

Maispreisverhalten – Maispreistransmission während des Preisbooms an den Terminmärkten

Jochen Schmitz¹ und Ernst-Oliver von Ledebur²

Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie

02/2009

Braunschweig, im Juni 2009

¹ Juristische und Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Lehrstuhl für Ökonometrie, Große Steinstrasse 73, 06099 Halle

² Institut für Marktanalyse und Agrarhandelspolitik des Johann Heinrich von Thünen-Instituts, Bundesforschungsinstitut für Ländliche Räume, Wald und Fischerei, Bundesallee 50, 38116 Braunschweig

Herr Ernst-Oliver von Ledebur ist wissenschaftlicher Mitarbeiter des Instituts für Marktanalyse und Agrarhandelspolitik des Johann Heinrich von Thünen-Instituts. Herr Jochen Schmitz ist wissenschaftlicher Mitarbeiter der Juristischen und Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg.

Adresse: Institut für Marktanalyse und Agrarhandelspolitik
Johann Heinrich von Thünen-Institut (vTI),
Bundesforschungsinstitut für Ländliche Räume, Wald und Fischerei
Bundesallee 50
D-38116 Braunschweig

Telefon: +49 531 596-5310

E-Mail: oliver.ledebur@vti.bund.de

Die Autoren bedanken sich bei Wienke von Schenk, Martin Schraa, Josef Efken und Alexander Gruber für hilfreiche Kommentare, Anregungen und Kritik bei der Erstellung dieses Arbeitspapiers. Für den Inhalt sind allein die Autoren verantwortlich. Die Ergebnisse und Meinungen entsprechen nicht unbedingt die des vTI oder der Universität Halle.

Die *Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie* stellen vorläufige, nur eingeschränkt begutachtete Berichte über Arbeiten aus dem Institut für Betriebswirtschaft, dem Institut für Ländliche Räume und dem Institut für Marktanalyse und Agrarhandelspolitik des Johann Heinrich von Thünen-Instituts dar. Die in den Arbeitsberichten aus der vTI-Agrarökonomie geäußerten Meinungen spiegeln nicht notwendigerweise die der Institute wider. Kommentare sind erwünscht und sollten direkt an die Autoren gerichtet werden.

Der vorliegende Arbeitsbericht kann unter http://www.vti.bund.de/de/institute/ma/publikationen/bereich/ab_02_2009_de.pdf kostenfrei heruntergeladen werden.

Zusammenfassung

Seit dem Jahr 2000 haben vielfältige Faktoren die Agrarmärkte beeinflusst. Darunter sind wiederholte Angebotsknappheiten und die globale Nachfrageentwicklung zu nennen, welche den beobachteten Preisanstieg begünstigten. Angesichts der zunehmenden Interdependenz der Märkte stellt sich die Frage, ob eine isolierte Betrachtung eines einzelnen Marktes, wie in der bisherigen Literatur üblich, ausreichend ist.

Die vorliegende Analyse stellt einen Beitrag zur Diskussion um die im Jahr 2008 beobachtbare Preisblase dar und geht auf die Zusammenhänge von Notierungen von Agrarrohstoffen an verschiedenen Warenterminbörsen ein. Im Fokus steht die Transmission der Preisvolatilität zwischen Warenterminbörsen. Es wird untersucht, ob und in welchem Ausmaß es zu einer Transmission während des drastischen Preisanstieges an den Agrar- und Rohstoffmärkten gekommen ist.

Maisnotierungen von drei Warenterminbörsen werden in einem multivariaten GARCH Ansatz abgebildet. Somit ist es möglich, die Interaktionen zwischen den Börsen direkt zu modellieren. Die Ergebnisse werden vor dem Hintergrund der aktuellen Entwicklungen im Bereich der Agrar- und Biokraftstoffpolitik diskutiert.

JEL: Q1 (Q11), C32

Schlüsselwörter: Commodity Futures, Corn, Time Series, price volatility transmission, multivariate GARCH.

Summary

Since 2000 a number of factors impacted agricultural markets. Among these are structural changes in global demand and repeated supply constraints supported in a comprehensible way, the observed positive development of agricultural prices. Given the increasingly interdependent global markets, the question arises of in how far an isolated view of a single market, as usual in the scientific literature, is sufficient?

The paper is a contribution to the debate on the recent commodity price bubble in 2008 and the relationship among commodity futures markets for agricultural raw materials. More particularly, the transmission of price volatility between commodity futures markets is analysed. The background question is whether and to what extent the volatility of agricultural commodity prices at different market places have been transferred during the drastic price changes of 2008.

In this analysis the volatility of the maize futures price at three different commodity futures exchange is modelled as a multivariate GARCH-process. By doing so, interactions between stock markets in different venues are incorporated. The results of the econometric analysis are discussed against the background of the developments in agricultural and bio-fuel policy

JEL: Q 1 (Q1)1, C32

Keywords: Commodity Futures, Corn, Time Series, price volatility transmission, multivariate GARCH.

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung/Summary	i
1 Einleitung	1
2 Modell	4
3 Daten und Ergebnisse	7
4 Ausblick	16
Literaturverzeichnis	17

Verzeichnis der Abbildungen und Tabellen

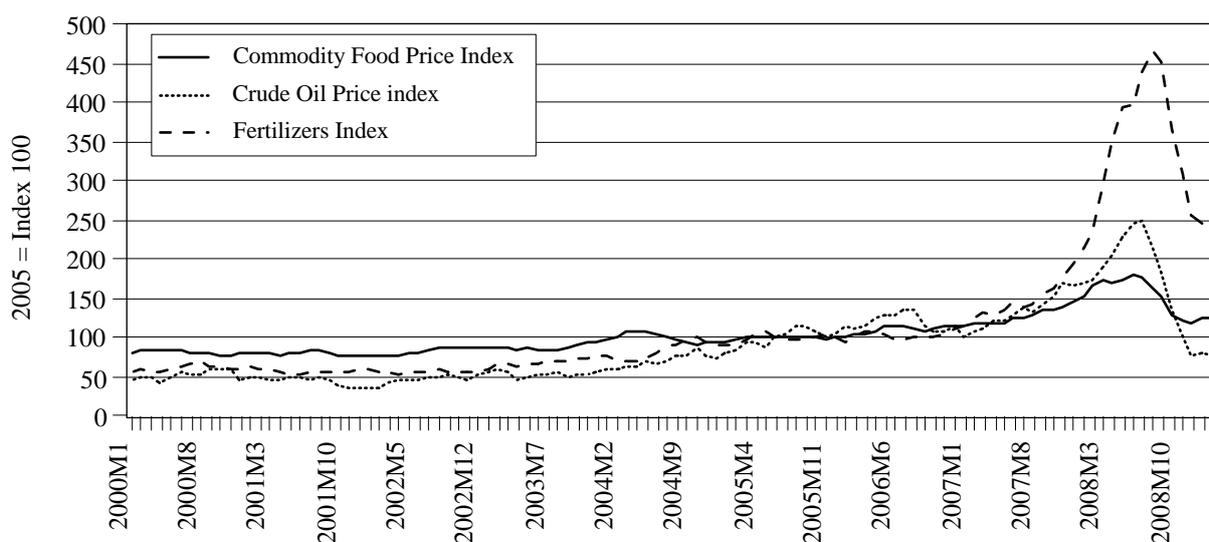
Abbildung 1.1:	Monatlicher Preisindex für Düngemittel, Rohöl und Nahrungsmittel (Index 2005 = 100, 2000 bis 2008)	1
Abbildung 1.2:	Monatlicher Preisindex für Nahrungsmittel und ausgewählte landwirtschaftliche Erzeugnisse (Index 2005 = 100, 2000 bis 2008)	2
Abbildung 3.1:	Maispreise je Tonne in Frankreich (MATIF), 60 kg in Brasilien (Bolsa Mercantil e de Futuros) und Bushel in den USA (CBOT)	7
Abbildung 3.2:	Renditen der Maispreise je Tonne in Frankreich (MATIF), 60 kg in Brasilien (Bolsa Mercantil e de Futuros) und Bushel in den USA (CBOT)	9
Abbildung 3.3:	US-Ethanolproduktion und Rohölpreisentwicklung (01/2007 bis 12/2008)	10
Abbildung 3.4:	Wechselkursentwicklung Brasilianischer Real zum US-Dollar (01/2007 bis 12/2008)	11
Abbildung 3.5:	Entwicklung des Maisimportes aus Nicht-EG-/EU-Mitgliedstaaten (1981 bis 2006)	12
Abbildung 3.6:	Entwicklung der Maisimportanteile aus Nicht-EG/EU-Mitgliedstaaten (1981 bis 2006)	12
Tabelle 3.1:	Einheitswurzeltests für die Preisniveaus und die Renditen	8
Tabelle 3.2:	Renditen der Maispreise für die ausgewählten Börsen (27.03.2007 bis 05.03.2008)	9
Tabelle 3.3:	Schätzparameter des BEKK Modells	14

1 Einleitung

Auf den Agrarmärkten sind in der jüngsten Vergangenheit erhebliche Veränderungen zu beobachten gewesen. Binnen kurzer Zeit stieg das Preisniveau der Agrarrohstoffe, mit gravierenden Auswirkungen für den gesamten Agrarsektor. Die FAO, die EU-Kommission, IFPRI, die Weltbank und andere Organisationen weisen in ihren Analysen der treibenden Gründe der Änderungen der Preisdynamik auf den Agrarmärkten auf einen Anstieg sowohl des Preisniveaus als auch der Preisvolatilität hin (EU-COMMISSION, 2008a; EU-COMMISSION, 2008b, S. 6 ff.; FAO, 2008, S. 55-57; IFPRI, 2009; OXFAM, 2008; RABOBANK, 2008, S. 8 ff.).

Die Preisveränderungen auf den Agrarmärkten erfolgten im Zuge eines allgemeinen Anstieges von Rohstoffpreisen (vgl. Abbildungen 1.1 und 1.2).

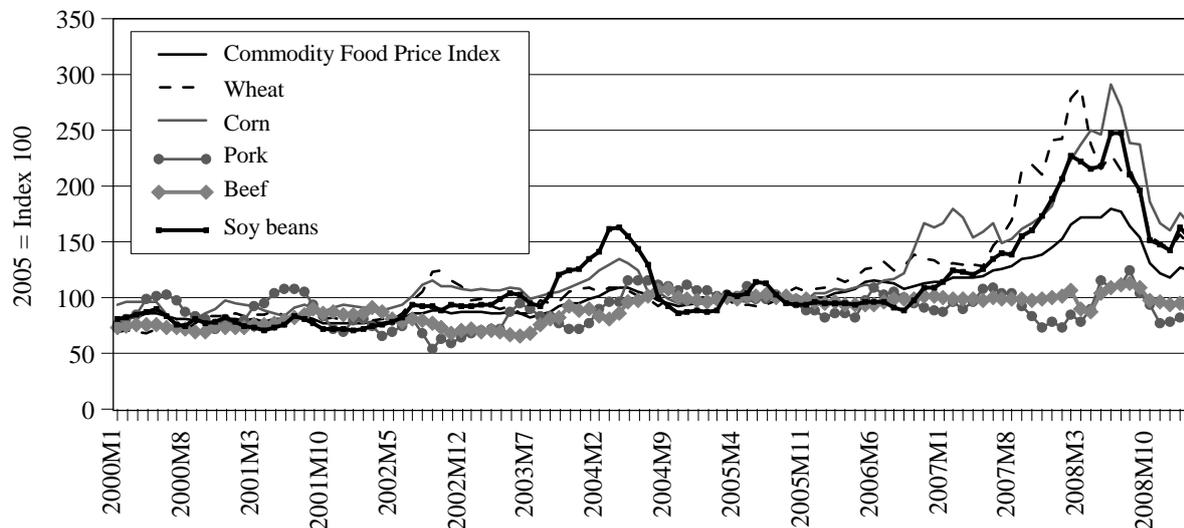
Abbildung 1.1: Monatlicher Preisindex für Düngemittel, Rohöl und Nahrungsmittel (Index 2005 = 100, 2000 bis 2008)



Quelle: Eigene Berechnungen anhand von IMF und WB.

In diesem Beitrag wird im Rahmen der Diskussion um die jüngste Preisentwicklung der Frage der Vernetzung der Warenterminmärkte landwirtschaftlicher Rohstoffe nachgegangen. Insbesondere wird auf die Transmission von Preisvolatilität zwischen den Märkten eingegangen. Als Schlüsselmarkt wird für diese Analyse der Markt für Mais herangezogen. Dieses Produkt spielt weltweit eine zentrale Rolle für die Veredlungsindustrie, aber auch im Bereich der Substitution von fossilen durch biogene Treibstoffe aus nachwachsenden Rohstoffen. Der Schwerpunkt des mit Nachdruck in den Vereinigten Staaten verfolgten Ansatzes zur Substitution von fossilem Treibstoff durch erneuerbare (agrarisches) Rohstoffe basiert auf der Anwendung von Ethanol, gewonnen aus Maisstärke.

Abbildung 1.2: Monatlicher Preisindex für Nahrungsmittel und ausgewählte landwirtschaftliche Erzeugnisse (Index 2005 = 100, 2000 bis 2008)



Quelle: Eigene Berechnungen anhand von IMF und WB.

Die Chicagoer Warenterminbörse (Chicago Board of Trade, CBOT) nimmt eine exponierte Stellung im Welthandel mit Agrarrohstoffen ein. Dort wird ein Großteil des weltweiten Terminhandels mit Mais realisiert, da die USA der mit Abstand größte Maiserzeuger und Exporteur sind. Es ist davon auszugehen, dass die Kontraktpreise, die an der CBOT im Verlauf des Termingeschäfts entstehen, somit eine weitreichende Signalfunktion für den Maismarkt haben. Neben diesem Handelsplatz existieren noch zwei weitere Börsen, die von Interesse sind. Dies sind die Warenterminbörse in São Paulo (Bolsa Mercantil e de Futuros, BMF (BRAZ) in Brasilien und die Pariser Warenterminbörse MATIF (Marché A Terme d'Instruments Financiers). Der brasilianische Agrarmarkt zeichnet sich durch den weltweit größten Exportüberschuss aus. Die französische Terminbörse nimmt innerhalb der Europäischen Union die Rolle eines Leitmarktes hinsichtlich der Getreidemärkte ein.

Es stellt sich die Frage, ob und in welchem Umfang die Preisvolatilität zwischen den internationalen Handelsplätzen während der drastischen Preisänderungen des Jahres 2008 übertragen wurden. Diese Fragestellung wurde in der wissenschaftlichen Literatur bisher kaum behandelt (BAFFES, 2007; EUROPEAN COMMISSION, 2008a; EUROPEAN COMMISSION, 2008b; GARCIA und LEUTHOLD, 2004).

Bisherige Studien zur Volatilität von Agrarmarktpreisen konzentrierten sich methodisch auf einen univariaten Ansatz. Im Mittelpunkt der Analyse steht dabei eine Modellierung

der Volatilität als GARCH Prozess³, der um exogene Faktoren ergänzt wurde. Einige Beispiele dafür sind CRAIN und LEE (1996), GOODWIN und SCHNEPF (2000), BOUDOUKH et al. (2003). Insbesondere stand bei diesen Untersuchungen der Einfluss von exogenen Faktoren auf die Volatilität von Futurespreisen im Mittelpunkt. Als Einflussfaktoren wurden dabei z. B. das Handelsvolumen, Lagerbestände als auch Regierungsprogramme im Agrarsektor identifiziert.

Vor diesem methodischen Hintergrund sind Interaktionen zwischen Börsen an verschiedenen Handelsplätzen gerade ausgeschlossen. Angesichts der weltweit zunehmend interdependenten Märkte stellt sich die Frage, inwieweit eine isolierte Betrachtung eines einzelnen Marktes ausreichend ist. Daher schlagen wir in dieser Untersuchung einen alternativen Weg ein.

Es erscheint zwingend notwendig, die relevanten Märkte gleichzeitig abzubilden und deren Interdependenzen zu erfassen. Um dies für den Maismarkt zu erreichen, bilden wir die Märkte in einem multivariaten bedingten Heteroskedastizitäts Modell ab. Der Modellierungsansatz eines BEKK⁴ Modells ist dafür zweckmäßig. Eine positiv definite Kovarianzmatrix \mathbf{H}_t ohne allzu restriktive Parameterbedingungen und der Verzicht, ein Übermaß an Parametern schätzen zu müssen, lassen diese Modellklasse für die Fragestellung geeignet erscheinen.

Das Papier gliedert sich in folgende Bereiche. Das nächste Kapitel stellt das verwendete BEKK Modell ausführlich methodisch vor. Kapitel 3 legt die verwendeten Daten dar und präsentiert die Schätzergebnisse. Eine Diskussion der Ergebnisse schließt das Kapitel ab. Im letzten Kapitel wird ein kurzer Ausblick auf die zukünftige noch ausstehende Forschungstätigkeit gegeben.

³ GARCH steht für Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity.

⁴ BEKK Modelle sind eine GARCH Modellklasse, genannt nach Baba, Engle, Kraft und Kroner.

2 Modell

GARCH Modelle bilden das Rückgrat der Volatilitätsmodellierung. Durch den Ansatz von ENGLE (1982) ist es möglich, das (unbeobachtete) zweite Moment⁵ zu modellieren. Die bedingte Varianz hängt dabei von der aktuell verfügbaren Informationsmenge ab.

Dieser Modelltyp lässt sich mit zwei Formeln charakterisieren. Die erste Gleichung wird als Mittelwertgleichung bezeichnet und bildet das erste Moment des Prozesses ab (Gleichung 1). In dieser Spezifikation wird nur eine langfristige Trendkomponente μ unterstellt. Die zweite Gleichung wird als Varianzgleichung bezeichnet. Sie bildet das zweite Moment des Prozesses ab (Gleichung 2). In einem ARCH(p) Prozess sind dies gerade die insgesamt p verzögerten Informationen. Die bekannte Informationsmenge wird von den Renditen bis zum Zeitpunkt t-1 generiert.

Die Renditen werden gebildet als $r_t = \log(F_t / F_{t-1})$. Der Futurespreis zum Zeitpunkt t wird als F_t bezeichnet und r_t bezeichnet die gebildete Rendite zum Zeitpunkt t.

$$r_t = \mu + \varepsilon_t \quad \text{Gleichung 1}$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} z_t$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h)$$

Die bedingte Varianz von r_t ergibt sich als

$$\text{Var}(r_t | I_{t-1}) = \text{Var}_{t-1}(r_t) = \text{Var}_{t-1}(\varepsilon_t) = h_t$$

Die Verallgemeinerung des Modells durch BOLLERSLEV (1986) erlaubt neben der Berücksichtigung von vergangenen Innovationen auch die Einbeziehung von vergangenen Varianzen. Dies führt dann zu dem allgemeinen univariaten GARCH(p,q) Modell.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_q h_{t-q} \quad \text{Gleichung 2}$$

⁵ Momente sind Kenngrößen von Zufallsvariablen. Sie sind Parameter der deskriptiven Statistik und spielen eine wichtige Rolle in der Stochastik. Die ersten vier Momente sind: Erwartungswert, Varianz, Schiefe und Kurtosis (Wölbung). Schiefe und Wölbung werden zusammen als höhere Momente bezeichnet und oft als Maß der Abweichung von der Normalverteilung benutzt.

Die Überführung in ein multivariates GARCH Modell erfolgt durch Verallgemeinerung der bedingten Varianzmatrix \mathbf{H}_t .

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

$$\mathbf{H}_t = \begin{pmatrix} h_{11} & h_{12} & h_{13} \\ h_{21} & h_{22} & h_{23} \\ h_{31} & h_{32} & h_{33} \end{pmatrix} \quad \text{Gleichung 3}$$

Jedes Element von \mathbf{H}_t hängt nun von p verzögerten Werten der quadrierten ε_t und den Kreuzprodukten von ε_t ab, ferner von q verzögerten Werten der Elemente von \mathbf{H}_t . Von der Möglichkeit, exogene Faktoren mit in die bedingten Varianzgleichungen einzubeziehen, wird hier abgesehen.

Allgemein lässt sich ein multivariates GARCH(1,1) Modell ohne exogene Faktoren wie folgt als BEKK Modell darstellen. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden bei der Darstellung die Zeitindizes weggelassen. Modelliert wurde ein Modell mit der zeitlichen Verzögerung von nur einem Lag ($t-1$).

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}_0' \mathbf{C}_0 + \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \varepsilon_1^2 & \varepsilon_1 \varepsilon_2 & \varepsilon_1 \varepsilon_3 \\ \varepsilon_2 \varepsilon_1 & \varepsilon_2^2 & \varepsilon_2 \varepsilon_3 \\ \varepsilon_3 \varepsilon_1 & \varepsilon_3 \varepsilon_2 & \varepsilon_3^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{pmatrix} +$$

$$\begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} h_1^2 & h_1 h_2 & h_1 h_3 \\ h_2 h_1 & h_2^2 & h_2 h_3 \\ h_3 h_1 & h_3 h_2 & h_3^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix} \quad \text{Gleichung 4}$$

Durch den Modellaufbau mittels der quadratischen Form wird erreicht, dass die bedingte Varianz-Kovarianz Matrix \mathbf{H}_t positiv definit ist. Dies stellt sicher, dass alle Varianzen und Kovarianzen stets positiv sind. Kompakt lässt sich die obige Gleichung auch schreiben als

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}_0' \mathbf{C}_0 + \mathbf{A}' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' \mathbf{A} + \mathbf{B}' \mathbf{H}_{t-1} \mathbf{B} \quad \text{Gleichung 5}$$

Die Matrizen \mathbf{A} , \mathbf{C}_0 und \mathbf{B} besitzen die Dimensionen $n \times n$. \mathbf{C}_0 sei eine (untere) Dreiecksmatrix. In dem hier unterstellten Modell handelt es sich bei den Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} um Diagonalmatrizen. Eine Verallgemeinerung des Modells ist möglich. So ist es denkbar, weitere Interaktionen zu berücksichtigen. Dann ergeben sich für die Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} keine Diagonalmatrizen mehr.

Neben der positiv definiten Matrix \mathbf{H}_t gibt es einen weiteren Vorteil der BEKK Spezifikation. Aufgrund des hier unterstellten diagonalen BEKK Modells ist die Überprüfung der Stationarität des Varianzprozesses sehr einfach. In diesem speziellen Fall wird die Stationaritätseigenschaft des Varianzprozesses allein durch die Diagonalelemente der Matrizen \mathbf{A} und \mathbf{B} bestimmt. Das diagonale BEKK Modell ist stationär falls $\sum_{k=1}^n (a_{ii,k}^2 + b_{ii,k}^2) < 1 \quad \forall i$ (ENGLE und KRONER, 1995, S. 133).

Gemäß der in der Einleitung thematisierten Fragestellung werden drei (Börsen-) Handelsplätze untersucht ($n=3$). Weiter wird, wie oben beschrieben, nur eine zeitliche Verzögerung mit einbezogen. Die entsprechenden Varianz- und Kovarianzgleichungen sind in den folgenden Gleichungen aufgeführt.

$$h_{11} = c_{01} + a_{11}^2 \varepsilon_1^2 + b_{11}^2 h_1^2 \quad \text{Gleichung 6}$$

$$h_{21} = c_{02} + a_{11} a_{22} \varepsilon_2 \varepsilon_1 + b_{11} b_{22} h_{21} \quad \text{Gleichung 7}$$

$$h_{31} = c_{03} + a_{11} a_{33} \varepsilon_3 \varepsilon_1 + b_{11} b_{33} h_{31} \quad \text{Gleichung 8}$$

$$h_{22} = c_{04} + a_{22}^2 \varepsilon_2^2 + b_{22}^2 h_2^2 \quad \text{Gleichung 9}$$

$$h_{32} = c_{05} + a_{22} a_{33} \varepsilon_3 \varepsilon_2 + b_{22} b_{33} h_{32} \quad \text{Gleichung 10}$$

$$h_{33} = c_{06} + a_{33}^2 \varepsilon_3^2 + b_{33}^2 h_3^2 \quad \text{Gleichung 11}$$

Zur Klärung der Indizes sei an dieser Stelle folgender Verweis auf Gleichung 3 gegeben. Folgende Darstellungen sind im Rahmen dieser Modellierung äquivalent:

$$\text{vech}(\mathbf{H}_t) = \text{vec}(\mathbf{H}_t) = \mathbf{H}_t$$

Die Matrix \mathbf{H}_t enthält redundante Ausdrücke. So wird nicht unterschieden zwischen h_{21}/h_{12} , h_{31}/h_{13} oder h_{32}/h_{23} . Daher entspricht auch die vec Darstellung, bereinigt um die redundanten Ausdrücke, auch der vech Darstellung.

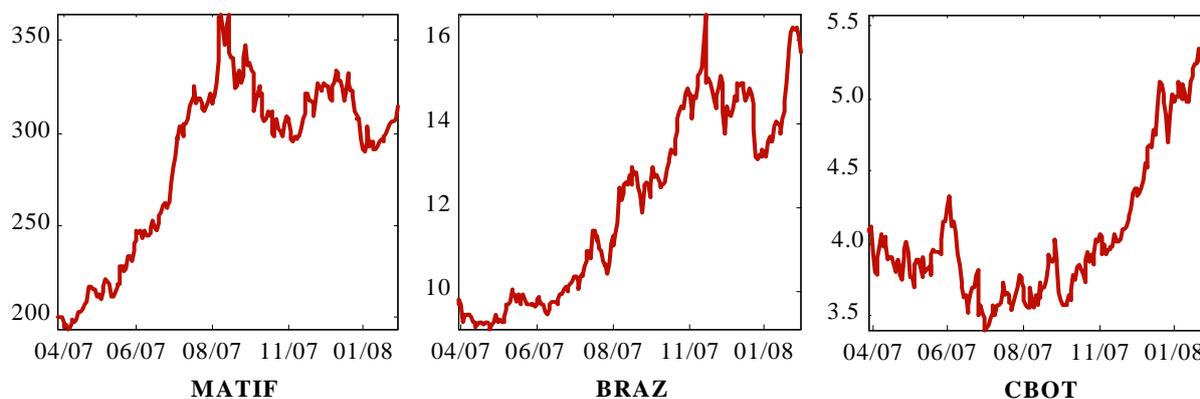
3 Daten und Ergebnisse

Untersucht wurden die Zusammenhänge der Volatilität zwischen den Preisnotierungen an den Börsen in den USA (CBOT), Brasilien (BRAZ) und Europa/Frankreich (MATIF). Gegenstand der Untersuchung war der Futureskontrakt für Mais, welcher im März 2008 auslief und an allen drei Börsen mit der gleichen Laufzeit gehandelt wurde. Es standen Kursnotierungen vom 27.03.2007 bis 05.03.2008 zu Verfügung. Freundlicherweise stellte die Zentrale Markt- und Preisberichtsstelle (ZMP) die Daten zur Verfügung. Die Preisnotierungen sind in US-Dollar angegeben. Jeder Futureskontrakt entspricht allerdings einer unterschiedlich gehandelten Menge. So entspricht ein Kontrakt in Europa 50 Tonnen Mais. In Brasilien werden jeweils 450 Einheiten der üblichen 60 kg Säcke gehandelt. Die entsprechen 27 Tonnen. In den USA ist die Einheit pro Kontrakt 5 000 Bushel. Dies entspricht ungefähr 127 Tonnen (1 Bushel = 25,4 kg). Diese unterschiedlichen Größeneinheiten erklären dann auch das jeweilige Preisniveau je Gewichtseinheit auf den Märkten.

Aufgrund von Feiertagen, etc. gab es für einzelne Tage keine Preisnotierung an den jeweiligen Börsen. Somit wurden alle Kursnotierungen der drei Börsen für diesen Tag aus den Beobachtungen gelöscht. Insgesamt standen zu Beginn 245 Kursnotierungen zu Verfügung. Nach dieser Bereinigung verblieben 226 Beobachtungen für die Schätzung. Im Rahmen einer GARCH Schätzung ist dies eine kleine Stichprobe. An den Handelsplätzen MATIF und BRAZ werden die entsprechenden Futures jedoch nicht früher aufgelegt und gehandelt. Somit stehen hier nur die angesprochenen 245 Tagesnotierungen bereit. Dies hängt mit der unterschiedlichen Ausgestaltung der Kontrakte in den Warenterminbörsen zusammen.

Die zeitliche Entwicklung der Preise pro Gewichtseinheiten für Mais zwischen dem 27.03.2007 und dem 05.03.2008 ist in den Diagrammen der Abbildung 3.1 dargestellt. Der Wert eines Futureskontraktes ergibt sich aus dem Preis pro Gewichtseinheit multipliziert mit der Börsenüblichen Handelsgröße.

Abbildung 3.1: Maispreise je Tonne in Frankreich (MATIF), 60 kg in Brasilien (Bolsa Mercantil e de Futuros) und Bushel in den USA (CBOT)



Quelle: Von ZMP zur Verfügung gestellte Daten.

Man erkennt deutlich einen kontinuierlichen Preisanstieg an der Chicagoer Terminbörse. Dieser Anstieg setzte im Oktober 2007 ein. Eine vergleichbare starke und dauerhafte Preissteigerung ist bei den anderen Börsen nicht zu beobachten. Diese Preisentwicklung schlägt sich natürlich auch auf die Renditen, die Differenzen der Kursnotierungen, der Prozesse nieder.

Wie schon aus den Diagrammen der Abbildung 3.1 ersichtlich, handelt es sich vermutlich bei den betrachteten Preisreihen um nichtstationäre Prozesse⁶. Die Stationarität von Zeitreihen wird durch Unit-Root-Tests überprüft. Die Überprüfung erfolgt anhand des Augmented-Dickey-Fuller-Tests (ADF-Test), dem als Nullhypothese die Nichtstationarität zugrunde liegt (vgl. Tabelle 3.1).

Tabelle 3.1: Einheitswurzeltests für die Preisniveaus und die Renditen

	MATIF		BRAZ		CBOT	
	Future	Rendite	Future	Rendite	Future	Rendite
Beobachtungen	224	223	224	223	224	223
ADF - Test	1,200 (0,9411)	-12,9035 (0,0000)	1,2520 (0,9464)	-13,0326 (0,0000)	1,400 (0,9594)	-14,3167 (0,0000)

Prob. Value in parenthesis (Prob.value)

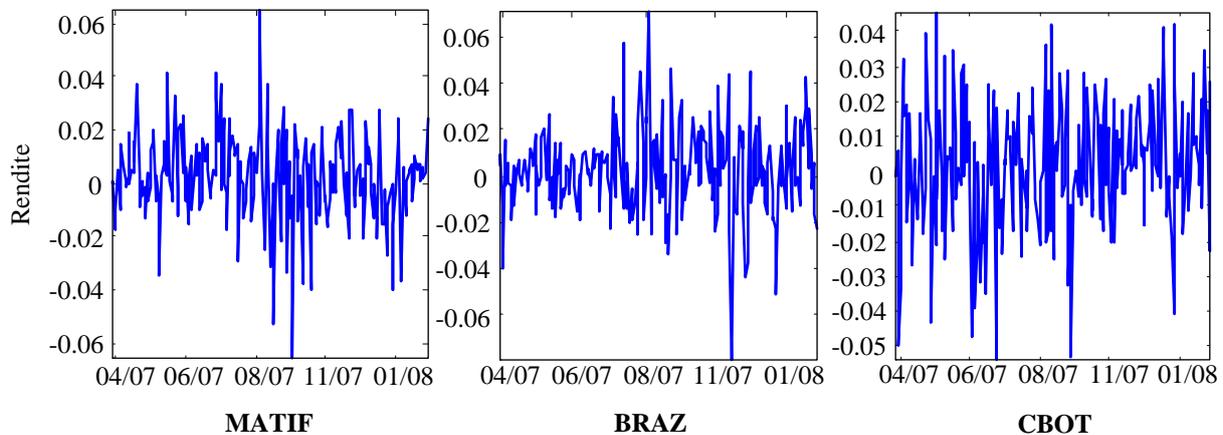
Quelle: Eigene Berechnungen.

Die durchgeführten ADF-Tests bestätigen den ersten optischen Eindruck. Die Preisnotierungen (Future) an allen drei Börsen sind nicht stationär. Somit kann mit den Niveauvariablen das Modell nicht direkt geschätzt werden. Eine Modellierung der Prozesse ist nur mit stationären Variablen sinnvoll. Die jeweiligen Renditen⁷, hier die logarithmierten Differenzen der Kursnotierungen (vgl. Abbildung 3.2), sind alle zum 1 % Signifikanzniveau stationär und eignen sich für die Modellierung.

⁶ Stationarität ist eine Eigenschaft von Zeitreihen. Die Stationarität der Zeitreihe garantiert, dass die Momente invariant über die Zeit hinweg sind. Eine Zeitreihe folgt einem schwach stationären Prozess, wenn der Erwartungswert und die Varianz endlich und zeitunabhängig sind und die Autokovarianzen lediglich von der zeitlichen Verschiebung, d. h. von der Länge des Lags zwischen zwei Zeitpunkten abhängen (GREEN, 2008, S. 718 ff).

⁷ Bei den hier untersuchten Zeitreihen handelt es sich um differenzenstationäre Prozesse. Dies wurde im Rahmen der durchgeführten ADF-Tests festgestellt. Die zusätzliche Logarithmierung der Reihen erlaubt es die Renditen als Prozentuale Veränderungen zu interpretieren.

Abbildung 3.2: Renditen der Maispreise je Tonne in Frankreich (MATIF), 60 kg in Brasilien (Bolsa Mercantil e de Futuros) und Bushel in den USA (CBOT)



Quelle: Eigene Berechnungen

Die Tabelle 3.2 enthält eine Zusammenfassung der Daten für die Renditen der Maispreise. Am deutlichsten sticht bei den Ergebnissen die Jarque-Bera-Statistik hervor. Demnach kann für die Renditen der CBOT Notierungen die Annahme der Normalverteilung, auf Basis des 5 %-Niveaus, nicht verworfen werden. Dieser Befund steht im Widerspruch zu den stilisierten Fakten von Finanzmarktdaten. Gerade bei den Renditen wird von einer fehlenden Normalverteilung ausgegangen. Dies manifestiert sich in einer hohen Kurtosis ($Kurtosis > 3$) und dadurch mehr Wahrscheinlichkeitsmasse in den Flanken der Renditeverteilung. Die größere Kurtosis lässt sich deutlich für die verbleibenden Renditeverteilungen erkennen.

Tabelle 3.2: Renditen der Maispreise für die ausgewählten Börsen (27.03.2007 bis 05.03.2008)

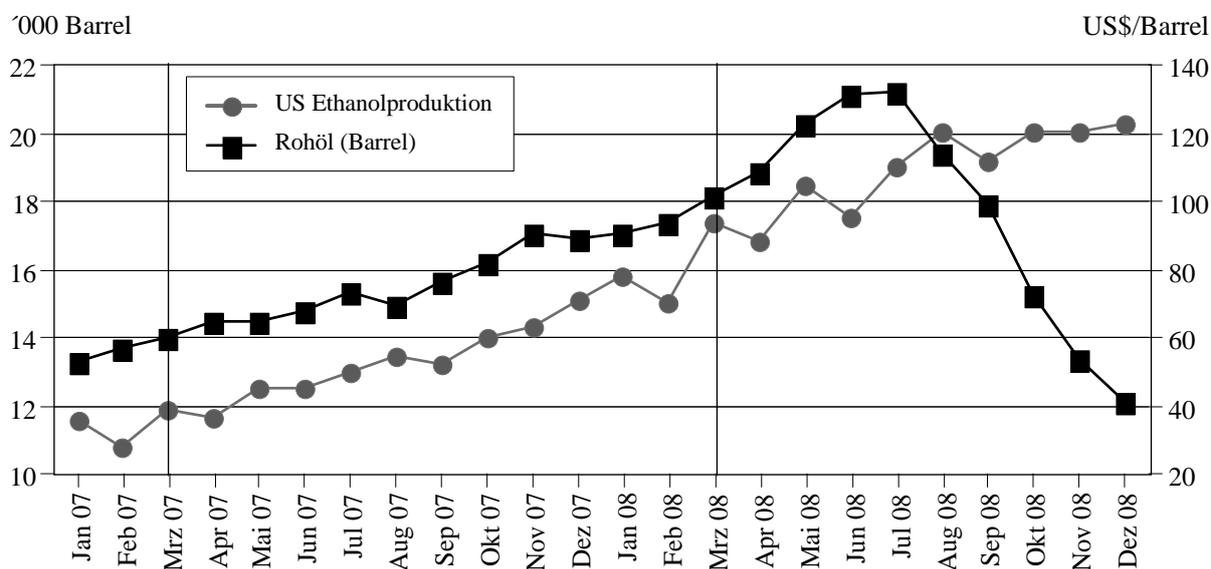
	MATIF	BRAZ	CBOT
Mittelwert	0,0020	0,0020	0,0014
Median	0,0026	0,0022	0,0012
Max	0,0645	0,0701	0,0457
Min	-0,0657	-0,0788	-0,0537
Std. Abw.	0,0167	0,0182	0,0185
Schiefe	-0,2844	-0,0094	-0,2595
Kurtosis	5,0355	5,4022	3,2843
Jarque-Bera	41,6920	53,8667	3,2682
p-Wert	0,0000	0,0000	0,1952

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Gründe für ein solches überraschendes Ergebnis können in politisch-institutionellen Rahmenbedingungen ihren Ursprung haben. Hier gelten insbesondere die in den USA veränderten Rahmenbedingungen für den Maismarkt. Die massiv ausgedehnte Produktion von Ethanol auf der Grundlage von Maistärke erfordert entsprechende Mengen an Rohstoff.

In den USA konkurrieren Mais und Soja zeitgleich um die Flächen in der Aussaat. Schon in der Vorperiode (Oktober 2006 bis Mai 2007) beobachtete man einen zeitgleichen Preisanstieg der beiden Produkte auf den Warenterminbörsen, und auch auf den physischen Märkten. Dies wurde als Hinweis auf einen Nachfragedruck interpretiert, in Form von Wettbewerb um die verfügbaren Flächen (THEIS, 2007, S. 48-49). Während der hier betrachteten Zeitspanne kommt ein weiterer Anstieg des Rohölpreises hinzu, der dem Ethanolboom zusätzlich Antrieb verlieh, da vor diesem Hintergrund die Wettbewerbsfähigkeit des biogenen Treibstoffes als Substitut für den fossile Treibstoff anstieg (vgl. Abbildung 3.3). Entsprechend wurden an den Chicagoer Warenterminbörse immer höhere Preise für den Maiskontrakt geboten, um angesichts des zu erwartenden weiteren Bedarfs an Mais die zukünftige eigene Versorgung mit dem Rohstoff zu sichern.

Abbildung 3.3: US-Ethanolproduktion und Rohölpreisentwicklung (01/2007 bis 12/2008)

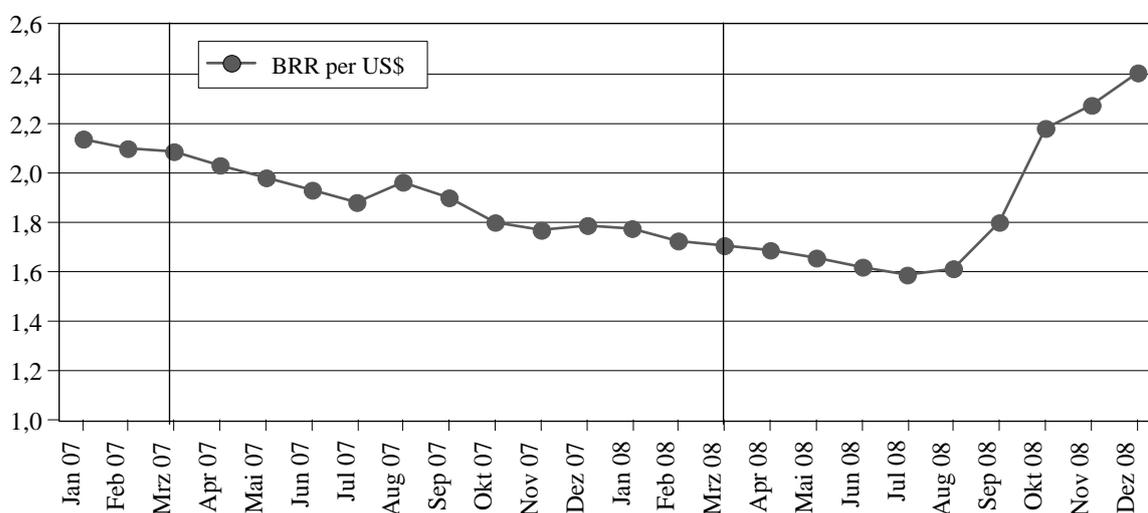


Quelle: RFA, IMF (2009).

Der Anstieg der Maispreise in der CBOT im Zeitraum Oktober 2007 bis März 2008 geht, wie aus Abbildung 3.4 ersichtlich, mit einer gleichzeitigen Entwertung des US-Dollar, auch gegenüber dem Brasilianischen Real einher. Diese Wechselkursentwicklung führt im betrachteten Zeitraum zu einer relativen Verbilligung des US-Produktes, was seinerseits

zu verstärkter ausländische Nachfrage nach US-Mais geführt haben kann. Dies gilt insbesondere vor dem Hintergrund, dass im Wirtschaftsjahr 2007/08 eine relativ angespannte Versorgungslage auf den Futtergetreidemärkten herrschte. In der EU wurde verstärkt Weizen durch Mais substituiert und Mais wurde verstärkt importiert. Argentinische Ware erhielt in dieser Zeit keinen Zugang zum europäischen Markt aufgrund der Anwendung von in der EU nicht zugelassener genveränderter Maissaat. Das führte dazu, dass verstärkt auf brasilianischen Mais zurückgegriffen wurde, der aufgrund der extrem hohen Weltmarktpreise faktisch ohne Zollbelastung⁸ in den EU Markt hineinkam. Dies zusammen entfaltete die aus Abbildung 3.1 ersichtliche starke Preiswirkung.

Abbildung 3.4: Wechselkursentwicklung Brasilianischer Real zum US-Dollar (01/2007 bis 12/2008)



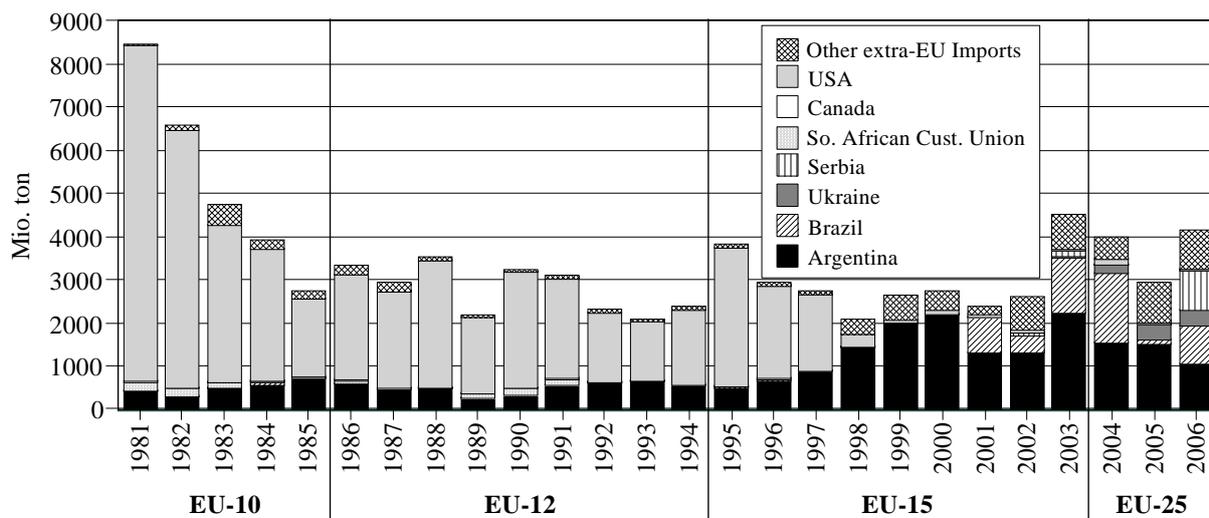
Quelle: MAPA (2009).

Ein europäischer Nachfragedruck ist demgegenüber ausgeschlossen, da der Import von Mais aus den USA aufgrund existierender Regelungen im Bereich des Verbraucherschutzes (genveränderte Organismen) seit Ende der 90er-Jahre nicht mehr stattfindet. Der seit den 90er-Jahren bestehende ordnungspolitische Rahmen der EU zu genveränderten Organismen (GVO) wird kontinuierlich erweitert und aktualisiert. Eine Reihe von Rechtsvorschriften bestehen mit dem Ziel, die Gesundheit der Bürger und der Umwelt zu schützen. Ein wichtiger Zweig der EU-Rechtsvorschriften zu GVO erstreckt sich auf die Freisetzung genetisch veränderter Organismen in die Umwelt. 2002 wurde ein Genehmigungsverfahren

⁸ Die Ermittlung des Zollsatzes für Mais durch die EU-Kommission basiert auf den FOB Preis der US Ware am Golf von Mexiko, Transportkosten nach Rotterdam und dem Interventionspreis (CAP-Monitor, 2009). Unter den geltenden Marktbedingungen wurde diese Verbindung an den US Maismarkt aufgehoben.

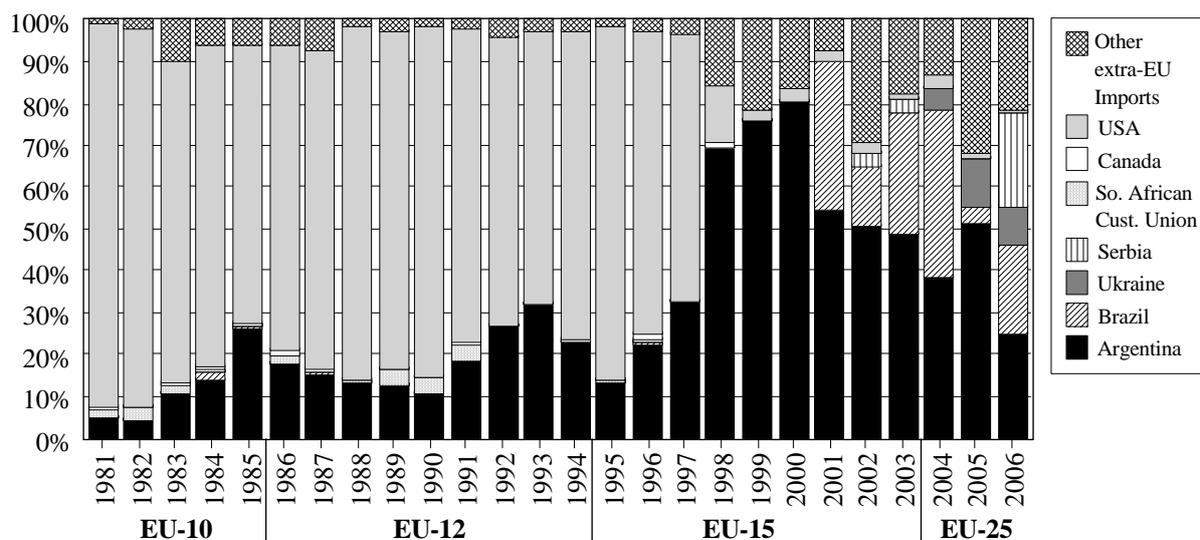
ren eingeführt, das die Freisetzung von GVO oder Produkten, die aus GVO bestehen oder diese enthalten, in die Umwelt regelt. Das Verbot, bzw. die Nichtgenehmigung einiger sog. Bt-Mais-Sorten führte zum faktischen Aebben der US-Exporte in die EU (WIRTSCHAFTSWOCHE, 2005), wie aus den Abbildungen 3.5 und 3.6 ersichtlich.

Abbildung 3.5: Entwicklung des Maisimportes aus Nicht-EG-/EU-Mitgliedstaaten (1981 bis 2006)



Quelle: Eigene Berechnungen anhand von COMTRADE (2009).

Abbildung 3.6: Entwicklung der Maisimportanteile aus Nicht-EG/EU-Mitgliedstaaten (1981 bis 2006)



Quelle: Eigene Berechnungen anhand von COMTRADE (2009).

Zusammenfassend kann davon ausgegangen werden dass die politisch induzierten Marktentwicklungen in den USA zu einer Verfestigung der Erwartungen von steigenden Preisen führten, die sich unter anderem in geringere Kursausschläge niedergeschlagen hat. Dies mag dazu geführt haben, dass für den Futurespreis an der Chicagoer Warenterminbörse die Normalverteilungsannahme der Renditen (vgl. Tabelle 2.3) nicht verworfen werden konnte.

Ausgehend von den in Kapitel 2 beschriebenen Varianz- und Kovarianzgleichungen lässt sich die Interdependenz der Märkte überprüfen. Insbesondere die Kovarianzgleichungen geben Aufschluss über die Zusammenhänge der Märkte.

Für eine leichtere Nachvollziehbarkeit der Ergebnisse sei an dieser Stelle auf die Modellgleichungen 6, 9 und 11 eingegangen. Gleichung 6 ($h_{11} = c_{01} + a_{11}^2 \varepsilon_1^2 + b_{11}^2 h_1^2$) stellt die Varianzgleichung für CBOT dar, Gleichung 9 ($h_{22} = c_{04} + a_{22}^2 \varepsilon_2^2 + b_{22}^2 h_2^2$) für MATIF und entsprechend Gleichung 11 ($h_{33} = c_{06} + a_{33}^2 \varepsilon_3^2 + b_{33}^2 h_3^2$) für BRAZ. Mit ihnen werden die bedingten Varianzen an den jeweiligen Warenterminbörsen modelliert. Die Parameter a_{nn} geben das Ausmaß der vernommenen Informationsschocks ($\varepsilon_{n,t-1}^2$) wieder. Die Parameter b_{nn} geben das Ausmaß des Einflusses der eigenen vergangenen Varianz auf die aktuelle Varianz wieder. Die weiteren Gleichungen des Modells sind Kovarianzgleichungen und geben entsprechend die (indirekten) Übertragungseffekte zwischen den Marktplätzen wieder.

Aus den in der Tabelle 3.3 wiedergegebenen geschätzten Parametern zeigt sich Folgendes: Die Parameter a_{11} , und c_{01} für den Markt CBOT sind alle zum 5 %-Niveau nicht statistisch signifikant. Dies bedeutet zuallererst, dass die entsprechende Varianzgleichung nur eingeschränkt gültig ist (Gleichung 6). Die Renditen an der Chicagoer Warenterminbörse sind während des betrachteten Zeitraumes nicht durch bedingte Heteroskedastizität gekennzeichnet. Die Entwicklung der bedingten Varianz des Marktes in CBOT wird nur durch die eigene vergangene Varianz beeinflusst. Informationsschocks werden nicht verarbeitet, da Koeffizient a_{11} insignifikant ist. Dies unterstreicht erneut die Besonderheit dieses Marktplatzes zu diesem Zeitpunkt.

Tabelle 3.3: Schätzparameter des BEKK Modells

	Koeffizient	Prob. Value
μ_1	0,0012	0,2850
μ_2	0,0024	0,0475
μ_3	0,0026	0,0210
c_{01}	0,0026	0,6539
c_{02}	0,0018	0,5760
c_{03}	0,0037	0,5903
c_{04}	0,0047	0,0093
c_{05}	-0,0005	0,9102
c_{06}	0,0000	1,0000
a_{11}	-0,0700	0,4179
a_{22}	0,2332	0,0002
a_{33}	0,4709	0,0000
b_{11}	0,9855	0,0000
b_{22}	0,9216	0,0000
b_{33}	0,8745	0,0000

Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Gleichungen 7 und 8 gelten ebenfalls nur eingeschränkt da nur der Koeffizient a_{11} nicht von Null verschieden ist. Das hat insofern weitreichende Bedeutung, als dass diese Gleichungen die Übertragungseffekte des Chicagoer Marktes auf MATIF und Brasilien abbilden. Es erfolgt demgemäß keine Übertragung von Preis- oder Informationsschocks (z. B. Prognosen zu Ernteausfällen in den USA) von Chicago auf die anderen Börsen. Jedoch ist CBOT so bedeutend, dass über die Kovarianz die anderen Märkte beeinflusst werden. Dies geschieht nur mit der verzögerten (bedingten) Varianz von CBOT. Die politisch induzierte Marktentwicklung in den USA führte zu einer teilweisen Isolierung des Marktes gegenüber den anderen betrachteten Märkten. Aufgrund der großen Bedeutung der Chicagoer Warenterminbörse als Leitbörse für den Weltmarkt kam es dennoch zu einer Beeinflussung. Es ist in weiteren Studien zu prüfen ob „over-the-counter“-Verträge hier eine mögliche Ursache darstellen. So kann in solchen Verträgen der Preis in Chicago als zugrunde liegender Referenzpreis gedient haben. Somit sind Informationsschocks (Parameter a_{11}), die nur den amerikanischen Markt betreffen, irrelevant. Jedoch ist die allgemeine Preis- und Volatilitätsentwicklung (Parameter b_{11}) Gegenstand des Vertrages und somit entscheidend. Dies kann ein möglicher Grund für dieses Ergebnis sein.

Im Gegensatz zum Handelsplatz Chicago zeigt sich, dass Interaktionen zwischen MATIF und Brasilien deutlicher bestehen. Dies geht aus den signifikanten Parameterwerte von a_{22} , a_{33} , b_{22} und b_{33} , die in Gleichung 10 vorkommen hervor. Somit konnte eine zumindest indirekte (via der Kovarianz) Beeinflussung der beiden Märkte aufgezeigt werden. Hier

sind beide Komponenten der Kovarianzgleichung bedeutend. Informationsschocks, die auf einem der beiden Märkte auftreten, beeinflussen daher auch die Entwicklung der Volatilität des jeweiligen anderen Marktes. Die verzögerte Entwicklung der Varianz des anderen Marktes determiniert nicht allein die zukünftige Entwicklung.

Die jeweiligen Varianzgleichungen (Gleichungen 9 und 11) zeigen ebenfalls die besondere Situation während des untersuchten Zeitraumes. Für die Handelsplätze in Europa und Brasilien konnte jeweils ein GARCH(1,1) Prozess identifiziert werden. Bei beiden Reihen liegt also bedingte Heteroskedastizität vor. Dies ist der Regelfall bei finanzökonometrischen Untersuchungen.

Dieses Ergebnis muss im Rahmen der oben angeführten politischen Rahmenbedingungen gesehen werden. Aus Sicht der Autoren führten, vor dem Hintergrund des bestehenden Importverbots von (Gen-)Mais nach Europa, die knappe Versorgungssituation auf den Weltgetreidemärkten und der im betrachteten Zeitraum einsetzende Ethanolboom zu einer stark veränderten Preisentwicklung des Futures an der Chicagoer Warenterminbörse. Dies resultierte in einer teilweisen Abkopplung der Preisentwicklung in Chicago von der Preisentwicklung an den Börsen in Europa und Brasilien. Diese Abkopplung wurde letztendlich von dem Modell gemessen und bestätigt. Selbst die einzelne Betrachtung der Chicagoer Preise mittels eines (univariaten) GARCH(1,1) Modells zeigte keine bedingte Heteroskedastizität an (Ergebnisse dieser Schätzung sind hier nicht angegeben).

4 Ausblick

Der hier angewandte multivariate Analyserahmen erlaubt es, die Preisvolatilität an den Warenterminbörsen als Zusammenspiel mehrerer sich gegenseitig beeinflussender Marktplätze abzubilden. Die Ergebnisse zeigen, dass auf den Futuresmärkten für den betrachteten Zeitraum sehr spezielle Wirkungszusammenhänge existieren und diese vermuten lassen, dass institutionelle Rahmenbedingungen auf die Märkte wirken, bzw. diese voneinander isolieren.

Es konnte erfolgreich gezeigt werden, dass sich die Volatilität von Futurespreisen an verschiedenen Handelsplätzen gegenseitig beeinflussen. Somit wurde ein weiterer Baustein als Determinante der Volatilität identifiziert. Diese Arbeit erweitert die bestehenden Untersuchungen von CRAIN und LEE (1996), GOODWIN und SCHNEPF (2000) und BOUDOUKH et al. (2003) um eine multivariate Analyse. Alle Facetten der Determinanten der Volatilität sind jedoch noch nicht geklärt.

Weitere Untersuchungen stehen in den Bereichen der expliziten Überprüfung des Einflusses von Instrumenten der Agrarpolitik, aber auch Politikinstrumenten, die nur indirekt auf die Agrarmärkte wirken (Förderung von alternativen, regenerativen biogenen Energiequellen) an.

Es gilt in Zukunft außerdem zu überprüfen, ob die hier identifizierten Zusammenhänge zeitunabhängig sind oder nicht, und falls nicht, welche Einflussfaktoren dabei eine Rolle spielen. Dies gilt insbesondere für die Analyse der Märkte während und nach den Umwälzungen auf den Rohstoffmärkten infolge der weltweiten Finanzmarktkrise.

Auch die Erweiterung des Analyserahmens, um Zusammenhänge zwischen Futures unterschiedlicher (Agrar-) Rohstoffe an verschiedenen Marktplätzen zu identifizieren, stellt eine weitere Untersuchungslinie dar.

Literaturverzeichnis

- BAFFES J (2007) Oil Spills on Other Commodities. World Bank Policy Research Working Papers. World Bank, Washington. 22 p.
- BOLLERSLEV T (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics, vol. 31, pp. 307-327
- BOUDOUKH J, RICHARDSON M, Shen Y, WHITELAW RF (2003) Do Asset Prices Reflect Fundamentals? Freshly Squeezed Evidence from the OJ Market. NBER Working Paper Series 9515, pp. 1-52
- CAP MONITOR (2009): CEREALS (lose Blattsammlung) Agra Infoma Ltd, Tunbridge Wells, Kent, England.
- CRAIN SJ, LEE JH (1996) Volatility in Wheat Spot and Futures Markets, 1950-1993: Government Farm Programs, Seasonality, and Causality. The journal of finance vol. 51, pp. 325-343
- GARCIA P, LEUTHOLD, RM (2004) A Selected review of agricultural commodity futures and options markets. Europ. Rev. of Agr. Economics vol. 31 (3), pp. 235-272
- GOODWIN BK, SCHNEPF R (2000) Determinants of endogenous price risk in corn and wheat futures markets. Journal of Futures Markets vol. 20, pp. 753-774
- ENGLE R (1982) Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of {UK} Inflation. Econometrica vol. 50, pp. 987-1008
- ENGLE R, KRONER K (1995) Multivariate simultaneous generalized ARCH. Econometric Theory vol. 11, pp. 122-150
- EUROPEAN COMMISSION (2008a) High prices on agricultural commodity markets: situation and prospects - A review of causes of high prices and outlook for world agricultural markets. Brussels, Directorate-General for Agriculture and Rural Development, Directorate L. Economic analysis, perspectives and evaluations, L.5. Agricultural trade policy analysis, July 2008
http://ec.europa.eu/agriculture/analysis/markets/index_en.htm
- EUROPEAN COMMISSION (2008b) November update on recent agricultural commodity and food price developments in the EU. Brussels, Directorate-General For Agriculture and Rural Development, Directorate L. Economic analysis, perspectives and evaluations, L.2. Economic analysis of EU agriculture, November 2008
http://ec.europa.eu/agriculture/analysis/markets/index_en.htm
- FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANISATION (2008) Food Outlook – Global Market Analysis. Rome, Economic and Social Development Department, May issue
<http://www.fao.org/giews/english/fo/index.htm>
- FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANISATION (2008b) Crop Prospects and Food Situation. Rome, Economic and Social Development Department, July issue
<http://www.fao.org/giews/english/cpfs/index.htm>

- FAO – FOOD AND AGRICULTURE ORGANISATION (2007) Food Outlook – Global Market Analysis. Rome, Economic and Social Development Department, November issue
<http://www.fao.org/giews/english/fo/index.htm>
- GREENE, William H. (2008) Econometric Analysis. 6th ed. Pearson Prentice-Hall, Inc.
- IMF – INTERNATIONAL MONETARY FOUND (2009) Primary Commodity Prices.
<http://imf.org/external/np/res/commod/index.asp>
- MAPA – MINISTÉRIO DA AGRICULTURA, PECUARIA E ABASTECIMENTO (2009)
http://www.agricultura.gov.br/portal/page?_pageid=33,969647&_dad=portal&_schema=PORTAL
- OXFAM (2008) Double-Edged Prices, Oxfam Briefing Paper, October 2008
- RABOBANK (2008) Outlook 2009 – Down to Earth. Coöperatieve Centrale Raiffeisen-Boerenleenbank B.A (Rabobank)
- RFA – RENEWABLE FUELS ASSOCIATION (2009) Monthly U.S. Fuel Ethanol Production/ Demand. <http://www.ethanolrfa.org/industry/statistics/#B>
- ROBLES M, TORERO M, VON BRAUN J (2009) When speculation matters. IFPRI Issue Brief 57, February 2009
- THEIS R (2007) Steht eine neue Kursrallye bevor? DLG-Mitteilungen, 11/2007, pp. 48-49
- USDA (2008) Global Agricultural Supply and Demand: Factors Contributing to the Recent Increase in Food Commodity Prices. USDA-ERS, WRS-0801, May 2008/July 2008 (revised)
(<http://www.ers.usda.gov/Publications/WRS0801/>)
- WB – WORLD BANK (2009) Commodity Markets Review.
<http://go.worldbank.org/KOMGUHXSG0>
- WIRTSCHAFTSWOCHEN (2005) EU-Auflagen stoppen Import von US-Futtermitteln.
<http://www.wiwo.de/politik/eu-auflagen-stoppen-import-von-us-futtermitteln-97822/> vom 15.04.2005

Arbeitsberichte aus der vTI-Agrarökonomie

- Nr. 01/2008 Margarian A:
Sind die Pachten im Osten zu niedrig oder im Westen zu hoch?
- Nr. 02/2008 Lassen B, Friedrich C, Prübe H:
Statistische Analysen zur Milchproduktion in Deutschland – Geografische Darstellung (Stand: Januar 2008)
- Nr. 03/2008 Nitsch H, Osterburg B, von Buttlar Ch, von Buttlar HB:
Aspekte des Gewässerschutzes und der Gewässernutzung beim Anbau von Energiepflanzen
- Nr. 04/2008 Haxsen G:
Calculating Costs of Pig Production with the InterPIG Network
- Nr. 05/2008 Efken J:
Online-Befragung von Erhalterinnen seltener Nutztiere oder Nutzpflanzen zu Ihren Aktivitäten und Einstellungen
- Nr. 06/2008 Rudow K, Pitsch M:
Fallstudie zur Wirkung der Ausgleichszulage im Landkreis Oberallgäu (Bayern)
- Nr. 07/2008 Daub R:
Fallstudie zur Wirkung der Ausgleichszulage im Landkreis Vogelsberg (Hessen)
- Nr. 08/2008 Haxsen G:
Interregionale und internationale Verflechtung der Ferkelversorgung in Deutschland – Berechnung regionaler Versorgungsbilanzen und Kalkulationen der Produktionskosten für Ferkel im interregionalen sowie internationalen Vergleich
- Nr. 09/2008 Lassen B, Isermeyer F, Friedrich C:
Milchproduktion im Übergang – eine Analyse von regionalen Potenzialen und Gestaltungsspielräumen
- Nr. 10/2008 Gasmi S:
Fallstudie zur Wirkung der Ausgleichszulage im Landkreis St. Wendel (Saarland)

- Nr. 11/2008 Pohl C:
Fallstudie zur Wirkung der Ausgleichszulage im Altmarkkreis Salzwedel (Sachsen-Anhalt)
- Nr. 12/2008 Gömann H, Heiden M, Kleinhanß W, Kreins P, von Ledebur EO, Offermann F, Osterburg B, Salamon P:
Health Check der EU-Agrarpolitik – Auswirkungen der Legislativvorschläge
- Nr. 13/2008 von Ledebur EO, Ehrmann M, Offermann F, Kleinhanß W:
Analyse von Handlungsoptionen in der EU-Getreidemarktpolitik
- Nr. 14/2008 Ehrmann M, Kleinhanß W:
Review of concepts for the evaluation of sustainable agriculture in Germany and comparison of measurement schemes for farm sustainability.
- Nr. 1/2009 Gömann H, Kleinhanß W, Kreins P, von Ledebur EO, Offermann F, Osterburg B, Salamon P:
Health Check der EU-Agrarpolitik – Auswirkungen der Beschlüsse
- Nr. 2/2009 Schmitz J, von Ledebur, EO:
Maispreisverhalten – Maispreistransmission während des Preisbooms an den Terminmärkten