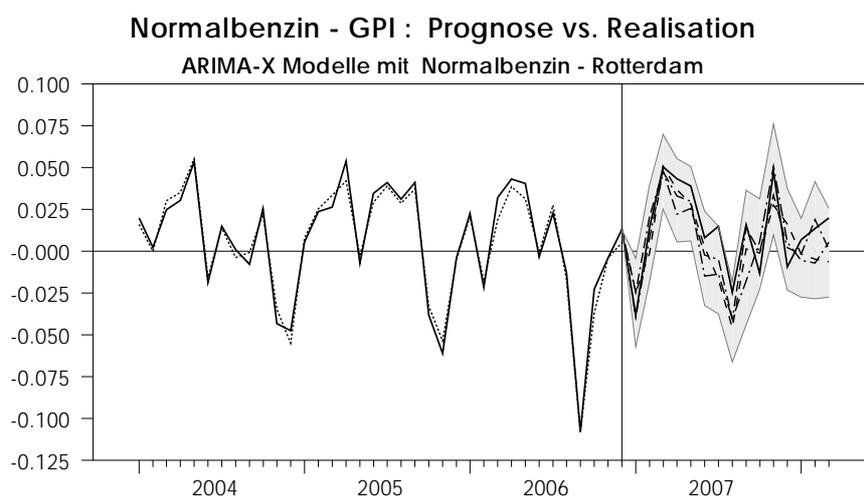


Abbildung 16.3:

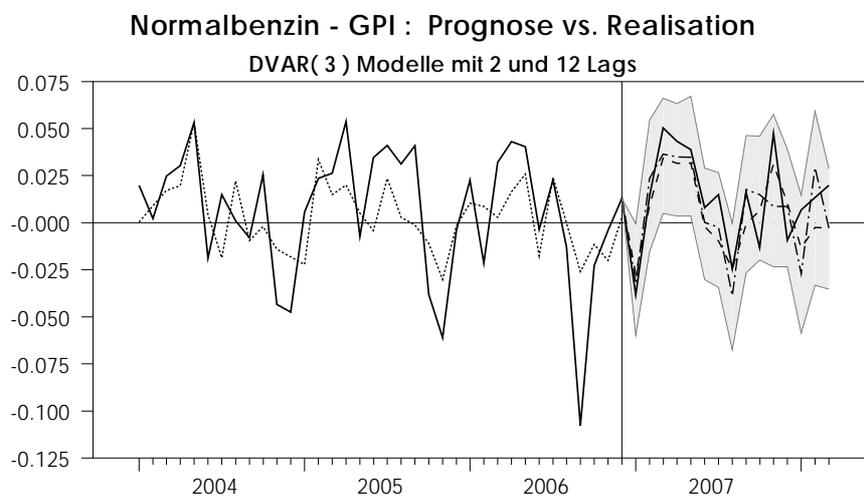


Abbildung 17.1:

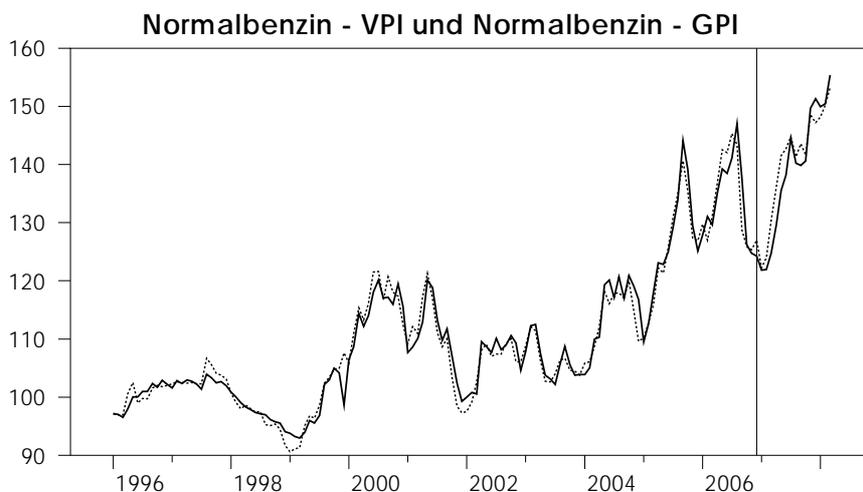


Abbildung 17.2:

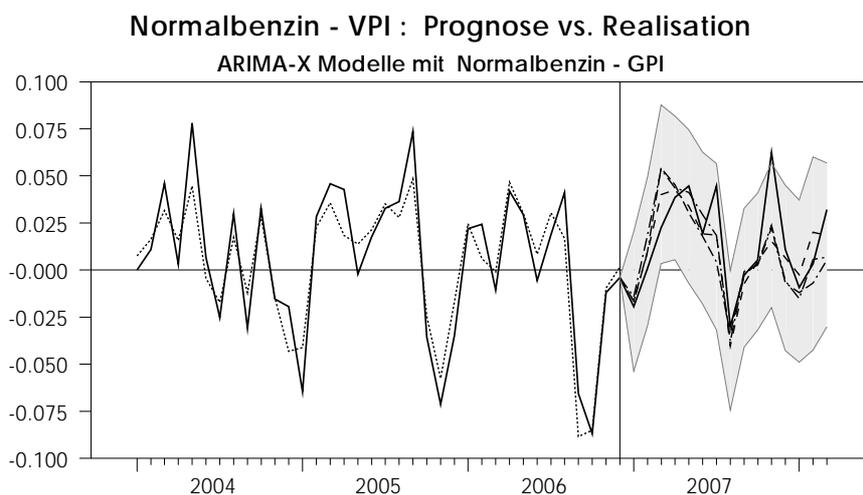


Abbildung 17.3:

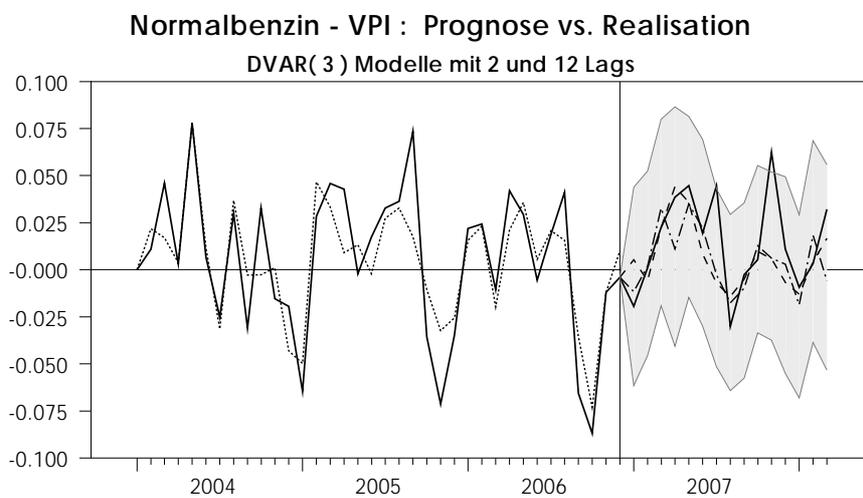


Abbildung 18.1:

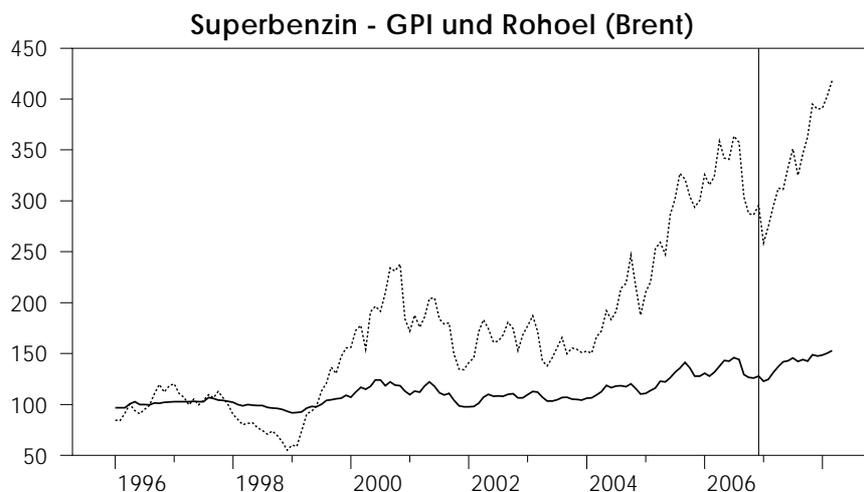


Abbildung 18.2:

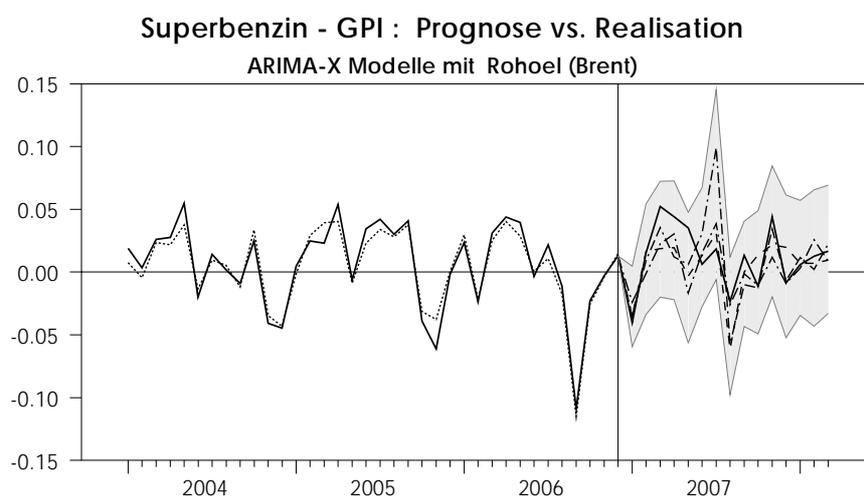


Abbildung 18.3:

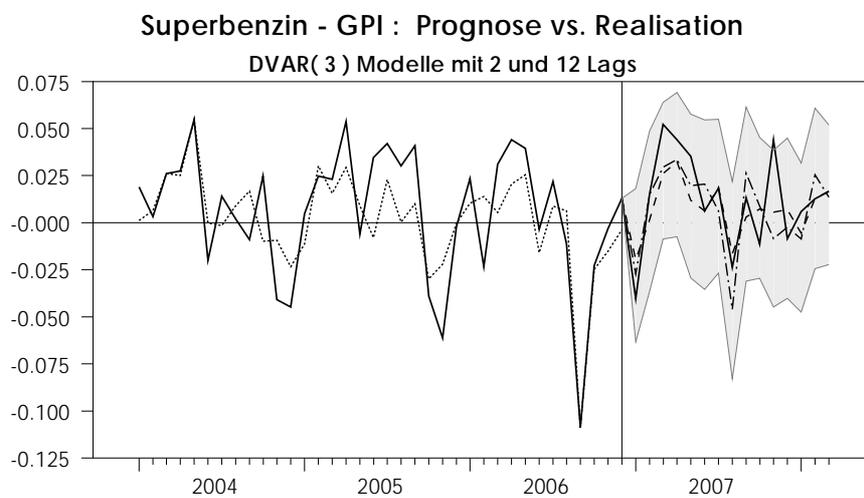


Abbildung 19.1:

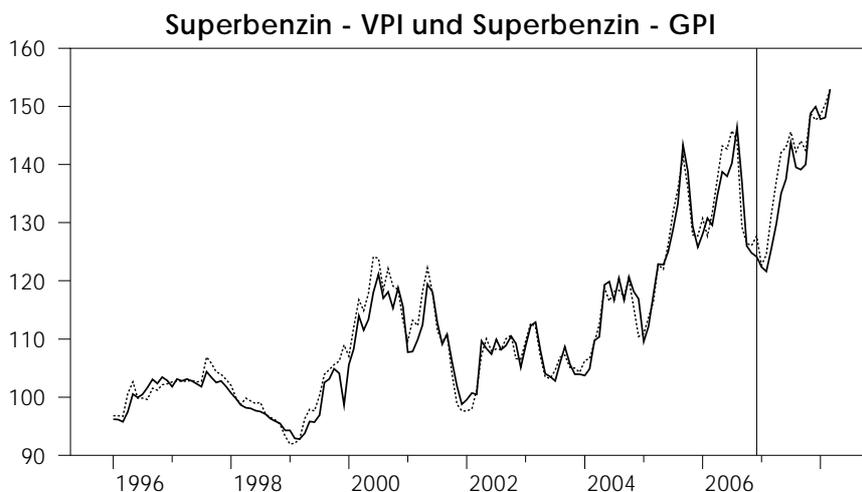


Abbildung 19.2:

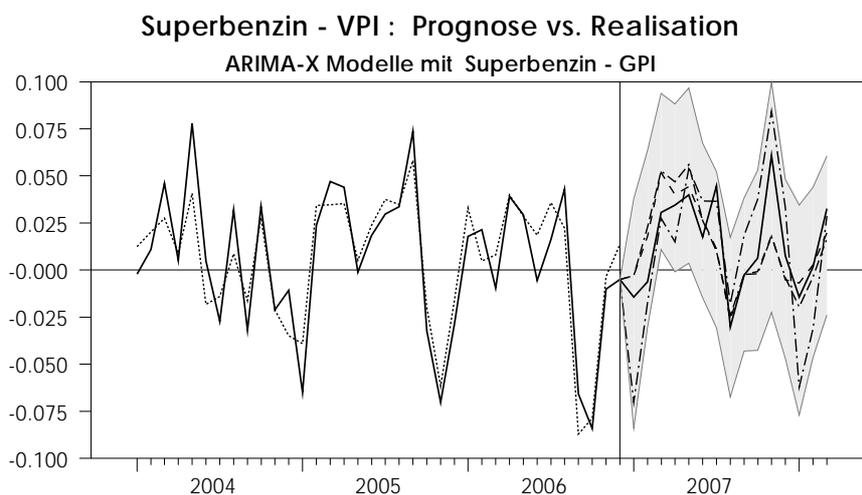


Abbildung 19.3:

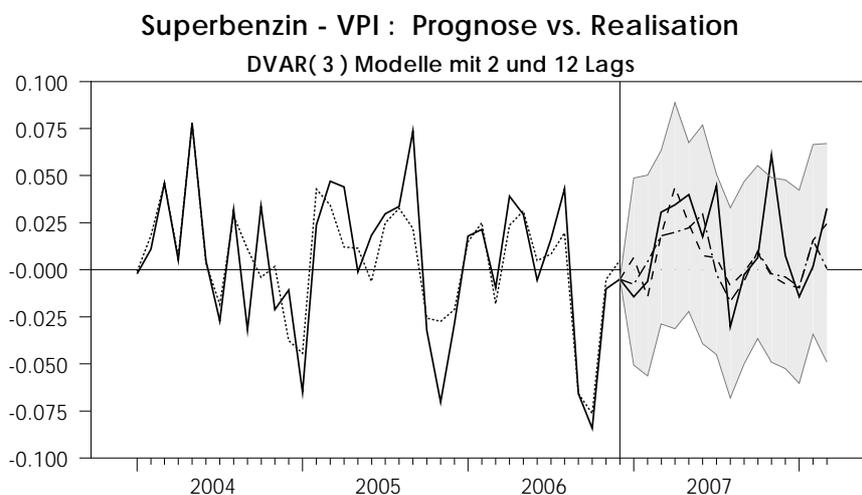


Abbildung 20.1:

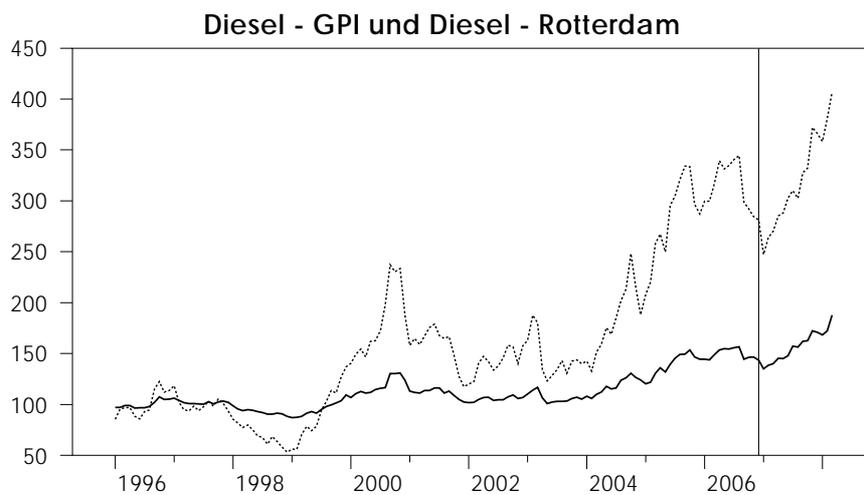


Abbildung 20.2:

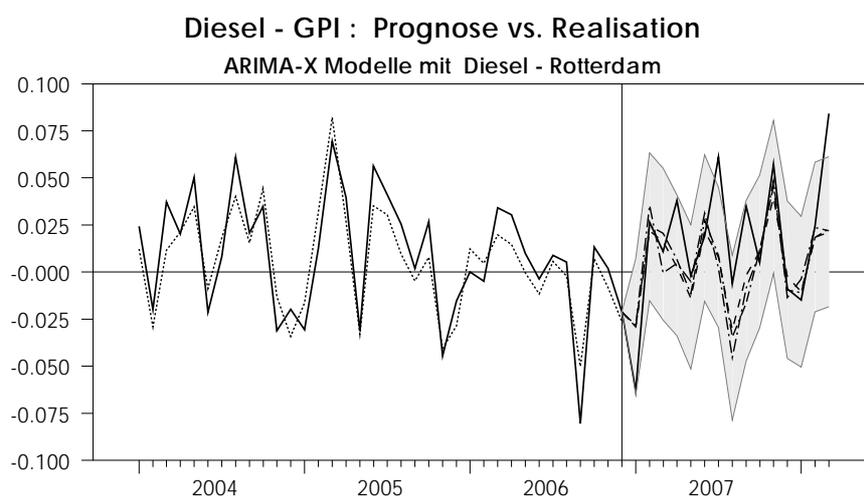


Abbildung 20.3:

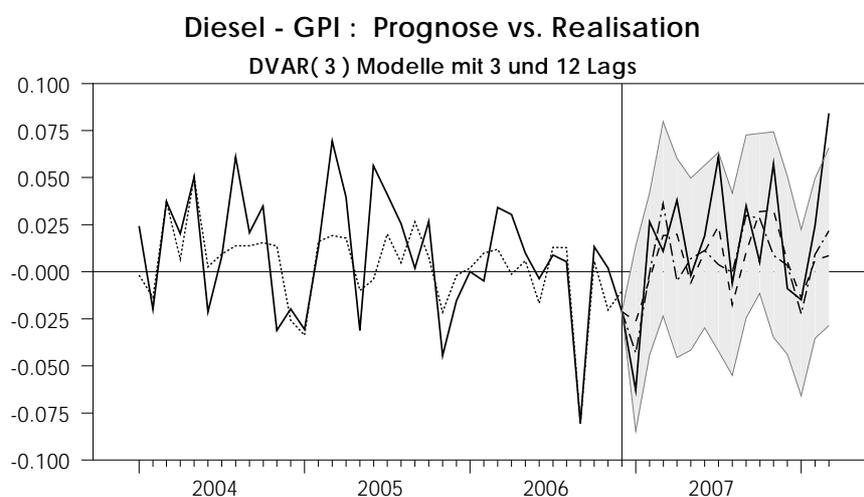


Abbildung 21.1:

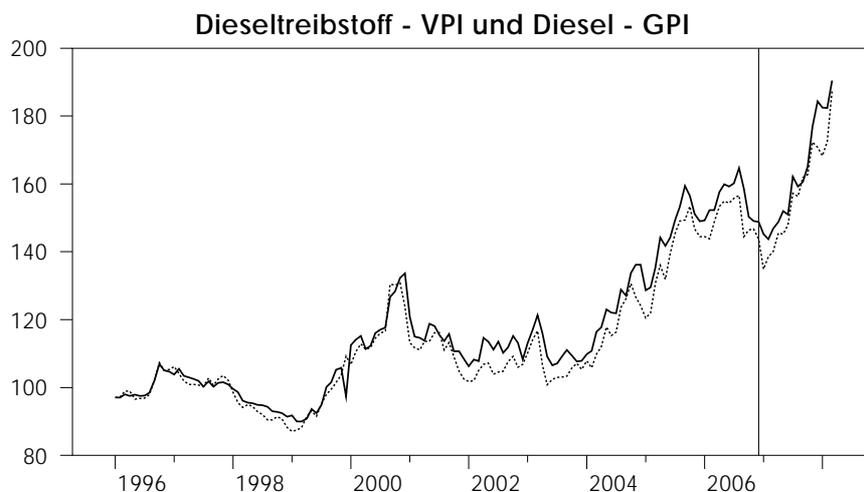


Abbildung 21.2:

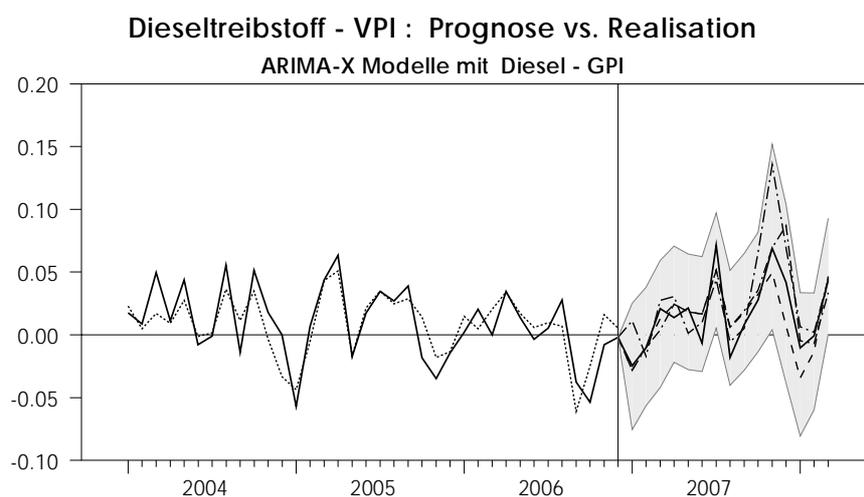


Abbildung 21.3:

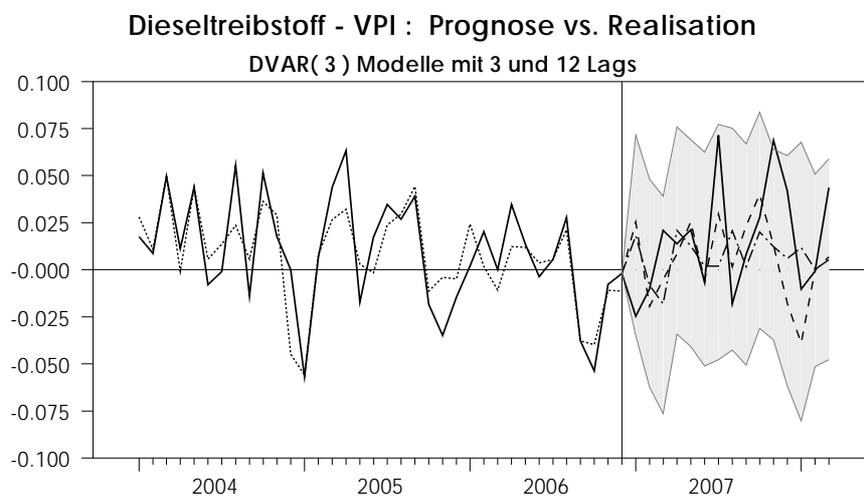


Abbildung 22.1:

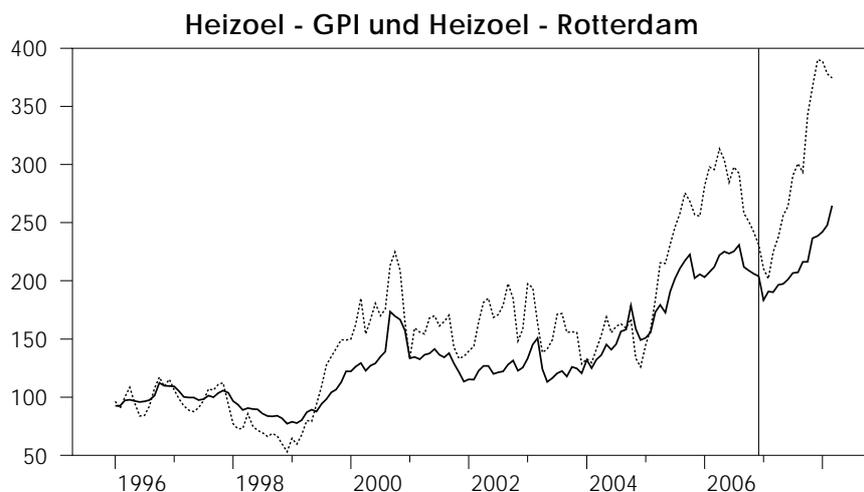


Abbildung 22.2:

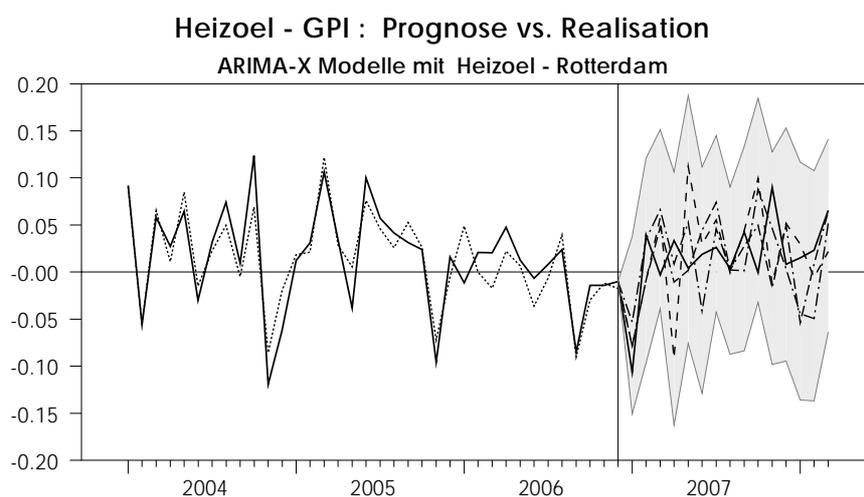


Abbildung 22.3:

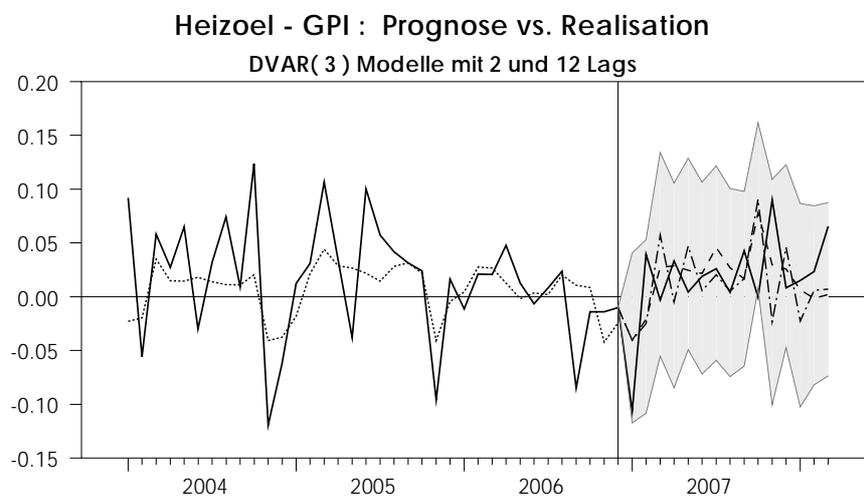


Abbildung 23.1:

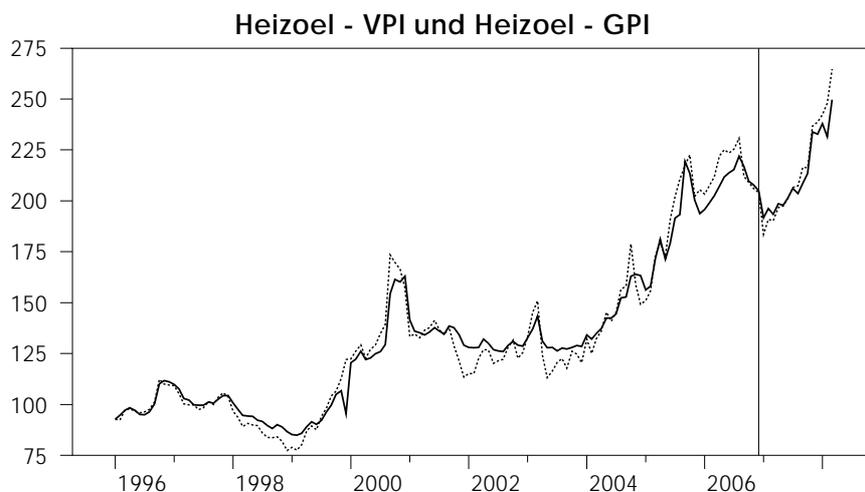


Abbildung 23.2:

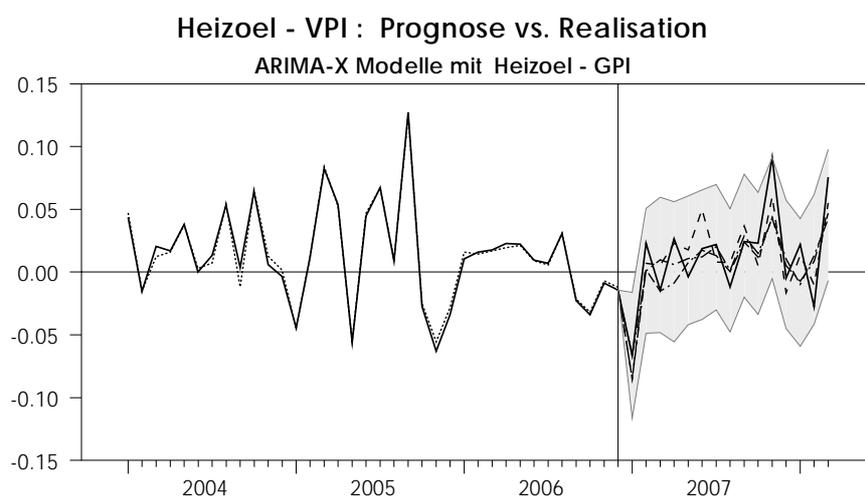
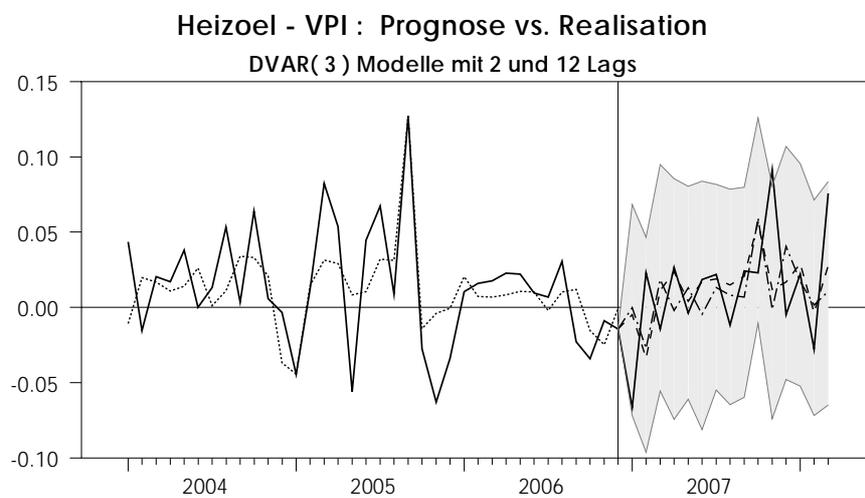


Abbildung 23.3:



Anhang: Methodenbeschreibungen

A1 Charakterisierung der Trendeigenschaften der Zeitreihen

In einem ersten Schritt werden die einzelnen Preiszeitreihen in logarithmischen Niveauwerten auf ihre Trendeigenschaften hin untersucht, d. h. es wird analysiert, ob sie besser durch einen deterministischen oder stochastischen Trendprozess charakterisiert werden können. Durch eine Sequenz von Augmented Dickey Fuller (ADF) Tests (siehe z. B. *Hamilton, 1994*) wird geprüft, ob eine gegebene Zeitreihe eine so genannte Einheitswurzel (unit-root) aufweist. Ist dies der Fall, deutet das auf einen stochastischen Trend hin, und die Zeitreihe wird als stochastisch nicht-stationärer bzw. differenzen-stationärer Prozess angesehen. Lässt sich für die d -fach differenzierte Zeitreihe $(1-L)^d$ keine unit-root mehr finden, so nennt man diese Zeitreihe stationär in d -ter Differenz, oder integriert mit Ordnung d ($I(d)$ mit $0 \leq d \leq 2$).

Die Verteilung der Teststatistik des ADF-Tests hängt von der konkreten Spezifikation möglicher deterministischer Trend- und Driftkomponenten im zugrunde liegenden Prüfmodell ab. In Anlehnung an *Holden - Perman (1994)* folgen wir einer sequentiellen Prüfprozedur und berücksichtigen die unterschiedlichen Verteilungen der Prüfgröße unter den verschiedenen Annahmen über die Drift- und Trendstruktur der Zeitreihe. Dabei wird zuerst eine allgemeine Spezifikation gewählt, in der die differenzierte Zeitreihe mit deterministischer Trend- und Driftkomponente spezifiziert wird (*Enders, 2004*). Die dadurch definierte Regressionsgleichung für den ADF-Test lautet:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Das Modell (1) wird auf eine mögliche unit-root überprüft, wobei die Nullhypothese $H_0: (\alpha_0, \alpha_1, \rho) = (\alpha, 0, 0)$ gegen die Alternativhypothese $H_1: (\alpha_0, \alpha_1, \rho) \neq (\alpha, 0, 0)$ getestet wird. Wenn die Nullhypothese für eine unit-root ($\rho = 0$) nicht verworfen werden kann, wird im nächsten Schritt die Signifikanz der Trendkomponente (α_1) untersucht. Ist diese nicht signifikant von Null verschieden, wird ein restriktiveres Modell ohne Trendkomponente spezifiziert und erneut auf eine mögliche unit-root hin untersucht, wobei ein deterministischer Driftterm ($\alpha_0 \neq 0$) erlaubt wird. Kann auch hier die Nullhypothese der Nichtstationarität ($\rho = 0$) nicht abgelehnt werden, wird je nach Signifikanz der Driftkomponente dann geschlossen, dass die vorliegende Zeitreihe durch einen unit-root Prozess (mit Drift bzw. ohne Drift) charakterisiert wird, d. h. zumindest integriert der Ordnung eins - $I(1)$ - ist.

Verwirft man hingegen in der Testsequenz die Nullhypothese einer unit-root, schließt man daraus, dass die Zeitreihe (trend) stationär ist¹⁾.

¹⁾ Für eine detaillierte Darstellung der Testprozedur siehe *Holden - Perman (1994)* und *Enders (2004)*.

Wird die Nichtstationarität nicht verworfen, wird für die nächst höhere Differenz der Zeitreihe die oben beschriebene Prozedur wiederholt (wobei der Grad des signifikanten Trendpolynoms in der Ausgangsspezifikation um eins reduziert wird), um zu prüfen, ob möglicherweise ein stochastischer Trendprozess höherer Ordnung vorliegt. Ist das nicht der Fall, kann man schließen, dass die betrachtete Zeitreihe der Ordnung $I(1)$ ist.

A2 Ergebnisse der unit-root Tests

Die beschriebene Testprozedur wurde auf die 27 in dieser Untersuchung verwendeten Zeitreihen angewandt, wobei die Lag-Ordnung k im Summenterm in Gleichung (1) jeweils auf Basis des Ljung-Box Tests für Autokorrelation höherer Ordnung gewählt wurde. In Übersicht A1 sind die Resultate der unit-root Tests dargestellt. Auf der Basis der durchgeführten Unit-root Analyse kommen wir zu dem Schluss, dass alle verwendeten Preiszeitreihen für den untersuchten Zeitraum als integrierte Prozesse der Ordnung $I(1)$ charakterisierbar sind, d. h. stationär in ersten Differenzen (teilweise mit drift) modelliert werden können.

A3 Modellselektion – ARIMA-X

Der stochastischen Nichtstationarität erster Ordnung (so genannte $I(1)$ -Prozesse) der untersuchten Zeitreihen muss bei der Wahl des univariaten Prognosemodells Rechnung getragen werden. Es kommt daher die Modellklasse ARIMA-X (autoregressive integrierte, moving average Modelle mit exogenen Regressoren, siehe *Hamilton, 1994, Lütkepohl - Krätzig, 2007*) zur Anwendung. In einem $ARIMA(p,d,q)$ Modell bezieht sich der erste Parameter p auf die Ordnung des autoregressiven Lag-Polynoms. Der zweite Parameter d gibt den Integrationsgrad der Zeitreihe an, d. h. wie oft eine Reihe differenziert werden muss, damit sie stationär wird (siehe dazu die Ausführungen im vorigen Abschnitt). Der dritte Parameter q bezieht sich auf die Ordnung des moving average Lag-Polynoms.

Um den Zusammenhang der Preisentwicklung entlang der Wertschöpfungskette abbilden zu können, müssen neben der eigenen Vergangenheit der Variablen (p AR-Terme) und der verzögerten Fehlerstruktur (q MA-Terme) noch zusätzliche "exogene" erklärende Variablen (X -Terme) in das Modell miteinbezogen werden. In dieser Analyse wird dafür jeweils die Preisentwicklung in der vorgelagerten Produktionsstufe (bzw. für die Erzeugerpreise der Weltmarktpreis) verwendet.

Das verwendete allgemeine ARIMA-X Modell lässt sich formal wie folgt darstellen:

$$\underbrace{(1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p)}_{\text{AR-Teil}} (1 - \Phi_1 L^{12}) \Delta y_t = \alpha_0 + \underbrace{\sum_{l=1}^{11} \gamma_l CS_l}_{\substack{\text{deterministischer} \\ \text{Teil}}} + \underbrace{(\beta_0 + \beta_1 L + \dots + \beta_m L^m)}_{\substack{\text{exogene Variable} \\ \text{X-Teil}}} \Delta x_t + \underbrace{(1 + \theta_1 L + \dots + \theta_q L^q)(1 + \Theta_1 L^{12})}_{\text{MA-Teil}} e_t \quad (2)$$

wobei Δy_t die abhängige Variable (die erste Differenz einer logarithmierten Preisindexreihe), Δx_t die erklärende (oder exogene) Variable (die erste Differenz der logarithmierten Preisindexreihe x die der Wertschöpfungsstufe von y vorgelagert ist) und e_t die Residuen des ARIMA-X Modells darstellen. β_j sind die Koeffizienten der um j -Perioden verzögerten erklärenden Variablen Δx_t , mit $j = 1, \dots, m$; p die Anzahl der autoregressiven (AR) Koeffizienten für die um j -Perioden verzögerten abhängigen Variable Δy_t , ϕ_j die AR-Koeffizienten beim Lag j , mit $j = 1, \dots, p$; q die Anzahl der moving-average (MA) Koeffizienten und θ_j die MA-Koeffizienten für den um j -Perioden verzögerten Fehlerterm e_t , mit $j = 1, \dots, q$; Φ_1 ist der saisonale AR-Koeffizient und Θ_1 der saisonale MA-Koeffizient. α_0 stellt eine Konstante dar und γ_j gibt die Koeffizienten der $j = 1, \dots, 11$ saisonalen Dummy-Variablen CS_j wieder. L^j bezeichnet den Lag (oder Verschiebe-) Operator der Verzögerung j .

Die Parameter $\alpha_0, \beta_j, \gamma_j, \phi_j, \Phi_1, \theta_j, \Theta_1$ bzw. die Lag-Ordnungen p, q werden mit Hilfe der vorliegenden Daten geschätzt. Die Modellselktion wurde dabei in zwei Schritte unterteilt: In einem ersten Schritt wird die Lag-Struktur des X-Teils des Modells (der exogenen erklärenden Variablen) bestimmt, und in einem nachfolgenden Schritt die Lag-Ordnungen der AR- und MA-Terme gewählt. In den folgenden zwei Abschnitten wird die Modellselktion näher erläutert.

A3.1 Bestimmung der X-Struktur

Jede Preiszeitreihe wird zu einer exogenen Variablen in Beziehung gesetzt, die mit maximal 24 Perioden Verzögerung in das Modell einfließt. Die Wahl der jeweiligen erklärenden Variablen folgt dabei der Annahme, dass die Preisentwicklung eines Produktes auf einer bestimmten Wertschöpfungsebene jeweils von der Preisentwicklung der unmittelbar davor liegenden Wertschöpfungsebene bzw. von einem internationalen Preis beeinflusst wird. Z. B., dass der Welthandelspreis von Getreide den Produzentenpreis von Getreide in Österreich maßgeblich bestimmt, der Produzentenpreis den Großhandelspreis und der Großhandelspreis den Verbraucherpreis beeinflusst. Zur Analyse des Verbraucherpreisindex eines Produktes wird beispielsweise der Großhandelspreisindex als erklärende Variable angenommen. Zusätzlich zu dieser exogenen Preisvariablen werden jeweils eine Konstante und elf Saison-Dummies einbezogen, um deterministische saisonale Preisschwankungen zu berücksichtigen.

Vor der Bestimmung der Lag-Struktur der erklärenden Variablen wird noch das Vorhandensein von „Ausreißern“ überprüft. Hierzu wird das standardisierte Residuum einer OLS-Regression der abhängigen Variable auf 24 Lags der erklärenden Variable, eine Konstante und 11 Saison-Dummies auf ungewöhnlich große Abweichungen geprüft, wobei als kritische Schranken $\pm 2,58$ gewählt wurde²⁾. Für Beobachtungen, die dieses Band über- bzw. unterschreiten, wird zusätzlich eine Dummy-Variable gesetzt, um den Ausreißer zu kontrollieren. In den Übersichten A2 und A3 sind für die 20 geschätzten Modelle die Ausreißer für den Schätzzeitraum 2000:2 bis 2006:12 bzw. 2000:2 bis 2008:2 angegeben.

Anschließend wird die im obigen Absatz erläuterte OLS-Regression ergänzt, und die Ausreißer-Dummy-Variablen ein zweites Mal geschätzt. Um die Anzahl der letztlich zu schätzenden Modellparameter möglichst klein zu halten (Sparsamkeitsprinzip für Prognosemodelle), werden Variable deren Koeffizienten bei dieser zweiten Regression insignifikant sind – d. h. deren p-Wert größer als 0,1 ist – aus der Modellspezifikation entfernt³⁾. Das reduzierte Modell wird erneut geschätzt, und die eben beschriebene Ausschlussprozedur noch einmal angewandt, um die Spezifikation der Lag-Struktur der X-Variablen zu erhalten (siehe die Übersicht A4 und A5).

A3.2 Selektion der ARMA Terme

Bedingt auf die in A3.1 gewählte Lag-Struktur der erklärenden Variablen werden im nächsten Schritt der Spezifikationsuche die Lag-Ordnungen der ARMA Polynome bestimmt. Auch hier wird das Prinzip verfolgt eine möglichst gute Modellanpassung an die beobachteten Preisentwicklungen mit dem kleinstmöglichen ARMA Modell zu bewerkstelligen.

Die Selektion der ARMA Lag-Ordnungen erfolgt dabei durch die Berechnung aller Kombinationen von möglichen Lag-Längen der AR- und MA-Terme unter der Berücksichtigung spezieller saisonaler Muster. So werden ein zwölfter Lag jeweils für den AR- (ϕ_{12}) und MA- (θ_{12}) Term sowie maximal je ein saisonaler AR- (Φ_1) und MA- (Θ_1) Term betrachtet. Das ergibt 16 Fälle aus AR(12), MA(12), SAR und SMA Termen, die mit den verschiedenen Laglängen von AR- und MA-Polynomen jeweils bis zur maximalen Lag-Ordnung von $p = q = 11$ kombiniert werden. Insgesamt werden für jede Zeitreihe 2.304 verschiedene Kombinationen aus AR, MA, AR(12), MA(12), SAR und SMA Termen berechnet. Daraus wird jenes Modell gewählt, das nach dem Bayesianischen Informationskriterium (BIC) im Stichprobenzeitraum die beste Modellgüte zeigt, d. h. die kleinste Summe der quadrierten Residuen, korrigiert um die Anzahl der geschätzten Parameter, ausweist (siehe die Übersichten A6 und A7).

²⁾ Unter der Annahme normalverteilter Residuen liegen die tatsächlichen standardisierten Residuen mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% innerhalb dieses Bandes.

³⁾ Die Nullhypothese, dass der geschätzte Parameter nicht von Null verschieden ist, kann am 10% Niveau nicht abgelehnt werden.

A3.3 1 step-ahead Prognosen mit ARIMA-X Modellen

Mit dem aus der Spezifikationsuche in A3.1 und A3.2 folgenden jeweils besten Modell wird eine kontrafaktische Analyse durchgeführt. Dazu werden drei verschiedene in-sample Prognosevarianten für den Zeitraum 2007:1 bis 2008:3 für die abhängige Variable Δy erstellt. Dabei wird jeweils eine Periode in die Zukunft prognostiziert (1-step ahead Prognose), danach das Modell für die nächste Periode um die zusätzliche realisierte Beobachtung erweitert (update). Anschließend wird für die übernächste Periode eine Prognose erstellt usw. Mit In-sample Prognose beschreibt man dabei die Vorgangsweise, dass für die Prognose von Δy_{t+1} zum Zeitpunkt t für die exogene Variable Δx_{t+1} die bereits realisierten Werte für $t+1$ verwendet werden (sofern dieser kontemporäre Einfluss in der selektierten Modellspezifikation seinen Niederschlag gefunden hat). D. h., dass Δx_{t+1} selbst nicht prognostiziert wird.

Die drei Prognosevarianten unterscheiden sich im verwendeten Stichprobenzeitraum und in der update Regel für die Spezifikationsuche:

ARIMA-X Prognose Variante 1

Hier werden die Lag-Strukturen für die exogenen Variablen (X-Teil) und die Lag-Ordnungen für die ARMA-Terme für den Zeitraum 2000:2 bis 2006:12 geschätzt, und diese Spezifikation für die Prognoseperiode beibehalten. D. h. das Modell wird für jede Prognoseperiode neu geschätzt, aber die verwendeten Variablen (und deren Lags) bleiben gleich. Durch die Neuschätzung kann sich aber der Koeffizient für die jeweilige Variable, d. h. deren "Einfluss" auf die prognostizierte abhängige Variable, ändern.

Der Beginn des Schätzzeitraums (2000:2) ergibt sich aus der maximalen Lag-Struktur des X-Teils (24 Monate) und der maximalen Lag-Ordnung der ARMA-Terme. Der Beginn des Schätzzeitraumes wurde für alle Spezifikationen gleich gehalten.

ARIMA-X Prognose Variante 2

Die Vorgangsweise ist die gleiche wie in Variante 1. Der Unterschied ist der Stichprobenzeitraum der für die Modellselektion herangezogen wird. In dieser Variante wird für die Spezifikationsuche der gesamte Stichprobenzeitraum 2000:2 bis 2008:3 verwendet (hierbei handelt es sich daher um eine vollständige in-sample Prognose).

ARIMA-X Prognose Variante 3

In dieser Variante wird zu jedem Prognosezeitpunkt eine vollständige Spezifikationsuche für die Lag-Struktur für die exogenen Variablen (X-Teil) und die Lag-Ordnungen für die ARMA-Terme durchgeführt. D. h. für jeden der 15 Prognosezeitpunkte gehen die Beobachtungen bis eine Periode vor dem Prognosezeitpunkt ein, und es wird eine vollständig neue Modellsuche (Auswahl aus 2.304 neu geschätzten Modellen) durchgeführt.

In den Abbildungen 4.1 bis 23.1 werden die Preisindexwerte der analysierten Preispaare dargestellt. Die durchgezogene Linie stellt jeweils die abhängige (zu erklärende) Variable und

die gepunktete Linie die exogene (erklärende Variable d.h. die Variable im X-Teil in Gleichung 2) dar.

In den Abbildungen 4.2 bis 23.2 werden Daten als 1. Differenzen der logarithmierten Niveauvariablen (wie sie in der Schätzung verwendet werden) dargestellt. Die beobachteten (oder realisierten) Preisänderungen werden als durchgezogene Linie dargestellt. Zur Illustration der Übereinstimmung (Anpassung des Modells) zwischen den geschätzten Preisänderungen (gepunktete Linie) und den beobachteten Werten (durchgezogene Linie) werden diese in den Abbildungen 4.2 bis 23.2 für den Zeitraum 2004:1 bis 2006:12 gegenübergestellt. Sind diese beiden Linien kaum von einander zu unterscheiden, weist das auf eine gute Anpassung des Modells für die Schätzperiode hin.

Für die Prognoseperiode (Zeitbereich rechts der vertikalen Linie – nach 2006:12) werden die Prognosen mit der Realisierung verglichen. Die Realisierung ist als durchgezogene Linie und die drei Prognosevarianten sind strichliert und strichpunktiert gezeichnet. Für alle drei Prognosevarianten werden 99%-Konfidenzbänder berechnet, und in den Abbildungen 4.2 bis 23.2 als gemeinsames grau unterlegtes Konfidenzband dargestellt.

A4 Multivariate vektorautoregressive Modelle

Als zweites Analyseinstrument werden multivariate vektorautoregressive (VAR) Modelle verwendet (siehe *Lütkepohl, 2006, Lütkepohl - Krätzig, 2007*). Damit kann die Preisentwicklung entlang der verschiedenen Stufen der Preissetzung für eine Produktgruppe in einem gemeinsamen Modell untersucht und eine etwaige Rückwirkung in der Preisentwicklung zwischen den einzelnen Stufen berücksichtigt werden. Aufgrund der stochastischen Trendeigenschaften der verwendeten Zeitreihen werden die Variablen in logarithmierter Form in 1. Differenzen modelliert.

Potentiell könnten die untersuchten I(1) Zeitreihen y_t (teilweise) auch miteinander kointegriert sein, d.h. gemeinsamen Trends folgen. Der gemeinsame Prozess müsste dann als Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) spezifiziert werden, und auch der Kointegrationsrang (r) geschätzt werden. Demnach wäre, außer für den Fall $r=0$, das VAR-Modell in 1. Differenzen theoretisch fehlspezifiziert (omitted variable problem). *Clements – Hendry (1995)* und (2006) *Hoffmann – Rasche (1996)* kommen aber zu dem Ergebnis, dass für makroökonomische Größen besonders für (sehr) kurze Prognosehorizonte, VAR Modelle in 1. Differenzen (DVAR) oft bessere Prognoseeigenschaften aufweisen als VECMs⁴). *Clements - Hendry (2006)* weisen zudem daraufhin, dass Prognosemodelle der Fehlerkorrekturklasse sehr sensitiv auf mögliche Strukturbrüche im Daten generierenden Prozess reagieren.

⁴) Siehe dazu auch *Elliot (2006)* und *Clements - Hendry (2006)*

Da in der vorliegenden Untersuchung lediglich 1-step ahead Prognosen berechnet werden, werden für die multivariate Analyse lediglich VAR Modelle in 1. Differenzen (DVAR) verwendet.

Ein n-dimensionales vektorautoregressives Modell in ersten Differenzen $\Delta y_t = (\Delta y_{1t} \Delta y_{2t} \dots \Delta y_{nt})'$ stellt n Zeitreihen, von denen man annimmt, dass sie sich gegenseitig beeinflussen, zueinander in Bezug. Formal kann das in einem Gleichungssystem der Form

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \vdots \\ \Delta y_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ \vdots \\ a_{n0} \end{bmatrix} + \underbrace{\begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) & \dots & a_{1n}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) & \dots & a_{2n}(L) \\ \vdots & \ddots & \dots & \vdots \\ a_{n1}(L) & a_{n2}(L) & \dots & a_{nn}(L) \end{bmatrix}}_{A(L)} * \begin{bmatrix} \Delta y_{1t-1} \\ \Delta y_{2t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{nt} \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\Delta y_t = A_0 + A_1 \Delta y_{t-1} + A_2 \Delta y_{t-2} + \dots + A_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

dargestellt werden. $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, \dots, u_{nt})'$ ist der (nx1) Vektor der Residuen des DVAR-Modells in der Periode t (das sind die Abweichungen der Realisierungen der Zeitreihen Δy_t vom Prozess, der durch das Gleichungssystem (3) charakterisiert wird). Ein Lag-Polynom $a_{i,j}(L)$ ($i, j=1, \dots, n$) beschreibt die zeitliche Abhängigkeit einer Zeitreihe Δy_i von jeweils p Vorperiodenwerten aller anderen Zeitreihen Δy_j ($j=1, \dots, n$).

VAR-Modelle erlauben auf Grund ihrer Struktur die Darstellung und Analyse von Interaktionen zwischen den n Zeitreihen, wobei jede Zeitreihe innerhalb des Modells erklärt wird. Die Interaktionen der Zeitreihen untereinander werden durch die $A(L)$ -Terme repräsentiert. Die VAR-Modellierung stellt die multivariate Erweiterung des Konzeptes univariater autoregressiver Prozesse (AR-Modelle) dar.

A4.1 Schätzung der VAR-Modelle

Die Auswahl der Variablen, die im VAR-System abgebildet wird, folgt der Überlegung, jene Preiszeitreihen miteinander in Beziehung zu setzen, die jeweils den "Endpreis" einer bestimmten Produktgruppe beeinflussen. So weit vorhanden, gehen ein Weltmarktpreis-, ein Produzentenpreis-, ein Großhandelspreisindex und schließlich ein (oder mehrere) Verbraucherpreisindizes in ein Modell ein. Insgesamt werden für die betrachteten Gütergruppen sieben VAR-Modelle geschätzt, wobei die Dimension n für Getreideprodukte und Milchprodukte jeweils 6 Zeitreihen, für die 5 anderen Produktgruppen (Eier, Normal-, Superbenzin, Diesel und Heizöl) jeweils 3 Zeitreihen umfasst (siehe Übersicht A8).

Um eine möglichst gute Approximation an den Daten generierenden Prozess (EDGP) der Preisentwicklung zu bekommen, muss in einem ersten Schritt die optimale Lag-Ordnung p bestimmt werden. Dies geschieht zum einen über eine Sequenz von Hypothesentests, bei der,

beginnend bei einem maximalen Lag p_{\max} , getestet wird, ob die Berücksichtigung von $\Delta y_{t-p_{\max}}$ einen signifikant besseren Erklärungswert aufweist als ein restringiertes Modell mit der Lag-Ordnung ($p_{\max} - 1$). Diese Sequenz von Likelihood-ratio (LR) Tests wird solange wiederholt, bis die Nullhypothese, dass das restringierte Modell keinen geringeren Erklärungswert hat, verworfen werden kann. Zusätzlich wird auch das Informationskriterium nach Hannan-Quinn (HQI) verwendet, um die Lag-Ordnung zu bestimmen. Aufgrund der monatlichen Datenfrequenz wird $p_{\max} = 12$ angenommen. In jedem der 7 Modelle wird auf Basis der LR-Tests und des HQI dieselbe Lag-Ordnung gefunden. Mit Ausnahme von Diesel (hier beträgt die Lag-Ordnung 3) wird eine Lag-Ordnung von 2 gewählt.

In einer zweiten Variante wird die Lag-Ordnung mit $p=12$ festgesetzt. Da dieses Modell sehr wahrscheinlich überparametrisiert ist, wird ein bayesianischer Schätzansatz angewandt, bei dem keine harten Ausschlussrestriktionen (wie im obigen Fall für Lags größer 2 (bzw.3)) verwendet werden, sondern dem Modell "weiche" Restriktionen auferlegt werden. Dabei wird eine a-priori Dichtefunktion angenommen, aus der die geschätzten Parameter stammen. Auf diese Weise werden Restriktionen auf die zu schätzenden Parameter gelegt, die bezüglich der Lag-Ordnung weniger restriktiv sind (siehe *Litterman, 1986; Estima, 2007, Kapitel 10.9*).

Für die OLS-Schätzung des Modells wurde, um die Vergleichbarkeit mit den ARIMA-X Modellen zu gewährleisten, der Schätzzeitraum von 2000:2 bis 2006:12 verwendet. Zusätzlich zu den endogenen Variablen wurden noch 11 zentrierte Saison-Dummies verwendet.

A4.2 1-step ahead VAR Prognosen

Mit dem in A4.1 geschätzten DVAR Modellen werden (ähnlich der Vorgehensweise mit den ARIMA-X Modellen) 1-step ahead Prognosen und 99% Konfidenzintervalle bestimmt. Das Modell wird über den Zeitraum Dezember 2006 bis Februar 2008 jede Periode um eine zusätzliche Beobachtung erweitert, neu geschätzt und eine Prognose für die folgende Periode berechnet.

Die Prognosen wurden für 2 Modellspezifikationen durchgeführt. In der *DVAR Prognose Variante 1* wurde die Lag-Ordnung gemäß LR-Test bzw. HQI mit 2 (bzw. 3 für Diesel) festgelegt. In der *DVAR Prognose Variante 2* wurde die Lag-Ordnung mit 12 Monaten verwendet.

Daraus ergeben sich für jede der 20 Preiszeitreihen 2 Prognosezeitreihen die in den Abbildungen 4.3 bis 23.3 strichliert (DVAR mit 2 Lags) bzw. strichpunktiert (DVAR mit 12 Lags) dargestellt sind.

Die Ergebnisse aus den Übersichten 4 bis 23 werden in den Übersichten 2 bis 4 zusammengefasst.

Übersicht A1: Ergebnis der Unit-Roots Analyse

	Variable	Unit-root	Trend	Drift	I(1)	I(2)
	Weltmarktpreis Getreide	ja	nein	ja	ja	nein
1	EPI Getreide	ja	nein	nein	ja	nein
2	GPI Getreide	ja	nein	ja	ja	nein
3	VPI Verarbeitete Getreideprodukte	ja	nein	nein	ja	nein
4	VPI Brot und Gebäck	ja	nein	nein	ja	nein
5	VPI Getreideprodukte	ja	nein	nein	ja	nein
	Weltmarktpreis Vollmilchpulver (DE)	ja	nein	ja	ja	nein
6	EPI Kuhmilch	ja	nein	ja	ja	nein
7	VPI Vollmilch	ja	nein	nein	ja	nein
8	VPI Milchprodukte	ja	nein	nein	ja	nein
9	VPI Käse	ja	nein	nein	ja	nein
10	VPI Butter	(*)	nein	nein	(*)	nein
	EPI Eier	ja	nein	nein	ja	nein
11	GPI Eier	ja	nein	nein	ja	nein
12	VPI Eier	ja	nein	nein	ja	nein
	Weltmarktpreis Rohöl (Brent)	ja	nein	nein	ja	nein
	Normalbenzin - Rotterdam	ja	nein	nein	ja	nein
13	GPI Normalbenzin	ja	nein	nein	ja	nein
14	VPI Normalbenzin	ja	nein	nein	ja	nein
15	GPI Superbenzin (Eurosuper)	ja	nein	nein	ja	nein
16	VPI Superbenzin	ja	nein	nein	ja	nein
	Diesel - Rotterdam	ja	nein	nein	ja	nein
17	GPI Diesel (Gasöl)	ja	nein	nein	ja	nein
18	VPI Dieseltreibstoff	ja	nein	nein	ja	nein
	Heizöl - Rotterdam	ja	nein	nein	ja	nein
19	GPI Heizöl	ja	nein	nein	ja	nein
20	VPI Heizöl	ja	nein	nein	ja	nein

(*) Grenzfall zwischen Trendstationarität und I(1).

Übersicht A2 : Ausreißer für das ARIMA-X Prognosemodell 1 - Schätzzeitraum 2000:02 - 2006:12

Modell	Variable	Erklärende Variable	Ausreißer		
			1	2	3
1	EPI Getreide	<-- Weltmarktpreis Getreide	2004:07	2006:07	-
2	GPI Getreide	<-- EPI Getreide	2003:08	2004:08	-
3	VPI Verarbeitete Getreideprodukte	<-- GPI Getreide	2000:09	2000:12	-
4	VPI Brot und Gebäck	<-- GPI Getreide	2000:12	2001:02	-
5	VPI Getreideprodukte	<-- GPI Getreide	2000:03	-	-
6	EPI Kuhmilch	<-- Weltmarktpreis Vollmilchpulver (DE)	2003:05	-	-
7	VPI Vollmilch	<-- EPI Kuhmilch	2001:02	2006:02	-
8	VPI Milchprodukte	<-- EPI Kuhmilch	2001:04	2001:05	-
9	VPI Käse	<-- EPI Kuhmilch	-	-	-
10	VPI Butter	<-- EPI Kuhmilch	2001:12	-	-
11	GPI Eier	<-- EPI Eier	2003:10	-	-
12	VPI Eier	<-- GPI Eier	2006:08	-	-
13	GPI Normalbenzin	<-- Normalbenzin - Rotterdam	2002:03	2006:09	-
14	VPI Normalbenzin	<-- GPI Normalbenzin	-	-	-
15	GPI Superbenzin (Eurosuper)	<-- Weltmarktpreis Rohöl (Brent)	2006:09	-	-
16	VPI Superbenzin	<-- GPI Superbenzin (Eurosuper)	-	-	-
17	GPI Diesel (Gasöl)	<-- Diesel - Rotterdam	-	-	-
18	VPI Dieseltreibstoff	<-- GPI Diesel (Gasöl)	-	-	-
19	GPI Heizöl	<-- Heizöl - Rotterdam	-	-	-
20	VPI Heizöl	<-- GPI Heizöl	2003:05	2005:05	-

Übersicht A3: Ausreißer für das ARIMA-X Prognosemodell 3 - Schätzzeitraum 2000:02 - 2008:02

Modell	Variable	Erklärende Variable	Ausreißer		
			1	2	3
1	EPI Getreide	<--	Weltmarktpreis Getreide	2004:07	-
2	GPI Getreide	<--	EPI Getreide	2001:08	2006:07
3	VPI Verarbeitete Getreideprodukte	<--	GPI Getreide	-	2004:08
4	VPI Brot und Gebäck	<--	GPI Getreide	2001:02	-
5	VPI Getreideprodukte	<--	GPI Getreide	2004:01	-
6	EPI Kuhmilch	<--	Weltmarktpreis Vollmilchpulver (DE)	2001:05	2003:12
7	VPI Vollmilch	<--	EPI Kuhmilch	-	-
8	VPI Milchprodukte	<--	EPI Kuhmilch	2001:04	-
9	VPI Käse	<--	EPI Kuhmilch	-	-
10	VPI Butter	<--	EPI Kuhmilch	-	-
11	GPI Eier	<--	EPI Eier	2003:10	-
12	VPI Eier	<--	GPI Eier	-	-
13	GPI Normalbenzin	<--	Normalbenzin - Rotterdam	2002:03	2006:09
14	VPI Normalbenzin	<--	GPI Normalbenzin	-	-
15	GPI Superbenzin (Eurosuper)	<--	Weltmarktpreis Rohöl (Brent)	2000:08	2006:09
16	VPI Superbenzin	<--	GPI Superbenzin (Eurosuper)	2006:03	-
17	GPI Diesel (Gasöl)	<--	Diesel - Rotterdam	-	-
18	VPI Dieseltreibstoff	<--	GPI Diesel (Gasöl)	2002:12	2005:10
19	GPI Heizöl	<--	Heizöl - Rotterdam	2003:04	2004:01
20	VPI Heizöl	<--	GPI Heizöl	2003:05	-

Übersicht A4: Lagstruktur für den X-Teil des ARIMA-X Prognosemodells 1 - Schätzzeitraum 2000:02 - 2006:12

Modell	Variablen	Erklärende Variable	Lags der erklärenden Variablen	Saisonale Lags	Konstante
1	EPI Getreide	<-- Weltmarktpreis Getreide	-	6	0
2	GPI Getreide	<-- EPI Getreide	1,2,4,20	2,3,4,5,6,7,8	0
3	VPI Verarbeitete Getreideprodukte	<-- GPI Getreide	0,10,11,12,24	2,3,5,7,8	0
4	VPI Brot und Gebäck	<-- GPI Getreide	3,9,11,15	1,10,11	1
5	VPI Getreideprodukte	<-- GPI Getreide	7	1,3,6,8,11	1
6	EPI Kuhmilch	<-- Weltmarktpreis Vollmilchpulver (DE)	1,8,19,20	1,2,3,4,5,6,8,10	0
7	VPI Vollmilch	<-- EPI Kuhmilch	20,22	7	1
8	VPI Milchprodukte	<-- EPI Kuhmilch	11,13	0	1
9	VPI Käse	<-- EPI Kuhmilch	13,20,23	0	1
10	VPI Butter	<-- EPI Kuhmilch	3,18	3,5,11	0
11	GPI Eier	<-- EPI Eier	8	-	0
12	VPI Eier	<-- GPI Eier	0,2,4,9,13,16,22	7,9	0
13	GPI Normalbenzin	<-- Normalbenzin - Rotterdam	0,1,5,11,23,24	1,2,4,8	0
14	VPI Normalbenzin	<-- GPI Normalbenzin	0,1,5,7	-	0
15	GPI Superbenzin (Eurosuper)	<-- Weltmarktpreis Rohöl (Brent)	0,1,7,11	8	0
16	VPI Superbenzin	<-- GPI Superbenzin (Eurosuper)	0,1,7,17,18	-	0
17	GPI Diesel (Gasöl)	<-- Diesel - Rotterdam	0,1,23,24	-	0
18	VPI Dieseltreibstoff	<-- GPI Diesel (Gasöl)	0,1,4,6,17	-	0
19	GPI Heizöl	<-- Heizöl - Rotterdam	0,2	4	0
20	VPI Heizöl	<-- GPI Heizöl	0,1,3,11,16,17,19	1,7	0

Übersicht A5: Lagstruktur für den X-Teil des ARIMA-X Prognosemodells 3 - Schätzzeitraum 2000:02 - 2008:02

Modell	Variable	Erklärende Variable	Lags der erklärenden Variablen	Saisonale Lags	Konstante
1	EPI Getreide	<--	Weltmarktpreis Getreide	-	0
2	GPI Getreide	<--	EPI Getreide	2,3,9	0
3	VPI Verarbeitete Getreideprodukte	<--	GPI Getreide	-	0
4	VPI Brot und Gebäck	<--	GPI Getreide	10,11	1
5	VPI Getreideprodukte	<--	GPI Getreide	1,8	1
6	EPI Kuhmilch	<--	Weltmarktpreis Vollmilchpulver (DE)	1,5,10,11	0
7	VPI Vollmilch	<--	EPI Kuhmilch	2,7	1
8	VPI Milchprodukte	<--	EPI Kuhmilch	3,4,6,7,8	1
9	VPI Käse	<--	EPI Kuhmilch	2,6,8	0
10	VPI Butter	<--	EPI Kuhmilch	-	0
11	GPI Eier	<--	EPI Eier	-	0
12	VPI Eier	<--	GPI Eier	-	0
13	GPI Normalbenzin	<--	Normalbenzin - Rotterdam	-	0
14	VPI Normalbenzin	<--	GPI Normalbenzin	-	0
15	GPI Superbenzin (Eurosuper)	<--	Weltmarktpreis Rohöl (Brent)	4	0
16	VPI Superbenzin	<--	GPI Superbenzin (Eurosuper)	3,11	0
17	GPI Diesel (Gasöl)	<--	Diesel - Rotterdam	-	0
18	VPI Dieseltreibstoff	<--	GPI Diesel (Gasöl)	3,6,9,10	0
19	GPI Heizöl	<--	Heizöl - Rotterdam	-	0
20	VPI Heizöl	<--	GPI Heizöl	1	0

Übersicht A6: Gewählte ARMA-Ordnungen für das ARIMA-X
Prognosemodell 1 (2000:02 - 2006:12)

Modell	Variable	AR	MA	SAR	SMA
1	EPI Getreide	11	8	0	0
2	GPI Getreide	9	2	0	1
3	VPI Verarbeitete Getreideprodukte	11	9	1	0
4	VPI Brot und Gebäck	9	10	0	1
5	VPI Getreideprodukte	11	2	0	1
6	EPI Kuhmilch	9	3	0	1
7	VPI Vollmilch	10	6	1	1
8	VPI Milchprodukte	9	9	0	0
9	VPI Käse	10	7	0	0
10	VPI Butter	11	7	1	1
11	GPI Eier	10	8	1	1
12	VPI Eier	5	0	1	1
13	GPI Normalbenzin	11	9	0	1
14	VPI Normalbenzin	11	4	1	1
15	GPI Superbenzin (Eurosuper)	6	11	1	0
16	VPI Superbenzin	11	0	1	1
17	GPI Diesel (Gasöl)	11	0	1	1
18	VPI Dieseltreibstoff	11	0	1	1
19	GPI Heizöl	10	10	1	1
20	VPI Heizöl	11	3	1	1

AR12 und MA12 Terme wurden in keiner Spezifikation gewählt.

Übersicht A7: Gewählte ARMA-Ordnungen für das ARIMA-X
Prognosemodell 3 (2000:02 - 2008:02)

Modell	Variable	AR	MA	SAR	SMA
1	EPI Getreide	9	11	1	0
2	GPI Getreide	10	0	1	1
3	VPI Verarbeitete Getreideprodukte	11	10	0	1
4	VPI Brot und Gebäck	11	10	1	0
5	VPI Getreideprodukte	10	10	1	1
6	EPI Kuhmilch	11	0	1	1
7	VPI Vollmilch	11	0	0	1
8	VPI Milchprodukte	10	0	1	1
9	VPI Käse	11	0	1	1
10	VPI Butter	9	8	0	0
11	GPI Eier	8	10	1	0
12	VPI Eier	10	10	0	1
13	GPI Normalbenzin	10	11	1	1
14	VPI Normalbenzin	11	5	1	1
15	GPI Superbenzin (Eurosuper)	9	10	1	0
16	VPI Superbenzin	11	0	1	1
17	GPI Diesel (Gasöl)	7	10	1	1
18	VPI Dieseltreibstoff	11	1	1	1
19	GPI Heizöl	11	11	1	1
20	VPI Heizöl	11	0	1	1

AR12 und MA12 Terme wurden in keiner Spezifikation gewählt.

Übersicht A8: Verwendete Variablen in den VAR-Modellen

VAR-Modelle	Variable
Modell 1 Getreide und Getreideprodukte	Weltmarktpreis Getreide EPI Getreide GPI Getreide VPI Verarbeitete Getreideprodukte VPI Brot und Gebäck VPI Getreideprodukte
Modell 2 Milch und Milchprodukte	Weltmarktpreis Vollmilchpulver (DE) EPI Kuhmilch VPI Vollmilch VPI Milchprodukte VPI Käse VPI Butter
Modell 3 Eier	EPI Eier GPI Eier VPI Eier
Modell 4 Normalbenzin	Normalbenzin - Rotterdam GPI Normalbenzin VPI Normalbenzin
Modell 5 Superbenzin	Weltmarktpreis Rohöl (Brent) GPI Superbenzin (Eurosuper) VPI Superbenzin
Modell 6 Diesel	Diesel - Rotterdam GPI Diesel (Gasöl) VPI Dieseltreibstoff
Modell 7 Heizöl	Heizöl - Rotterdam GPI Heizöl VPI Heizöl