



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

OPTIONSHANDEL UND MAISPREISVOLATILITÄT: DOES THE TAIL WAG THE DOG?

(Tebbe, Dannemann)

Department für Agrarökonomie und RURALE ENTWICKLUNG, Georg-August Universität
Göttingen, Göttingen

(Sören, Prehn)

Leibniz-Institut für Agrarentwicklung in Transformationsökonomien, Halle

(Bernhard, Brümmer)

Department für Agrarökonomie und RURALE ENTWICKLUNG, Georg-August Universität
Göttingen, Göttingen

Kontaktautor: tebbe.dannemann@gmx.de



Schriftlicher Beitrag anlässlich der 54. Jahrestagung der
Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.
**„Neuere Theorien und Methoden in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des
Landbaus“**

Göttingen, 17.-19. September 2014

OPTIONSHANDEL UND MAISPREISVOLATILITÄT: DOES THE TAIL WAG THE DOG?

Zusammenfassung

In dieser Arbeit werden Auswirkungen von Agrar-Optionen auf die Volatilität des den Optionen zugrundeliegenden Futuresmarktes analysiert. Bisherige Analysen bezogen sich nahezu ausschließlich auf den Finanzmarkt. Für den Agrarmarkt scheinen noch keine empirischen Erkenntnisse zu existieren. Es besteht die Sichtweise, dass Optionen exzessive Volatilität im zugrundeliegenden Basismarkt hervorrufen könnten. Die vorliegende Arbeit soll einen Teil zur Diskussion um die Agrarpreisspekulation und den damit verbundenen Auswirkungen auf die Preisentwicklung beitragen. Gegenstand ist der Mais-Derivatemarkt der französischen Terminbörse MATIF. Zur Analyse wird auf ein EGARCH-Modell zurückgegriffen. Die auf zwei Untersuchungszeiträume von Dezember 2000 bis Dezember 2007 und Dezember 2007 bis Dezember 2013 geschätzten Ergebnisse lassen keine signifikanten Zusammenhänge der Volatilität des Futuresmarktes und dem Optionshandel erkennen.

Keywords

Mais, MATIF, Optionsmarkt, Futuresmarkt, Agrarpreise, Spekulation, Volatilität, EGARCH

1 Einleitung

Im Rahmen der geführten öffentlichen Diskussionen um die Effekte der Agrarspekulation auf die Nahrungsmittelpreise stehen derivative Instrumente wie Futures und Optionen in der Kritik. Das Wachstum des Handels auf diesen Märkten mit dem nahezu zeitgleichen Anstieg der Agrarpreise legt die Vermutung nahe, es könne Zusammenhänge zwischen der Preisentwicklung bzw. der Volatilität der Agrarpreise und dem Derivatehandel geben. Ein besonderes Schlüsselmerkmal von Optionen und Futures ist der Leverage-Effekt, der es möglich macht, mit geringerem Mitteleinsatz als auf dem Basismarkt überproportional an der Kursbewegung des Basiswerts zu partizipieren. Dieser Leverage-Effekt sowie geringere Transaktionskosten ziehen Spekulanten an. Insbesondere das starke Wachstum des Handels mit Optionskontrakten wird von einigen Kritikern mit Besorgnis betrachtet:

„This activity is particularly worrying because, the options market, by nature, is more speculative than the more conventional futures market.” (MOMAGRI 2013).

Dabei schürt die enge Verflechtung und Komplexität derivater Instrumente schon seit langem die Sichtweise, dass Derivate exzessive Volatilität im zugrundeliegenden Basismarkt hervorrufen könnten. Insbesondere auf dem Finanzmarkt werden diese Bedenken immer wieder im Zusammenhang mit destabilisierenden Effekten auf die Märkte geäußert, so z. B. infolge des Crashes an den Aktienmärkten im Jahre 1987. Im Agrarhandel spielen Warenterminmärkte jedoch eine wichtige Rolle als Instrument des Risikomanagements. Sie dienen den Marktteilnehmern zur Preisfindung und zur Preissicherung für den Handel. Außerdem haben sie einen wichtigen Informationsgehalt über den Versorgungsgrad einzelner Märkte. Dabei stellt die Preisvolatilität eine der Hauptrisiken dar, welche mit Hedging-Instrumenten wie Optionen reduziert werden kann.¹ Doch könnte sich mit der Einführung des Handels mit Optionen die Volatilität des unterliegenden Marktes erhöht haben? Optionen würden dann nicht die Funktion einer Versicherung, sondern einer Verunsicherung ausüben.

¹ Optionen geben dem Käufer (Verkäufer) das Recht Futures-Kontrakte zu kaufen (verkaufen); aber im Gegensatz zu Futures besteht keine Verpflichtung (Carter 2013:269-317).

In diesem Falle würde hier sprichwörtlich der Schwanz mit dem Hund wackeln. Daher stellt sich die Frage: Können wir einen destabilisierenden Effekt der Einführung von Optionen auf den zugrundeliegenden Markt identifizieren? Es existieren wenige theoretische und empirische Nachweise, um diese These zu stützen. Nach klassischer Optionspreistheorie sollten in vollkommenen Märkten Optionen keinen Einfluss auf den zugrundeliegenden Basismarkt haben, da diese nach dem Grundsatz der Arbitragefreiheit durch die Kombination von bestehenden Instrumenten nachgebildet werden können und demnach redundant sind (BLACK und SHOLES 1973).² In der Realität muss allerdings, z.B. aufgrund von Transaktionskosten oder anderen Handelsrestriktionen, von der Existenz unvollkommener Märkte ausgegangen werden. So vervollständigt nach ROSS (1976) und HAKANSSON (1982) die Einführung von Optionen den Markt und erlaubt Investitionen, die vorher kosteneffizient oder aufgrund regulatorischer und institutioneller Beschränkungen nicht möglich waren. Dabei wird das Risiko in kleinere Einheiten zerlegt und handelbar gemacht, so dass durch den Optionsmarkt Risiken gegen Leistung des Optionspreises von Hedgern zu Spekulanten transferiert werden können. DETEMPLE und SELDEN (1988) zeigen, dass Optionshandel neben höherer Markteffizienz auch zu effizienterer Risikoallokation führt und somit stabilisierend auf den Basismarkt wirkt. Gleichzeitig werden in den Optionspreisen die Erwartungen der Marktteilnehmer gegenüber der ungewissen zukünftigen Volatilität aggregiert. Somit befinden sich in den Optionspreisen relevante Informationen über die Entwicklung der Volatilität des zugrunde liegenden Basiswertes. Die bessere Informationslage erhöht die Transparenz und damit die Preisanpassung. Folglich sind stabilisierende Effekte auf den zugrundeliegenden Basismarkt zu erwarten. Durch Optionsmärkte verfügt man demnach über Instrumente, über deren Preissystem später mögliche Ungleichgewichte des Futuresmarktes ex ante erkannt und abgeschwächt werden können. In Abwesenheit von Optionsmärkten sei es schwierig die Volatilität abzuschätzen zu können und damit der Bedarf nach finanzieller Absicherung, so GROSSMANN und MILLER (1988). Entgegen könne sich laut STEIN (1987), durch die Anziehung schlecht informierter Spekulanten, die Heterogenität der Markterwartungen erhöhen. In gewissen Fällen führt dies zu einer negativen Externalität und zu einem reduzierten Informationsgehalt der beobachteten Preise, was einen destabilisierenden Effekt auf die Märkte haben kann. Empirische Erkenntnisse stimmen weitestgehend überein mit diesen theoretischen Implikationen, auch wenn es zu beachten gilt, dass Studien über Einflüsse von Optionen bisher zum überwiegenden Teil nur auf dem Finanzmarkt stattfanden. Daneben sind Studien aus dem Energie- und Rohstoffmarkt zu finden. Es existiert offenbar noch keine Studie welche Volatilitätseffekte des Optionsmarkts auf Agrar-Futures untersucht. Vorangehende Studien aus dem Agrarsektor beschränkten sich vorwiegend auf den Handel mit Futures und deren Effekte auf die Kassamärkte (z. B. TAILOR und LEUTHOLD 1974; WEAVER und BANERJEE 1990; YANG ET AL. 2005). Einen gründlichen Überblick über empirische Untersuchungen über dieses Thema gibt HIREMATH (2009).³ Darin werden der Einführung von Optionen mehrdeutige Effekte auf die zugrundeliegenden Märkte unterstellt, z. B. dass abhängig vom betrachteten Markt (Aktien, Anleihen oder Rohstoffe), entweder positive oder negative Effekte auftreten können. Im Bereich der physischen Rohstoffe ist die Anzahl empirischer Studien sehr gering. Fleming und OSTDIEK (1999) untersuchten die Effekte der Einführung von Derivaten auf dem Erdölmarkt. Dabei stellen sie nach Einführung von Optionen keinen Effekt fest. TSCHOEGL (1982) betrachtete den Goldmarkt und konnte nach Einführung von Optionen eine Reduzierung der Volatilität beobachten. Den stabilisierenden Effekt führt er

² Replikation durch dynamische Handelsstrategien mit bestehenden Anlagen: Calloption (Putoption) äquivalent mit einer Long (Short) Position in der Basisanlage und einer Short (Long) Position in einem festverzinslichen Instrument.

³ Für vorangehende Literaturüberblicke zu diesem Thema, siehe auch MAYHEW (2000) oder DAMONDARAN und SUBRAHMANYAM (1992).

zurück auf geringere Transaktionskosten, die zu höherem Volumen und schließlich zu schnellerer Informationsanpassung führten. Es zeigt sich, dass hinsichtlich der Auswirkungen keine Einigung besteht, so dass die Identifikation dieser Effekte letztendlich eine empirische Frage bleibt. Diese Arbeit versucht einen Beitrag zur Klärung des dargelegten strittigen Sachverhalts beizutragen, in dem der Zusammenhang zwischen dem Volatilitätsverhalten des Maisfuturesmarktes und der Handelsaktivität der auf die Maisfutures geschriebenen Optionen der französischen Terminbörse MATIF untersucht wird. Mais wird als Mustermarkt herangezogen, da Mais zum einen weltweit eine zentrale Rolle in der Veredlungsindustrie einnimmt und zum anderen im Bereich nachwachsender Rohstoffe durch die Substitution von fossilen durch biogene Treibstoffe von zunehmender Bedeutung für die Kraftstoffindustrie geworden ist. Zur Untersuchung der Volatilitätseffekte wird eine ökonometrische Analyse mit täglichen Daten von Dezember 2000 bis Dezember 2013 durchgeführt. Die dabei verwendete Methode ist ein Exponential Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Modell (EGARCH) nach NELSON (1991).

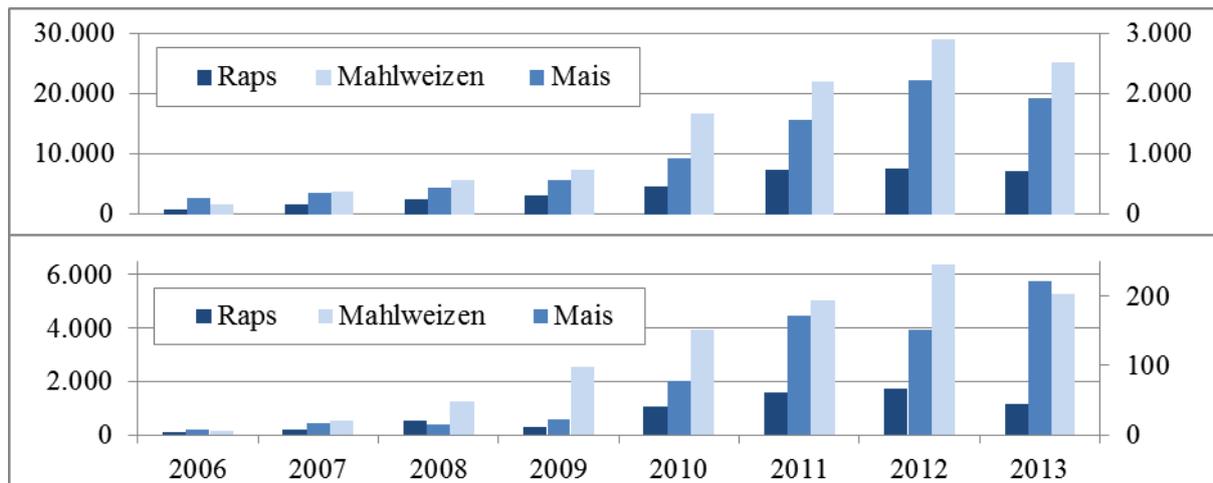
Die Vermutung der Kritiker stützt sich auf die These, dass sich mit dem Wachstum des Optionshandels nahezu zeitgleich der Anstieg der Agrarpreise vollzogen hat. Vor diesem Hintergrund wird in diesem Artikel zunächst ein Überblick über die Futures- und Optionsmärkte gegeben. Dabei soll die historische Entwicklung des Handelsvolumens beider Märkte und die Preisentwicklung auf dem Maismarkt dargestellt werden. Im dritten Kapitel wird das zur Volatilitätsanalyse angewandte theoretische Modell vorgestellt. Im vierten Kapitel werden die zur Analyse verwendeten Daten beschrieben und die Ergebnisse präsentiert. Abschließend werden im fünften Kapitel die Ergebnisse einer Diskussion unterzogen und die wesentlichen Erkenntnisse der Arbeit zusammengefasst.

2 Übersicht über die Futures- und Optionsmärkte

Die Nutzung von Warenterminmärkten hat in Europa in den letzten Jahren zunehmend an Bedeutung gewonnen. Einerseits führten Entwicklungen auf den Agrarmärkten, wie die Rückführung staatlich organisierter Marktstabilitätsprogramme, die Liberalisierung der Agrarmärkte, stärkere Ertragsschwankungen durch den Klimawandel, sowie eine steigende Nachfrage nach tierischen Produkten zum steigenden Absicherungsbedarf seitens Erzeuger und Verarbeiter gegenüber unerwarteten Preisschwankungen. Andererseits haben Finanzinvestoren Agrarmärkte als attraktives Anlagefeld zur Diversifikation ihres Portfolios entdeckt (IRWIN und SANDERS 2011). In Europa gilt für Mais und Getreide im Allgemeinen die MATIF (Marché à Terme International de France) als wichtigster Warenterminmarkt.⁴ Die Agrar derivative richten sich an eine breite Nutzergruppe, vom Landwirt und landwirtschaftlichen Genossenschaften über Handelsunternehmen bis hin zur Futtermittel- sowie weiterverarbeitenden Industrie. Derzeitig werden Optionen bevorzugt von Mühlen sowie Landhändlern genutzt. Dabei kann die Teilnahme eines Landwirts indirekt erfolgen, z.B. in Form eines sogenannten Minimumpreis-Forward-Kontrakts. Dies ist eine Kombination eines Forward-Kontraktes mit einer Call-Option. Hierbei kauft der Händler für den Landwirt die Option am Terminmarkt und preist die zu zahlende Optionsprämie in den mit dem Landwirt geschlossenen Forward-Kontrakt ein. Dadurch hat der Landwirt einen minimalen Verkaufspreis, aber weiterhin die Chance mittels der Option von steigenden Preisverläufen zu profitieren (WALLER ET AL. 2008).

⁴ Ehemals Teil der Pariser Börse ist die MATIF im Zuge einer Börsenfusion in die NYSE Euronext integriert worden.

Abbildung 1: Entwicklung der Anzahl gehandelter Kontrakte mit Futures (obere Grafik) und Optionen (untere Grafik)

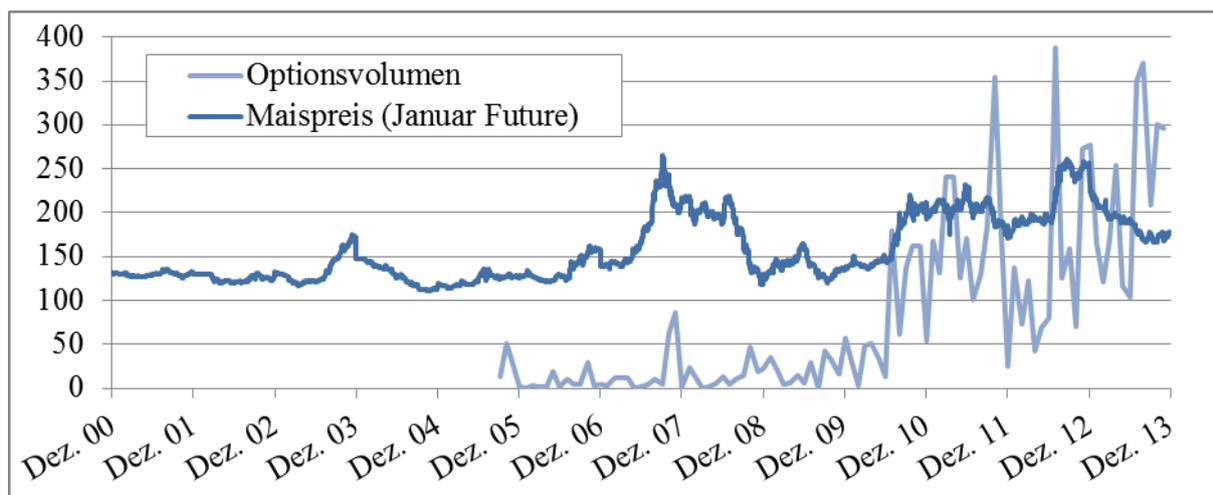


Anm.: Mais ist jeweils auf der linken Skala abgetragen.

Quelle: Eigene Darstellung nach Daten der MATIF (2013)

In Abbildung 1 ist die Entwicklung des Volumens der Futures- und Optionskontrakte der drei hauptsächlich an der MATIF gehandelten Agrarprodukte Raps, Mahlweizen und Mais dargestellt (Mais ist jeweils auf der Sekundärachse abgetragen). Alle drei Produkte weisen in beiden Derivatemärkten nahezu ein kontinuierliches Wachstum auf. Eine separate Betrachtung der Agrarprodukte zeigt, dass innerhalb des Maisderivatemarktes der Optionsmarkt gegenüber dem Futuresmarkt in den letzten Jahren stetig an Bedeutung gewonnen hat. So machten Mais-Optionen im Jahre 2013 bereits über 10% des Derivatehandels mit Mais an der MATIF aus, Tendenz steigend. Die Zunahme des Maisoptionshandels wird in Abbildung 2 nochmals deutlicher.

Abbildung 2: Preisentwicklung des Januar Mais-Future an der MATIF in €/t und Anzahl durchschnittlich gehandelter Optionskontrakte pro Tag auf Mais-Futures



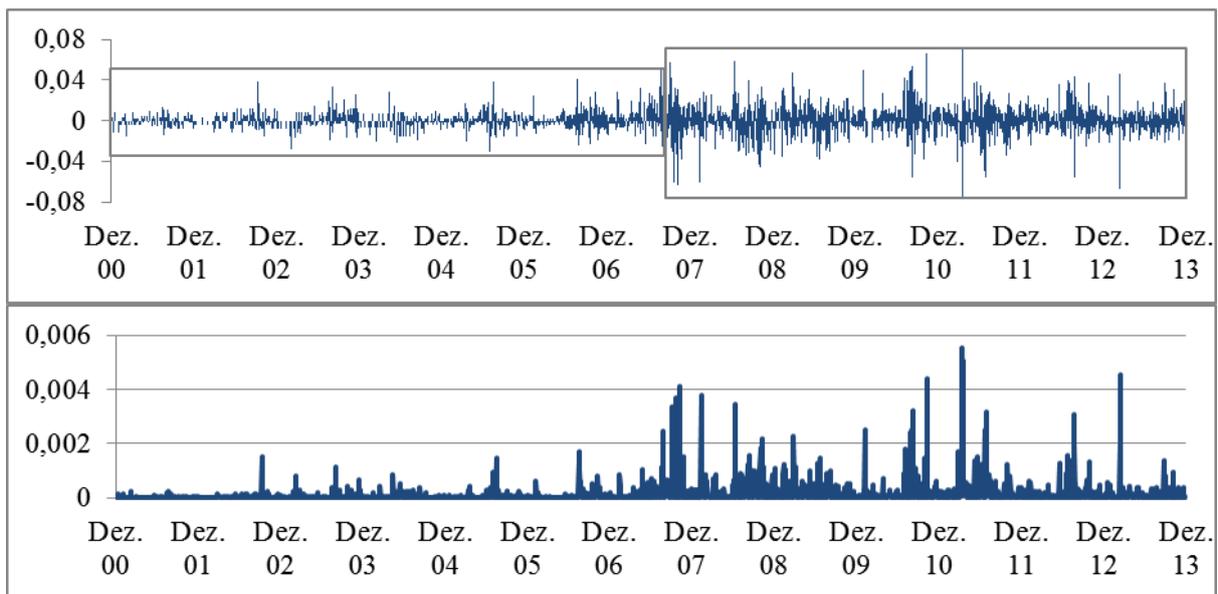
Quelle: Eigene Darstellung nach Daten von HGCA (2013) und MATIF (2013)

Die Abbildung zeigt die Preisentwicklung des Januar Mais-Futures der MATIF sowie die Entwicklung des Handels mit Optionen anhand des durchschnittlich täglich gehandelten Volumens der Optionskontrakte. Seit Einführung der Optionen auf Mais-Futures am 02.09.2005 hat sich die Anzahl durchschnittlich täglich gehandelter Kontrakte von knapp 10 im Jahr 2006 auf mehr als 200 Kontrakte im Jahr 2013 mehr als verzwanzigfacht. Dabei ist die Intensität des Optionshandels von erheblichen Schwankungen betroffen. Wurden bspw.

im Oktober 2011 im Durchschnitt täglich über 350 Kontrakte gehandelt, waren es im darauffolgenden Monat weniger als 30 Kontrakte pro Tag. Insbesondere vor der Ernte, wenn noch Risiko bzgl. der Erntemenge besteht ist der Bedarf am zusätzlichen Absicherungsinstrument groß. Zudem scheinen sich Optionen als zusätzliches Preissicherungsinstrument erst ab Mitte des Jahres 2010 an der MATIF etabliert zu haben, was in der späteren Analyse berücksichtigt werden soll. Andererseits ist anhand des Maispreises zu erkennen, dass auch dieser über den gesamten Zeitraum hinweg gewissen Schwankungen unterlag. Diese Schwankungen scheinen ab dem Jahr 2007 erheblich zugenommen zu haben. Während der Nahrungsmittelkrise 2007/08 stiegen die Maispreise ebenso wie viele andere Agrarrohstoffpreise auf ein Allzeitrekordhoch. So lag der Preis Mitte September 2007 über 260 €/t. Doch bereits im Sommer 2008 gab es aufgrund der weitaus besseren - als ursprünglich befürchteten - Ernte im Wirtschaftsjahr 2008/09 einen bedeutenden Einbruch. Im Jahre 2010/11 gab es ein erneutes Preishoch und die Preise verharrten bis August 2013 auf relativ hohem Niveau.

Der Preisanstieg im Jahre 2007/08 ging auf vielen Agrarmärkten mit hoher Preisvolatilität einher. Die täglichen Renditen der Maispreise, berechnet als $r_t = \ln(F_t / F_{t-1})$, sind im oberen Abschnitt in Abbildung 3 dargestellt. Der untere Abschnitt zeigt die quadrierten Renditen, um ein besseres Bild über die Volatilitätsentwicklung geben zu können.

Abbildung 3: Renditen (obere Grafik) und quadrierte Renditen (untere Grafik) des Januar Mais-Future



Quelle: Eigene Berechnungen

Es kann eine Änderung der Volatilität (hier definiert als bedingte Standardabweichung) der Renditereihe über die Zeit erkannt werden. Nach hoher Preisvolatilität während der Krise im Wirtschaftsjahr 2007/08 kam es in den Folgejahren immer wieder zu höheren Ausschlägen als in den Jahren zuvor. Neben der Spannweite der Preisänderungen scheint die Volatilitätspersistenz nach dem Schock 2007 ebenfalls höher. Folglich scheint in den Jahren nach der Krise 2007 die Höhe der Volatilität als auch deren Persistenz gestiegen zu sein.

Möglicherweise unterliegt die Renditezeitreihe hier einer strukturellen Veränderung. Für die nachfolgende Analyse ist dies von Bedeutung. GARCH-Modelle bedingen, dass die Daten von einem stabilen Prozess generiert werden. Das Ignorieren von strukturellen Veränderungen kann bei einer GARCH-Schätzung zu hoher unechter Persistenz führen und die Summe aller autoregressiven Parameter im Modell konvergiert zu Eins (HILLEBRAND 2005). Dies entspricht jedoch einer konstanten Varianz im Prozess. Eine sinnvolle Schätzung der Volatilität erfordert somit die Berücksichtigung struktureller Brüche. Diesem wird versucht

gerecht zu werden, indem die Schätzung auf zwei Teilintervallen durchgeführt wird. Die erste Periode erstreckt sich über den Zeitraum Dezember 2000 bis Dezember 2007. Die zweite Periode bezieht sich ausschließlich auf Renditen von Dezember 2007 bis Dezember 2013. Zudem ist anhand dieser Vorgehensweise ein Vergleich einer Periode geringeren Options-Volumens (Periode I) mit einer Periode höheren Options-Volumens (Periode II) möglich. So könnte es sein, dass sich Effekte ausgehend vom Optionsmarkt auf den Handelsaktivitäts-Volatilitäts-Zusammenhang erst ab einem bestimmten Handelsvolumen effektiv zeigen.

Dem bloßen Augenschein nach ließen sich Behauptungen bezüglich der These der Kritiker ableiten. Ob und inwieweit der im September 2005 eingeführte Optionsmarkt im Zusammenhang mit der Volatilität des zugrundeliegenden Futuresmarkt steht, wird im Folgenden mit Hilfe einer ökonometrischen Analyse näher untersucht.

3 Theoretisches Modell

Um der Systematik der Renditezeitreihen möglichst gerecht zu werden und deren Volatilitätsverhalten analysieren zu können, wird zur Schätzung ein Modell der univariaten GARCH-Klasse verwendet. Das GARCH Modell nach BOLLERSLEV (1986) berücksichtigt und erlaubt die Modellierung bestimmter Verhaltenseigenschaften von Agrarpreiszeitreihen (BECK 2001; DEATON und LAROQUE 1992; GORDON 1985; YANG und BRORSEN 1992, 1994). Um möglicherweise vorhandene Abhängigkeiten zwischen den bedingten Mittelwerten der Reihen zu berücksichtigen, wurde den Renditereihen zunächst ein ARMA-Prozess angepasst.

Der Futurespreis zum Zeitpunkt t wird als F_t bezeichnet und r_t bezeichnet die gebildete Rendite zum Zeitpunkt t . Die Renditen werden gebildet als $r_t = \ln(F_t / F_{t-1})$ und es wird angenommen, dass diese einem ARMA(m, n)-Prozess folgen:

$$(1) \quad r_t = \mu + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

m und n sind die Lag-Längen. Die Koeffizienten ϕ_i und θ_i sind die autoregressiven (AR) und moving average (MA) Koeffizienten (KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006: 25-69). Dabei bezeichnet ε_t einen zeitdiskreten stochastischen Prozess der Form:

$$(2) \quad \varepsilon_t = z_t \sigma_t$$

wobei $z_t \sim iid$ und σ_t ist die bedingte Varianz der Rendite zum Zeitpunkt t , dessen Volatilitätsverhalten mit einem ARCH/GARCH Typ modelliert wird. Die in dieser Studie verwendete Methodik ist ein Exponential Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Modell (EGARCH) nach NELSON (1991).⁵ Dieses hat den Vorteil gegenüber dem einfachen GARCH Modell, dass es asymmetrische Effekte berücksichtigt und robustere Schätzeigenschaften aufweist.⁶ Um den möglichen Einfluss des Optionshandels auf die Maispreisvolatilität erfassen zu können, wurde das ARMA(m, n)-EGARCH(p, q) Modell um den externen Regressor δvol_t erweitert. Für die bedingte Varianz ergibt sich folgende Spezifizierung:

$$(3) \quad \ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^p g(z_{t-j}) + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) + \delta vol_t$$

⁵ Mehrere verschiedene Schätzungen mit GARCH-Modellen haben gezeigt, dass ein EGARCH-Modell die Varianz am besten erfasst. Darüber hinaus wurde die Optionseinführung mit Hilfe einer Dummy-Variablen modelliert. Die Erweiterung um zusätzliche Dummy-Variablen zur Kontrolle von exogenen Einflüssen stieß allerdings auf Multikollinearitätsprobleme. Dieses Vorgehen wurde daher verworfen.

⁶ Bei lagerbaren Agrarerzeugnissen ist von asymmetrischen Effekten auszugehen, da tendenziell die Elastizität der Lagerhaltungsnachfrage mit sinkendem Preis steigt (WRIGHT 2011).

$$\text{mit } g(z_{t-j}) = \underbrace{\alpha_j z_{t-j}}_{\text{Vorzeicheneffekt}} + \underbrace{\gamma_j (|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|)}_{\text{Größeneffekt}} \quad \text{und } z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$$

ω ist die langfristige durchschnittliche Basisvarianz und wird als konstant angenommen. p und q sind nichtnegative ganze Zahlen, sie geben jeweils die Lag-Längen bzw. die zeitliche Verzögerung der standardisierten Residuen z_{t-j} und der bedingten Varianz σ_t^2 an. Der Koeffizient β_j (GARCH-Parameter) definiert damit den Zeitraum über den vergangene bedingte Varianzen einen Einfluss auf den aktuellen Wert der bedingten Varianz ausüben. Die bedingte Varianz wird dabei in Logarithmen modelliert. Dies hat den Vorteil, dass die Nichtnegativitätsrestriktionen des klassischen GARCH Modells entfallen. Die Stationaritätsbedingung reduziert sich auf $\sum_{j=1}^p \beta_j < 1$. p definiert den Zeitraum über den vergangene Schocks einen Einfluss auf den aktuellen Wert der bedingten Varianz ausüben. Die Funktion $g(z_{t-j})$ ermöglicht dabei die Berücksichtigung zweier Effekte der standardisierten zufallsbedingten Schocks z_{t-j} auf die bedingte Varianz. Der Term $\gamma_j (|z_{t-j}| - E|z_{t-j}|)$ erfasst den Größeneffekt (ARCH-Effekt), durch die betragsmäßige Abweichung des Schocks von seinem Erwartungswert.⁷ Je größer der Koeffizient γ_j ist, desto stärker ist der Einfluss dieser Abweichung auf die bedingte Varianz. Der Term $\alpha_j z_{t-j}$ erfasst den Vorzeicheneffekt (Asymmetrieffekt) und kann so den Leverage-Effekt modellieren. Wenn $\alpha = 0$ ist, dann beeinflussen positive und negative Schocks (Nachrichten) gleicher Größe mit demselben Effekt die Volatilität. Wenn aber $-1 < \alpha < 0$ gilt, dann wirken negative Schocks stärker auf die Erhöhung der Volatilität als positive Schocks. Ist $\alpha < -1$ ergibt sich eine Reduktion der Volatilität bei einem positiven Schock, während eine negative Information die Volatilität erhöht. Genau entgegengesetzt wirken die Schocks, wenn der Koeffizient α positiv ist (BODMER 1996: 196-197).

Die erklärende Größe δvol_t bildet das täglich durchschnittlich gehandelte Volumen der Optionen ab und dient der Erfassung der Handelsaktivitäts-Volatilitäts-Beziehung.⁸ Ist δ positiv, dann ist dem Optionsmarkt ein destabilisierender Effekt auf den Futuresmarkt zu unterstellen - mit anderen Worten - mit zunehmender Handelsaktivität im Optionsmarkt erhöht sich die Volatilität auf dem Futuresmarkt. Ist δ negativ, dann kann dem Optionsmarkt ein stabilisierender Effekt auf den Futuresmarkt unterstellt werden. Wenn $\delta = 0$ ist, dann ist keinerlei Zusammenhang festzustellen.

4 Daten und Ergebnisse

Untersucht wurde der Zusammenhang zwischen dem Maisfuturesmarkt und der Handelsaktivität der auf die Maisfutures geschriebenen Optionen der französischen Terminbörse Matif. Die Preise der Future-Kontrakte werden in Euro je Tonne gehandelt, wobei die Kontraktgröße 50 Tonnen beinhaltet. Liefertermine sind Januar, März, Mai, August, November, so dass zehn Liefermonate für den Handel vorhanden sind. Die Handelseinheit einer Option beläuft sich auf einen MATIF-Mais Futures-Kontrakt. Die Optionsmonate stimmen mit denen der Futures überein, wobei das Auslaufen einer Option jeweils am 15. Tag des dem Fälligkeitsmonats vorangehenden Kalendermonats stattfindet (wenn dieser kein Werktag ist, dann am nächstfolgenden Werktag). Dabei kann die Option zu

⁷ Dabei wird angenommen, dass z_t einer standardisierten schiefen Student t-Verteilung folgt, so dass sich der Wert $E|z_{t-j}|$ wie folgt ergibt (für weitere Details siehe LAMBERT und LAURENT (2001)):

$$E|z_{t-j}| = \frac{4\xi^2 \Gamma\left(\frac{1+v}{2}\right) \sqrt{v-2}}{\xi + \frac{1}{\xi} \sqrt{\pi}(v-1) \Gamma\left(\frac{v}{2}\right)}$$

mit v Freiheitsgraden, $2 < v \leq \infty$, $\Gamma(\cdot)$ ist die Gammafunktion und ξ ist der Asymmetrie-Parameter.

⁸ Volumen bildet dabei die Anzahl der gehandelten Call- oder Put-Positionen (nicht die Summe der beiden).

jedem Zeitpunkt bis zum Verfall ausgeübt werden (amerikanische Optionsart). Um möglichst geringe Verzerrungen durch Lagerhaltungskosten in den Renditereihen einzufangen, wurden zur Volatilitätsanalyse Kontrakte mit Auslaufzeit Januar gewählt. Die Ernte von Körnermais sollte bis Ende Dezember in Großteilen Europas für gewöhnlich abgeschlossen sein. Demnach sollte Januar den vereinbarten Liefertermin ex Ernte am besten widerspiegeln. Eine Absicherung über den Warenterminmarkt könnte in diesem Fall bspw. wie folgt ablaufen: Long Position im Januar-Mais-Futures-Kontrakt, z.B. nach Aussaat und Verkauf der physischen Ware am Kassamarkt direkt nach der Ernte, unter gleichzeitiger Glattstellung des Januar-Futures vor Auslauf im Dezember. Gegenstand der Untersuchung waren folglich Januar-Futureskontrakte Mais mit den Lieferzeiten 2002 bis 2014 im Zeitraum Dezember 2000 bis Dezember 2013. Die erste Periode erstreckt sich vom 01.12.2000 bis zum 29.11.2007 und fasst 1089 Renditen. Die zweite Periode erstreckt sich vom 01.12.2007 bis zum 31.11.2013 und fasst 1410 Renditen.⁹ Zunächst wurden die Renditen der Januar Kontrakte berechnet. Anschließend wurden diese chronologisch aneinandergereiht. Dabei erfolgte der Übergang in den Januar Kontrakt des Folgejahres jeweils zum letzten Handelstag im November. Die Renditezeitreihen sind somit bereinigt um die Effekte auslaufender Kontrakte.¹⁰

Im Folgenden werden die empirischen Ergebnisse dargestellt. Um die vom GARCH-Modell verlangte Stationarität sicherzustellen, wurden die ersten logarithmischen Differenzen der Preise, welche den tägliche Renditen entsprechen ($r_t = \ln(F_t / F_{t-1})$) verwendet. Mögliche Abhängigkeiten im Mittelwertprozess wurden durch Anpassung eines ARMA-Prozesses berücksichtigt. Die Modellauswahl erfolgte automatisch.¹¹ Für die erste Periode wurde ein ARMA(2,0)-Prozess ermittelt. Für die zweite Periode sind keine Abhängigkeiten sichtbar geworden. Anschließend wurden unter Berücksichtigung der ermittelten Mittelwertspezifikation, vorläufige EGARCH(p, q) - Schätzungen mit $p, q = 1, 2, 3$ und einer schiefen Student t-Verteilung durchgeführt. Es zeigte sich, dass ein ARMA(2,0)-GARCH(1,1), sowie ein EGARCH(1,1)-Modell die datengenerierenden Prozesse am besten erklären. Dabei wurden die Ordnungen des EGARCH-Modells anhand des Akaike-Informationskriteriums gewählt (AKAIKE 1974). Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zu sehen.¹²

Die ermittelten autoregressiven Koeffizienten ϕ_1 und ϕ_2 der Mittelwertgleichung der ersten Periode sind signifikant von null verschieden und bestätigen lineare Abhängigkeiten für die untersuchte Renditezeitreihe. Für die zweite Periode ist der konstante Mittelwert insignifikant. Dies lässt auf einen reinen Random Walk schließen, welcher Konsistent mit der Markteffizienzhypothese ist (FAMA ET AL. 1969). Der Asymmetrie-Koeffizient α der ersten Periode ist positiv und hoch signifikant. Der vermutete inverse Leverage-Effekt wird hier somit bestätigt. Demnach erhöhte in Periode I ein heutiger positiver Schock die zukünftige Varianz stärker als ein negativer Schock der gleichen Größenordnung. Allerdings gilt dies nur für Periode I. Die zweite Periode zeigt keinen signifikanten Asymmetrieeffekt. Der zeitvariable Varianzprozess wird in beiden Perioden bestätigt, da jeweils beide GARCH-Koeffizienten (γ_1 und β_1) signifikant sind. Die Stationaritätsbedingung $\beta_1 < 1$ wird ebenfalls von beiden geschätzten Renditereihen erfüllt. Dabei deuten hohe Werte der β_1 Koeffizienten auf einen hohen Eigen-Volatilitätseinfluss. Dies kann als der allgemeine Volatilitätsprozess im Markt interpretiert werden. Verglichen mit den GARCH-Koeffizienten β_1 sind die ARCH-

⁹ Zero Returns wurden entfernt (700 Datenwerte der ersten Periode und 133 Datenwerte der zweiten Periode), da diese häufig fehlende Werte andeuten und eine Maximum Likelihood Schätzung erschweren. Das der Schätzung hinterlegende Likelihood Gebilde ist nicht gleichförmig, es gibt viele lokale Maxima.

¹⁰ Im Nearby-Kontrakt wird überdurchschnittliches Volumen gehandelt und ist aufgrund des Auslaufens von zunehmender Volatilität und Hektik geprägt, da z.B. große Investoren ihre Terminmarktpositionen glattstellen.

¹¹ Funktion „auto.arima“ aus dem CRAN-Package „forecast“ (HYNDMAN 2013).

¹² Die Schätzungen wurden mit dem Statistikprogramm R durchgeführt (<http://www.r-project.org/>) und dem CRAN-Package „rugarch“ (GHALANOS 2013). Der Programmcode ist auf Anfrage erhältlich.

Koeffizienten γ_1 relativ gering. Der Maismarkt unterliegt in Volatilitätsphasen somit einem relativ hohen Eigen-Volatilitätseinfluss und einem relativ geringen Varianzeinfluss auf exogene Schocks. Schiefe und Kurtosis zeigen ebenfalls für beide Perioden Signifikanz auf. Die unterstellte Verteilung wird somit bestätigt. Die Schiefe ist jeweils positiv. Somit liegt eine rechtsschiefe (linkssteile) Verteilung vor und Renditen kleiner als der Mittelwert treten häufiger auf. Eine Kurtosis größer drei impliziert, dass kleine Renditen (Werte im Bereich des Mittelwertes) und extrem positive sowie negative Ausschläge (schwere Ränder) häufiger vorkommen als bei Normalverteilung. Ursache für die schweren Ränder der Renditeverteilungen sind Volatilitätscluster. Diese sorgen zudem für die Persistenz in den Volatilitäten. Zur Untersuchung der Parameter-Stabilität diente der sogenannte Nyblom-Test (NYBLOM 1989). Nahezu alle geschätzten Koeffizienten sind stabil. Dies stützt die Vertraulichkeit der Ergebnisse. Im Hinblick auf die eingangs gestellte Frage steht die Betrachtung des Ergebnisses des externen Regressors δvol_t und seiner Signifikanz im Mittelpunkt des Interesses. Der Einfluss bewegt sich in beiden Perioden gegen Null und ist insignifikant (eine 1%ige Erhöhung des Optionshandels erhöht (verringert) die Volatilität um 0,042% (-0,0037%).¹³ Es kann somit weder für den ersten noch für den zweiten Untersuchungszeitraum ein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der Volatilität und der Handelsaktivität der Optionen festgestellt werden.

Tabelle 1: EGARCH- Schätzergebnisse

Koeffizient	Periode I: ARMA(2,0) - EGARCH(1,1)			Periode II: EGARCH(1,1)		
	Schätzung		Stabilität	Schätzung		Stabilität
μ	-	-	-	0,000013 (0,000235)		√
ϕ_1	0,158598 (0,030637) ***		√	-	-	-
ϕ_2	0,125321 (0,030613) ***		√	-	-	-
ω	-0,294448 (0,115984)		√	-0,611954 (0,194070) ***		√
α_1	0,073029 (0,022236) ***		√	-0,026313 (0,022711)		√
β_1	0,970623 (0,011755) ***		√	0,929711 (0,022318) ***		√
γ_1	0,278102 (0,051168) ***		√	0,294951 (0,050309) ***		√
δvol_t	0,000365 (0,000508)		√	-0,000032 (0,000086)		√
Schiefe	1,119426 (0,057908) ***		√	1,020809 (0,043168) ***		√
Kurtosis	7,702293 (1,488316) ***		√	5,601004 (0,770817) ***		X
LL	3.719,916			4.178,659		

Signifikanzniveaus: *** 1% , ** 5% , * 10%. Standardfehler in Klammern. LL (Log-Likelihood).

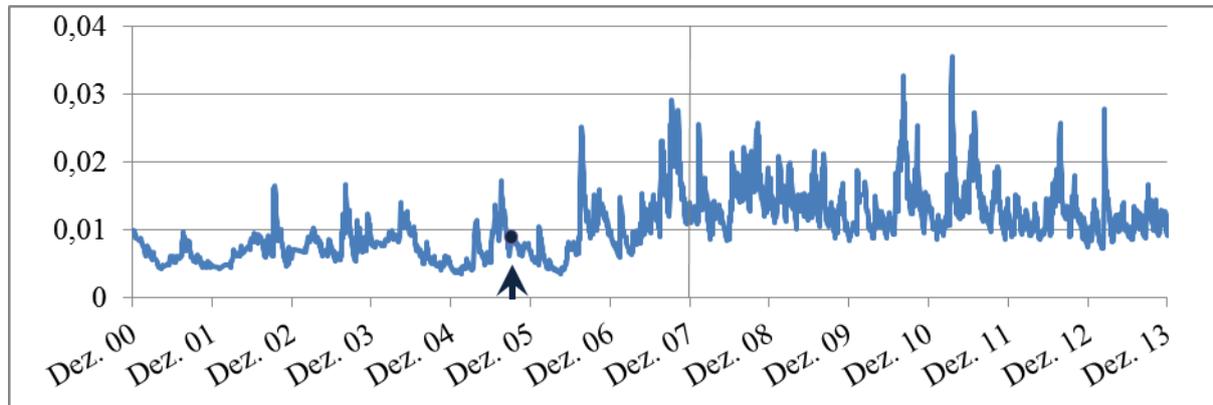
5 Diskussion und Zusammenfassung

Abbildung 4 zeigt die geschätzte Preisvolatilität der Renditereihe des Mais Januar-Futures (dargestellt anhand der geschätzten bedingten Standardabweichung). Der linke Abschnitt zeigt die Volatilitätsschätzung der ersten Periode und der rechte Abschnitt die der zweiten Periode. In Periode I ist die durchschnittliche Varianz insgesamt geringer. Der Pfeil weist auf den Datenpunkt der Optionseinführung im September 2005. Vor Optionseinführung lag die durchschnittliche Varianz bei 0,009, wobei sie zwischen 0,004 und 0,02 schwankte. Nach Einführung bewegt sich diese zunächst auf einem relativ niedrigen Niveau. Schließlich treten jedoch vermehrt Ausschläge über 0,02 auf und erfahren ihren Höhepunkt zur Hochpreisphase im Jahre 2007/08. In Periode II, in der weitaus mehr Options-Volumina gehandelt wurden,

¹³ Bspw. unterstellt der geschätzte Koeffizient der zweiten Periode von -0,000032 einen Beitrag von $(10^{-0,000032} = 0,999926)$ auf die bedingte Varianz $\ln(\sigma_t^2)$. Dies entspricht einer Abnahme der Standardabweichung der Renditen σ_t^2 von $(0,999926^{1/2})$ -0,0037%.

liegt die Volatilität auf deutlich höherem Niveau. Im Durchschnitt lag sie bei 0,013 und schwankte zwischen 0,008 und 0,035.

Abbildung 4: Geschätzte Maispreisvolatilität (Bedingte Varianz)



Quelle: Eigene Berechnungen

Wie anhand der in dieser Arbeit erhaltenen Ergebnisse zusehen ist, kann jedoch nicht auf einem statistisch signifikanten Niveau nachgewiesen werden, dass die Zunahme des Optionshandels mit der Volatilitätszunahme im Zusammenhang stand. Vielmehr ging die Zunahme des Handelsvolumens der Optionen bzw. der Derivate auf dem Maismarkt wohlmöglich einher mit einer Zunahme des Bedarfs an Absicherung. Hingegen weisen die Ergebnisse der zweiten Periode daraufhin, dass mit steigendem Optionshandel die Informationseffizienz und damit die Markteffizienz gestiegen sein könnte. Demnach folgt die Preisentwicklung hier einem Random Walk. Dies stimmt mit der Markteffizienzhypothese nach FAMA ET AL. (1969) überein. Allerdings könnte dieses Ergebnis auch in einem liquideren Futuresmarkt seinen Ursprung finden. Der gestiegene Derivatehandel könnte zur Verbesserung der Informationslage bzw. zu höherer Informationseffizienz und damit schließlich zur Steigerung der Markteffizienz geführt haben. Für die Preisentwicklung scheinen somit Fundamental-Faktoren ausschlaggebend zu sein. Dabei ist es wichtig die Gegebenheiten der beiden Untersuchungszeiträume zu unterscheiden. In Periode I bestanden mit Intervention (staatlicher Aufkauf zu Mindestpreisen) und damit verbundenen Lagerbeihilfen Instrumente zur mengenmäßigen Marktentlastung und Preisabsicherung nach unten. Dadurch kam es zu signifikanten asymmetrischen Effekten von Schocks auf die Volatilität. Die Maisintervention wurde ab 2007/08 stufenweise bis 2009/10 auf null zurückgefahren, wodurch Anreize zur Lagerung und Überproduktion stark reduziert wurden. In Periode II stellte zunächst die Finanzkrise einen potenziellen Unsicherheitsfaktor dar. Außerdem war Periode II durch eine Angebotsknappheit gekennzeichnet, welche u.a auf Wetterkapriolen in wichtigen Erzeugerländern und (langfristig) zunehmender Nachfrage nach Mais bzw. Getreide zurückzuführen ist. Letztere könnte möglicherweise vor allem sowohl auf einer steigenden Biokraftstoff und Tierproduktion, als auch auf einem stärkeren Bedarf in den Schwellenländern, beruhen. Auf diese Weise könnte ein insgesamt höheres Preisniveau, welches wiederum eine höhere Volatilität mit sich bringt, erklärt werden. Grundsätzlich können bei kurzzeitigen Engpässen durch Lagerausschüttungen Preise stabilisiert werden. Hier könnte jedoch eine persistente Nachfrageverschiebung dazu geführt haben, dass auch kurzfristige Engpässe nicht mehr abgedeckt werden konnten.¹⁴ Die Nachfrage pendelte möglicherweise stetig im unelastischen Bereich und es konnte bei Preissenkungen nicht zur puffernden Lagerhaltungsnachfrage kommen, so dass positive sowie negative Schocks einen äquivalenten Volatilitätseinfluss hatten. Somit wären auch die Ergebnisse des Asymmetrie-

¹⁴ Vgl. WRIGHT 2014.

Koeffizienten plausibel und würden einen weiteren Aufschluss über den deutlichen Niveauunterschied in der Volatilität geben.

Die Antwort auf die Eingangs gestellte Frage, ob der Schwanz hier mit dem Hund wackelt muss letztendlich negativ ausfallen.

Zusammenfassend lassen sich keine negativen Auswirkungen des Optionshandels auf die Volatilität des zugrundeliegenden Maisfuturesmarktes finden. Weiterhin deuten die Ergebnisse auf einen informationseffizienteren Preisprozess infolge eines gestiegenen Derivatehandels hin. Zudem bekräftigen die Ergebnisse des Asymmetrie-Koeffizienten, dass der Anstieg der Volatilität der letzten Jahre wohlmöglich vor allem mit dem Abbau staatlich organisierter Marktstabilitätsprogramme und einer knapperen Versorgungslage einherging. Folglich fand ein höherer Absicherungsbedarf in einem höheren Derivatehandel seinen Ausdruck. Die hier erhaltenen empirischen Erkenntnisse füllen eine Lücke der Agrarliteratur und leisten schließlich einen Beitrag zum strittigen Thema des Derivatehandels und seiner Effekte auf die Preisentwicklung der Agrarmärkte. Allerdings bedarf es weiterer empirischer als auch theoretischer Erkenntnisse. Bei der Betrachtung der geschätzten Ergebnisse muss berücksichtigt werden, dass mit durchschnittlich täglichen Änderungen des Handelsvolumens nur eine bedingte Aussage über die konkrete Handelsaktivitäts-Volatilitätsbeziehung getroffen werden kann. Zur Verfeinerung der Ursache-Wirkungs-Zusammenhänge wäre es nützlich hier in Zukunft auf höher frequentierte Daten der MATIF zurückgreifen zu können. Infolge dessen könnten zukünftige Analysen, z. B. auf dem Raps- oder Weizenmarkt der MATIF, helfen weiter Aufschluss zu geben. Außerdem wären Untersuchungen auf anderen Handelsplätzen z. B. der amerikanischen CBOT, welche neben höheren Handelsvolumina auch eine detailliertere Datenverfügbarkeit aufweist und Agrar-Optionsmärkte schon seit Mitte der 80er Jahre bestehen, für weitere Forschungserkenntnisse interessant.

Literatur

- AKAIKE, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatical Control*, (19), 176-723.
- BECK, S. (2001). Autoregressive conditional heteroscedasticity in commodity spot prices. *Journal of Applied Econometrics*, 16(2), 115-132.
- BLACK, F. und SCHOLES, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *The journal of political economy*, 637-654.
- BODMER, D. (1996). 'Mean Reversion' und 'Time Varying Expected Returns' in internationalen Aktienmärkten – Theorie und empirische Evidenz. Dissertation Universität St. Gallen.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- CARTER, C. A. (2013). *Futures and Options Markets: An Introduction*. RebelText: Davis, California.
- DAMODARAN, A. und SUBRAHMANYAM, M. (1992). The effects of derivative securities on the markets for the underlying assets in the United States: A survey. New York University.
- DEATON, A. und LAROQUE, G. (1992). On the behavior of commodity prices. *The Review of Economic Studies*, 59(1), 1-23.
- DETEMPLE, J. B. und SELDEN, L. (1991). A general equilibrium analysis of option and stock market interactions. *International Economic Review*, 32(2), 279-303.
- FLEMING, J. und OSTDIEK, B. (1999). The impact of energy derivatives on crude oil market. *Energy Economics*, 21(2), 135-167.
- GHALANOS, R. (2013). Package "rugarch" - Univariate GARCH models. R package version 1.2-9.
- GORDON, J. D. (1985). The distribution of daily changes in commodity futures prices. Technical Bulletin No. 1702, United States Dept. of Agriculture.
- GROSSMANN, S. J. und MILLER, M. H. (1988). Liquidity and market structure. *The Journal of Finance*, 43(3), 617-633.

- HGCA (2013). Abrufbar unter URL: <http://data.hgca.com/demand/futures.asp>, abgerufen am 15.10.2013.
- HAKANSSON, N. H. (1982). Changes in the financial markets: Welfare and price effects and basic theorems of value conservation. *The Journal of Finance*, 37(4), 977-1004.
- HILLEBRAND, E. (2005). Neglecting parameter changes in GARCH models. *Journal of Econometrics*, 129(1), 121-138.
- HIREMATH, G. (2009). Effects of Options Introduction on Price and Volatility of Underlying Assets-A Review. *GITAM Review of International Business*, 1(2), 100-121.
- HYNDMAN, R. J. (2013). Package "forecast" - Forecasting functions for time series and linear models. R package version 4.8.
- IRWIN, S. H. und SANDERS, D. R. (2011). Index funds, financialisation, and commodity futures markets. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 33(1), 1-31.
- KIRCHGÄSSNER, G. und WOLTERS, J. (2006). Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse. Vahlen.
- LAMBERT, P. und LAURENT, S. (2001). Modelling financial time series using GARCH-type models with a skewed Student distribution for the innovations. Discussion paper 0125, Institute de Statistique, Université Catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, Belgium.
- MAYHEW, S. (2000). The Impact of Derivatives on Cash Markets: What Have We Learned? Department of Banking and Finance, Terry College of Business, University of Georgia, Athens. Abrufbar unter URL: <http://media.terry.uga.edu/documents/finance/impact.pdf>, abgerufen am: 04.01.2014.
- MATIF (2013). Abrufbar unter URL: <https://globalderivatives.nyx.com/nyse-liffe/press-release-statistics>, abgerufen am 15.10.2013.
- MOMAGRI (2013). Abrufbar unter URL: http://www.momagri.org/UK/points-of-view/Renewed-speculation-in-agricultural-futures-markets_593.html, abgerufen am 15.10.2013.
- NELSON, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- NYBLOM, J. (1989). Testing for the constancy of parameter over time. *Journal of the American Statistical Association*, 84(405), 223-30.
- ROSS, S. A. (1976). Options and efficiency. *The Quarterly Journal of Economics*, 90(1), 75-89.
- STEIN, J. C. (1987). Informational Externalities and Welfare-Reducing Speculation. *The Journal of Political Economy*, 95(6), 1123-1145.
- TAILOR, G. und LEUTHOLD, R. (1974). The influence of futures trading on cash cattle price variations. *Food Research Institute Studies*, 13(1), 29-35.
- TSCHOEGL, A. E. (1982). The effect of exchange trading of gold options on the volatility of the underlying asset. *Economics Letters*, 9(1), 77-80.
- YANG, S. R. und BRORSEN, B. W. (1992). Nonlinear Dynamics of Daily Cash Prices. *American Journal of Agricultural Economics*, 74(3), 706-715.
- YANG, S. R. und BRORSEN, B. W. (1994). Daily futures price changes and non-linear dynamics. *Structural Change and Economic Dynamics*, 5(1), 111-132.
- YANG, J., BALYEAT, B. und LEATHAM, D. J. (2005). Futures Trading Activity and Commodity Cash Price Volatility. *Journal of Business and Accounting*, 32(1-2), 297-323.
- WALLER, M., AMOSSON S., WELCH M. und DHUYVETTER, K. (2008). The Minimum Price Contract. Risk Management Curriculum Guide. E-493, RM2-17. Abrufbar unter URL: <http://agecoext.tamu.edu/files/2013/10/rm2-17.pdf>, abgerufen am 25.02.2014.
- WEAVER, R. D. und BANERJEE, A. (1990). Does futures trading destabilize cash prices? Evidence for U.S. live beef cattle. *Journal of Futures Markets*, 10(1), 41-60.
- WRIGHT, B. D. (2011). The Economics of Grain Price Volatility. *Applied Economics Perspectives and Policy*, 33(1), 32-58.
- WRIGHT, B. D. (2014). Global Biofuels: Key to the Puzzle of Grain Market Behavior. *The Journal of Economic Perspectives*, 28(1), 73-97.