



Universität für Bodenkultur Wien

## Department für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften

Institut für Agrar- und Forstökonomie

Vorstand: Univ. Prof. Dr. Jochen Kantelhardt

Betreuer: Ao. Univ. Prof. DI Dr. Günter Breuer

### PREISABSICHERUNG AN WARENTERMINBÖRSEN UNTER BERÜCKSICHTIGUNG VON RESIDUALRISIKEN

Dissertation  
zur Erlangung des Doktorgrades  
an der Universität für Bodenkultur Wien

Eingereicht von  
Mag. Martin Ziegelbäck

Wien, Dezember 2014



## Inhalt

|    |  |    |
|----|--|----|
| A. | Rahmenschrift .....  | 5  |
| 1. | Einleitung und Gliederung.....   | 6  |
| 2. | Die Entwicklung der Warenterminbörsen und geübte Kritik am Terminhandel .....                          | 7  |
| 3. | Motivation zum Handel an Warenterminbörsen .....   | 9  |
| 4. | Residualrisiken beim Handel von Warenderivaten.....  | 11 |
| 5. | Zusammenfassung und Ausblick .....   | 17 |
| B. | Zusammenfassungen der Publikationen .....  | 19 |
| 1. | Optimales Absicherungsverhältnis bei der Preisabsicherung von EU Mais an der Euronext Paris .....      | 20 |
| 2. | The Role of Market Makers in the Euronext Milling Wheat Contract.....                                  | 21 |
| 3. | Arbitrage Hedging in the Markets for US Lean Hogs and EU Live Pigs.....                                | 22 |
| 4. | European rapeseed and fossil diesel: Threshold cointegration analysis and possible implications.....   | 23 |
| 5. | Risikopräferenz und Nutzenfunktion von Getreideproduzenten im Zusammenhang mit der Betriebsgröße ..... | 24 |
| C. | Literatur .....  | 26 |
| D. | Originaltexte der Publikationen .....  | 30 |



## **A. Rahmenschrift**

## **1. Einleitung und Gliederung**

Effiziente Agrarmärkte sind für landwirtschaftliche Unternehmen von existentieller Bedeutung. Für die Marktteilnehmer steht der Erwartungswert, d.h. der Erlös unter Ungewissheit im Fokus wirtschaftlicher Überlegungen. Wareenterminbörsen bzw. Warenderivate gelten als Instrumente zur Verminderung von Preisrisiken von Unternehmen u.a. im landwirtschaftlichen Sektor. Der Nutzen besteht für Unternehmen darin, Preise der Zukunft in die Gegenwart zu projizieren, und so das Risiko einer ungünstigen Wertentwicklung des betreffenden Gutes zu verkleinern. Kann das parallele Sicherungsgeschäft die Wertveränderung der physischen Ware exakt kompensieren, so entspricht das laut Definition einer perfekten Absicherung (perfect hedge).

Jedoch birgt jedes Engagement an einer Wareenterminbörse auch Risiken in sich: Beispielsweise führt eine zu geringe Konzentration von Käufern und Verkäufern zu geringer Marktliquidität und damit zu einen ineffizienten Markt. Ebenfalls stellt es ein Unternehmensrisiko dar, wenn der Korrelationskoeffizient zwischen dem Kassamarkt und dem Terminmarkt kleiner als eins ist. Weitere Risiken können im Bereich der Verhaltensökonomik angesiedelt sein. Zum Beispiel, wenn Akteure (Preis-) Risiken subjektiv bewerten und/oder deren Nutzenfunktion den Annahmen der Portfoliotheorie widerspricht. Diese Residualrisiken reduzieren die Fähigkeit des gewählten Warenderivates, die Wertveränderung des physischen Gutes zu kompensieren. Die Gesamtrisikoreduktionsfähigkeit (Overall-risk reduction capacity) wird verringert.

Die Dissertation ist in zwei Teile gegliedert. Der erste Teil beschäftigt sich nach einer Betrachtung von Wareenterminbörsen im Zeitablauf mit den Motiven zu deren Nutzung. Des Weiteren werden in diesem Abschnitt Residualrisiken beim Handel von Warenderivaten dargelegt.

Der zweite Teil umfasst die Originaltexte der ausgewählten Publikationen. Die aufgeworfenen Forschungsfragen betreffen die Bereiche Prognoseeffizienz und Markteffizienz, Verhaltensökonomik und Risikomanagement auf ausgewählten Agrarmärkten. Sie untersuchen, wie diese Residualrisiken in einzelnen Fällen in ökometrischen Analysen modelliert werden können, in welchem Ausmaß sie evident sind und welche Kosten sie gegebenenfalls verursachen.

## **2. Die Entwicklung der Wareenterminbörsen und geübte Kritik am Terminhandel**

Ab der Mitte des 19. Jahrhunderts formten vor allem zwei technische Neuerungen den Preisbildungsprozess für Güter im Hinblick auf nichtlokale Angebots- und Nachfragebedingungen: Zum ersten der Telegraf, der einen schnellen, überregionalen Informationsaustausch ermöglichte und für WILLIAMS (1982, 308) die kausale Begründung für einen darauffolgenden starken Anstieg des Handelsvolumen im Terminhandel darstellt. Zweitens die Dampfschifffahrt, die es den US amerikanischen Baumwollproduzenten ermöglichte, sehr rasch Produktmuster nach England zu verschiffen. Basierend auf den Qualitätsmerkmalen dieser Produktmuster waren Händler in der Lage „in transit“ oder „to arrive“ Kontrakte bis über einen Monat vor Ankunft der physischen Ware hinaus zu schließen (vgl. DUMBELL, 1927, s.p.). Von 1870 an wurden die daraus hervorgegangenen standardisierten Futures-Kontrakte an den Terminbörsen "New York Produce Exchange" und der 1842 gegründeten "New York Cotton Exchange" notiert und gehandelt.

Zahlreiche weitere Terminbörsen sind seither entstanden. Manche davon haben ihren Betrieb wieder eingestellt, andere haben sich zu Gruppen zusammengeschlossen. Die umsatzmäßig bedeutsamste Terminbörse weltweit ist die CME Group, die aus fünf eingegliederten Sektionen besteht<sup>1</sup>. Die umsatzmäßig größte europäische Derivatebörse ist die zur Deutsche Börse AG und Schweizer Börse SWX gehörende European Exchanges (EUREX FRANKFURT AG) – welche einst von Frühjahr 1999 bis Ende 2004 weltweit insgesamt den höchsten Umsatz in Futures verzeichnen konnte (DEITERS, 2013, s.p.)<sup>2</sup>. Dort notieren auch Kartoffel-, Schweine-, Ferkel-, Magermilchpulver- und Butterkontrakte.

Für den europäischen Wareterminhandel am bedeutungsvollsten ist die NYSE EURONEXT einschließlich Liffe, NYSE Liffe, NYSE Arca Options und American Stock Exchange<sup>3</sup>. An

---

<sup>1</sup> a.) der 1898 gegründeten Chicago Mercantile Exchange (CME); b.) dem Chicago Board of Trade (CBoT); c.) der New York Mercantile Exchange (NYMEX) zusammen mit d.) der Sektion der COMEX, die mit ihrer Übernahme am 22. August 2008 nun allesamt der CME Group Inc. angehören, sowie e.) dem im Jahre 2012 eingegliederten Kansas City Board of Trade (KCBT).

<sup>2</sup> Ebenfalls Mitglied dieser Eurex Börsen ist die International Securities Exchange (ISE).

<sup>3</sup> Die NYSE Euronext entstand aus dem Zusammenschluss zwischen NYSE Group, Inc. und Euronext N.V. am 4. April 2007. Die paneuropäische Börse Euronext umfasst den Wertpapier- und Derivatehandel von acht Börsen an den sechs verschiedenen Handelsplätzen: Amsterdam, Brüssel, London (LIFFE U. K. - London Financial Futures & Options Exchange – wurde im Jahr 2002 von der Euronext übernommen), Lissabon und Paris, sowie die NYSE Arca Options und die NYSE American Stock Exchange in den USA.

diesen Börsen können unter anderen Weizen, Mais, Raps, Braugerste und Milchpulver gehandelt werden.

Ab 2004 fanden verschiedene Aufsätze Beachtung, in denen Investitionen in Rohstoffe diskutiert wurden. HEAP (2005, s.p.) sowie ROGERS (2007, s.p.) stellten den Beginn eines nachfragegetriebenen „Commodity supercycle“ fest, GORDON (2006, 92) verglich ein hypothetisches Rohstoffportfolio mit anderen Finanzanlagen und diagnostizierte eine ähnlich hohe Risikoprämie wie bei Bonds oder Aktien. Diese Erkenntnisse hatten einen starken Kapital- und Liquiditätszufluss im Handel mit Rohstoffderivaten zur Folge, was den Verdacht nährte, dass diese “financialization” (DOMANSKI und HEATH, 2007, 66) für Preisbewegungen mitverantwortlich waren. Dem wurde in einer Reihe von Arbeiten entgegnet, u.a. von IRWIN und SANDERS (2011, s.p.), BÜYÜKŞAHİN und HARRIS (2008, s.p.) oder von STOLL und WHALEY (2010, 65), die im Wesentlichen zum Schluss kamen, dass Kapitalzuflüsse und Abflüsse wenig Auswirkung auf die Preisbewegungen im Güterbereich hatten. Nicht weniger Arbeiten kamen aber zu anderen Erkenntnissen (MURPHY 2012, 26), was eine endgültige Schlussfolgerung in den Bereich des Unmöglichen verschiebt.

### **3. Motivation zum Handel an Warenterminbörsen**

Die Zunahme der Volatilität bei vielen agrarischen Produkten, in den letzten Jahren ist hinreichend belegt (FAO, 2010, 1) und die Zunahme des Handelsvolumens für viele Terminkontrakte evident. Während volkswirtschaftlichen Funktionen wie zum Beispiel die Allokationsfunktion oder die Erhöhung der Markttransparenz allgemein anerkannt sind, stellt sich für den einzelnen Akteur jedoch grundsätzlich die Frage nach dem betriebswirtschaftlichen Nutzen von Absicherungsgeschäften.

Es existieren unterschiedliche Motivationen für (landwirtschaftliche) Unternehmen, sich an Terminmärkten zu engagieren. Die wissenschaftlichen Sichtweisen dazu sind einem gedanklichen und zeitlichen Veränderungsprozess unterlegen. Die folgende Darstellung ist angelehnt an PENNINGS und LEUTHOLD (2000, 865), bzw. ZIEGELBÄCK (2007, 26).

Bis in die 1940er Jahre, war die einzige theoretische Erklärung, warum Unternehmen Futuresmärkte nutzen, die *Funktion der Preissicherung*. BLAU (1944) stellte fest: „Commodity futures exchanges are market organisations specially developed for facilitating the shifting of risks due to unknown future changes in commodity prices; i.e.: risks which are of such a nature that they cannot be covered by means of ordinary insurance.“ (PENNINGS UND LEUTHOLD, 2000, 867).

HOLBROOK WORKING (1953, s.p.) forderte diese Theorie der Preissicherung zum ersten Mal 1953 mit der Argumentation heraus, dass Unternehmensleiter in Wirklichkeit sich die Profitmöglichkeit der voraussichtlichen Preisbewegung in Futuresmärkten, relativ zu den Preisänderungen am Kassamarkt zunutze machen. Laut seiner Sichtweise ist Hedging primär ein Akt der Arbitrage, und wird zumeist nur durchgeführt, wenn der Akteur sich daraus zusätzliche Profitmöglichkeiten erwartet (*Arbitragetheorie*).

Später unterschied WORKING zwischen verschiedenen Kategorien des Hedging (1962, 214):

- Absicherung der Umschlagkosten (carrying charge hedging)
- Absicherung des operativen (Verarbeitungs-) Geschäfts (operational hedging)
- Hedging von Warenbeständen mit bestimmten Umfeldbedingungen als Initiator (selektive hedging)
- Hedging aufgrund von Preiserwartungen (anticipatory hedging)
- Hedging zur alleinigen Risikovermeidung (pure risk avoidance hedging)

Um das Verhalten von Teilnehmern an Terminmärkten zu erklären, setzt die Verwendung der *Portfoliotheorie* nach MARKOWITZ (1959, s.p.) erneut das Verhältnis von Erlös und Risiko in den Fokus der Betrachtung. In der Anwendung der Portfoliotheorie strebt der Entscheider nach dem maximalen Nutzen, abgeleitet aus einem Portfolio bestehend aus Kassapositionen und Futurespositionen.

TELSER (1981, s.p.) stellte fest, dass organisierte Terminbörsen effizienter arbeiten als informelle Forward Märkte. Dies vor allem darum, weil der hohe Standardisierungsgrad eine ebenfalls höhere Flexibilität zur Verfügung stellt und gleichzeitig geringere Transaktionskosten verursacht. Er erkannte, dass eine Risikoreduktion auch durch ein bloßes Eintreten in einen Forwardkontrakt ermöglicht wird, der institutionelle Charakter einer Terminbörse und die darin zur Verfügung gestellte Liquidität den eigentlichen Anreiz für den Marktteilnehmer bieten (*Liquiditätstheorie*).

WILLIAMS (1986, s.p.) widersprach dieser Theorie mit der Behauptung, dass die Verfügbarkeit der Waren und die Zugriffsmöglichkeit auf diese, den größten Teil der Motivation darstellt, Lagerbestände zu halten und gleichzeitig Terminkontrakte zu besitzen (*Kreditmarktttheorie*).

## **4. Residualrisiken beim Handel von Warenderivaten**

Während im vorangegangenen Kapitel Anreize beschrieben werden, die zum Handel mit Wareterminkontrakten motivieren können, stehen diesen Anreizen auch Risiken gegenüber. Durch die Evidenz dieser Risiken (auch Residualrisiken) ist ein Akteur an einer Wareterminbörse der Gefahr ausgesetzt, dass das realisierte Ergebnis schlechter ist als das Gewünschte.

Diese Residualrisiken sind können sein:

- Das Markttiefenrisiko (durch Auftragsunausgeglichenheit bedingte Risiko einer Preisänderung).
- Das Basisrisiko (ungünstige Differenzänderung zwischen Kassamarkt und Terminmarkt, sodass der Terminkontrakt die Veränderung des Basisgutes nicht vollständig kompensieren kann).
- Das Verhaltensrisiko (subjektive Wahrnehmung von Risiken und inkonsequente Umsetzung von Maßnahmen).

In der Literatur erwähnt werden auch noch das Standardmengenrisiko, das Marginrisiko und das Ertragsrisiko. Diese werden jedoch in der vorliegenden Arbeit nicht behandelt.

Während in den theoretischen Ansätzen oftmals von einem „perfect hedge“, also einer Risikoreduktion ohne die oben genannten Residualrisiken ausgegangen wird, üben diese verbleibenden Risiken einen erheblichen Einfluss auf das Gesamtergebnis eines Börsengeschäftes aus – sie stellen also Kosten dar. Die Güte der zur Risikoreduktion gesetzten Maßnahmen bezeichnet man als Absicherungseffizienz (hedge efficiency) oder als Gesamtrisikoreduktionsfähigkeit (Over-All Risk-Reduction Capacity) der (Waren-)derivate. Ist die Gesamtrisikoreduktionsfähigkeit eines Warenderivates gleich oder kleiner Null, so wird die Position am Terminmarkt als spekulativ bezeichnet.

In den folgenden Unterkapiteln wird auf jene Residualrisiken eingegangen, die in den veröffentlichten Arbeiten behandelt wurden.

#### 4.1. Markttiefenrisiko

Die Möglichkeit zur Verminderung von Preisrisiken (hedging) hängt ab von der Verfügbarkeit jener Instrumente, die eine Risikoreduktion des gesamten Portfolios zulassen. Hedging als solches ist die Eröffnung von Positionen in Finanzinstrumenten, welche

„....(a) represent a temporary substitute for a transaction or position to be made or taken at a later time in a physical marketing channel; (b) are economically appropriate to the reduction of risk in the conduct and management of a commercial enterprise, and (c) arise from potential changes in the price of assets, liabilities, and services (existing or anticipated) associated with the operation of a business enterprise.“  
(POWERS, 2001, 148).

Auf dieser Logik aufbauend ist die Voraussetzung für jede Form von Rohstoff-Hedging die Existenz eines physischen Marktes sowie eines Marktes für Warenderivate, der eine hohe Kovarianz zum physischen Markt aufweist. Demzufolge ist Hedging definiert als “a position in market j of size  $x_j^*$  units such that the ‘price risk’ of holding  $x_j$  and  $x_j^*$  from time t1 to time t2 is minimized” (JOHNSON, 1960, 142).

Aber nicht nur die Existenz des Terminmarktes ist Voraussetzung. Einer der wesentlichsten Vorteile von Terminbörsen ist die hohe Flexibilität, die der Handel mit standardisierten Produkten mit sich bringt (TELSER, 1981, 6). Daher sollen Käufer bzw. Verkäufer in möglichst großer Anzahl vorhanden sein, um eine gewünschte Transaktion tätigen zu können, ohne dass die einzelne Transaktion den Marktpreis wesentlich beeinflusst. Diese Eigenschaft wird „Liquidität des Marktes“ genannt. Diese hat einen wesentlichen Einfluss auf die Absicherungseffizienz bzw. der Gesamtrisikoreduktionsfähigkeit. Ein Liquiditätsrisiko ist vorhanden, wenn für große Verkaufs- (Kauf-) Orders mehrere Transaktionspreise entstehen. Dies ist darauf zurückzuführen, dass der jeweilige Auftraggeber zur vollständigen Abwicklung seiner Order Preiszugeständnisse machen muss. Abhängig vom Orderumfang und der Anzahl der Marktteilnehmer werden die Transaktionspreise beim Verkauf (Kauf) also immer weiter sinken (steigen), um Marktteilnehmer für die Gegenseite zu gewinnen (ZIEGELBÄCK, 2007, 35). Eine Besonderheit des europäischen Warenterminkontraktmarktes ist das noch geringe Transaktionsvolumen im Vergleich zu den US-amerikanischen Warenbörsen. Als Beispiel wäre der Maiskontrakt an der Euronext Liffe Paris (EMA) zu nennen. Während dieser im Juni 2013 ein durchschnittliches tägliches Volumen von nur 1.542 Kontrakte hatte, waren es bei Rapssaat (ECO) 7.637 und bei Mahlweizen (EBM) 18.798 Kontrakte<sup>4</sup>. Da das Markttiefenrisiko abhängig vom Handelsvolumen ist, verlangen Kontraktmärkte (wie zum Beispiel Mais) mit geringer Liquidität daher eine tiefergehende Betrachtung und Bewertung

<sup>4</sup> <https://globalderivatives.nyx.com/en/nyse-liffe/press-release-statistics>, download am 26.7.2013

hinsichtlich ihrer Anwendbarkeit zur Verringerung von Preisrisiken. Dies gilt ebenso für Märkte, in denen Preise von Market-makern mitgestaltet werden. Market-maker werden von Börsenbetreibern mit besonderen Konditionen ausgestattet, und verpflichten sich im Gegenzug dafür, auf Anfrage Kurse für bestimmte Produkte zu stellen. Sie stehen in Konkurrenz zueinander und sollen auf diese Weise das Handelsvolumen eines bestimmten Derivates erhöhen. Demzufolge verringern sie das Markttiefenrisiko.

In den Arbeiten „Optimales Absicherungsverhältnis bei der Preisabsicherung von EU Mais an der Euronext Paris“ und „The Role of Market Makers in the European Milling Wheat Contract“ wurden das Markttiefenrisiko für ausgewählte Getreidekontrakte an der Euronext Paris eingehend untersucht.

Unterstellt wurde, dass neben einen illiquiden Markt ein korrelierender, liquiderer Markt existiert. Dies ist zum Beispiel bei Mais und Weizen oder bei Braugerste und Weizen der Fall. Dabei kann für den wenig liquiden Kontrakt durch Berechnung jener Anteil bestimmt werden, der durch einen korrelierenden, liquideren Kontrakt ersetzt wird. So wurde ein optimales Portfolio unter Berücksichtigung des Markttiefenrisikos und den linearen Preisbewegungen zweier Märkte bestimmt. Weiter wurde beobachtet, dass die Funktion der Market-maker einen Einfluss auf die Preise hat, wenngleich dieser auch gering ist.

## 4.2. Das Basisrisiko

Für landwirtschaftliche Produkte zählt man Qualitätsunterschiede, Transportkosten zum Lieferort, Haltekosten (entgangene Zinsgewinne etc.) sowie Erfassungs- und Umschlagskosten zu den Einflussfaktoren, die für den Unterschied zwischen Kassa- und Terminpreis (Basis) verantwortlich sind. Die Basis ist spezifisch für die jeweilige Region und den jeweiligen Zeitpunkt; sie kann im Zeitverlauf schwanken und sowohl negative als auch positive Werte annehmen. Dies kann auf eine Veränderung des Kassa- als auch eine Veränderung des Terminpreises zurückzuführen sein. Die Differenz zwischen dem Preis am Kassamarkt und dem Preis desselben Gutes am Terminmarkt (Basis) muss konstant sein, damit es beim Hedging zu einer vollständigen Kompensation der Wertdifferenz kommen kann. Deshalb ist es für Nutzer von Terminbörsen wesentlich, einen möglichen zukünftigen Kassapreis auf der Grundlage von derzeitigen Terminpreisen schätzen zu können. Dabei kommen induktive Methoden zum Einsatz (SARRIS und HALLAM, 2006, 27), wobei dieser Einsatz dazu geführt hat, dass zwischen einer Prognoseeffizienz und einer Markteffizienz differenziert wird. Dabei steht die Prognoseeffizienz für nichts anderes als die Güte der Vorhersage der Preisentwicklung, während die Markteffizienz sich letztlich mit der Frage beschäftigt, warum die Prognoseeffizienz meist wenig zufriedenstellend ist. Ein gut etabliertes Ergebnis der entsprechenden Forschung lautet dabei, dass die Prognoseeffizienz besser wird, je näher die Fälligkeit des Terminkontraktes rückt d.h. je näher die Ernte kommt, desto mehr gleichen sich Terminpreis und Kassapreis an (LEUTHOLD, JUNKUS und CORDIER, 1989, 50).

Die Ergebnisse wurden auf der Grundlage historischer Daten ermittelt, also auf der Grundlage von Preisveränderungen, die bereits stattgefunden haben. Die Prognostizierung zukünftiger Entwicklungen auf der Grundlage vergangener Entwicklungen ist zwar mittlerweile durch die verschiedensten Methoden (vom einfachen „moving average“ über ARIMA-Modelle, bis zu neueren Kointegrationsmodellen) verfeinert worden. Das Problem, dass die Vorhersage aber nur dann zutrifft, wenn sich die Zukunft einigermaßen im Einklang mit der Vergangenheit entwickelt und weder Rohstoffhaussen, Finanzkrisen oder sonstige unvorhersehbare (Natur-)Ereignisse eintreten, kann auch mit noch so ausgefeilten Methoden nicht behoben werden. Die Nützlichkeit von historischen Daten stellt das nicht in Frage, schränkt sie aber erheblich ein. Geht man jedoch davon aus, dass die meisten Akteure am Markt ihre Einschätzung zukünftiger Preisentwicklung in der Gegenwart begründen (Ankereffekt, TVERSKY und KAHNEMAN, 1986, s.p.) und ausgehend von diesem „sicheren“ Grund, eine Erwartung formulieren, die weder „Booms“ noch „Crashes“ in Rechnung stellt, dann kann man daraus den Schluss ziehen, dass der Terminpreis immer vom Kassapreis

bzw. bei lagerfähigen Gütern vom derzeitigen Kassapreis modifiziert um die Lagerkosten abhängt. Dementsprechend wird der Terminpreis immer dann aktualisiert, wenn Informationen über Faktoren verfügbar sind, die den Kassapreis des Gutes oder eines im Preis kovariierenden Gutes betreffen. Bei Agrargütern stellt sich die Situation noch komplexer dar. Berücksichtigt werden müssen hier vor allem ein diskontinuierliches Angebot durch saisonale Einflüsse (SORENSEN, 2002, s.p.), Produktionsausfälle bei Wetterextremen, der Wechsel von der Lebensmittelproduktion zur Energieproduktion oder vice versa, aber vor allem die Beziehungen zwischen verschiedenen Märkten (intermarket relationship) aufgrund von Substitutionsmöglichkeiten.

Die Beiträge „Arbitrage Hedging in the Markets for US lean hogs and EU live pigs“ und „European rapeseed and fossil diesel: Threshold cointegration analysis and possible implications“ sind empirische Untersuchungen zum Basisrisiko in den Märkten für Ölsaaten und Schweinefleisch.

In beiden Arbeiten konnten neben der Existenz eines langfristigen Gleichgewichtes asymmetrische Preisanpassungen dargestellt werden. Auch konnte gezeigt werden, dass insbesondere im Markt für US Lean Hogs der Kassamarkt dem Terminmarkt stärker folgt als vice versa. Die Ergebnisse zeigen ebenfalls, dass die dynamische (Preis-)Beziehung zwischen Biodiesel und fossilen Diesel durch ein Schwellenwert-Kointegrationsmodell mit drei Regimen passend widergespiegelt wird. Alle diese Erkenntnisse decken sich mit der Aussage WORKINGS (1962), dass die Spekulation auf die Preisdifferenz zweier Märkte einen höheren Profit verspricht.

#### **4.3. Verhaltensrisiko**

Die Hypothese effizienter Märkte, die Portfoliotheorie von MARKOWITZ (1991, s.p.) oder das Capital Asset Pricing Model (CAPM) von SHARPE (1964, s.p.) basieren auf derselben Prämisse eines Marktes der dem Gleichgewicht zustrebt, sofern er sich nicht in einem solchen befindet. Terminbörsen werden sowohl genutzt, um sich gegen Risiko zu versichern (JOHNSON, 1960; TOMEK und GRAY, 1970; WORKING, 1953), als auch um Risiko zu suchen und zu spekulieren (CARTER, 1999; MOOSA und AL-LOUGHANI 1995; SANDERS, BORIS und MANFREDO, 2004). Beide Effekte, so erwartet zum Beispiel Eugene W. FAMA (1991, 1970, s.p.) heben sich gegenseitig auf, so dass am Ende ein effizienter Markt entsteht. Im Kontext mit der vorliegenden Thematik würde dies bedeuten, dass Individuen die Terminbörsen zur Preisabsicherung benutzen ausschließlich rational handeln, und ihr Streben sich nach dem größtmöglichen ökonomischen Nutzen richtet.

Diese Gleichgewichtstheorien wurden vor allem durch die Arbeiten von Amos TVERSKY und Daniel KAHNEMAN (1986, 1974, s.p.) in Frage gestellt, und haben den Anlass für die Begründung der Verhaltensökonomik (behavioral finance) gegeben (BARBERIS und THALER 2002, s.p.). Der Zweifel richtet sich dabei besonders gegen das Vorhandensein effizienter Märkte und ihre zentrale Aussage, nach der der Preis einer Ware alle zum Handelszeitpunkt verfügbaren Informationen widerspiegelt. Eine große Anzahl von Phänomenen, die nicht im Einklang mit der Hypothese effizienter Märkte stehen, hat die Forderung begründet, jene Heuristiken die Akteure an Märkten zu subjektiven Entscheidungen kommen lassen, bei der Erklärung des „Verhaltens“ von Märkten zu berücksichtigen.

Diese Frage ist insofern bedeutsam, weil sowohl eine subjektive Wahrnehmung von Preisrisiken, als auch inkonsequente oder verzögerte Umsetzung von Entscheidungen zu Ergebnissen führen, die mit der Hypothese effizienter Märkte unvereinbar sind. Deshalb stellt der „Faktor Mensch“ ein Risiko dar, und dieses Verhaltensrisiko reduziert die Absicherungseffizienz eines Terminkontraktgeschäftes.

Im Beitrag „Risikopräferenz und Nutzenfunktion von Getreideproduzenten im Zusammenhang mit der Betriebsgröße“ wird der Frage nachgegangen, welche Risikopräferenz Landwirte in Österreich und Deutschland haben, und ob diese Risikopräferenz im Zusammenhang mit der Betriebsgröße steht.

Im Ergebnis wird kein Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und der Risikopräferenz festgestellt.

## **5. Zusammenfassung und Ausblick**

Eine zusammenfassende Erkenntnis kann dahingehend gewonnen werden, dass Residualrisiken in der Planung einer geplanten Absicherungsmaßnahme berücksichtigt werden müssen, soll der Wirkungsgrad der Transaktion nicht verkleinern werden. Dies wird insbesondere dann zum Erfolg führen, wenn die Residualrisiken *ex ante* analysiert und bewertet werden, um dann in der praktischen Umsetzung berücksichtigt zu werden.

Abschließend kann festgehalten werden, dass Residualrisiken im Terminhandel wissenschaftlich nur wenig untersucht sind. Dies gilt vor allem für die noch jungen europäischen Wareterminhandelsplätze. Vor allem neuere mathematische Methoden, wie zum Beispiel die Kointegrationsanalyse können Einblicke in die Bewertung von Residualrisiken geben. Dies ist besonders wichtig für die praktische Umsetzung von Absicherungsgeschäften.

Bedeutsam ist auch die Bewusstseinsbildung in Bezug auf die Verhaltensrisiken. Alle empirischen Untersuchungen im Rahmen dieser Arbeit haben gezeigt, dass Produzenten von landwirtschaftlichen Erzeugnissen keineswegs risikoneutral sind. Es mangelt zum einen an einer notwendigen sensiblen Wahrnehmung über die Existenz von Risiken, zum anderen an Kenntnis über die Möglichkeiten einer Reduktion dieser. Die Ausbildung der landwirtschaftlichen Produzenten und der Wissenstransfer ist eine Schlüsselkomponente im rationalen Umgang mit Preisrisiken.



## **B. Zusammenfassungen der Publikationen**

# **1. Optimales Absicherungsverhältnis bei der Preisabsicherung von EU Mais an der Euronext Paris**

Hedging EU Maize and optimal hedge ratio at Euronext Paris

Martin Ziegelbäck und Günther Breuer

## **Zusammenfassung**

Risiken, die mit einem geringen Transaktionsvolumen einhergehen, werden als „Markttiefenrisiken“ oder „Liquiditätsrisiken“ bezeichnet. Der Wareterminkontraktmarkt für europäischen Mais an der Euronext Liffe in Paris ist durch niedrige Liquidität gekennzeichnet. Die beteiligten Akteure haben die Möglichkeit, den genannten Risiken im EMA Maiskontrakt auszuweichen und stattdessen einen Cross-hedge im EBM Kontrakt für Weizen einzugehen. Die vorliegende Arbeit beinhaltet eine Bestimmung des optimalen Portfolios unter Berücksichtigung des Markttiefenrisikos und der linearen Preisbewegungen in beiden Märkten. Es wird gezeigt, dass das Verhältnis von Mais- und Weizenfutures auch durch die Positionsgröße beeinflusst wird.

Schlagworte: Hedging, Markttiefenrisiko, optimales Portfolio

## **Summary**

The futures trading contract for European Corn at the Euronext Liffe in Paris provides low liquidity. Risks that come along with low transaction volume are summarized by the definition "market depth risk" or "liquidity risk". Traders of the EMA Corn future contract have the opportunity to avoid such risks via a cross hedge engagement in the milling wheat futures contract (EBM). This paper deals with the determination of the optimal hedge ratio, considering the market depth risks and linear price movements. So the dependence of corn and wheat futures on the position size can be determined.

Keywords: Hedging, liquidity risk, optimal hedge ratio

Dieser Beitrag wurde bei der 21. ÖGA-Jahrestagung 2011 in Bozen mit dem Tagungsthema "Diversifizierung versus Spezialisierung in der Agrar- und Ernährungswirtschaft" als Beitrag angenommen und im Jahrbuch der österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie, Band 21, Heft 2, ISSN 1815-1027 veröffentlicht

## **2. The Role of Market Makers in the Euronext Milling Wheat Contract**

Martin Ziegelbäck und Günther Breuer

### **Abstract**

Knowledge of transaction costs is important for market participants. Profits accrued while dealing in e.g. commodity futures, do not just depend on the development of the futures or the underlying commodity, but on transaction costs as well. In commodity futures markets, transaction costs – usually addressed as bid/ask spread - are influenced if not set by market makers (liquidity providers) and other intermediaries that broker contracts. This paper tests the assumption, that liquidity providers have the ability to shift prices, and this ability is negatively correlated with the degree of competition. Using Roll's measure (1984) to estimate the bid/ask spread, the authors can show that liquidity providers do have an influence on prices. To put this result into context, the margin for market makers as calculated on the basis of transactions in wheat-futures at the Euronext Paris that took place in May 2012, ranges between 0,0047% and 0,0055%. It is within this margin that market-makers could influence market prices of the wheat contract. [G140, Q140]

Keywords: Market maker, Transactions costs, Milling wheat futures, Roll's measure

Diese Arbeit wurde am 12.5.2013 von den Herausgebern des Journals „Agricultural Economics“ (AGRICCON), ISSN 0139-570X (Print) ISSN 1805-9295 (Online), mit dem Status „accepted“ versehen.

### **3. Arbitrage Hedging in the Markets for US Lean Hogs and EU Live Pigs**

Martin Ziegelbäck und Gregor Kastner

#### **Abstract**

This paper describes an attempt to gain insight into the relationship between cash and futures markets for US lean hogs and EU live pigs, and the opportunity of arbitrage hedging. In doing so, the authors use newer methods of threshold cointegration analysis for time series from 1999 until 2008. Besides the existence of a long-run equilibrium, asymmetric price adjustments can be demonstrated. This is especially the case for EU live pigs, where price variations of the basis are higher and exhibit lower standard deviation. The results also perfectly show that cash prices follow the futures market more than the other way round. Furthermore, grid search has revealed that the residual-based threshold in either market is near zero and thus coherent with economic interpretation. Thus, at least theoretically, arbitrageurs in those markets are able to exploit the price differences between the two markets and reap no-risk monetary benefit. Hence, results are in line with the statement that "speculating the basis" generates a better return. [G140, Q140]

Keywords: arbitrage, hedging, lean hogs, threshold cointegration analysis, risk management

Diese Arbeit wurde am 31.1.2013 von den Herausgebern des Journals „Agricultural Economics“ (AGRICECON), ISSN 0139-570X (Print) ISSN 1805-9295 (Online), mit dem Status „accepted“ versehen.

## **4. European rapeseed and fossil diesel: Threshold cointegration analysis and possible implications**

Europäischer Raps und fossiler Diesel: Schwellenwert -  
Kointegrationsanalyse sowie mögliche Implikationen

Martin Ziegelbäck und Gregor Kastner

### **Abstract**

In this paper we analyze the long-run relationships between Rapeseed prices at Euronext Paris and the conventional NYMEX diesel prices during the period 2005 to 2010. For the European operators of biofuels plants there are not many hedge vehicles available to hedge their input and output factors. Cross hedges for rape oil (with the rapeseed futures contract) and RME (with the NYMEX diesel futures contract) could be useful instruments. We use recent developments on threshold cointegration approaches to investigate if asymmetric dynamic adjusting processes exist among rapeseed and diesel prices. The results suggest that a three-regime threshold cointegration model suitably explains the dynamics of the data. We demonstrate with statistical significance that – in extreme situations where Rapeseed price is low compared to Heating Oil – Heating Oil adjusts Rapeseed to its long term equilibrium more strongly and faster than in the remaining periods.

Keywords: Hedging, Rapeseed, Heating Oil, Threshold cointegration analysis

### **Zusammenfassung**

In dieser Arbeit analysieren wir das langfristige Gleichgewicht zwischen den Preisen von Rapssaat an der Euronext Paris und Heizöl an der NYMEX für die Periode 2005 bis 2010. Für Europäische Biodieselproduzenten sind nur wenige Möglichkeiten vorhanden, um Input- und Outputfaktoren gegen Preisrisiken abzusichern. Cross-hedges für Rapsöl (mit dem Euronext Rapskontrakt) und RME (mit dem NYMEX Dieselkontrakt) könnten wirkungsvolle Instrumente dazu sein. Wir verwenden neuere Methoden der Schwellenwert-Kointegrationsanalyse um zu untersuchen, ob asymmetrische dynamische Anpassungen zwischen Rapssaat und Diesel existieren. Die Ergebnisse zeigen, dass ein Schwellenwert-Kointegrationsmodell mit drei Regimen die Dynamik in den Daten passend widerspiegelt. Nur für extreme Situationen – wenn der Preis von Rapssaat im Vergleich zu Heizöl niedrig ist – können wir mit statistischer Signifikanz nachweisen, dass Heizöl den Preis von Rapssaat in sein langfristiges Gleichgewicht korrigiert. Dies passiert schneller und stärker als in anderen Perioden.

Schlagworte: Absicherung, Rapssaat, Heizöl, Schwellenwert-Kointegrationsanalyse

Dieser Beitrag wurde bei der 51. Gewisola-Jahrestagung 2011 in Halle mit dem Tagungsthema "Unternehmerische Landwirtschaft zwischen Marktanforderungen und gesellschaftlichen Erwartungen" als Poster angenommen und auf <http://ageconsearch.umn.edu/> veröffentlicht.

## **5. Risikopräferenz und Nutzenfunktion von Getreideproduzenten im Zusammenhang mit der Betriebsgröße**

Risk preference and utility function of grain producers in dependence of  
the farm size

Martin Ziegelbäck und Günther Breuer

### **Zusammenfassung**

Die Frage welches Risiko ein Handelnder einzugehen bereit ist, wird in der Ökonomie als Frage seiner jeweiligen Nutzenfunktion definiert. Der vorliegende Beitrag untersucht Nutzenfunktion und Risikopräferenz von Entscheidungsträgern in getreideproduzierenden Unternehmen Deutschlands und Österreichs. Dabei wird in einer empirischen Analyse geprüft, ob und in welchem Ausmaß Größe und Struktur des Unternehmens Einfluss auf das risikoökonomische Verhalten haben. Im Ergebnis wird kein Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und der Risikopräferenz festgestellt.

Schlagworte: Risikopräferenz, Nutzenfunktion, Betriebsgröße

### **Summary**

The question, how much risk an actor is willing to take, in economy is defined through his utility function. The following article examines utility function and risk preference of decision makers in grain producing entities located in Germany and Austria. An empirical study was done to define whether, and in which extension farm size and structure have influence to the risk-economic behavior. In the result no relationship between farm size and risk preference was found.

Keywords: risk preference, utility function, hedging, farm size

Dieser Beitrag wurde bei der 19. ÖGA-Jahrestagung 2009 in Innsbruck mit dem Tagungsthema "Rollen der Landwirtschaft in benachteiligten Regionen" als Beitrag angenommen und im Jahrbuch der österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie, Band 19, Heft 2, ISSN 1815-1027 veröffentlicht.



## **C. Literatur**

- BARBERIS, N. und THALER, R. (2002): A Survey of Behavioral Finance. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 9222.
- BLAU, G. (1944): Some aspects of the theory of futures trading. *The Review of Economic Studies*, 12(1), 1-30.
- CARTER, C. (1999): Commodity Futures markets: A Survey. *Australian Journal of Agricultural Resource Economics* 43 (2): 209-247.
- DEITERS, BERND H. (2006): Derivative Finanzinstrumente/Wissenswertes über Futures: eine einführende Gesamtdarstellung, Published by Bernd Deiters at <http://www.deifin.de> (02.06.2013).
- DOMANSKI, D. und HEATH, A. (2007): Financial investors and commodity markets. *BIS Quarterly Review*, 3(1), 53-67.
- DUMBELL, S. (1927): The origin of cotton futures. *Economic History*, 1, 193-201.
- FAMA, E. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance* 25: 383-417.
- FAMA, E. (1991): Efficient Capital Markets II. *Journal of Finance* 46 (5): 1575-1617.
- GORDON, R. (2006): Commodities in an Asset Allocation Context. *Journal of Taxation of Investments*, 23(2), 84-92.
- HEAP, A. (2005): China-The engine of a commodities super cycle. Citygroup Global Markets Inc., Smith Barney.
- HARRIS, J. H., und BUYUKSAHIN, B. (2009): The Role of Speculators in the Crude Oil Futures Market. Published by CFTC, Electronic copy available at: <http://ssrn.com/abstract=1435042>.
- IRWIN, S. H., und SANDERS, D. R. (2011): Index funds, financialization, and commodity futures markets. *Applied Economic Perspectives and Policy*, ppq032.
- JOHNSON, L. L. (1960): The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. *Review of Economic Studies* 27(3): 139-151.
- LEUTHOLD, R. M., JUNKUS, J. C., und CORDIER, J. E. (1989): The theory and practice of futures markets. Lexington, Massachusetts, USA: Lexington Books.
- MARKOWITZ, H. (1991): Foundations of Portfolio-Theory. *Journal of Finance* 64 (2): 469-477.
- MARKOWITZ, H. (1959): Portfolio selection: efficient diversification of investments. New York.
- MOOSA, I. A. und AL-LOUGHANI, N. E. (1995): The Effectiveness of Arbitrage and Speculation in the Crude Oil Futures Market. *Journal of Futures Markets* 15 (2): 167-186.
- MURPHY, S., BURCH, D., und CLAPP, J. (2012): Cereal secrets: the world's largest grain traders and global agriculture. *Cereal secrets: the world's largest grain traders and global agriculture*.

OUTLOOK, F. F. (2010): Global market analysis. Rome: FAO.  
<http://www.fao.org/docrep/013//al969e/al969e00.pdf> (18.01.2011)

- PENNINGS, J. M. UND LEUTHOLD, R. M. (2000): The motivation for hedging revisited. *Journal of futures markets*, 20(9), 865-885.
- POWERS, MARK J. (2001): Starting Out Futures Trading. New York: McGraw-Hill.
- ROGERS, J. (2007): Hot commodities: How anyone can invest profitably in the world's best market. United States of America: Random House LLC.
- SANDERS, D. R., BORIS, K. und MANFREDO, M. (2004): Hedgers, Funds, and Small Speculators in the Energy Futures Markets: An Analysis of the CFTC's Commitment of Traders Reports. *Energy Economics* 26 (3): 425-445.
- SARRIS, A., & HALLAM, D. (EDS.). (2006): Agricultural commodity markets and trade: new approaches to analyzing market structure and instability. Edward Elgar Publishing.
- SHARPE, W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk. *Journal of Finance* 19 (3): 425-442.
- SORENSEN, C. (2002): Modelling Seasonality in Agricultural Commodity Futures. *Journal of Futures Markets* 22 (5): 393-426.
- STOLL, H. R. und WHALEY, R. E. (2010): Commodity index investing and commodity futures prices. *Journal of Applied Finance*, 20(1), 7-46.
- TOMEK, W. G. und GRAY, R. W. (1970): Temporal Relationship among prices on commodity futures markets: Their Allocative and Stabilizing Role. *American Journal of Agricultural Economics* 52 (3): 372-380.
- TELSER, L. G. (1981): Why there are organized futures markets. *Journal of Law and Economics*, 1-22.
- TVERSKY, A., und KAHNEMAN, D. (1974): Judgment under uncertainty: Heuristics and biases. *science*, 185(4157), 1124-1131.
- TVERSKY, A., und KAHNEMAN, D. (1986). Rational choice and the framing of decisions. *Journal of business*, S251-S278.
- WILLIAMS, J. C. (1982): The Origin of Futures Markets, *Agricultural History* Vol. 56, No. 1, Symposium on the History of Agricultural Trade and Marketing (Jan., 1982), pp. 306-316 Published by: Agricultural History Society.
- WILLIAMS, J. (1986): The Economic Function of Futures Markets. UK: Cambridge University Press, Vol. VIII, S. 260 – 263.
- WORKING, H. (1953): Futures trading and hedging. *The American Economic Review* 43 (3), 314-343.
- WORKING, H. (1962): New concepts concerning futures markets and prices. *The American Economic Review*, 431-459.
- ZIEGELBÄCK, M. (2007): Hedging und die Effizienz von selektiven Hedgingvarianten mit Futures in Agrarmärkten, Linz: Diplomarbeit an der Johannes Kepler Universität.



## **D. Originaltexte der Publikationen**

# **Optimales Absicherungsverhältnis bei der Preisabsicherung von EU Mais an der Euronext Paris**

Hedging EU Maize and optimal hedge ratio at Euronext Paris

Martin ZIEGELBÄCK und Günter BREUER

## **Zusammenfassung**

Risiken, die mit einem geringen Transaktionsvolumen einhergehen, werden als „Markttiefenrisiken“ oder „Liquiditätsrisiken“ bezeichnet. Der Warenterminkontraktmarkt für europäischen Mais an der Euronext Liffe in Paris ist durch niedrige Liquidität gekennzeichnet. Die beteiligten Akteure haben die Möglichkeit, den genannten Risiken im EMA Maiskontrakt auszuweichen und stattdessen einen Cross-hedge im EBM Kontrakt für Weizen einzugehen. Die vorliegende Arbeit beinhaltet eine Bestimmung des optimalen Portfolios unter Berücksichtigung des Markttiefenrisikos und der linearen Preisbewegungen in beiden Märkten. Es wird gezeigt, dass das Verhältnis von Mais- und Weizenfutures auch durch die Positionsgröße beeinflusst wird.

**Schlagworte:** Hedging, Markttiefenrisiko, optimales Portfolio

## **Summary**

The futures trading contract for European Corn at the Euronext Liffe in Paris provides low liquidity. Risks that come along with low transaction volume are summarized by the definition “market depth risk” or “liquidity risk”. Traders of the EMA Corn future contract have the opportunity to avoid such risks via a cross hedge engagement in the milling wheat futures contract (EBM). This paper deals with the determination of the optimal hedge ratio, considering the market depth risks and linear price movements. So the dependence of corn and wheat futures on the position size can be determined.

**Keywords:** Hedging, liquidity risk, optimal hedge ratio

---

Erschienen im Jahrbuch der ÖGA, Band xx, Jahr xxxx. Diese Fußnote bitte nicht löschen! Fußnotentext [AGRAR Fußnotentext].

## 1. Einführung

Liquidität ist ein kontinuierliches Charakteristikum. Eine geringe Menge Bargeld ist ein Beispiel für eine vollständige liquide Vermögensposition, da es jederzeit und nahezu kostenlos getauscht werden kann. Dagegen ist ein Markt illiquid, wenn keine Vermögensposition gehandelt werden kann oder wenn der Marktwert entweder unterschiedlich zu bewerten oder intrinsisch zu ermitteln ist (STANGE, 2009, 11). Nach KYLE (1985) gibt es nachfolgend aufgeführte unterschiedliche Dimensionen des Liquiditätsrisikos:

- Tightness (Knappheit) als Indikator für die unmittelbaren Auflösungskosten für eine vorhandene Position (Geld-Brief-Differenz),
- Market depth (Markttiefe) als korrespondierendes Merkmal für exekutierbare Transaktionsvolumina ohne Preisverschiebung,
- Market resilience (Elastizität) als erforderliche Zeitspanne für die Einstellung des Preisgleichgewichtes nach einem Schock im Transaktionsvolumen,
- Time delay in Trading (Zeitverzögerung) als Zeitspanne zwischen Umsetzungsbeginn und Exekution eines bestimmten Handelsauftrages.

NACH LOEBNITZ (2006) kann die Frage nach einer Grenze zwischen einem liquidem und einem illiquidem Markt nicht beantwortet werden. Es ist jedoch unter Berücksichtigung verschiedener Kriterien feststellbar, ob ein Markt im Vergleich mit einem zweiten mit mehr oder weniger Liquiditätsrisiken behaftet ist.

So weist der Maiskontrakt an der Euronext Paris im Vergleich zum Weizenkontrakt eine sowohl höhere Geld-Brief-Differenz als auch ein geringeres Volumen auf (Abbildung 1). Daher kann von einer geringeren Liquidität des EMA Kontraktes im Vergleich zum EBM Kontrakt ausgegangen werden.



Abb. 1: Limit Order Buch der EBM und EMA Kontrakte an der NYSE Euronext Liffe, Paris

Quelle: Bereitstellung durch Crossland LLC, Screenshot am 10.4.12

Beabsichtigt ein Akteur einer Warenterminbörse das Markttiefenrisiko im Maiskontrakt reduzieren, so kann er Terminkontrakte verwenden, die ein sowohl geringeres Liquiditätsrisiko als auch eine langfristige Bindung zum ursprünglichen Kontrakt aufweisen (Cross-Hedge). Nach RAMLALL (2009) kommt ein Cross-Hedge alternativ in Betracht, wenn das direkte Hedging zwar möglich ist, aber aufgrund geringer Liquidität zu hohe Kosten verursacht. Im Falle des europäischen Maiskontraktes EMA wäre dies beispielsweise der Kontrakt für Mahlweizen EBM an der NYSE Euronext-Liffe.

In einem Beitrag von BOND et al. (1987) wurde erstmals eine einfache Bestimmung des Absicherungsverhältnisses vorgeschlagen. Seitdem sind eine Vielzahl weiterer Modelle entwickelt worden. So schätzen MYERS et al. (1989) das hedge-ratio mit Hilfe einer einfachen Regression, schlügen dabei aber aufgrund unzureichender Ergebnisse erstmals eine Adaption eines ARCH-Modells vor. Die Beiträge von CASTELINO et al. (1991) sowie BRINKER et al. (2009) zeigten, dass es effizienter sein kann, andere Instrumente als das originäre zur Preisabsicherung zu verwenden, allerdings gingen die Autoren dabei

von liquiden Märkten aus. Einen Einblick in das Hedging aus Sicht der Portfoliotheorie geben FABOZZI et al. (2010).

Die Abbildung 2 zeigt die Schlusskurse für Mais (EMA) und Weizen (EBM) für den Zeitraum Jänner 2005 bis Februar 2011 (logarithmische Darstellung). Auch ohne detaillierte Analyse der Korrelationskoeffizienten ist der enge Zusammenhang zwischen Weizenpreis und Maispreis deutlich ersichtlich.

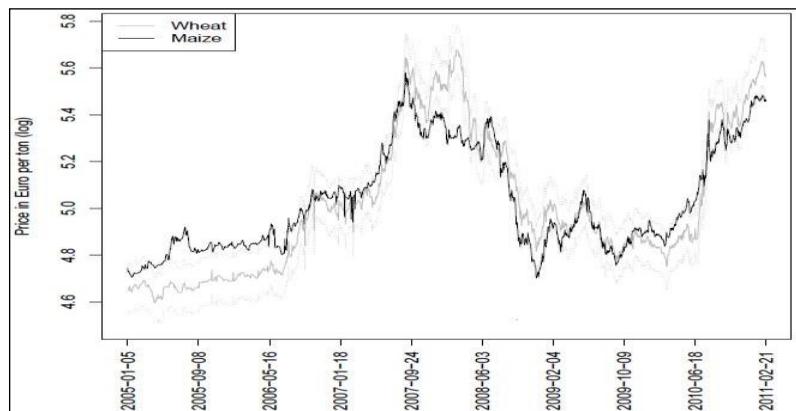


Abb. 2: Tägliche Schlusskurse des EBM- und EMA-Kontraktes an der NYSE Euronext Liffe in Paris vom 05.01.2005 bis 28.02.2011, nächster Termin

Quelle: Eigene Darstellung

Die vorliegende Arbeit gibt eine Antwort auf die Frage, ob und inwieweit ein Wechsel vom Maiskontrakt zum liquideren Weizenkontrakt mit linearer Abhängigkeit risikomindernd ist. Dafür wird zunächst in Kapitel 2 ein Vorschlag zur Bestimmung des Markttiefenrisikos bezüglich der Kontrakte EMA Mais und EBM Weizen erörtert. Darauf aufbauend wird in Kapitel 3 ein risikominimierendes Portfolio gebildet. Das Kapitel 4 fasst die Ergebnisse zusammen und wagt einen Ausblick in die Zukunft.

## 2. Die Bestimmung des Markttiefenrisikos

Zur Bestimmung des Markttiefenrisikos stehen einige Modelle zur Verfügung. Während sich einfachere Ansätze auf den Bid-Ask-Spread (BANGIA et al., 1999) oder auf einen gewichteten Bid-Ask-Spread (GIOT und GRAMMING, 2005) beziehen, versuchen komplexere Modelle auch den Einfluss der Positionsgröße im Verhältnis zu den evidenten Limit-Orders zu berücksichtigen. Dies geschieht entweder über eine Regression vergangener Trades (BERKOWITZ, 2000) oder durch Bestimmung der Preisverschiebung bei konstanten Liquiditätsangebot (COSANDEY, 2001). Die Rolle der Market Maker (ANGELIDIS und BENOS, 2006) und die Einflüsse von Booms und Crashes auf die Risikobewertung (JARROW und PROTTER, 2005) wurden in der Literatur bislang nur punktuell diskutiert.

Unter der Voraussetzung einer hohen Praxistauglichkeit in Bezug auf die Datenbeschaffung und die Bestimmungszeit folgen wir dem Modell von GIOT und GAMMING (2005). Diesem liegt die Annahme zugrunde, dass eine Market-Order gegen existierende Limit-Orders ausgeführt wird. Die Kosten der Transaktion werden hier aus den gewichteten Geld-Brief-Differenzen der erforderlichen Limit-Orders berechnet:

$$WS_t(q) = \frac{\frac{\sum_i a_{i,t} n_{i,t}}{q} - \frac{\sum_i b_{i,t} v_{i,t}}{q}}{P_{mid,t}} \quad (1)$$

wobei WS die gewichtete Geld-Brief-Differenz in Prozent für die Positionsgröße q darstellt. Die Terme P<sub>mid</sub> und n(v) entsprechen dem Mittelwert der Geld-Brief-Differenz beziehungsweise der Ordergröße für den jeweiligen Briefkurs a<sub>i</sub>, (Geldkurs b<sub>i,t</sub>). Ausgehend von dieser Maßzahl für die Liquidität können die Kosten der Illiquidität zum Zeitpunkt t für den Zeithorizont h berechnet werden:

$$rnet_t(h, q) = r_t(h) \times (1 - \frac{WS_t(q)}{2}) \quad (2)$$

wobei r<sub>t</sub>(h) den Return des Mittelwertes des Bid-Ask spreads für die Periode h zum Zeitpunkt t darstellt. Der Nettoreturn unter Berücksichtigung der Preisverschiebung wird daraufhin in ein VaR

Modell integriert, woraus der um das Liquiditätsrisiko korrigierte Erwartungswert (L-VaR) folgt:

$$L - VaR(h, q) = 1 - \exp(\mu_{rnet(h,q)} + z_{t,\alpha} \sigma_{rnet(h,q)}) \quad (3)$$

Dabei ist  $\mu_{rnet,t}$  der Mittelwert und  $\sigma_{rnet,t}$  die Volatilität des Returns, während  $z_{t,\alpha}$  das  $\alpha$ -Perzentil der Student-t-Verteilung wiedergibt. Der Vorteil dieser Methode liegt zum einen in der vergleichsweise einfachen Datenbeschaffung aus dem Limit-Order-Buch und zum anderen in der präzisen Modellierung der Preisverschiebung (STANGE, 2009, 32f). Das Modell wird nun im Kontext der Portfoliotheorie nach MARKOWITZ (1952) zur Bildung eines risikominimierenden Portfolios verwendet.

### 3. Berechnung des optimalen Portfolios

Bezeichnet der Term  $m_t^i$  den Maispreis zum Zeitpunkt t in einem idealisierten Warenterminmarkt, der aufgrund der Annahme der Idealität mit dem Maispreis des realen, physischen Handels ( $m_t^r$ ) übereinstimmt, und steht  $m_t^{ta}$  für den Maispreis im tatsächlichen Terminmarkt der Euronext Paris, so ergibt sich folgende Beziehung:

$$m_t^i = m_t^{ta} + \delta_t^m \quad (4a)$$

Analog gilt für den Weizen:

$$w_t^i = w_t^{ta} + \delta_t^w \quad (4b)$$

wobei  $\delta_t$  die jeweilige Modellunschärfe bezeichnet. Es wird davon ausgegangen, dass der Erwartungswert für  $\delta_t$  gleich Null ist, da andernfalls zwischen dem idealen (liquiden) und dem tatsächlichen Terminmarkt eine langfristige konstante Verschiebung um den Erwartungswert von  $\delta_t$  inkludieren würde. Aufgrund der marktabhängigen Größen Volumen und Open Interest in den entsprechenden Warenterminkontraktmärkten kann von einer deutlich höheren Varianz der Modellunschärfe beim Mais im Vergleich zum Weizen ausgegangen werden ( $\sigma_m^2 \gg \sigma_w^2$ ).

Unter der Annahme, dass die „Ähnlichkeit“ des Mais- und des Weizenmarktes eine langfristig lineare Beziehung gestattet, lässt sich der Zusammenhang zwischen Maiszeitreihe ( $m_t^{ta}$ ) und Weizenzeitreihe ( $w_t^{ta}$ ) als kurzfristige Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht darstellen:

$$m_t^{ta} = \alpha^{ta} + \beta^{ta} w_t^{ta} + \epsilon_t^{ta} \quad (5a)$$

Analog gilt für den idealen Markt:

$$m_t^i = \alpha^i + \beta^i w_t^i + \epsilon_t^i \quad (5b)$$

Da der Erwartungswert der  $\delta_t$  gleich Null ist, stimmen  $\alpha$  und  $\beta$  aus dem idealen Terminmarkt mit den beobachtbaren Werten aus dem tatsächlichen Terminmarkt überein, das heißt der ideale und der tatsächliche Markt stehen langfristig in gleicher Beziehung zueinander. Der Term  $\epsilon$  ist in beiden Fällen zumindest hinsichtlich der Standardabweichung gleich. Ihr Erwartungswert ist Null:

$$E(\epsilon_t) = 0, \text{Var}(\epsilon_t^i) = \text{Var}(\epsilon_t^{ta}) = \sigma_\epsilon^2 \quad (6)$$

Für den Fall, mit einem Portfolio aus Mais- und Weizenterminkontrakten einen physischen Bestand zu hedgen, wobei der Anteil der Maisteminkontrakte am Gesamtportfolio mit  $r$  bezeichnet wird, gilt die Beziehung

$$p_t^{ta} = r m_t^{ta} + (1 - r)(\alpha^i + \beta^i w_t^{ta}) \quad (7)$$

wobei der Term  $r$  für den Anteil der Maisteminkontrakte am Gesamtportfolio steht. Der restliche Teil des Portfolios besteht aus einem Weizen- und einem Cashanteil.

Zur weiteren Optimierung wird die Abweichung des Portfolios vom realen Maispreis, der durch den idealen Markt modelliert wird, minimiert. Für die Abweichung

$$\Delta_t = p_t^{ta} - m_t^i \quad (8)$$

ergibt sich nach Einsetzen und Umformen:

$$\Delta_t = -(r\delta_t^m + (1-r)(\beta^i\delta_t^w + \varepsilon_t^i)) \quad (9)$$

Sind dabei  $\delta_t^m$ ,  $\delta_t^w$  und  $\varepsilon_t^i$  unabhängig voneinander und stellen  $\sigma_m$ ,  $\sigma_w$  und  $\sigma_\varepsilon$  die jeweiligen Standardabweichungen dar ( $\sigma_m \gg \sigma_w$ ), so ergibt sich der risikominimierende Maisanteil  $r$  zu

$$r = \frac{\sigma_w^2 \beta^{i2} + \sigma_\varepsilon^2}{\sigma_m^2 + \sigma_w^2 \beta^{i2} + \sigma_\varepsilon^2} \quad (10)$$

Für eine konkrete Optimierung des Portfolios sind die Parameter  $\alpha^i$  und  $\beta^i$  sowie die Standardabweichungen von  $\delta_t^m$ ,  $\delta_t^w$  und  $\varepsilon_t^i$  zu ermitteln (vgl. Kapitel 2).

#### 4. Zusammenfassung, Ergebnisabschätzung und Ausblick

Es wird angenommen, dass ein idealisierter Markt den realen, physischen Preis identisch abbildet, jedoch inherent mit Markttiefenrisiken behaftet ist. Dieser Umstand schlägt sich in einer Modellunschärfe nieder, die den Unterschied zwischen dem zu Beginn angenommenem und dann tatsächlich erzieltem Preis verursacht (Gl. 4a, 4b). Außerdem besteht zwischen Mais und Weizen eine lineare Beziehung, wofür das langfristige Gleichgewicht bei kurzfristigen Abweichungen steht (Gl. 5a, 5b).

Der Anteil des Weizens am risikominimierenden Portfolio fällt umso kleiner aus, je größer die Standardabweichung von  $\varepsilon_t^i$  in Relation zu  $\sigma_t^m$  ist. Je volatiler das Preisrisiko in der kurzfristigen Differenz zwischen Mais und Weizen ausfällt, desto geringer wird der Weizenanteil am optimalen Portfolio sein. Anhand eines konkreten Zahlenbeispiels würde das bedeuten: Ist die Standardabweichung des Preisrisikos „Weizen“ 5-mal so hoch wie die Standardabweichung des Modellrisikos beim Mais (Relation 5:1), so ergibt sich eine obere Schranke für den Weizenanteil in Höhe von 3,8 Prozent. Dabei blieb die (geringfügige) Minderung, die aus dem weizenabhängigen Modellrisiko resultiert, unberücksichtigt. Wie allerdings in Kapitel 2 gezeigt wurde, hängt die Höhe des Liquiditätsrisikos auch von der Größe der Handelsposition ab.

Viele Arbeiten wurden in Erweiterung der Portfoliotheorie nach MARKOWITZ (1952) geschrieben, doch wurde der Implementierung des Liquiditätsrisikos bislang nur am Rande Beachtung geschenkt (VATH et al., 2007, 23). Diese Arbeit stellt eine Ergänzung zu den bereits existierenden dar, als dass sie für die beschriebene Problemstellung im Warenterminkontraktmarkt für europäischen Mais eine taugliche Methode zur Steigerung der Effizienz von Absicherungsgeschäften bietet.

Zu diskutieren bleibt noch die Wahl des Steigungsparameters  $\beta$ , da dessen Güte das Absicherungsverhältnis ebenfalls stark beeinflusst. Es kommen verschiedene Verfahren zu seiner Bestimmung in Betracht, deren Untersuchung in einer noch folgenden Arbeit vorgestellt wird.

## Literatur

- ANGELIDIS, T. und BENOS, A. (2006): Liquidity Adjusted Value-at-Risk Based on the Components of the Bid-Ask Spread. *Applied financial economics*, Vol. 16(11), 835-851.
- BANGIA, A., DIEBOLT, F., SCHUERMANN, T. und STROUGHAIR, D. (1998): Modeling Liquidity Risk with Implications for Traditional Market Risk Measurement and Management. *Financial Institutions Center at The Wharton School*.
- BERKOWITZ, J. (2000b): Incorporating Liquidity Risk into Value-at-Risk Models. *Journal of Derivatives*, University of California. Irvine.
- BOND, G. S., THOMPSON, S. R. und LEE, B. M. S. (1987): Application of a Simplified Hedging Rule. *Journal of Futures Markets* 7(1), 65-72.
- BRINKER, A., PARCELL, J., DHUYVETTER, K. und FRANKEN, J. (2009): Cross-Hedging Distillers Dried Grains Using Corn and Soybean Meal Futures Contracts. *Journal of Agribusiness* 27(1/2), 1-15.
- CASTELINO, MARK G., FRANCIS, JACK C. und WOLF, A. (1991): Cross Hedging, Basis Risk and Choice of the Optimal Hedge Vehicel. *Financial Review* 26(2): 179-210.
- COANDEY, D. (2001), Adjusting Value at Risk for Market Liquidity: 307-320.
- FABOZZI, F. J., FÜSS, R. und KAISER, D. G. (2008): The Handbook of Commodity Investing. New York: Wiley, 45-48.
- RAMLALL, I. (2009): Striving for the optimal hedge ratio. University of Mauritius. URL: <http://ssrn.com/abstract=1490570> (11. Mai 2012).
- GIOT, P. und GRAMMING, J. (2005): How large is liquidity risk in an automated auction market? *Die Bank*, 7, 485-489.
- KYLE, A. (1985): Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* Vol. 53, No. 6 (Nov. 1985), 1315-1335.

Ziegelbäck, Breuer

- LOEBNITZ, K. (2006): Market liquidity risk: elusive no more: defining and quantifying market liquidity risk. Rabobank Group. URL: <http://purl.utwente.nl/essays/582> (11. 05. 2012).
- MYERS, R. J. und THOMPSON, S. R. (1989): Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. American Journal of Agricultural Economics 71(4), 858-868.
- MARKOWITZ, H. M. (1952): Portfolio Selection: In: Journal of Finance. 7, 1952, 77-91.
- JARROW, R. und PROTTER, P., (2005a): Liquidity Risk and Risk Measure Computation. Cornell University.
- STANGE, S., (2009): Market Liquidity Risk. Dissertation an der technischen Universität München, Lehrstuhl für Finanzmanagement und Kapitalmärkte. München.
- VATH, V., MNIF M. und PHAM H. (2007): A model of optimal portfolio selection under liquidity risk and price impact. Finance and Stochastics Volume 11, Number 1 (2007), 51-90.

#### **Anschrift der Verfasser**

Mag. Martin Ziegelbäck  
hedging.eu  
Taxlberg 11, 4641 Steinhaus, Österreich  
Tel.: +43 699 127 22 000  
eMail: [ziegelbaeck@hedging.eu](mailto:ziegelbaeck@hedging.eu)

Ao.Univ.Prof. DI Dr. Günther Breuer  
Institut für Agrar- und Forstökonomie  
Feistmantelstraße 4, 1180 Wien  
Tel.: +43 1 45654-3554  
eMail: [guenther.breuer@boku.ac.at](mailto:guenther.breuer@boku.ac.at)



# The role of market makers in the Euronext milling wheat contract

MARTIN ZIEGELBAECK, GUENTHER BREUER

*University of Natural Resources and Life Sciences – BOKU, Vienna, Austria*

**Abstract:** The knowledge of transaction costs is important for market participants. Profits accrued while dealing in e.g. commodity futures do not just depend on the development of the futures or the underlying commodity, but on the transaction costs as well. In the commodity futures markets, transaction costs – usually addressed as the bid/ask spread – are influenced if not set by the market makers (liquidity providers) and other intermediaries that broker the contracts. This paper tests the assumption that liquidity providers have the ability to shift prices, and this ability is negatively correlated with the degree of competition. Using Roll's measure (1984) to estimate the bid/ask spread, the authors can show that liquidity providers do have an influence on prices. To put this result into context, the margin for market makers is calculated on the basis of transactions in wheat-futures at the Euronext Paris that took place in May 2012, ranges between 0.0047% and 0.0055%. It is within this margin that market-makers could influence market prices of the wheat contract.

**Key words:** market maker, milling wheat futures, roll's measure, transactions costs

Researchers devoted a vast amount of time to capture or anticipate the extent of transaction costs in the financial and commodity markets (e.g. Perrakis and Lefoll 2000). Transaction costs make a part of profitability and market volatility (Swidler and Diltz 1992); nevertheless, they are neglected in the most often used pricing model for (European) options, the Black-Scholes Model (Black and Scholes 1973). Transactions costs are usually addressed as the bid/ask spread, the difference between the price a market maker offers and the price he/she sells for (Bryant and Haigh 2002: 3). In general, transaction costs as measured via the bid/ask spread are expected to include the following components, (1) the costs of market making, (2) the costs for order processing, (3) adverse selection costs accrued when trading against the informed traders and the respective hedging costs to safeguard against such costs and, finally (4) the costs accrued for carrying an inventory (Engle and Neri 2010). Due to their rule over the bid/ask spread, some authors assume a market making position for liquidity providers that goes beyond the mere facilitating of dealing in a market (Rust and Hall 2003). In fact, they assume liquidity providers to have some power over prices.

This paper will test this assumption and exploit the fact that the market makers ability to influence markets and more important prices should be linked to trading volume as shown by Copeland and Galai (1983: 1467) who concluded from their early work on

the bid/ask spread that the bid/ask spread is a positive function of the price level and return variance and a negative function of the measures of market activity, depth, and continuity, and that the bid/ask spread is negatively correlated with the degree of competition. Similar results can be found in Lin et al (1995). This result is straightforward in many ways, e.g., it is apparent that the influence of an individual market maker is a function of the number of liquidity providers in the market. Furthermore, it is obvious that with the increasing liquidity and trade volumes, the influence of market makers diminishes (Grossman and Miller 1988). Accordingly, it is to be expected that the bid/ask spreads in narrow markets with low trading volumes are higher than in the broad markets with high trading volumes. This hypothesis will be tested using the data from the wheat futures market.

Commodity futures markets harbour a higher share of informed or sophisticated traders and usually they exhibit a lower trade volume than, e.g., stock markets. Accordingly, the authors use tick-data for wheat (EBM) sampled from the Euronext futures exchange in May 2012. Therefore, calculations are based on the information covering the trading activity for an entire month. The remainder of this paper is structured as follows. The next chapter will give a brief introduction about market makers and their role in commodity markets. Chapter Measuring the bid/ask spread the theory for the empirical test, mainly the

way to calculate the bid/ask spread, since the spread cannot be observed easily. In the last chapters, the authors discuss the results of the empirical test and will draw some conclusions and provide an outlook into further research.

## MARKET MAKERS

The typical strategy of a dealer is to buy (or sell) an instrument from (or to) a market user or another dealer and then sell (or buy) the replication portfolio or instruments to (or from) other market users or dealers so as to earn the bid-ask spread through buying low and selling high" (Tang and Li 2007: 49–50). Accordingly, profits gained by market makers mirror their ability to exploit arbitrage. Usually, they will buy from a public seller or from their inventory, reduce a long position or go short, to cover the risk attached to the deal. Vice-versa when they sell to a public buyer they will reduce a short position, go long or buy for their own inventory (Schwartz and Francioni 2004: 193). Accordingly, it can be hypothesise that their ability to influence prices, as described in chapter 1, depends on the number of well-informed traders. Despite this caveat, the number of authors who assign price setting powers to market makers is quite high. For example, Schwartz and Francioni (2004) equate market markers' attempts to rebalance their positions with influence on prices. Consequently a market makers ability to set prices will depend on the willingness of public buyers or sellers to follow his lead and, more so, it will depend on his buying and selling position relative to that of other sellers. Thus, it is possible to formulate two further expectations or hypothesis: A market marker's ability to influence prices depends on his relative position in the market as compared to other liquidity providers and on public traders' willingness to accept his price offers. Public trader's willingness to accept price offers, again, is a function of information and, hence, well-informed traders pose a risk to liquidity providers (Easley and O'Hara 1992: 206). Furthermore, liquidity providers are exposed by the publicity of their offers: Market makers posted publicly observable bid and ask prices, whereas the prices quotes by different middlemen are private information. Thus, they may fall victim to moral hazard as well, because middlemen will use the privacy of

their prices to undercut market makers' offers (Rust and Hall 2003: 355). Evidence gathered so far points to market makers rather being not able to influence market prices than the reverse. And, to make matters still worse, market makers due to their public scrutiny need to hide large positions from well-informed traders to avoid exploitation (Schwartz and Francioni 2004: 195). Furthermore, Rust and Hall (2003: 357) showed that liquidity provider can be successful only if transaction costs incurred are sufficiently high and lower than transaction costs incurred by middlemen. It is possible to treat middlemen like well-informed traders and model the problem of middlemen as a problem of adverse selection, hence, their success depends on the number of middlemen around and the transaction costs they charge (Glosten and Milgrom 1985: 77). The question, whether market makers are able to set or influence market prices,<sup>1</sup> thus, revolves around their ability to impose bid/ask spreads that do more than just cover the costs incurred by market makers and provide a rather handsome profit. Therefore a measure needs to be found that captures transaction costs as present in the bid/ask spread, to test the hypotheses that (a) their influence is rather low in commodity futures markets and (b) varies with trading volume.

## MEASURING THE BID/ASK SPREAD

Transaction costs in commodity futures markets are not reported openly. This lack of data for the bid/ask spread leads to a number of measures aimed at estimating the bid/ask spread. The question, however, how to address the problem of estimating the bid/ask spread has not been answered unanimously. Some authors voted for a theoretical foundation to argue the case of a particular bid/ask spread estimator (Choi et al. 1988; Chu et al. 1996), some compared estimated patterns for bid/ask spreads to probability distributions in order to gain a sense of validity and reliability (Thompson and Waller 1988), others made use of newly developed simulation techniques, like Monte Carlo Simulations to provide some evidence for the reliability of a particular estimator of the bid/ask spread (George et al. 1991; Smith and Whaley 1994). Studies of authors which were able to compare estimators to effective bid/ask spreads showed a more or less poor performance of estimators.<sup>2</sup> However, this

<sup>1</sup>This points to Copeland and Galai's result that a market maker's price impact is linked to trading volume; Copeland and Galai (1983: 1467).

<sup>2</sup>Locke and Venkatesch (1997) found unanimously poor performance among bid/ask spread estimators, Bryant and Haigh (2002) showed quite diverse performances that saw some estimators perform better than others when daily

is only a research impediment, if one will analyse the bid/ask spread as such. The present paper attempts no such thing. It is not interested in absolute terms but in relative terms, in the co-variation of trade volumes and bid/ask spreads which, if it were to be found, will be taken as an indicator for market makers' ability to influence market prices. Accordingly, a suitable estimator needs to be found.

Estimators range in complexity and with respect to the assumptions upon which they are based. Usually Roll's estimator (Roll 1984) provides some kind of starting point for the development of other estimators which is usually done by relaxing or abandoning one or more of the assumptions, made by Roll. In his paper, Roll makes the following assumptions (Roll 1984: 1128):

- Markets are information-efficient;
- Price changes follow a stationary probability distribution;
- All buyers or sellers in the market make use of liquidity providers and market makers maintain a constant spread;
- Successive transactions are sales or purchases with equal probability.

It is possible to dispute all assumptions made by Roll, however, since every estimator is a more or less good approximation to the real state, it is not necessary to start from more or less feasible assumptions if the aim is to analyse relations rather than absolute numbers. Hence, in this section the authors will briefly discuss some of the alternative estimators developed with reference to Roll, however, the authors will use Roll's estimator which has proven himself to have some really advantageous statistical properties that make it first choice for analysing relations between bid/ask spreads and trading volumes for example (Harris 1990).

Chu, Ding and Pyun suggest an estimator that is based on the relaxation of Roll's fourth assumption (Chu et al. 1996). Since the fourth assumption states that subsequent transactions will be sales and purchases with equal probability, Chu, Ding and Pyun need parameters to model deviating probabilities for sales and purchases. Accordingly, their estimator includes two new parameter,  $\alpha$  and  $\delta$ , that cover different probabilities for deviating successions of prices with respect to the previous transaction,  $\delta$  and with respect to the next transaction,  $\alpha$  (Chu et al.

1996: 22). This being the only difference to Roll's estimator and the qualification of the succession of prices being not important for this paper, Chu, Ding and Pyun's estimator will not be used.

Another estimator proposed by Thompson and Waller (1988) swaps the calculation of nominal bid/ask spreads for the calculation of effective bid/ask spreads. In this paper, however, nominal spreads are of little interest, accordingly, Thompson and Waller's estimator will not be used either. Finally, Smith and Walley provided an estimator for an effective bid/ask spread which also accounts for true price change effects (Thompson and Waller 1988: 187), because Smith and Walley start from nominal bid/ask spreads as do Chu, Ding and Pyun. To arrive at the intended result, Smith and Walley make a number of assumptions, amongst them the assumption that the expected value of true price changes is zero, while variance is not. In other words, they assumed a normal distribution which is, given the skewed distributions normally observed in commodity markets a rather courageous assumption (Thompson and Waller 1988: 186). And it is the criterion to not consider Thompson and Waller's estimator in this paper. Hence, calculations in this paper will be based on Roll's estimator which is a straight forward and easy to calculate estimator, which makes it all the more useful when handling large data sets.

Not only is the Roll estimator a useful estimator to investigate whether there is size-depending covariance between bid/ask spreads, it is an elegant estimator as well, because the "spread can be inferred from a sequence of price changes simply by computing and transforming the serial covariance. If percentage returns, rather than first differences of prices which are used in these calculations, we will obtain an estimate of the percentage bid-ask spread" (Roll 1984: 1130). Accordingly, the estimator for the effective spread is calculated as follows:

$$s_{j,t} = 2 \sqrt{-\text{cov}(\Delta p_t, \Delta p_{t-1})}$$

To calculate the percentage bid/ask spread it is only necessary to increase the constant by 100.

$$s_{j,t} = 200 \sqrt{-\text{cov}(\Delta p_t, \Delta p_{t-1})}$$

The next chapter will apply the Roll estimator to all traded Wheat futures contracts (Contract syntax: EBM), collected at the Euronext exchange for the entirety of May, 2012.

---

averages had been estimated, while the other estimators performed better when weekly averages were computed. Taken together, the results show that there is no single estimator that recommends it above the others.

## MARKET MAKERS INFLUENCE IN THE MARKET

To check whether liquidity provider do have an impact on market prices and if so, if this impact depends on the traded volume, a number of analysis have been performed using data from the Euronext commodity futures exchange for May 2012. That sample period was considered because monthly volatility was close to the average of a 36 month period. Altogether 71845 transactions have been included in the analyses, which is the entire amount of transactions for this time span. Analyses were designed to lead up to a coefficient that shows the correlation between Roll's Measure for the bid/ask spread and trading volume. Table 1 display the diverse steps of the calculation and provides a number of descriptive figures that lead to a clear cut result: trading volume does indeed and to a large extent influence transaction costs. Therefore, it can be assumed that the opportunity space for market makers decreases with trading volume. Put differently: with increasing volumes of trade, Roll's Measure decreases in value, which means, they lost their ability to charge higher transaction costs with increasing volumes of trade.

The first two rows of Table 1 report the average amount of change in prices that took place in May 2012 and its standard deviation. As can be seen, prices are quite volatile. Descriptive data for price per unit (volume/price) show even more volatility, while the average numbers of contracts concluded within a month do not deviate too much. Stepwise calculation shows the respective values for the calculation of co-variances and regression coefficients for the relation between price change and price per unit. It shows that bigger price changes tend to go along with bigger trade volumes,

which gives the first hint that there is a relationship between the bid/ask spread and the traded volume. RM provides results for Rolls estimator of the bid/ask spread. Looking at the values it has to be kept in mind that no standardization has been made. Hence, the numerical values do not tell too much. However, the main result displayed in Table 1 is telling. It shows a strong correlation between the extent of the bid/ask spread and the traded volume. The higher the volume, the lower the bid/ask spread. This result is a firm confirmation of the hypothesis tested in this paper. It means that market makers can exert more influence over prices when trading volumes are low. With increasing trading volumes liquidity providers' influence on prices seems to vanish. This result is based on data for a commodity futures market, that traditionally show lower transaction frequency and transaction volumes than stock markets. Hence, one can assume that their influence on prices is even lower in stock markets.

## CONCLUSIONS

The influence on prices varies and is reversely related to trading volume. The correlation between trading volume and market makers' influence is quite strong and accounts to almost 20% of total variance. The fact that liquidity providers can exert a certain influence over prices can be attributed to their task of providing liquidity to a market (Grossman and Miller 1988; Comerton-Forde et al. 2010). The narrower the market, the more expensive the liquidity provided. However, to put this result into context, the margin for market makers as calculated on the basis of transactions in wheat-futures that took place in May 2012 ranges between 0.0047% and 0.0055%. It is

Table 1. Relationship between bid/ask spread and trading volume – step wise representation of results

|                     |              | Month        | Week 1       | Week 2       | Week 3       | Week 4       | Average per week |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------------------|
| Price change        | mean         | 587 274.87   | 604 825.26   | 539 797.90   | 558 416.50   | 628 437.93   | 582 869.40       |
|                     | Stddv        | 910 192.20   | 883 269.31   | 890 741.94   | 922 667.95   | 923 604.81   | 905 071.00       |
| Volume/price        | mean         | 782 894.37   | 736 276.28   | 765 866.77   | 850 756.42   | 850 909.02   | 800 952.12       |
|                     | Stddv        | 910 192.20   | 730 362.85   | 749 598.02   | 804 468.63   | 809 904.30   | 773 583.45       |
| Volume              | mean         | 10.922939    | 10.004060    | 11.918936    | 11.283115    | 9.6123260    | 10.704609        |
|                     | covariance   | -1.93721E+11 | -1.67698E+11 | -1.77095E+11 | -2.07534E+11 | -2.41479E+11 | -1.9845E+11      |
|                     | regression b | -0.278056072 | -0.259979242 | -0.265249452 | -0.279609499 | -0.312104118 | -0.27923558      |
| RM (Roll's Measure) |              | 880 275.58   | 819 018.56   | 841 654.26   | 911 116.90   | 982 810.08   | 890 957.76       |
|                     | correlation  | -0.41283388  |              |              |              |              |                  |

within this margin that market-makers can influence market prices. Accordingly, the results should not be overestimated. Furthermore, results have to be put into perspective insofar as only one of the three variables identified as those influencing market-makers ability to make the market have been tested for. It remains to be examined how competition and the number of market makers influence their ability to charge prices depending on the volume of trade. Finally, impact of well-informed traders could not be tested. Therefore it would have been possible to include random variables in the analysis and compare results, e.g., against a *t*-distribution to check for any kind of impact that can be attributed to adverse selection.

## REFERENCES

- Black F., Scholes M. (1973): The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81: 637–654.
- Bryant H.L., Haigh M.S. (2002): Bid-Ask Spreads in Commodity Futures Markets. Department of Agricultural and Resource Economics, University of Maryland.
- Choi J.Y., Salandro D., Shastri K. (1988): On the estimation of bid-ask spread: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23: 219–230.
- Chu Q.C., Ding D.K., Pyun C.S. (1996): Bid-ask bounce and spreads in the foreign exchange market. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6: 19–37.
- Coleman J.S. (1990): Foundations of Social Theory. Harvard University Press, Cambridge.
- Comerton-Forde C., Hendershott T., Jones C.M., Moulton P.C., Seasholes M.S. (2010): Time variation in liquidity: the role of market-maker inventories and revenues. *Journal of Finance*, 65: 295–331.
- Copeland T.E., Galai D. (1983): Information effects on the bid-ask spread. *Journal of Finance*, 38: 1457–1469.
- Easley D., O'Hara M. (1992): Adverse selection and large trade volumes: the implications for market efficiency. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27: 185–208.
- Engle R., Neri B. (2010): The Impact of Hedging Costs on the Bid and Ask Spread in the Options Market. Available at <https://files.nyu.edu/bpn207/public/Research/DHT/DHT.pdf>
- George T.J., Kaul G, Nimalendran M. (1991): Estimation of the bid-ask spread and its components: a new approach. *Review of Financial Studies*, 4: 623–656.
- Glosten L., Milgrom P.R. (1985): Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of Financial Economics*, 14: 71–100.
- Grossman S.J., Miller M.H. (1988): Liquidity and market structure. *Journal of Finance*, 43: 617–633.
- Harris L. (1990): Statistical properties of the roll serial covariance bid/ask spread estimator. *Journal of Finance*, 45: 579–590.
- Locke P.R., Venkatesh P.C. (1997): Futures market transaction costs. *Journal of Futures Markets*, 17: 229–245.
- Lin J.-C., Sanger G.C., Booth G.G. (1995): Trade size and components of the bid-ask spread. *Review of Financial Studies*, 8: 1153–1183.
- Perrakis S., Lefoll J. (2000): Option pricing and replication with transaction costs and dividends. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24: 1527–1561.
- Roll R. (1984): A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *Journal of Finance*, 39: 1127–1139.
- Rust J., Hall G. (2003): Middlemen Versus market makers: a theory of competitive exchange. *Journal of Political Economy*, 111: 353–403.
- Schwartz R.A., Francioni R. (2004): *Equity Markets in Action: The Fundamentals of Liquidity, Market Structure and Trading*. Wiley & Sons, Inc., New Jersey.
- Smith T., Whaley R.E. (1994): Estimating the effective bid/ask spread from time and sales data. *Journal of Futures Markets*, 14: 437–455.
- Swidler S., Diltz D. (1992): Implied volatilities and transaction costs. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27: 437–447.
- Tang Y., Li B. (2007): *Quantitative Analysis, Derivatives Modelling, and Trading Strategies in the Presence of Counterparty Credit Risk for the Fixed-income Market*. World Scientific Publishing, London.
- Thompson S., Waller M.L. (1988): Determinants of Liquidity Costs in Commodity Futures Markets. Paper No. 172, Centre for the Study of Future Markets, Columbia University.

Received: 12<sup>th</sup> May 2013

Accepted: 30<sup>th</sup> May 2013

---

### Contact address:

Martin Ziegelbaeck, Guenther Breuer, **University of Natural Resources and Life Sciences, Vienna**,  
Gregor Mendel Straße 33, A-1180 Vienna, Austria  
e-mail: ziegelbaeck@hedging.eu, guenter.breuer@boku.ac.at



# Arbitrage hedging in the markets for the US lean hogs and the EU live pigs

MARTIN ZIEGELBÄCK<sup>1</sup>, GREGOR KASTNER<sup>2</sup>

<sup>1</sup>*Department of Economics and Social Sciences, University of Natural Resources and Life Sciences – BOKU, Vienna, Austria*

<sup>2</sup>*Institute for Statistics and Mathematics, WU Vienna University of Economics and Business, Vienna, Austria*

**Abstract:** The paper describes an attempt to gain insight into the relationship between cash and futures markets for the US lean hogs and the EU live pigs, and the opportunity of arbitrage hedging. In doing so, the authors use newer methods of the threshold cointegration analysis for time series from 1999 until 2008. Besides the existence of a long-run equilibrium, asymmetric price adjustments can be demonstrated. This is especially the case for the EU live pigs, where price variations of the basis are higher and exhibit a lower standard deviation. The results also perfectly show that cash prices follow the futures market more than the other way round. Furthermore, a grid search has revealed that the residual-based threshold in either market is near zero and thus coherent with the economic interpretation. Thus, at least theoretically, arbitrageurs in those markets are able to exploit the price differences between the two markets and reap the no-risk monetary benefit. Hence, the results are in line with the statement that “speculating the basis” generates a better return.

**Key words:** futures market, pig market, risk management, threshold cointegration analysis

Producers of agricultural commodities generally are exposed to the price and production risk over time. Due to the immutable fact that price and production volatility increase the variability of revenues, many agricultural producers nowadays conceive risk management as an indispensable tool of their management strategies. One way of alleviating these risks is to engage in the commodity futures exchange markets. Moreover, the use of arbitrage hedging is a considerable tool to reap the benefits of the differences in prices between different markets. Lesser (1993) has already realized the importance of selective hedging by claiming that “selective hedging is a more complex undertaking since it requires ongoing evaluations of when to place or lift a hedge” (Lesser 1993), a task quite heavily eased by the fact that “the rational for the use of selective hedging is that, at least in the short term, the forward rate has been found to be a biased predictor of the future spot rate” (Buckley 2004). This finding leads to the work of Working (1962) and his observation that changes in futures markets somehow reflect or correlate with the changes in spot markets. In other words, future and spot markets are interconnected and the opportunity of arbitrage hedging is prevalent. Errera and Brown (2002) define arbitrage hedging as follows: “Not all changes in basis are random and

unpredictable. The tendency of the basis to narrow over time at a fairly predictable rate gives rise for an opportunity for some hedges to profit consistently. *This is called arbitrage hedging.* In a carrying charge market, which is the most common for agricultural and industrial commodities, short hedgers consistently gain as the basis narrows over time and long hedgers consistently lose. The effect is for futures markets to pay all or a part of the storage costs” (Errera and Brown 2002). This quotation is in line with Castelino (2000), who shows that hedging is often a vehicle to speculate and not an instrument to reduce price risks. It is also argued that the commodity futures risk premium is associated with the producer hedging demand and the capital constrained speculation (Acharya et al. 2010).

While the goal of this article is to detect the opportunities of arbitrage hedging for the production of lean hogs in two markets, it is of utmost importance to understand the two classic views on the behaviour of commodity forward and future prices in general. Forward contracting is usually applied for *hedging* a pre-existing risk and for *speculating* on certain price movements. In essence, the *normal backwardation theory* and the *theory of storage* explain the relationship between the spot and the futures prices in commodity markets.

Keynes (1930) developed a theory postulating that speculators, who go long for a commodity future position, insist on obtaining a risk premium for hedging the spot price exposure of producers. Hence, the risk premium rises in line with the demand pressure from hedgers and consequently should be linked to the observed hedger and speculator positions in the commodity forward markets. The essence of this theory is termed *normal backwardation* and has been empirically proven by several academics, e.g. Chang (1985), Bessembinder (1992), de Roon et al. (2000).

The *theory of storage* differs from the one mentioned above in the sense that forward prices are mainly based on the optimal inventory management (e.g. Acharya et al. 2010). Basically, the theory claims that "the return from purchasing the commodity today and selling it for delivery later (the so-called basis) equals the interest forgone by storing the commodity plus the marginal storage cost less the marginal convenience yield from an additional unit of inventory" (Stronzik et al. 2008). Basically, the convenience yield is inversely related to inventories. In other words, the higher the level of stored commodities the lower the value from storing an additional unit.

However, the article at hand tries to determine the opportunity of arbitrage hedging with lean hogs, which are defined as non-storable commodities. In this case, hedging opportunities differ substantially from those for storable commodities. Generally, futures prices of non-storable commodities incorporate only market expectations of the future supply and demand conditions (Emmons and Yeager 2002). In contrast to storable commodities, non-storable commodities are characterized by the immutable fact that the quantity or quality change frequently. Hence, it is argued that future prices are considered to be a perfect forecasting tool for non-storable commodities.

Nevertheless, it must be noted that future prices of these commodities can significantly diverge from spot prices due to the changes in supply or demand. Furthermore, Benth and Meyer-Brandis (2009) have found out that "derivation of forward prices on non-storable-commodities using only information generated by the spot price is fundamentally wrong" (Benth and Meyer-Brandis 2009). In other words, the derivation of forward prices on non-storable-commodities fails to consider the forward-looking information.

While there is an evident lack of economic theory, already claimed from Carter (1999), a lot of research was done to calculate better performing hedge ratios. A very well established approach was conceived by Bond et al. (1987):  $\frac{X}{Q} = \frac{\text{Cov}(P, F)}{\text{Var}(F)}$ , where  $X$  is the

number of contracts,  $Q$  the physical quantity,  $P$  the spot price, and  $F$  the futures price. "The ratio  $X/Q$  defines the proportion of commodity stocks that is covered by a short futures contract and is referred to as hedge ratio" (Bond et al 1987). This approach has survived until today, e.g. when Kaur and Rao (2010) determine the coherence between spot- and futures prices for four different commodities with correlation analyses. In their paper, they reveal a substantial potential for arbitrage (Kaur and Rao 2010). For the efficiency of (arbitrage) hedging strategies, a more recent evidence – with respect to decreasing losses or increasing cash flow – can be found in Manfredo and Leuthold (2001) for the Value at Risk (VaR) measure, in Coffey et al. (2000) for grain by-products and different performance measures; for a Bayesian framework that abstains from historical data in Shi and Irwin (2004); and for Soybeans in the South and – again – different performance measures in Sayle et al. (2006). However, as discussed above, Coffey et al. (2002) show that the efficiency of hedging strategies depends on the locality, i.e. the efficiency of a hedging strategy at the CME (Chicago Mercantile Exchange) may vary with the locality of the spot market. Arbitrage hedging, as it appears, promises to amend profit and market risk for commodity producers, however, the concrete performance of hedging depends on space and strategy. Against the background of these results, this paper will investigate the temporal price differences in the US and German pig markets in order to examine the evidence of arbitrage possibilities. Hence the problem statement will be as followed: *Do arbitrage hedging opportunities for non-storable commodities exist?*

## US-AMERICAN AND EUROPEAN HOG MARKETS

Considerable differences between those two markets are not only manifested by the market size, but also by the applied method for price determination. The US production of pork (carcass weight equivalent) was at 10.44 million tons in 2009 (USDA 2010). Lawrence (2010) detected for the first quarter in the year 2010 that the proportion of pigs, marketed at the spot market, is not more than 20 000 to 30 000 hogs per day, or 5% to 7% of the whole market volume (17% in 2002). Packer-owned hogs, going to their own plant, represent 26% of hogs marketed, while different forms of marketing contracts accounted for approximately 60% of the market hogs sold. "The largest single market contract category is the 'hog or pork market formula' meaning that the

transaction price in the contract is tied to the spot market for hogs or wholesale pork" (Lawrence 2010). This is in conformity with the statements of Chan and Lien (2001), indicating that the futures market is leading the cash market. The importance of the futures market for lean hogs at the CME is also acknowledged by the open interest, which was 97 333 in November 2010 (contract size: 40 000 pounds or approximately 18 tons).

Production of the EU-27 amounted to 22.29 million tons in 2009 (Eurostat 2010). Marketing in the most important production areas is predominantly done at the cash market, whereby the published quotes are ascertained by auction (France)<sup>1</sup>, by announcement (Germany)<sup>2</sup>, or by negotiation (Spain)<sup>3</sup>. Marketing is done corporatively by producers in Denmark (Danish Crown) and the Netherlands (Vion).

The first German futures contract for live pigs was launched in 1998 at the Warenterminbörs (WTB) Hannover, which later transformed into the Risk Management Exchange (RMX), and still suffers from a very low Open Interest (< 1000).

## METHOD

The concept of cointegration has emerged as a powerful technique for analyzing the non-stationary time series and offers a sound methodology for modelling both long run and short run dynamics in a system (Chen et al. 2005). Basically, this method is based on the fact that two (or more) variables can exhibit a linear relationship to one another which is stationary, even though the variables per se are non-stationary. "This definition leads to interesting interpretations as the variables can then be interpreted to have a stable relationship (a long-run equilibrium), can be represented in an vector error-correction model, and share a common stochastic trend" (Stigler 2012).

As illustrated by Stigler (2012), the cointegration concept gained a significant interest with the so-called Granger representation theorem, which states that cointegrated variables have a vector error correction model (VECM) representation that can be seen as a vector autoregressive (VAR) model including a variable representing the deviations from the long-run equilibrium. This VECM representation is particularly interesting as it allows estimating how the variables adjust deviations towards the long-run equilibrium.

To illustrate these ideas, let  $X_t$  and  $Y_t$  denote two random variables at time  $t$ , both of which may be integrated of order one. The cointegrating relationship is defined as

$$X_t = \beta Y_t + ECT_t$$

where  $\beta$ , the cointegration coefficient, is estimated from the data, and  $ECT_t$ , the time-varying error correction term, captures the deviation from the equilibrium relationship between the two variables at time  $t$ . In order to ensure that the two variables are cointegrated, the distribution of  $ECT_t$  must be stationary and can thus be used as a regressor for predicting the future price changes  $\Delta X_{t+1}$  and  $\Delta Y_{t+1}$ .

Because the impact of the error correction term on future price changes is not necessarily linear, Balke and Fomby (1997) extended the original idea of linear cointegration to the concept of *threshold* cointegration. Here, the impact of  $ECT_t$  on future price changes may vary for different values of  $ECT_t$ . This approach has received recent attention in agribusiness applications, see e.g. Peri and Baldi (2010) or Ziegelbäck and Kastner (2011).

The following equation displays a threshold vector error correction model (TVECM) with the error correction term split into two regimes (high and low). Both regimes contain distinct constants, regression coefficients and VAR(1) terms.

$$\begin{bmatrix} \Delta X_t \\ \Delta Y_t \end{bmatrix} = \left\{ \begin{bmatrix} c_{1L} \\ c_{2L} \\ c_{1H} \\ c_{2H} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{XL} \\ a_{YL} \\ a_{XH} \\ a_{YH} \end{bmatrix} \right\} ECT_{t-1} + \begin{bmatrix} b_{11L} & b_{12L} \\ b_{21L} & b_{22L} \\ b_{11H} & b_{12H} \\ b_{21H} & b_{22H} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1} \\ \Delta Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{XL} \\ \varepsilon_t^{YL} \\ \varepsilon_t^{XH} \\ \varepsilon_t^{YH} \end{bmatrix}$$

$$ECT_{t-1} = (1, -\beta) \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix}$$

<sup>1</sup>Approximately 80 000 hogs are placed at the Marché du pork Breton (Plerin) per week. This represents around 10% of the total French market volume. The average price of this video auction is published ([www.marche-pork-breton.com](http://www.marche-pork-breton.com)).

<sup>2</sup>25 producer organizations submit their anticipated subjective trading price for the following week. The median is published as a reference price. Vereinigung der Erzeugergemeinschaften für Vieh und Fleisch e. V. available at [www.vezf.de](http://www.vezf.de).

<sup>3</sup>Representatives of producers and processors agree on an equilibrium price for a week, based on the evident supply and demand numbers. Available at [www.mercolleida.com](http://www.mercolleida.com).

The practical importance of cointegration models for the financial time series derives from the fact that while the correlation analysis of *returns* serves as the traditional starting point for the portfolio risk management, cointegration is also based on the *raw price*. “Since high correlation alone is not sufficient to ensure the long-term performance of hedges, there is a need to augment standard-risk modelling methodologies to take account of common long-term trends in prices. This is exactly what cointegration provides. It extends the traditional models to include a preliminary stage in which the multivariate price data are analyzed, and then augments the correlation analysis to include the dynamics and causal flows between returns” (Alexander 1999). Based on the elaboration mentioned above, we will apply the threshold cointegration model to our data in order to detect hedging opportunities within hog markets in Europe and the USA.

## EMPIRICAL ANALYSIS

The sample under study consists of data for live pigs contracts at the Risk Management Exchange (RMX) Hannover, and contracts for lean hogs at the Chicago Mercantile Exchange (CME). The data base was arranged according to the one-month (nearest) maturity daily closing prices and it covers the period from January 04, 1999 to December 30, 2008<sup>4</sup>. Prices are given in Euro per 1 kg, respectively in USD per 1 pound and have been converted to natural logarithms for a further exploration. Closing prices of each trading day are combined with the respective spot prices of the German “Vereinigungspreis”<sup>5</sup> (2518 data points) and the CME Lean Hog index<sup>6</sup> (2524 data points).

We start our analysis by conducting a Phillips-Ouliaris test for the two markets, implemented in *R* as *po.test* in the package *tseries* by Trapletti and Hornik (2011). Both for the US and the European market, we find highly significant evidence (*p*-value << 0.01) against the null hypothesis that either time series is not cointegrated. Furthermore, we test the null of linear cointegration against the threshold cointegration, following Hansen and Seo (2002), implemented as the TVECM.HSTest in the package *tsDyn* by Stigler (2012). Here, we obtain highly significant evidence (bootstrap *p*-value << 0.01) against the linear cointegration for the US market, and strong evidence against

the null for the European market with a *p*-value of 0.042. These results show that both the US and EU market most likely depict nonlinear cointegration features, causing an asymmetric behaviour.

Estimation of the TVECM coefficients with two regimes is conducted using TVECM() in *tsDyn*, which yields an estimated cointegration coefficient of  $\beta = 0.996$  for the US lean hogs and  $\beta = 0.993$  for the EU live pigs. Thus, the rounded error correction term for both markets simplifies to the difference between the cash and futures price at time  $t$ ,

$$ECT_t \approx Cash_t - Future_t$$

The estimated TVECMs are presented below, whereas the threshold between high and low regimes is determined by minimizing the sum of squared residuals. The corresponding *p*-values are given in the parentheses.

### US Lean Hogs

Regime 1 (low,  $ECT_t < 0.012$ , 50% of all cases)

$$\begin{aligned} \Delta Cash_t = & 0.001_{(0.001)} - 0.023_{(<0.001)} ECT_{t-1} + 0.731_{(<0.001)} \Delta Cash_{t-1} \\ & + 0.042_{(<0.001)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{XL} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta Future_t = & 0.001_{(0.151)} + 0.016_{(0.0254)} ECT_{t-1} - 0.018_{(0.737)} \Delta Cash_{t-1} \\ & + 0.051_{(0.083)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{YL} \end{aligned}$$

Regime 2 (high,  $ECT_t \geq 0.012$ , 50% of all cases)

$$\begin{aligned} \Delta Cash_t = & -0.001_{(0.011)} - 0.016_{(<0.001)} ECT_{t-1} + 0.762_{(<0.001)} \Delta Cash_{t-1} \\ & + 0.055_{(<0.001)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{XH} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta Future_t = & -0.002_{(0.144)} + 0.030_{(0.054)} ECT_{t-1} + 0.131_{(0.044)} \Delta Cash_{t-1} \\ & + 0.050_{(0.098)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{YH} \end{aligned}$$

### EU live pigs

Regime 1 (low,  $ECT_t < -0.005$ , 40.1% of all cases)

$$\begin{aligned} \Delta Cash_t = & -0.002_{(0.013)} - 0.133_{(<0.001)} ECT_{t-1} + 0.001_{(0.964)} \Delta Cash_{t-1} \\ & + 0.167_{(<0.001)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{XL} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta Future_t = & -0.002_{(0.055)} + 0.037_{(0.100)} ECT_{t-1} + 0.003_{(0.917)} \Delta Cash_{t-1} \\ & + 0.145_{(<0.001)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{YL} \end{aligned}$$

<sup>4</sup>The contract specifications have changed in 2009, therefore the time series were cut at this time point.

<sup>5</sup>The Central-European Lean Hog Index is only available since 2005, therefore, a leading German spot price was chosen.

<sup>6</sup>Lean hog futures contracts are cash-settled to the CME Lean Hog Index, a two-day weighted average of the United States Department of Agriculture (USDA) cash prices for the producer-sold swine or the pork market formula transactions.

Regime 2 (high,  $ECT_t \geq -0.005$ , 59.9% of all cases)

$$\Delta Cash_t = 0.001_{(0.003)} - 0.130_{(<0.001)} ECT_{t-1} + 0.014_{(0.592)} \Delta Cash_{t-1} \\ + 0.095_{(<0.001)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{XH}$$

$$\Delta Future_t = 0.001_{(0.232)} + 0.063_{(<0.001)} ECT_{t-1} + 0.049_{(0.111)} \Delta Cash_{t-1} \\ + 0.128_{(<0.001)} \Delta Future_{t-1} + \varepsilon_t^{YH}$$

The threshold for the error correction term in each market lies around zero, which in essence means that the “low” regime (1) roughly corresponds to the periods when the cash price is lower than the futures price. Vice versa, the “high” regime (2) corresponds to the periods when the cash price is higher than the futures price. This threshold divides the US market into two equally sized states, while the EU market is split in the ratio of 4 : 6. Figure 1 shows the price spreads between the cash and futures markets and the distribution of scenarios along the time axis, indicated by solid dots on the bottom of the graph. A “low” dot corresponds to the first regime; a “high” dot corresponds to the second regime. Note that the regimes in the US market tend to be slightly more stable over time than those in the EU market, which switch more frequently. Looking at the vertical axis, it can be recognized that the volatility of deviations between the cash and futures market is larger in the US ( $sd = 0.069$ ) than in the EU ( $sd = 0.034$ ).

Investigating the estimated TVECM coefficients for the US market reveals several insights: Firstly, we observe that the cash market is statistically sig-

nificantly predictable in both regimes. We expect a positive change in the lean hog price when observing a positive change in the futures price the day before, and we also observe a noticeably strong autocorrelation (i.e. the dependence of  $\Delta Cash_t$  on  $ECT_{t-1}$ ). The dependence of  $\Delta Cash_t$  on  $ECT_{t-1}$  is highly significant in both regimes while being slightly stronger in regime 1. This means that the cash price of the US lean hogs is drawn towards the long run equilibrium in both regimes, however, a somewhat stronger in times of a comparably low cash value. Secondly, while observing a similar tendency for the futures market, we see a strikingly less correlation on the past values. Observing the dependence of  $\Delta Future_t$  on  $ECT_{t-1}$ , we find positive regression coefficients, indicating again a tendency towards the long run equilibrium. Notice, however, that when the futures price is comparably high (regime 1), this tendency is clearly not significant. Interestingly, an evident asymmetry effect in the terms of dependence on  $\Delta Cash_{t-1}$  is present: While there is hardly any effect of the past cash price changes in regime 1, this effect is significantly present in regime 2. Thus, the past changes in cash price seem to affect the futures prices in this market mainly if the cash price is “leading”, i.e. high in comparison to the futures price. These results imply that the prices for US spot lean hogs follow the CME futures contract market more than the other way round. A trend towards the long-run equilibrium can clearly be seen in both markets, its strength, however, differs and also exhibits an asymmetry with respect to the two regimes.

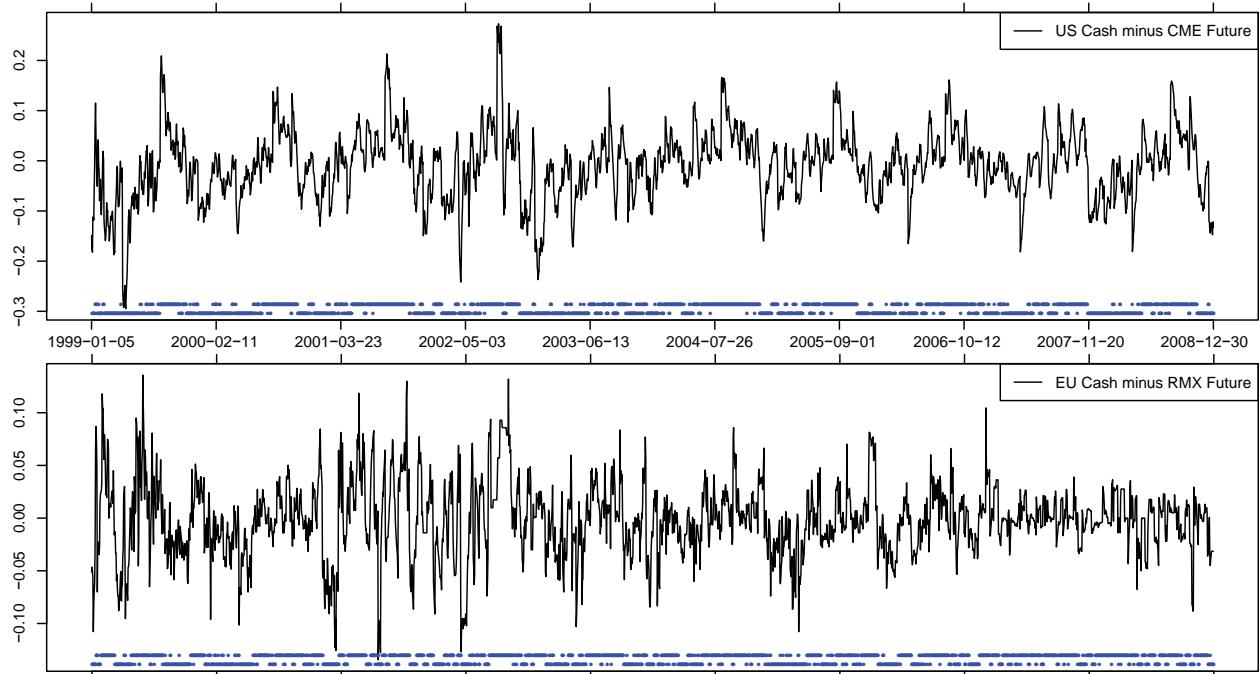


Figure 1. Spread between the cash and futures market

In the European market, a similar overall picture can be observed – note that the signs of all statistically significant coefficients (excluding constants) are the same. As before, we see a tendency towards the long run equilibrium for both series, with an asymmetric behaviour in the futures market. Here, the dependence of  $\Delta Future_t$  on  $ECT_{t-1}$  in regime 2 amounts to almost twice the value in regime 1. This means that the error correction term is “pulling the futures price back up” more strongly when this price itself is low. Also, we see striking evidence that the futures market leads the cash market in both regimes, with the effect size being more pronounced in regime 1. Nevertheless, some noticeable differences exist: Firstly, neither the cash nor the futures price changes depend significantly on  $\Delta Cash_{t-1}$ . This is, however, not surprising, since the cash prices for live pigs in the EU are fixed for a whole week and thus obviously do not serve as good predictors. Secondly,  $\Delta Future_{t-1}$  serves as a highly significant predictor for all price changes in both regimes, meaning that the EU futures market exhibits a stronger autocorrelation than its US analog.

## CONCLUSION

Applying a threshold cointegration model, we have shown that a long-run equilibrium between the cash and futures markets for the US lean hogs market and the EU live pigs markets exists. Furthermore, we have demonstrated that certain asymmetric movements occur between these price-pairs. A tendency of the cash and futures prices to push towards each other at a fairly predictable rate can be observed, which gives rise to an opportunity to hedgers to obtain better results. Grid search has revealed that the residual-based threshold in either market is near zero in both cases and thus coherent with the economic interpretation. These results have been statistically significant. The paper shows that the opportunity of arbitrage hedging is prevalent. Thus, provided that the trading costs are low enough, arbitrageurs are able to exploit the price differences between the two markets and to reap a no-risk monetary benefit. The authors further point out strong indications that the futures market drives the spot market in both the US and the EU with a varying intensity.

## REFERENCES

- Acharya V.V., Lochstoer L.A., Ramadorai T. (2010): Limits to Arbitrage and Hedging: Evidence from Commodity Markets. Working Paper. London Business School.
- Alexander C. (1999): Optimal hedging using cointegration. *Philosophical Transactions of the Royal Society, 357*: 2039–2058.
- Balke N.S., Fomby T.B. (1997): Threshold cointegration. *International Economic Review, 38*: 627–645.
- Benth F.E., Meyer-Brandis T. (2009): The information premium for non-storable commodities. *Journal of Energy Markets, 2*: 111–139.
- Bessembinder H. (1992): Systematic risk, hedging pressure, and risk premiums in futures markets. *Review of Financial Studies, 5*: 637–667.
- Bond G.S., Thompson S.R., Lee B.M.S. (1987): Application of a simplified hedging rule. *Journal of Futures Markets, 7*: 65–72.
- Buckley A. (2004): Multinational Finance. Prentice-Hall, Harlow.
- Carter C.A. (1999): Commodity futures markets: A survey. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 43*: 209–247.
- Castelino M.G. (2000): Hedge effectiveness: Basis risk and minimum variance hedging. *Journal of Futures Markets, 20*: 89–103.
- Chan L., Lien D. (2001): Cash settlement and price discovery in futures markets. *Quarterly Journal of Business and Economics, 40*: 65–77.
- Chang E.C. (1985): Returns to speculators and the theory of normal backwardation. *Journal of Finance, 40*: 193–208.
- Chen L.H., Finney M., Lai K.S. (2005): A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices. *Economics Letters, 89*: 233–239.
- Coffey B.K., Anderson J.D., Parcell J.L. (2000): Optimal Hedging Ratios and Hedging Risk for Grain By-Products. In: AAEA Annual Meeting, Tampa Bay, Florida, July 28–31.
- Coffey B.K., Anderson J.D., Parcell J.L. (2002): Spatial Analysis of Feeder Cattle Hedging Risk. Selected Paper. In: AAEA Annual Meeting, Long Beach, California, July 24–26.
- De Roon F., Theo N., Chris V. (2000): Hedging pressure effects in futures markets. *Journal of Finance, 55*: 1437–1456.
- Emmons W.R., Yeager T.J. (2002): The futures market as forecasting tool: An imperfect crystal ball. *The Regional Economist, January 2002*: 10–11.
- Errera S., Brown S.L. (2002): Fundamentals of trading Energy Futures and Options. PennWell, Tulsa.
- Eurostat (2010): Fleischerzeugung: Schweine, Europäische Kommision. Available at <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&plugin=0&language=de&pcode=tag00042> (accessed Dec 1, 2010).
- Hansen B.E., Seo B. (2002): Testing for two-regime threshold cointegration in vector error-correction models. *Journal of Econometrics, 110*: 293–318.

- Kaur G., Rao D.N. (2010): An empirical study of selected agricultural derivatives traded on NCDEX (India). *Journal of Management Research*, 10: 116–132.
- Keynes J.M. (1930): *A Treatise on Money*. Vol. 2, Macmillan, London.
- Lesser W. (1993): *Marketing Livestock and Meat*. New York: Food Products Press, New York.
- Lawrence J.D. (2010): Hog marketing practices and competition questions. *Agricultural and Applied Economics Association*, 25: 1–11.
- Manfredo M.R., Leuthold R.M. (2001): Market risk and the cattle feeding margin: An application of value-at-risk. *Agribusiness*, 17: 333–353.
- Peri M., Baldi L. (2010): Vegetable oil market and biofuel policy: An asymmetric cointegration. *Energy Economics*, 32: 687–693.
- R Core Team (2012): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna.
- Sayle J.H., Anderson J., Coble K., Hudson D. (2006): Optimal Hedging Strategies for Early-Planted Soybeans in the South. In: AAEA Annual Meeting. Long Beach, California, July 24–26.
- Shi W., Irwin S.H. (2004): Optimal Hedging with Views: A Bayesian Approach. In: NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting and Market Risk Management. St. Louis, Missouri, April 19–20.
- Stigler M. (2012): Threshold cointegration: overview and implementation in R. Available at <http://cran.r-project.org/web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf>
- Stronzik M., Rammerstorfer M., Neumann A. (2008): *Theory of Storage: An Empirical Assessment of the European Natural Gas Market*. Discussion Papers of DIW Berlin 821. DIW Berlin, German Institute for Economic Research, Berlin.
- Trapletti A., Hornik K. (2011). *tseries: Time Series Analysis and Computational Finance*. R package version 0.10-27. Available at <http://CRAN.R-project.org/package=tseries>
- USDA (2010): *Livestock and Poultry, World Markets and Trade*. October 2010, United States Department of America, Washington.
- Working H. (1962): New concepts concerning futures markets and prices. *American Economic Review*, 52: 431–459.
- Ziegelbäck M., Kastner G. (2011): European Rapeseed and Fossil Diesel: Threshold Cointegration Analysis and Possible Implications. In: 51<sup>st</sup> Annual GEWISOLA Conference, Halle, September 28–30.

Received: 31<sup>st</sup> January 2013

Accepted: 17<sup>th</sup> April 2013

---

*Contact address:*

Martin Ziegelbäck, University of Natural Resources and Life Sciences – BOKU, Department of Economics and Social Sciences, Gregor Mendel Straße 33, 1180 Vienna, Austria  
 Gregor Kastner, WU Vienna University of Economics and Business, Institute for Statistics and Mathematics, Building D4, Level 4, Welthandelsplatz 1, 1020 Vienna, Austria  
 e-mail: ziegelbaeck@hedging.eu, gregor.kastner@wu.ac.at

---



# **EUROPEAN RAPSEED AND FOSSIL DIESEL: THRESHOLD COINTEGRATION ANALYSIS AND POSSIBLE IMPLICATIONS**

## **EUROPÄISCHER RAPS UND FOSSILER DIESEL: SCHWELLENWERT - Kointegrationsanalyse sowie mögliche Implikationen**

### **Abstract**

In this paper we analyze the long-run relationships between Rapeseed prices at Euronext Paris and the conventional NYMEX diesel prices during the period 2005 to 2010. For the European operators of biofuels plants there are not many hedge vehicles available to hedge their input and output factors. Cross hedges for rape oil (with the rapeseed futures contract) and RME (with the NYMEX diesel futures contract) could be useful instruments. We use recent developments on threshold cointegration approaches to investigate if asymmetric dynamic adjusting processes exist among rapeseed and diesel prices. The results suggest that a three-regime threshold cointegration model suitably explains the dynamics of the data. We demonstrate with statistical significance that – in extreme situations where Rapeseed price is low compared to Heating Oil – Heating Oil adjusts Rapeseed to its long term equilibrium more strongly and faster than in the remaining periods.

### **Keywords:**

Hedging, Rapeseed, Heating Oil, Threshold cointegration analysis

### **Zusammenfassung**

In dieser Arbeit analysieren wir das langfristige Gleichgewicht zwischen den Preisen von Rapssaat an der Euronext Paris und Heizöl an der NYMEX für die Periode 2005 bis 2010. Für Europäische Biodieselproduzenten sind nur wenige Möglichkeiten vorhanden, um Input- und Outputfaktoren gegen Preisrisiken abzusichern. Cross-hedges für Rapsöl (mit dem Euronext Rapskontrakt) und RME (mit dem NYMEX Dieselkontrakt) könnten wirkungsvolle Instrumente dazu sein. Wir verwenden neuere Methoden der Schwellenwert-Kointegrationsanalyse um zu untersuchen, ob asymmetrische dynamische Anpassungen zwischen Rapssaat und Diesel existieren. Die Ergebnisse zeigen, dass ein Schwellenwert-Kointegrationsmodell mit drei Regimen die Dynamik in den Daten passend widerspiegelt. Nur für extreme Situationen – wenn der Preis von Rapssaat im Vergleich zu Heizöl niedrig ist – können wir mit statistischer Signifikanz nachweisen, dass Heizöl den Preis von Rapssaat in sein langfristiges Gleichgewicht korrigiert. Dies passiert schneller und stärker als in anderen Perioden.

### **Schlüsselbegriffe:**

Absicherung, Rapssaat, Heizöl, Schwellenwert-Kointegrationsanalyse

## 1 Introduction

Volatility in markets for biofuels proved to be high over the last years: Rising commodity and food prices (FLAMMINI, 2008; KANAMURA, 2008), oscillating demand for biofuels, over-supply of biofuels and increasing links between the energy and the commodity markets (CAESAR, RIESE & SEITZ, 2007:53ff) have resulted in increasing risk for producers of e.g., corn for corn-based ethanol production (WU & GUAN, 2009) or rapeseed for rapeseed-based production of biodiesel, but for the producer of biofuels as well. With increasing interconnectivity between energy and commodity markets, the risk for the biofuels producer and the commodity producer alike is linked to two markets (HARRI & HUDSON, 2009), i.e. volatility is amplified. Nevertheless, McKinsey (CAESAR, RIESE & SEITZ, 2007) recommends investments in biofuels as a reliable source of income and profit. The main driver might come from two biofuels directives by the European Commission. One is the Directive 2003/30/EC<sup>1</sup>, and the other is the one on taxation of energy products<sup>2</sup>.

Several studies in the past have analyzed vegetable oil price relationships, among others IN & INDER (1997) and OWEN, CHOWDHURY & GARRIDO (1997). In addition to the recent YU, BESSLER & FULLER (2006), CAMPICHE, BRYANT, RICHARDSON & OUTLAW (2007) and PERI & BALDI (2008) studies have considered the potential link between vegetable and mineral oil. Furthermore it is evident, that European biofuels producers suffer from a lack of tradable hedging vehicles, to manage their price risks. Already LIU (2008:2) has stated that the CBOT futures market for Ethanol is not a good predictor for the EU Biofuels spot market and also recommended setting up an own price indicator (futures contracts) for biodiesel. In consequence we examine the ability of comparable futures contracts, to serve as an efficient price and risk management tool for European plant operators. In other words: Can biodiesel producers lock in future operational margins, because of the indication of a long-run relationship between the markets? Hence, it is beneficial to investigate possible interactions. In so doing, we follow the assumption that there might be a no-arbitrage band, which is bounded by the installed output capacity – 12.5 billion liters in 2010, MOUSDALE (2011:8) – as well as by publicly stated and centrally directed objectives for biofuels consumption inside the European Union (EU). Off this range, markets should not experience price-linearity. With the aim to gain better insight into price behaviors, we applied a threshold vector error correction model (TVECM) to investigate if asymmetric dynamic adjusting processes exist between EU Rapeseed futures price and fossil fuel prices.

The next chapter (chapter 2) will briefly summarize what is understood as threshold cointegration analysis. Chapter 3 will explain the test procedure and outline evidence from cointegration analysis, while chapter 4 will summarize the results.

## 2 Theoretical issues

Integrated time series for which a linear combination exists which is stationary are said to be *cointegrated*. This linear combination can then be interpreted economically as the presence of a long-run equilibrium. As illustrated by STIGLER (2010), the cointegration concept gained a

---

<sup>1</sup> See Directive 2003/30/EC of the European Parliament and of the Council of 8 May 2003, on the promotion of the use of biofuels and other renewable fuels for transport.

<sup>2</sup> See Directive 2003/96/EC of 27 October 2003 (O.J.L283, 31/10/2003)

significant interest with the so-called Granger representation theorem, which states that cointegrated variables have a vector error correction model (VECM) representation, that can be seen as a VAR model including a variable representing the deviations from the long-run equilibrium.

This VECM representation is particularly interesting as it allows to estimate how the variables adjust deviations towards the long-run equilibrium, to test for Granger-causality as well as to determine the impacts of shocks to the variable using impulse response functions. However, it requires a linear dependence structure throughout the entire observation period, which is hard to justify in practice.

BALKE and FOMBY (1997) introduced the concept of threshold cointegration, which allows taking into consideration this main criticism raised against linear cointegration. In their framework, the adjustment need not to occur instantaneously but only once the deviations exceed some critical threshold, allowing thus the presence of an inaction, or no-arbitrage band (STIGLER, 2010:5).

Hence, for further analysis a threshold vector error correction (TVECM) model with three states is employed, accounting for the “no-arbitrage” state of the world as well as one exceptional state in each direction (see below for details and interpretation). A priori it is not clear (to us) how wide such a band might be, thus we employ a grid search for optimum threshold parameters minimizing RSS. Equation (1) shows such a model for two variables with three states (L, M, H) including a constant  $c$ , the error correction term and one lag.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \Delta X_t \\ \Delta Y_t \end{bmatrix} &= \left\{ \begin{bmatrix} c_{1L} \\ c_{2L} \\ c_{1M} \\ c_{2M} \\ c_{1H} \\ c_{2H} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{XL} \\ \alpha_{YL} \\ \alpha_{XM} \\ \alpha_{YM} \\ \alpha_{XH} \\ \alpha_{YH} \end{bmatrix} \right\} ECT_{t-1} + \left\{ \begin{bmatrix} b_{11L} & b_{12L} \\ b_{21L} & b_{22L} \\ b_{11M} & b_{12M} \\ b_{21M} & b_{22M} \\ b_{11H} & b_{12H} \\ b_{21H} & b_{22H} \end{bmatrix} \right\} \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1} \\ \Delta Y_{t-1} \end{bmatrix} + \left\{ \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{XL} \\ \varepsilon_t^{YL} \\ \varepsilon_t^{XM} \\ \varepsilon_t^{YM} \\ \varepsilon_t^{XH} \\ \varepsilon_t^{YH} \end{bmatrix} \right\} \\ ECT_{t-1} &= (1, -\beta) \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} \end{aligned} \tag{1}$$

### 3 Empirical Analysis

For the analysis, we use daily data for Heating Oil futures contracts<sup>3</sup> and Rapeseed futures contracts<sup>4</sup> ranging from January 3, 2005 until December 30, 2010. Prices for Heating Oil are given in US dollars per 100 gallons and are transformed to Euros per 100 gallons via daily exchange rates; prices for Rapeseed are given in Euros per ton. All prices have been converted to natural logarithms for further exploration.

In agreement with the literature, we find that the raw (and thus also the log) time series are clearly non-stationary, while the returns are stationary. See Table 1 for results of Augmented-Dickey-Fuller (ADF) as well as Phillips & Perron (PP) Unit Root Tests. We conclude that there is strong evidence that the series are I(1).

**Table 1: ADF Test and PP Test for Heating Oil and Rapeseed**

| Series         | ADF          | PP          |
|----------------|--------------|-------------|
| Oil            | 0.7459809    | -2.6273*    |
| DeltaOil       | -28.95347*** | -42.6581*** |
| Rapeseed       | 1.819592     | -0.2148     |
| Delta Rapeseed | -28.2062***  | -43.0279*** |

\*\*\*, \*\*, and \* indicate the reject of the Null at 0.01, 0.05 and 0.1 significance level

The estimation of TVECM with three regimes is conducted using the R-package `tsDyn` by STIGLER (2010), which yields an estimated cointegration coefficient of  $\beta = 0.876468$  by minimizing the SSR, thus we have an error correction term  $ECT_t = Gas_t - 0.88 \times Rape_t$ . Note that it is not necessary to estimate a constant here, as the individual regimes in (1) compensate for constants already; doing so would result in model-overspecification.

We can interpret the first regime, occurring when  $ECT_t \leq -0.2953$  (4.7% of all cases), as times where Rapeseed Price is exceptionally high compared to Heating Oil. The second regime occurs when  $-0.2953 < ECT_t < 0.1653$  (73.5% of all cases) and corresponds to the “usual” scenario that may be interpreted as a no-arbitrage band. The third regime is of course defined when  $ECT_t \geq 0.1653$  (21.8% of all cases), meaning that Rapeseed Price is exceptionally low compared to Heating Oil.

Figure 1 shows the distribution of scenarios along the time axis, indicated by black solid dots on the bottom of the graph. A “low” dot corresponds to the first regime, a “middle” dot corresponds to the second regime, and a “high” dot corresponds to the third regime. It can clearly be seen that the third regime only occurs in the beginning of 2009, where the price of Heating Oil dropped

---

<sup>3</sup> NYMEX HO futures contract, settlement prices, nearest delivery month, downloaded from [www.nymex.com](http://www.nymex.com)

<sup>4</sup> Euronext Paris ECO futures contract, settlement prices, nearest delivery month, downloaded from [www.hgca.com](http://www.hgca.com)

heavily. The first regime mainly happens in 2005 and 2006, with comparably high Heating Oil prices.

The estimated TVECMs are presented below with corresponding p-values in parentheses:

Regime 1 (Low,  $ECT_t \leq -0.2953$ ; 4.7% of all cases)

$$\Delta Oil_t = -0.1243_{(3.8e-05)} - 0.3606_{(2.5e-05)} ECT_{t-1} - 0.2425_{(0.0035)} \Delta Oil_{t-1} + 0.3781_{(0.0720)} \Delta Rape_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Rape_t = -0.0076_{(0.6509)} - 0.0213_{(0.6542)} ECT_{t-1} - 0.0374_{(0.4187)} \Delta Oil_{t-1} + 0.0258_{(0.8254)} \Delta Rape_{t-1} + \varepsilon_t$$

Regime 2 (Middle,  $-0.2953 < ECT_t < 0.1653$ ; 73.5% of all cases)

$$\Delta Oil_t = 0.0003_{(0.6631)} - 0.0093_{(0.1528)} ECT_{t-1} - 0.0612_{(0.0615)} \Delta Oil_{t-1} + 0.0393_{(0.4983)} \Delta Rape_{t-1} + \varepsilon_t$$

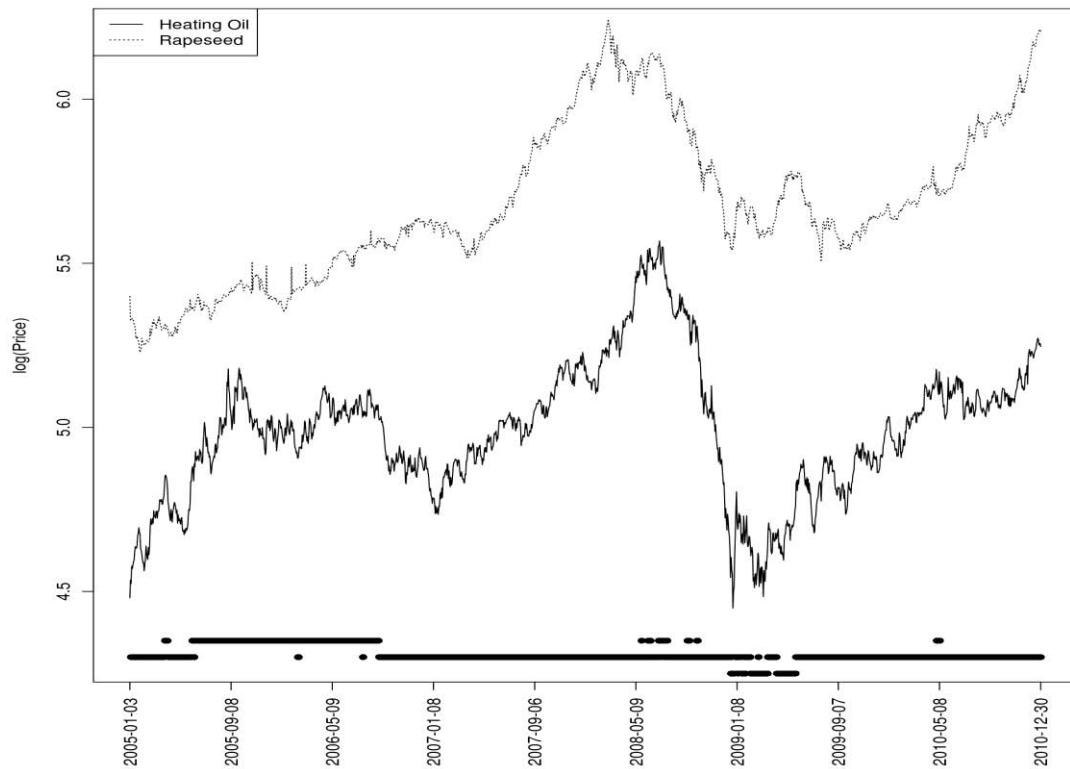
$$\Delta Rape_t = 0.0005_{(0.2183)} - 0.0032_{(0.3828)} ECT_{t-1} + 0.0309_{(0.0905)} \Delta Oil_{t-1} + 0.0526_{(0.1038)} \Delta Rape_{t-1} + \varepsilon_t$$

Regime 3 (High,  $ECT_t \geq 0.1653$ , 21.8% of all cases)

$$\Delta Oil_t = 0.0082_{(0.1426)} - 0.0370_{(0.1000)} ECT_{t-1} - 0.0578_{(0.2832)} \Delta Oil_{t-1} + 0.0332_{(0.6771)} \Delta Rape_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Rape_t = -0.0055_{(0.0784)} + 0.0249_{(0.0466)} ECT_{t-1} + 0.0444_{(0.1386)} \Delta Oil_{t-1} - 0.4301_{(1.5e-21)} \Delta Rape_{t-1} + \varepsilon_t$$

**Figure 1: Daily log-prices of Heating Oil and Rapeseed from 2005 until 2010 (T=1528).**



Source: own illustration. Solid dots on the bottom of the figure indicate the current regime: “Low” dot means regime 1, “middle” dot corresponds to regime 2, “high” dot signifies regime 3.

Looking at the ECT-coefficient, we can see no statistically significant terms in either second regime. This can easily be interpreted as a “usual” state of the world, where the distance of the two time series at time  $t - 1$  does not play a role for the returns at time  $t$ . This is also true for the VAR-terms, showing that it is not possible to (linearly) predict future returns – a feature frequently observed for returns in general.

Observing the first regime, we notice significant negative dependence of  $\Delta Oil_t$  on  $ECT_{t-1}$  (which is negative itself in this regime) and  $\Delta Oil_{t-1}$  as well as a negative constant. This greatly differs from the values in the other regimes and shows that the beginning of 2009 was systematically different from other times: We see a tendency towards negative Oil returns in general, a strong mean reversion effect and a great deal of error correction, accompanied by high volatility. Clearly, great caution must be taken when interpreting these values, since there is only a rather limited number of data available in this regime and other influential variables may exist. Nevertheless, this regime shows strikingly different dynamics than the others and substantiates the use of thresholds.

In the third regime, where Rapeseed price is low compared to Heating Oil, thus ECT strongly positive, we can observe that both Heating Oil and Rapeseed prices are slightly pushed towards the long run equilibrium. Nevertheless, only the error correction coefficient for Rapeseed is statistically significant, showing that convergence of Rapeseed prices towards the long run equilibrium is only given if the deviation from that equilibrium exceeds the critical threshold.

## 4 Conclusion

The futures and option market for Rapeseed at Euronext Paris is capable to serve as a vehicle for European Biodiesel producers to hedge future input price risks. On the output side, the NYMEX heating oil futures contract is a proof instrument. Therefore, it is interesting to examine possible interactions between Rapeseed and fossil diesel prices. This can lead to the answer to the question whether future operational margins can be locked in. We have demonstrated that asymmetric movements occur between these two prices and that there is evidence of the presence of a threshold defining three different regimes. 73.5% of all states within a 6-year period can be understood as a “normal state of the world” where no interaction between prices is evident. In the two other regimes, (possibly non-causal) dependences can be shown. Only for extreme situations, where Rapeseed price is low compared to Heating Oil, can demonstrate with statistical significance that Rapeseed adjusts to its long run equilibrium more strongly and faster than in the remaining periods. This is in line with PERI & BALDI (2008), who pointed out similar coherences between Rape oil and Gasoil. Based on these results, we recognize Euronext Rapeseed futures and options contracts as reliable risk management tools for biodiesel operators.

## References

- CAESAR, W.K., RIESE, J. & SEITZ, T. (2007): Betting on Biofuels. McKinsey Quarterly 2: 53-63.
- CAMPICHE, J.L., BRYANT, H.L., RICHARDSON, J.W. AND OUTLAW, J.L. (2007): Examining the evolving correspondence between petroleum prices and agricultural commodity prices, AAEA Proc. Portland, OR, July 29-August 1
- FLAMMINI, ALESSANDRO (2008): Biofuels and the Underlying Causes of High Food Prices. Rome: Global Bioenergy Partnership.
- HARRI, A. & HUDSON, D. (2009): Mean and Variance between Agricultural Commodity Prices and Crude Oil Prices. Paper presented at the Economics of Alternative Energy Sources and Globalization: The Road Ahead. Orlando: November 15-17, 2009.
- IN, F. AND INDER, B. (1997): Long-run relationships between world vegetable oil prices. Aust J Agr Resour Ec 41:455-70
- KANAMURA, TAKASHI (2008): Monitoring the Upsurge of Biofuels in Commodity Futures Markets.
- LIU, X. (2008): Impact and competitiveness of EU biofuel market – First view of the prices of biofuel market in relation to the global players: Paper prepared for presentation at the 107<sup>th</sup> EAAE Seminar “Modelling of Agricultural and Rural Development Policies”. Spain, January 29<sup>th</sup> – February 1<sup>th</sup>, 2008
- MOUSDALE, D., (2011): Can biofuels recover from the crunch?, Society of Chemical Industry and John Wiley & Sons, Ltd View online at Wiley Online Library (wileyonlinelibrary.com); DOI: 10.1002/bbb.268 Biofuels, Bioprod. Bioref. 5:7–9 (2011)
- OWEN, A.D., CHOWDHURY, K. AND GARRIDO, J.R.R. (1997): Price interrelationship in the vegetable and tropical oils market. Appl Econ 29:119-24
- Peri M., Baldi L. (2008): Biodiesel and vegetable oil market in European Union: some evidences from threshold cointegration analysis: 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE 2008
- STIGLER, M. (2010): Threshold cointegration: overview and implementation in R: (Revision 4): paper downloaded from: <http://cran.r-project.org/web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf> on February 24th.
- WU, F. & GUAN, Z. (2009): The Volatility Spillover Effects and Optimal Hedging Strategy in the Corn Market. Paper prepared for the Agricultural & Applied Economics Association Annual Meeting, Milwaukee, July 26-29, 2009.
- YU, T.H., BESSLER, D.A. AND FULLER, S. (2006): Cointegration and causality analysis of world vegetable oil and crude oil prices, AAEA Proc. Long Beach, CA July 23-26



# **Risikopräferenz und Nutzenfunktion von Getreideproduzenten im Zusammenhang mit der Betriebsgröße**

Risk preference and utility function of grain producers in dependence of the farm size

Martin ZIEGELBÄCK und Günter BREUER

## **Zusammenfassung**

Die Frage welches Risiko ein Handelnder einzugehen bereit ist, wird in der Ökonomie als Frage seiner jeweiligen Nutzenfunktion definiert. Der vorliegende Beitrag untersucht Nutzenfunktion und Risikopräferenz von Entscheidungsträgern in getreideproduzierenden Unternehmen Deutschlands und Österreichs. Dabei wird in einer empirischen Analyse geprüft, ob und in welchem Ausmaß Größe und Struktur des Unternehmens Einfluss auf das risikoökonomische Verhalten haben. Im Ergebnis wird kein Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und der Risikopräferenz festgestellt.

**Schlagworte:** Risikopräferenz, Nutzenfunktion, Betriebsgröße

## **Summary**

The question, how much risk an actor is willing to take, in economy is defined through his utility function. The following article examines utility function and risk preference of decision makers in grain producing entities located in Germany and Austria. An empirical study was done to define whether, and in which extension farm size and structure have influence to the risk-economic behavior. In the result no relationship between farm size and risk preference was found.

**Keywords:** risk preference, utility function, hedging, farm size

## 1. Einführung

Je größer das Bedürfnis ist, unerwünschte Ausgänge einer Handlung zu vermeiden, desto risikoaverser ist die/der entsprechende Handelnde. Es weisen BINICI, KOC und BAYANER (2001, 1) darauf hin, dass nicht nur die Annahme neuer Technologien, sondern auch die Entscheidung über Produktion und Investitionen, wie sie von Bauern vorgenommen werden, in hohem Masse von der jeweiligen Einstellung gegenüber dem mit Produktions- und Investitionsentscheidungen verbundenen Risiko beeinflusst wird. Insbesondere ist der Zusammenhang zwischen der Einstellung zum Risiko und der Adoption neuer Technologien häufig bestätigt worden, wie zum Beispiel von KRESSEL (1995, 1ff).<sup>1</sup> MENSAH (2007, 90-121) zeigt, dass die Einstellung eines Farmers zum Risiko seine Bereitschaft, gentechnisch modifizierte Sojabohnen anzubauen, beeinflusst und ZHENG, VUKINA und SHIN (2008, 4) können darstellen, dass Bauern, die Terminbörsen nutzen, um ihr finanzielles Risiko zu managen, eine geringer Risikoaversion zeigen als Landwirte, die ihre Ernte über feste Produktionsverträge veräußern. Angesichts der Auswirkungen, die die Einstellung zum Risiko auf unternehmerische Entscheidungen u.a. von Bauern hat, stellt sich die Frage, welche Faktoren darüber entscheiden, ob z.B. ein Getreideproduzent an einer Terminbörse den Preis seiner Waren determiniert und so das Risiko, dem er ausgesetzt ist, verändert. Es gibt eine sehr große Literatur die nachgewiesen hat, dass EntscheidungsträgerInnen unter Risiko im Widerspruch zur Expected Utility Theory handeln. Diese Prämisse ist in jüngster Zeit vor allem durch die Arbeiten von AMOS TVERSKY und DANIEL KAHNEMAN (1986, 1974), die den Anlass für die Begründung der Verhaltensökonomik (behavioral finance) geben haben (BARBERIS & THALER, 2002, 9222), in Misskredit geraten. Die Suche nach den entsprechenden Faktoren hat neben soziodemographischen auch Variablen des Betriebs in den Fokus von Forschern treten lassen, und so haben u.a. KATRANIDIS und KOTAKOU (2008, 561) festgestellt, dass „cotton producers are risk averse and their risk attitude is

---

<sup>1</sup> Für Josef Schumpeter ist Risiko der Kern der Tätigkeit eines Entrepreneurs. Er treibt Neuerungen dadurch voran, dass er immer dann ein finanzielles Risiko eingeht, wenn er eine Idee aufgreift und deren Umsetzung in ein Produkt, von dem er nicht weiß, ob es am Markt angenommen wird, finanziert; dazu: SCHUMPETER, JOSEPH A., 1964: [1929].

greatly influenced by the farm size". In gleicher Weise hat MENSAH (2007, 119) festgehalten, dass die Größe der Farm in den USA mit einer geringeren Risikoaversion einhergeht und zu einer schnelleren Adoption gentechnisch modifizierter Sojabohnen führt.

Vor diesem Hintergrund untersucht die vorliegende Arbeit den Zusammenhang zwischen der Risikopräferenz österreichischer und deutscher Getreideproduzenten und der Betriebsgröße. Dazu ist es zunächst notwendig, die Nutzenfunktion der entsprechenden Landwirte zu bestimmen, um auf diesem Wege ein Maß für die jeweilige Risikoaversion zu gewinnen (Kapitel 3). Dieses Maß wird sodann genutzt, um den Zusammenhang mit der Betriebsgröße zu untersuchen (Kapitel 4). Im nächsten Kapitel werden die Daten beschrieben, die zur Untersuchung der Fragestellung genutzt werden.

## 2. Datengrundlage

Die Daten, deren Ergebnisse im Folgenden berichtet werden entstammen einer Online-Befragung, die der Verfasser durchgeführt hat. Neben Fragen zur Betriebsgröße und zu Einstellungen, die die Befragten gegenüber Terminbörsen haben, enthielt die Befragung vier Fragen, die nach dem Equal Likely Certainty Equivalent (ELCE) Design, das ANDERSON, DILLON und HARDAKER (1977) entwickelt haben, modelliert waren. Mit Hilfe dieser Fragen sollten Certainty Equivalents ermittelt werden, die wiederum als Ausgangspunkt einer Bestimmung der Nutzenfunktion der jeweiligen Befragten dienen.<sup>2</sup> Insgesamt haben 270 Befragte an der Online-Befragung teilgenommen. Für 216 Befragte konnte das Maß ihrer Risikoaversion bestimmt werden.

---

<sup>2</sup> Die Befragten sollen für vier Szenarien angeben, zu welchem fixen Betrag sie bereit wären, heute ihre Ernte zu verkaufen. So lautet z.B. das erste Szenario: „Für die kommende Getreideernte besteht eine 50/50 Chance, einen Deckungsbeitrag (DB) von 800 Euro/ha ODER aber 0 Euro/ha zu erwirtschaften. Für welchen fix garantierten DB/ha würden Sie diese Ernte heute schon verkaufen?“ Der Wortlaut der Frage ist stets identisch, variiert werden die beiden Summen: 400 und 0 Euro/ha; 800 und 400 Euro/ha und 600 und 200 Euro/ha.

### 3. Nutzenfunktion und Risikoaversion

Die Bestimmung der Einstellung, die ein Akteur gegenüber Risiko einnimmt, beginnt mit der Bestimmung der Nutzenfunktion des entsprechenden Akteurs und wird durch die Tatsache erschwert, dass es nicht nur eine Form zur Berechnung einer Nutzenfunktion gibt, sondern mehrere. Die vorliegende Arbeit verwendet eine exponentielle Nutzenfunktion zur Bestimmung von Nutzenfunktion und Risikopräferenz. Die exponentielle Nutzenfunktion hat sich nicht nur in vielen Anwendungen als die beste Option herausgestellt (Vgl. KIRKWOOD u. CRAIG, 2004, 53), sie hat sich auch in der Untersuchung von BINICI, KOC, ZULAUF und BAYANER (2003, 310) als beste Methode zur Bestimmung der Nutzenfunktion von Bauern herausgestellt. Die Nutzenfunktion hat das folgende Aussehen:

$$(1) \quad u(x) = 1 - e^{-x/R} \quad , R > 0$$

Da mit R ein Maß für die Risikopräferenz in der Nutzenfunktion vorhanden ist, stellt sich die Ermittlung der Risikopräferenz im Wesentlichen als ein Problem der Bestimmung der Nutzenfunktion und somit der Bestimmung des Nutzens bzw. der Nutzen, die ein Befragter mit unterschiedlichen Handlungsoptionen verbindet. Das ELCE-Modell besteht im Wesentlichen darin, eine Skala festzusetzen, die durch den maximalen und den minimalen Output begrenzt wird. Im vorliegenden Fall wird die Skala durch eine maximalen Deckungsbeitrag (DB) von 800 Euro/ha und einen minimalen Deckungsbeitrag von 0 Euro/ha begrenzt. Zwischen diesen beiden Grenzen wird nunmehr eine Reihe von Nutzen berechnet und einem Certainty Equivalent zugewiesen.<sup>3</sup> Die Notation  $(0, 800; 0.5, 0.5) \sim (400, 1)$  im ELCE – Modell bedeutet, dass ein Befragter dann, wenn er vor die Wahl gestellt ist, eine Auszahlung von 0 oder 800 mit gleicher Wahrscheinlichkeit zu erhalten, die sichere ( $p=1$ ) Auszahlung 400 wählt. Die Frage, die sich nunmehr stellt, ist, mit welcher Wahrscheinlichkeit er dies tut.

---

<sup>3</sup> Die Befragten sind in 4 Szenarien aufgefordert ihr Certainty Equivalent zu nennen, wenn zwei Ereignisse mit gleicher Wahrscheinlichkeit eintreten können.

Tab. 1: Berechnung der Nutzen nach dem ELCE-Modell

| Schritt | Certainty Equivalent                  | Nutzenberechnung            |
|---------|---------------------------------------|-----------------------------|
| 1       | Bestimmung der Skala                  | $U(a)=0; U(b)=800 (=1)$     |
| 2       | $(c; 1.0) \sim (0, 800; 0.5, 0.5)$    | $U(c)=0.5U(a)+0.5U(b)=0.5$  |
| 3       | $(d; 1.0) \sim (0, 400; 0.5, 0.5)$    | $U(d)=0.5U(a)+0.5U(c)=0.25$ |
| 4       | $(e; 1.0) \sim (800, 400; 0.5, 0.5)$  | $U(e)=0.5U(b)+0.5U(c)=0.75$ |
| 5*      | $(c'; 1.0) \sim (600, 200; 0.5, 0.5)$ | $U(c')=0.5U(d)+0.5U(e)=0.5$ |

\* Kontrollfrage

Die Berechnung der Nutzen erfolgt auf Basis von Tabelle 1 dadurch, dass die Reihe der Nutzenwerte, die aus der dargestellten Vorgehensweise resultieren, gegen die nichtlineare Nutzenfunktion (1) regressiert werden. Aus der so erhaltenen Nutzenfunktion wird im nächsten Schritt die Risikopräferenz abgeleitet. Die Rechnung resultiert in Werten für die Risikopräferenz von 216 Befragten. Der Mittelwert der Risikopräferenz über alle Befragte beträgt .2494. Die Werte für die Risikopräferenz reichen von einem Minimalwert von .03 bis zum Maximalwert von .38. Die Variable ist nicht normalverteilt<sup>4</sup> und hat einen Modus bei .26. Die Risikopräferenz wurde so berechnet, dass mit steigenden Werten eine sinkende Risikoaversion einher geht. Die Risikopräferenz stellt die abhängige Variable der nun folgenden Analysen dar.

#### 4. Risikopräferenz und Betriebsgröße

Eine erste Annäherung an die Frage, in welcher Weise die Risikopräferenz durch die Betriebsgröße beeinflusst wird, erfolgt graphisch für die Variable „Flaeche“, die Angaben zur bewirtschafteten Ackerfläche enthält.

Im Anschluss an die Untersuchungen von MENSAH (2007, 119) sowie KATRANIDIS und KOTAKOU (2008, 561) geht die folgende Analyse von

---

<sup>4</sup> Das Ergebnis des Kolmogorov-Smirnov Anpassungstest ergibt eine asymptotische Signifikanz , die geringer ist als .05, so dass die Nullhypothese, nach der die Risikopräferenz der Befragten im Datensatz normalverteilt ist, abgelehnt werden muss. (Vgl. Lilliefors, 1967, 399-402)

der Hypothese aus, dass mit zunehmender Größe des Unternehmens (hier der bewirtschafteten Fläche) eine geringere Risikoaversion einhergeht.

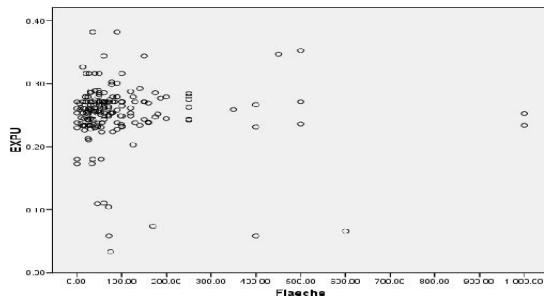


Abb. 1: Risikopräferenz (EXPU) und bewirtschaftete Fläche<sup>5</sup>

Der graphische Eindruck, den die Abbildung 1 vermittelt, wird durch die Ergebnisse einer Korrelationsanalyse bestätigt. Der Pearsonsche Korrelationskoeffizient beträgt .034 (Flaeche) und bewegt sich somit unmittelbar über der Linie statistischer Unabhängigkeit. Wenig überraschend ist, dass der dargestellten Korrelationskoeffizient statistisch nicht signifikant ist ( $p = .646$ ). Eine weitere Korrelationsanalyse mit der Risikopräferenz als abhängiger Variable und der Frage, wie groß der Anteil des Betriebseinkommens ist, der im Ackerbau erwirtschaftet wird, ergibt ein  $r$  von -.114. Zwar ist auch dieser Korrelationskoeffizient statistisch nicht signifikant ( $p = .112$ ) doch kann dieses Ergebnis so gewertet werden, dass tendenziell eine geringere Risikoaversion mit einem geringeren Anteil von dem im Ackerbau erwirtschafteten Einkommen einhergeht.

Vor dem Hintergrund der berichteten Ergebnisse stellt sich die Frage, warum die Betriebsgröße die Risikopräferenz nicht erklärt bzw. von welchen Variablen die Risikopräferenz abhängig ist. Im Rahmen der vorliegenden Befragung wurden Informationen dazu erhoben, wie vertraut bzw. bekannt dem jeweiligen Befragten Geschäfte an der Terminbörse sind. Da die Fragen, auf deren Grundlage die jeweilige Risikopräferenz berechnet wurde, implizit auf der Funktionsweise einer

---

<sup>5</sup> Ausreißerwerte wurden nicht berücksichtigt.

Terminbörse aufzubauen, kann nicht ausgeschlossen werden, dass die individuelle Risikopräferenz von der jeweiligen Einstellung zur Terminbörse beeinflusst wird. Um diese Annahme zu prüfen, wurde eine Regressionsanalyse unter Einbezug der folgenden Variablen im Hinblick auf multivariate Zusammenhänge gerechnet:

- Bewirtschaftete Fläche
- Fläche im Eigentum
- Größe des betriebseigenen Getreidelagers
- Anteil des Einkommens aus dem Ackerbau
- Ist Ihnen die Funktionsweise von Warenterminbörsen bekannt? (0 = nein, 1 = ja);
- Glauben Sie, dass Warenterminbörsen nützlich für Ihren landwirtschaftlichen Betrieb sein können? (0 = nein, 1 = ja);
- Haben Sie jemals Getreide im Voraus verkauft oder Futtermittel im Voraus gekauft? (0 = nein; 1 = ja);
- Glauben Sie, dass man mit Absicherungsgeschäften an Terminbörsen Geld verlieren oder gewinnen kann? (0 = nein; 1 = ja);
- Glauben Sie, dass Warentermingeschäfte nur für Spekulanten profitabel sind? (0 = nein, 1 = ja);

Zunächst ist festzustellen, dass beim in Tabelle 2 dargestellten Regressionsmodell der Anteil der erklärten Varianz gering ist, bzw. die Erklärmöglichkeit mit 4.3% niedrig ist. Dennoch können der Tabelle 2 Indizien entnommen werden, die einen Hinweis darauf geben, welche Faktoren die Risikopräferenz der Befragten beeinflussen: Befragte, die Terminbörsen als ihrem täglichen Betrieb nicht nützlich ansehen, aber für profitabel halten, sind weniger risikoavers als Befragte, auf die dies nicht zutrifft. Insofern geben die Ergebnisse einen Hinweis darauf, dass die Risikopräferenz erheblich von der Einstellung zum Risikoobjekt (hier operationalisiert über die Einstellung zur Terminbörse) und den Erfahrungen, die man damit gemacht hat, determiniert wird.

Tab. 2: Determinanten der Risikopräferenz: Ergebnisse einer linearen Regressionsanalyse

| Model  | Unstnd Coeffs |        | Stnd Coeffs | t      | Sig.   |
|--|---------------|--------|-------------|--------|--------|
|  | B             | Std. E | Beta        | B      | Std. E |
| (Constant)                                   | .270          | .020   |             | 13.573 | .000   |
| Flaeche                                      | -1.40E-005    | .000   | -.242       | -1.153 | .251   |
| EFlaeche                                     | 1.72E-005     | .000   | .301        | 1.108  | .269   |
| Ackerbau                                     | -.003         | .003   | -.082       | -.978  | .330   |
| Getreidelager                                | 3.00E-010     | .000   | .050        | .311   | .756   |
| Alter  | .000          | .000   | .033        | .408   | .684   |
| Funktionsweise Termintb. bekannt?            | -.008         | .009   | -.070       | -.856  | .393   |
| Termintb. nuetzlich?                         | -.026         | .009   | -.236       | -2.751 | .007   |
| Vorverkauf Getreide?                         | -.007         | .008   | -.075       | -.906  | .366   |
| Termingeschaeft profitabel?                  | .027          | .012   | .190        | 2.355  | .020   |
| Termingeschaeft fuer Spekulanten profitabel? | -.017         | .009   | -.167       | -1.954 | .053   |

Modellparameter: N= 161, Durbin-Watson = 1.842, F=.1.711 p = .083, R2=.043

## 5. Fazit: Risiko und Betrieb

Ziel der vorliegenden Arbeit war es, die Frage zu untersuchen, in welcher Weise die Betriebsgröße die Risikopräferenz von Getreideproduzenten beeinflusst. Das Ergebnis der Untersuchung ist in dieser Hinsicht eindeutig: Zwischen der Betriebsgröße und der Risikopräferenz besteht kein Zusammenhang. Damit befindet sich die vorliegende Arbeit etwas im Widerspruch zu anderen Forschungen, die im Rahmen dieser Arbeit zitiert wurden. Sie steht jedoch nicht alleine dar: BINICI, KOC und BAYANER (2001, 10) finden in ihrer Untersuchung zwar einen Zusammenhang zwischen der Bildung und dem Alter auf der einen Seite und der Risikopräferenz auf der anderen Seite, finden jedoch keinen Zusammenhang zwischen der Höhe des Einkommens und der Risikopräferenz. Dem ungeachtet kann argumentiert werden, dass das Einkommen eines Landwirts mit der Größe seines Betriebs steigt, so

dass der Effekt von Betriebsgröße und Einkommen in dieselbe Richtung gehen müsste. Entsprechend wäre die Tatsache, dass weder Einkommen (in der oben erwähnten Studie von BINICI, KOC und BAYANER) noch Betriebsgröße (in dieser Studie) einen Zusammenhang mit der Risikopräferenz aufweist, zumindest ein wiederkehrender Befund. Wichtiger als die Betriebsgröße scheint die Einstellung zum Objekt, mit dem ein bestimmtes Risiko verbunden ist, für die Risikopräferenz zu sein. Wer sich von der Anwendung einer neuen Technologie (Risikoprojekt) einen Profit verspricht, so legt die vorliegende Arbeit nahe, der ist zu einem geringeren Maße risikoavers als Personen, die diese Einstellung nicht teilen.

### Literatur

- ANDERSON, J. R., DILLON, J. L. & HARDAKER, J. B., 1977: Agricultural Decision Analysis. Ames: Iowa State University Press.
- BARBERIS, NICHOLAS & THALER, RICHARD, 2002: A Survey of Behavioral Finance. National Bureau of Economic Research (NBER), Working Paper 9222.
- BINICI, TURAN, KOC, ALI & BAYANER, AHMET, 2001: The Risk Attitudes of Farmers and the Socioeconomic Factors Affecting Them: A Case Study for Lower Seyhan Plain Farmers in Adana Province, Turkey. Ankara: Agricultural Economics Research Institute, Working-Paper 2001-1.
- BINICI, TURAN, KOC, ALI, ZULAUF, CARL R. & BAYANER, AHMET, 2003: Risk Attitudes of Farmers in Terms of Risk Aversion: A Case Study of Lower Seyhan Plain Farmers in Adana Province, Turkey. Turkish Journal of Agriculture and Forestry 27: 305-312.
- HARDAKER, J. B., RUUD, B. M., HUIRNE, JACK R. & ANDERSON, GUDBRAND LIEN, 2004: Coping With Risk in Agriculture. Wallingford: CABI.
- KATRANIDIS, S. D. & KOTAKOU, C. A., 2008: Are CAP Decoupling Policies Really Production Neutral? Paper prepared for the 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists, 7. <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/44184/2/561.pdf>.
- KIRKWOOD, CRAIG W., 2004: Approximating Risk Aversion in Decision Analysis Applications. Decision Analysis 1: 51-67.
- KRESSEL, HENRY, 1995: Risk & Innovation: the Role and Importance of Small High Tech Companies in the US Economy. Washington: National Academic Press.
- LILLIEFORS, HUBERT W., 1967: On the Kolmogorov-Smirnov Test with Mean and Variance Unknown. Journal of the American Statistical Association 62 (318): 399-402.
- MENSAH, EDWIN CLIFFORD, 2007: Factors that Affect the Adoption of Roundup Ready Soybean Technology in the U.S. Journal of Economic Development and Business Policy 1: 90-121.

- SCHUMPETER, JOSEPH A., 1964: [1929] Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung. Eine Untersuchung über Unternehmergewinn, Kapital, Zins und Konjunkturzyklus. Berlin: Duncker & Humblot.
- TVERSKY, AMOS & KAHNEMAN, DANIEL, 1986: Rational Choice and the Framing of Decisions. *Journal of Business* 59 (4): S251-S.278.
- ZHENG, XIAOYONG, VUKINA, TOMISLAV & SHIN, CHANGMOCK, 2008: The Role of Farmers' Risk Aversion for Contract Choice in the US Hog Industry. *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* 6 (1): Article 4; <http://www.bepress.com/jafio/vol6/art4>.

**Anschrift der Verfasser**

*Mag. Martin Ziegelbäck*

*4641 Steinhaus*

*Tel.: +43 699 127 22 000*

*eMail: ziegelbaeck@hedging.eu*

*Ao.Univ.Prof. Dipl.-Ing. Dr.nat.techn. Günter Breuer*  
*Universität für Bodenkultur Wien, Institut für Agrar- und Forstökonomie*  
*A-1180 Wien, Feistmantelstraße 4*  
*eMail: guenter.breuer@boku.ac.at*



# Personal History Form

## Personal Data

Surname/ First Name **Ziegelbäck Martin**  
 Adress Eberstalzeller Str. 12  
 4641 Steinhaus  
 Telephon ++43 (0)664-8550 928  
 E-Mail [ziegelbaeck@farming.at](mailto:ziegelbaeck@farming.at)



Nationality Austria

Date of Birth 26/March/1972

## Education

|                             |   |
|-----------------------------|---|
| Doctorate Studies           | 01/2008 → 12/2014   |
| Institute                   | University of Applied Life Sciences, Vienna<br>General theme: Hedging on futures markets and inherent residual risks.   |
| Qualification               | Dr.   |
| Master Studies              | 02/2002 – 10/2007   |
| Institute                   | Johannes Kepler University, Linz<br>Faculty of Economics and Social Sciences  |
|                             | Specialized in: Logistic management<br>Financial markets and international currency relations<br>Financial economics<br>Industrial economics, Enterprises and international economics<br>Enterprise start-up and enterprise development |
| Qualification               | Mag. rer. soc. oec.   |
| Secondary level II - Matura | 06/1996 – 07/1998   |
| Institute                   | Higher School of Agriculture and Forestry, St. Florian (alumni external)  |
| Qualification               | Engineer of Agriculture   |
| Secondary level II - Matura | 09/1986 – 07/1992   |
| Institute                   | Higher School of Electrical Engineering, Wels   |
| Qualification               | Engineer of Technology  |