AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
http://ageconsearch.umn.edu
aesearch@umn.edu

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

DIENEN TERMINMARKTNOTIERUNGEN FÜR SCHLACHTSCHWEINE ZUR PROGNOSE ZUKÜNFTIGER PREISENTWICKLUNGEN?

Teresa Vollmer und Carsten Holst

teresa.vollmer@agr.uni-goettingen.de

Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Georg-August-Universität Göttingen, Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen

2016

Vortrag anlässlich der 56. Jahrestagung der GEWISOLA
„Agrar- und Ernährungswirtschaft: Regional vernetzt und global erfolgreich“
Bonn, 28. bis 30. September 2016

Copyright 2016 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

DIENEN TERMINMARKTNOTIERUNGEN FÜR SCHLACHTSCHWEINE ZUR PROGNOSE ZUKÜNFTIGER PREISENTWICKLUNGEN?

Zusammenfassung

Im Bereich lagerfähiger Agrargüter wird Futures-Preisen eine hohe Bedeutung als Indikator zukünftiger Preisentwicklungen beigemessen. Handelt es sich jedoch um nicht-lagerfähige Güter wie Schlachtschweine, herrscht hinsichtlich der Prognoseeffizienz von Futures-Notierungen Uneinigkeit. In diesem Beitrag wird die Überlegenheit der Preisprognosen für den Kassamarkt für Schlachtschweine mittels Futures-Notierungen gegenüber der naiven Preiserwartung überprüft und zudem die Gleichgewichtsbeziehungen zwischen Futures- und Kassamarktpreisen analysiert. Dazu werden auf Notierungen des FHOG-Futures der Eurex Exchange und auf den Vereinigungspreis für Schlachtschweine der Vereinigung der Erzeugergemeinschaften für Vieh und Fleisch e.V. (VEZG) zurückgegriffen und neben der Berechnung von Prognosegütekennzahlen Preistransmissionsanalysen durchgeführt. Unsere Ergebnisse zeigen zum einen, dass Preisprognosen mittels Futures-Kursen treffendere Ergebnisse liefern als die Annahme konstanter Preise. Allerdings nimmt die Prognosegüte mit steigendem Prognosehorizont ab. Zum anderen wird festgestellt, dass sich die Futures-Preise unterschiedlicher zukünftiger Fälligkeiten und der Vereinigungspreis für Schlachtschweine der VEZG in langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zueinander befinden und sich gegenseitig beeinflussen.

Keywords

Schlachtschweine, Futures, Prognosegüte, Preistransmission

1 Einleitung

Für landwirtschaftliche Produzenten ist es unerlässlich, auf möglichst präzise Vorhersagen zukünftiger Preisentwicklungen zurückgreifen zu können, da auf Basis derer Investitions- und Produktionsentscheidungen getroffen werden (DANIEL et al. 1999). Gerade Schweinemäster sind mit der Problematik konfrontiert, ihr Angebot nicht kurzfristig an sich ändernde Marktbedingungen und Preisverhältnisse anpassen zu können. Sie müssen aufgrund der für die Aufzucht und Mast benötigten Zeit ihre Produktionskapazitäten schon Monate vor dem Verkauf der Tiere festlegen und sobald diese ihr Schlachtgewicht erreichen, steht ihnen nur ein geringes Zeitfenster zur Vermarktung zur Verfügung (CARTER und MOHAPATRA 2008).

Als eine Möglichkeit der Formulierung von Preisprognosen gilt die naive Preiserwartung, auf welcher der von Arthur Hanau beschriebene Schweinezyklus aufbaut. Die im Rahmen dieses Schweinezyklus auftretenden periodischen Preis- und Mengenschwankungen am Markt für Schlachtschweine werden damit erklärt, dass Schweinemäster ihre Produktion an die zum Zeitpunkt der Produktionsentscheidung bestehenden Preisverhältnisse anpassen und davon ausgehen, dass sich diese bis zum Zeitpunkt des Verkaufs nicht ändern (HANAU 1928). Diese naive Preisprognose stand jedoch in der Vergangenheit bereits mehrfach in der Kritik (NERLOVE 1958, PARKER und SHONKWILER 2014).

Die naive Preiserwartung als Vorhersageinstrument zukünftiger Preisniveaus könnte abgelöst werden, gäbe es eine zuverlässigere Möglichkeit, um die Kassamarktpreise für schlachtreife Schweine zu prognostizieren. Ein solches Prognoseinstrument könnten funktionierende Warenterminmärkte darstellen. Im Bereich des Getreides und lagerfähiger Güter generell gilt die Preisbildung an internationalen Warenterminmärkten bereits seit geraumer Zeit als zuverlässiger Indikator für die Auszahlungspreise örtlicher Landhändler an die Landwirte. Handelt es sich jedoch um nicht-lagerfähige Güter wie Schlachtschweine, herrscht hinsichtlich der Preis-

bildungsfunktion von Futures-Märkten und deren Prognosewirkung zukünftiger Auszahlungspreise Uneinigkeit (CARTER und MOHAPATRA 2008).

Während im Rahmen früherer Forschungsarbeiten in der Regel der amerikanische Warentermin- und Kassamarkt im Mittelpunkt standen, liegen bislang keine Ergebnisse für den deutschen Markt für Schlachtschweine vor. Damit erweitern wir die bestehende Literatur, indem wir untersuchen, ob mittels Kursnotierungen von Futures-Kontrakten für Schlachtschweine treffendere Prognosen zukünftiger Kassamarktpreise in Deutschland aufgestellt werden können, als es im Rahmen der naiven Preiserwartung möglich ist. Da Futures-Kontrakte für unterschiedliche zukünftige Fälligkeitstermine notiert sind, wird zudem analysiert, ob sich die Prognosequalität von Futures-Preisen für unterschiedliche Prognosehorizonte verändert. Weiterhin werden Preistransmissionsanalysen für Kassamarkt- und Futures-Preise zur Analyse der Gleichgewichtsbeziehungen durchgeführt. Stellvertretend für das Kassamarktpreisniveau in Deutschland wird auf den Vereinigungspreis für Schlachtschweine der VEZG zurückgegriffen.

2 Hypothesengenerierung

KASTENS et al. (1998) vergleichen für die Jahre 1987 bis 1996 naive Preiserwartungen am US-amerikanischen Schlachtschweinemarkt mit Prognosen anhand von Futures-Preisen der Chicago Mercantile Exchange (CME). Sie zeigen für verschiedene Prognosehorizonte, dass Vorhersagen mittels Futures-Preisen präzisere Ergebnisse liefern als die naive Preiserwartung.

Eine Überlegenheit der Preisprognosen mittels Futures-Notierungen der CME im Vergleich zur naiven Preiserwartung stellen auch MCKENZIE und HOLT (2002) anhand von Preisen für Schlachtschweine für den Zeitraum von 1959 bis 2000 fest.

Auch DANIEL et al. (1999) analysieren die Prognosewirkung von CME-Futures-Kontrakten für Schlachtschweine für die Jahre 1975 bis 1998. Dabei untersuchen sie die durchschnittlichen wöchentlichen Futures-Kurse 36 Wochen vor dem Vermarktungszeitpunkt im Hinblick auf ihre Zuverlässigkeit der Prognose der Warenterminmarktnotierungen zur Vermarktungszeit. Es wird festgestellt, dass die Prognosegüte der Preisvorhersage mit Futures-Kursen verhältnismäßig gering ist. Daraus resultiert eine eher kritische Einschätzung der Eignung von Futures-Märkten zur Vorhersage künftiger Preisentwicklungen für Schlachtschweine.

Ausgehend von diesen Forschungsarbeiten für Schlachtschweine-Futures am amerikanischen Markt wird die Prognosewirkung von Futures-Kontrakten für Schlachtschweine der Eurex Exchange für Auszahlungspreise deutscher Kassamärkte überprüft, sodass sich die folgende Forschungshypothese ergibt:

Hypothese 1a: Preisprognosen mittels der Futures-Kontrakte für Schlachtschweine der Eurex Exchange sind der naiven Preiserwartung überlegen.

Wird zudem die Frage nach einer Veränderung der Prognosequalität von Futures-Kontrakten bei einem zunehmenden zeitlichen Prognosehorizont gestellt, so widmen sich dieser Thematik unter anderem CARTER und MOHAPATRA (2008) für den amerikanischen Markt. Sie weisen für den CME-Futures-Kontrakt für Schlachtschweine für die Jahre 1998 bis 2004 nach, dass die Zuverlässigkeit der Vorhersage abnimmt, je höher die zeitliche Distanz zwischen dem Aufstellen der Prognose und der tatsächlichen Beobachtung wird.

Diese abnehmende Prognosegüte des CME-Schlachtschweine-Futures bei steigendem Vorhersagehorizont wird durch MANFREDO und SANDERS (2004) bestätigt. Für den Zeitraum von 1997 bis 2003 stellen sie eine sinkende Prognoseeffizienz für Horizonte von einem Quartal, zwei, drei und vier Quartalen fest.

Ausgehend von der für den CME-Futures-Kontrakt für Schlachtschweine beobachteten abnehmenden Prognosequalität bei steigendem Prognosehorizont ergibt sich für den deutschen Markt die folgende Forschungshypothese:

Hypothese 1b: Mit zunehmendem Prognosehorizont sinkt die Prognosegüte der Futures-Kontrakte für Schlachtschweine der Eurex Exchange.

Neben einer Analyse der Prognosequalität soll des Weiteren analysiert werden, ob sich die Futures-Notierungen und Kassamarktpreise in einem langfristigen Gleichgewicht zueinander befinden und ob wechselseitige Beziehungen zwischen ihnen bestehen. Diesbezüglich herrscht in der bestehenden Literatur Uneinigkeit, welcher der beiden Preise den jeweils anderen leitet. Mit Gleichgewichtsbeziehungen zwischen Spot- und Futures-Preisen für nicht-lagerfähige Güter wie Schlachtschweine beschäftigen sich beispielsweise YANG et al. (2001) für die Jahre 1992 bis 1998. Mittels Preistransmissionsanalysen zeigen sie, dass die Kassa- und CME-Futures-Preise für Schweine kointegriert sind und somit eine langfristige Beziehung zwischen beiden herrscht. Zudem können wechselseitige Beeinflussungen beider Preise festgestellt werden.

Auch CARTER und MOHAPATRA (2008) analysieren die Zusammenhänge zwischen Futures- und Kassamarktpreisen. Für den Zeitraum von 1998 bis 2004 weisen sie nach, dass die Preisreihen aus CME-Futures für Schlachtschweine und Kassamarktpreisen in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zueinander stehen. Zudem folgt der Kassamarktpreis langfristig, aber auch kurzfristig dem Futures-Preis, der wiederum nicht durch den Kassamarktpreis beeinflusst wird. Somit wird hier ein eindeutiges Ergebnis bezüglich der Dominanz von Warenterminmarktpreisen gegenüber den Kassamarktpreisen geliefert.

SCHROEDER und GOODWIN (1991) untersuchen ebenfalls sowohl die langfristigen als auch die kurzfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen Kassa- und Futures-Preisen. Für den Zeitraum von 1975 bis 1989 weisen sie nach, dass zwischen den Kassa- und Futures-Preisen der CME wechselseitige Beziehungen herrschen und sowohl der Kassamarktpreis durch Änderungen des Futures-Preises beeinflusst wird als auch der Futures-Preis durch Änderungen des Kassamarktpreises.

Während diese Forschungsarbeiten im Regelfall auf die Futures-Kurse der CME und den amerikanischen Kassamarkt fokussieren, findet die Beziehung zwischen Schweine-Futures deutscher Handelsplattformen und Preisentwicklungen an Kassamärkten in Deutschland bislang keine Berücksichtigung. Vor diesem Hintergrund ergeben sich die folgenden Forschungshypothesen:

Hypothese 2a: Die Futures-Kurse für Schlachtschweine der Eurex Exchange befinden sich in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zu dem Vereinigungspreis der VEZG.

Hypothese 2b: Der Vereinigungspreis der VEZG und die Futures-Kurse für Schlachtschweine der Eurex Exchange beeinflussen sich gegenseitig.

3 Datengrundlage und Methodik

Zur Überprüfung der in Kapitel 2 formulierten Forschungshypothesen wird auf die börsenhandelstäglichen Schlussabrechnungskurse des Schlachtschweine-Futures der Eurex Exchange und auf den Vereinigungspreis für Schlachtschweine der VEZG zwischen Juli 2009 und Mai 2015 zurückgegriffen. Der Vereinigungspreis wird anhand von Preismeldungen von insgesamt 31 Mitgliedern der VEZG auf wöchentlicher Basis ermittelt und bildet die Auszahlungspreise innerhalb Deutschlands am Kassamarkt ab. Ursprünglich fand die Feststellung und Veröffentlichung der Vereinigungspreise durch die VEZG immer freitags statt. Mit dem 02.04.2014 wurde dies jedoch umgestellt, sodass die Preise seitdem immer mittwochs notiert werden und ab dem darauffolgenden Donnerstag gültig sind (INTERESSENGEMEINSCHAFT DER SCHWEINEHALTER DEUTSCHLANDS 2014).

Der Futures-Kontrakt für Schlachtschweine mit dem Produktkürzel FHOG wurde vom 20.07.2009 bis zum 12.05.2015 an der Eschborner Warenterminbörse Eurex Exchange gehandelt. Die Kontrakte entsprechen Handelseinheiten von je 8.000 kg Schlachtgewicht und

sind in Euro pro Kilogramm notiert. Der Handel eines Futures-Kontrakts umfasst höchstens eine Laufzeit von achtzehn Monaten, wobei zu jedem Zeitpunkt zum einen die folgenden zwölf Kalendermonate und zum anderen die beiden kommenden Quartalsmonate handelbar sind. Als Quartalsmonate gelten die Monate März, Juni, September und Dezember (FRENTRUP et al. 2010). Zudem ist keine physische Andienung der Handelsware vorgesehen, sondern in den Kontraktspezifikationen der Prozess des Cash Settlements auf Basis des Eurex Hog Index festgelegt (EUREX EXCHANGE 2009).

Um anhand dieser Datengrundlage die *Hypothesen 1a* und *1b* überprüfen zu können, werden der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient modifizierter Art (*Theils* U^{neu}), der Root Mean Squared Error (*RMSE*), der Mean Squared Error (*MSE*) und der Mean Absolute Error (*MAE*) berechnet. Zusätzlich wird eine Zerlegung des *MSE* in seine drei Komponenten vorgenommen.

Die Kennzahl *Theils* U^{neu} ist mit p_t als beobachtetem Preis zum Zeitpunkt *t*, p_{t-h} als beobachtetem Preis zum Zeitpunkt, an dem die Prognose aufgestellt wird, $\hat{p}_t$ als prognostiziertem Wert für den Zeitpunkt *t*, *h* als Prognosehorizont und $t = 1, 2, \dots, T$ Beobachtungen des ex post-Prognosezeitraums folgendermaßen definiert:

$$Theils\ U^{neu} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(\hat{p}_t - p_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(p_t - p_{t-h})^2}} \tag{1}$$

Somit entspricht $(\hat{p}_t - p_{t-h})$ der anhand der Futures-Notierungen erwarteten Änderungen innerhalb der Zeitspanne *h* und $(p_t - p_{t-h})$ der tatsächlichen Änderung des Vereinigungspreises innerhalb derselben Zeitspanne. Diese Kennzahl zur Überprüfung der Prognoseeffizienz kann Werte größer oder gleich Null annehmen, wobei die Kennziffer umso kleiner ist, je weniger die Prognose von den tatsächlichen Beobachtungen abweicht. Im Falle einer perfekten Vorhersage nimmt *Theils* U^{neu} einen Wert von Null an. Der kritische Wert Eins wird erreicht, wenn die Prognose einer naiven Preiserwartung entspricht (ALBERS et al. 2009).

Ausgehend von dem Zähler des *Theils* U^{neu} können weitere Prognosegütekennzahlen abgeleitet werden. Der Zähler allein entspricht dem Gütemaß *RMSE*, das einen umso größeren Wert annimmt, je höher der Prognosefehler ist. Im Falle einer exakten Vorhersage nimmt der *RMSE* den Wert Null an. Die Kennzahl *MSE* lässt sich durch Quadrieren des *RMSE* aus diesem ableiten. Wie im Falle des *RMSE* steht auch beim *MSE* ein höherer Wert für eine geringere Effizienz der Prognose aufgrund höherer Abweichungen und der *MSE* reagiert ebenso wie der *RMSE* sensibel auf einzelne große Prognosefehler (HACKL 2013).

Durch Zerlegung des *MSE* kann beurteilt werden, aus welchen Fehlerkomponenten der Prognosefehler besteht und so die Aussagekraft der Ergebnisse erhöht werden. Ausgehend von einem *MSE* ungleich Null können die folgenden drei Quotienten gebildet werden, die als Mittelwertfehler (MSE_b), Varianzfehler (MSE_v) und Kovarianzfehler (MSE_k) zu interpretieren sind und in ihrer Summe Eins ergeben:

$$MSE_b = \frac{(\overline{\hat{p}} - \overline{p})^2}{MSE} \tag{2}$$

$$MSE_v = \frac{(s_{\hat{p}} - s_p)^2}{MSE} \tag{3}$$

$$MSE_k = \frac{2(1 - r_{\hat{p}p})s_{\hat{p}}s_p}{MSE} \tag{4}$$

Dabei stellt $\overline{p}$ den Mittelwert der beobachteten und $\overline{\hat{p}}$ den Mittelwert der erwarteten Werte der Preisreihe *p* dar und $s_{\hat{p}}$ sowie s_p stehen für die jeweiligen Standardabweichungen der Zeitreihen. $r_{\hat{p}p}$ gibt den Korrelationskoeffizienten zwischen den Zeitreihen aus beobachteten und erwarteten Werten wieder. MSE_b quantifiziert, in welchem Maße die mittlere Prognose vom

Mittel der Beobachtungen abweicht. Ist dieser Wert ungleich Null, so lässt das auf eine kontinuierliche Über- bzw. Unterschätzung der tatsächlich beobachtbaren Werte der Variable durch die prognostizierten schließen. Ist MSE_v deutlich von Null verschieden, so liegt nahe, dass die Schwankungen der Beobachtungen um ihren Mittelwert durch die Prognosewerte zu stark oder zu schwach abgebildet werden. Weist eine Prognose diese systematischen Fehler nicht auf, sollten MSE_b und MSE_v nahe Null sein (SCHIPS 1990). Im Gegensatz dazu handelt es sich bei dem Kovarianzfehler nicht um eine systematische, sondern um eine zufällige Fehlerkomponente. Daher sollte ein Gesamtfehler in möglichst hohem Maße auf den Kovarianzfehler zurückzuführen sein und MSE_k nahe Eins sein (ANDRES und SPIWOKS 2000).

Eine weitere Kennzahl zur Messung der Prognosegüte ist der MAE, welcher umso größer ist, je stärker die Abweichungen der prognostizierten von den beobachteten Werten sind und den Wert Null im Falle einer perfekten Vorhersage annimmt. Da beim *MAE* die Prognosefehler nicht quadriert, sondern die betragsmäßigen Differenzen berechnet werden, fallen größere Abweichungen weniger stark ins Gewicht (WILLMOTT und MATSUURA 2005).

Zusätzlich zu einer Beurteilung der Prognosegüte von Futures-Märkten sollen mittels Preistransmissionsanalysen die *Hypothesen 2a* und *2b* überprüft werden. Dazu werden zunächst alle Preisreihen mittels Augmented Dickey Fuller-Tests (ADF-Tests) auf Stationarität hin überprüft (DICKEY und FULLER 1979, SJÖ 2011). Die Anzahl der einbezogenen Lags wird mittels des Akaike-Informations-Kriteriums (AIC) bestimmt. Kann die Nullhypothese der Nicht-Stationarität im Rahmen der ADF-Tests für die vorliegenden Preiszeitreihen nicht abgelehnt werden, ist die Voraussetzung für das Vorhandensein kointegrativer Beziehungen gegeben. Dabei bedeutet Kointegration, dass sich die Preise in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zueinander befinden. Getestet wird dies mit dem Johansen-Trace-Test (JOHANSEN und JUSELIUS 1990), bei dem die Anzahl der einbezogenen Lags ebenfalls anhand des AIC ermittelt wird.

Kann die Nullhypothese der Kointegration für die einbezogenen Preisreihen nicht abgelehnt werden, so ist die Voraussetzung für das Schätzen eines Vektorfehlerkorrekturmodells (VECM) gegeben. Mit Hilfe eines VECM können sowohl die langfristige Gleichgewichtsbeziehung als auch das kurzfristige Verhalten der Preisreihen herausgearbeitet werden, sodass sich folgendes Modell ergibt:

$$\Delta P_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 t + \sum_{i=1}^{k-1} A_i \Delta P_{t-i} + \alpha(\beta' P_{t-1} + \beta_0 + \beta_t t) + \varepsilon_t \qquad (5)$$

P_t und P_{t-1} stellen dabei Vektoren der Dimension (*n x 1*) mit *n I(1)*-Preisreihen dar, ϑ_0 und ϑ_1 sind (*n x 1*)-Vektoren der Konstanten und linearer Trends der ersten Differenzen der *n* Preisreihen in P_t, A_i ist eine Matrix der Dimension (*n x n*) und repräsentiert Koeffizienten der Lags, *k* stellt die Anzahl der Lags dar, die anhand des AIC festgelegt wird, und ε_t ist ein (*n x 1*)-Vektor der Fehlerterme mit weißem Rauschen. Das Summenprodukt $\sum_{i=1}^{k-1} A_i \Delta P_{t-i}$ kennzeichnet dabei die kurzfristige Dynamik in der Beziehung zwischen den Preisreihen. β_0 und β_1 als (*n x 1*)-Vektoren sind die Konstante und der lineare Trend in den beobachteten Werten der *n* Preisreihen in P_t und kennzeichnen gemeinsam mit $\beta' P_{t-1}$ die langfristige Gleichgewichtsbeziehung. β' ist eine (*n x r*)-Matrix der Kointegrationskoeffizienten, wobei *r* die Anzahl kointegrativer Beziehung beschreibt. α ist eine (*n x r*)-Matrix und umfasst die Anpassungskoeffizienten, welche nach einem exogenen Schock die Schnelligkeit der Wiederherstellung des langfristigen Gleichgewichts determinieren (CARTER und MOHAPATRA 2008).

4 Ergebnisse

Zur Überprüfung der *Hypothesen 1a* und *1b* werden die Prognosegütekennzahlen *Theils* U^{neu}, *MAE, RMSE, MSE,* MSE_b, MSE_v und MSE_k für die Vorhersagehorizonte *h* von einem Monat bis zu zehn Monaten berechnet, deren Ergebnisse Tabelle 1 zu entnehmen sind. Zudem wer-

den die Unterschiede zwischen den Varianzen der Prognosefehler der Futures-Prognose (σ_{TM}) und den Varianzen der Prognosefehler der naiven Preiserwartung (σ_{NP}) mittels einseitiger F-Tests[1] auf Signifikanz hin überprüft. Es wird dabei auf monatliche Daten zurückgegriffen, um der monatlichen Fälligkeit des FHOG-Futures gerecht zu werden.

Tabelle 1: Ergebnisse verschiedener Kennzahlen zur Messung der Prognosegüte von Futures-Kontrakten unterschiedlicher Prognosehorizonte

h[a)]	*Theils U*^{neu}	*MAE*	*RMSE*	*MSE*	MSE_b	MSE_v	MSE_k	*F-Teststatistik*	*p-Wert*
1	0,8074	0,0639	0,0859	0,0074	0,0101	0,0001	0,9898	0,6468	0,0499
2	0,8055	0,0864	0,1060	0,0112	0,0001	0,0026	0,9973	0,6488	0,0512
3	0,7802	0,0886	0,1163	0,0135	0,0003	0,0001	0,9997	0,6089	0,0306
4	0,7611	0,0919	0,1203	0,0145	0,0002	0,0016	0,9982	0,5799	0,0200
5	0,7412	0,0969	0,1254	0,0157	0,0003	0,0026	0,9971	0,5503	0,0123
6	0,7664	0,0980	0,1277	0,0163	0,0124	0,0000	0,9876	0,5801	0,0201
7	0,7796	0,1132	0,1439	0,0207	0,0020	0,0026	0,9954	0,6071	0,0299
8	0,9169	0,1261	0,1545	0,0239	0,0004	0,0027	0,9969	0,8431	0,2590
9	1,0116	0,1341	0,1651	0,0272	0,0018	0,0004	0,9979	1,0254	0,5379
10	1,0792	0,1376	0,1691	0,0286	0,0001	0,0020	0,9979	1,1689	0,7229

a) Die Prognosehorizonte *h* sind in Monaten angegeben.

Quelle: Eigene Berechnung

Bei Betrachtung von Tabelle 1 wird ersichtlich, dass *Theils U*^{neu} für Prognosehorizonte von neun und zehn Monaten Werte größer Eins annimmt und für Vorhersagedistanzen von bis zu acht Monaten Werte kleiner Eins. Aus den F-Tests resultieren zusätzlich die Ergebnisse, dass für Prognosehorizonte von bis zu sieben Monaten die Nullhypothese ($H_0: \sigma_{TM}^2 \geq \sigma_{NP}^2$) aufgrund der p-Werte < 0,1 abgelehnt werden kann, für Vorhersagehorizonte von acht bis zehn Monaten hingegen nicht (p-Werte > 0,1). Daraus kann geschlussfolgert werden, dass Vorhersagen der Vereinigungspreise mittels Futures-Notierungen für Vorhersagehorizonte von bis zu sieben Monaten signifikant treffendere Ergebnisse erzielen, als die naive Preiserwartung. Folglich scheint *Hypothese 1a* für Prognosehorizonte von einem Monat bis zu sieben Monaten zutreffend zu sein, für Prognosezeiträume von acht bis zehn Monaten hingegen nicht. Zudem kann aus Tabelle 1 abgelesen werden, dass die Höhe der Kennzahlen *MAE*, *RMSE* und *MSE* kontinuierlich ansteigt, je größer *h* wird. Somit kann *Hypothese 1b* für einen Anstieg der Prognosehorizonte auf bis zu zehn Monate nicht abgelehnt werden.

Betrachtet man zudem die Zerlegung des MSE in seine drei Komponenten MSE_b, MSE_v und MSE_k, fällt auf, dass sich diese für unterschiedliche *h* nur marginal verändern und die Kovarianzfehler in allen zehn Fällen bei nahezu 100 % liegen. Somit sind die Prognosefehler für alle zehn zeitlichen Distanzen der Prognose nur in sehr geringem Maße auf systematische Fehlschätzungen zurückzuführen und fast ausschließlich auf die zufällige, nicht-systematische Komponente des Kovarianzfehlers.

Um im Folgenden die *Hypothesen 2a* und *2b* zu überprüfen, werden Preistransmissionsanalysen durchgeführt, wozu auf Daten auf wöchentlicher Basis zurückgegriffen wird, um der wöchentlichen Notierung des Vereinigungspreises der VEZG gerecht zu werden. Dazu werden zunächst die Preisreihen aus Vereinigungspreisen p_t^V und aus Futures-Notierungen der Kontrakte des letzten gehandelten Monats p_t^F, mit Fälligkeit in einem Monat $p_t^{F_1}$, in zwei $p_t^{F_2}$, in drei $p_t^{F_3}$, in sechs $p_t^{F_6}$ und in zehn Monaten $p_t^{F_10}$ auf Stationarität überprüft und ADF-Tests

[1] Bei dem Varianzvergleich zweier unabhängiger Stichproben wird jeweils die Nullhypothese $H_0: \sigma_{TM}^2 \geq \sigma_{NP}^2$ gegen die Alternativhypothese $H_A: \sigma_{TM}^2 < \sigma_{NP}^2$ getestet. Der Stichprobenumfang beträgt für alle Prognosehorizonte N=59.

mit den beobachteten Werten und auch mit deren erster Differenz (Δp_t^V, Δp_t^F, $\Delta p_t^{F_1}$, $\Delta p_t^{F_2}$, $\Delta p_t^{F_3}$, $\Delta p_t^{F_6}$, $\Delta p_t^{F_10}$) durchgeführt. Dabei werden weder eine Konstante noch ein Trend einbezogen, da die AIC-Werte dann minimal sind.[2] Zudem werden bei Berücksichtigung einer Konstante und eines Trends keine signifikanten Koeffizienten geschätzt. Die Ergebnisse der ADF-Tests sind in Tabelle 2 zusammengestellt.

Tabelle 2: Ergebnisse der ADF-Tests [a)]

Variable	Lags	T	Teststatistik	Geschätzter Wert für ($\rho - 1$)	p-Wert
p_t^V	4	298	-0,422	-0,001	0,531
Δp_t^V	3	298	-9,522	-0,974	<0,001
p_t^F	5	297	-0,238	-0,000	0,601
Δp_t^F	4	297	-8,347	-1,065	<0,001
$p_t^{F_1}$	13	289	0,078	0,000	0,708
$\Delta p_t^{F_1}$	12	289	-4,521	-0,953	0,017
$p_t^{F_2}$	6	296	0,045	0,000	0,697
$\Delta p_t^{F_2}$	5	296	-5,372	-0,721	0,001
$p_t^{F_3}$	20	282	0,117	0,000	0,720
$\Delta p_t^{F_3}$	19	282	-4,861	-1,007	0,004
$p_t^{F_6}$	8	294	0,261	0,000	0,762
$\Delta p_t^{F_6}$	7	294	-4,708	-0,797	0,007
$p_t^{F_10}$	39	263	0,724	0,001	0,871
$\Delta p_t^{F_10}$	38	263	-2,991	-1,238	0,003

a) Bei den ADF-Tests wird von einer maximalen Lag-Anzahl von 15 heruntergetestet. Reicht diese Anzahl nicht aus, wird sie sukzessive auf bis zu 40 Lags erhöht. Die Tests enden, sobald der AIC-Wert minimal ist.

Quelle: Eigene Berechnung

Aus den ADF-Tests resultiert das Ergebnis, dass die Nullhypothese der Nicht-Stationarität für die Preisreihen aus den beobachteten Werten in allen sieben Fällen aufgrund der p-Werte zwischen 0,531 und 0,871 nicht abgelehnt werden kann. Daraus kann geschlussfolgert werden, dass p_t^V, p_t^F, $p_t^{F_1}$, $p_t^{F_2}$, $p_t^{F_3}$, $p_t^{F_6}$ und $p_t^{F_10}$ jeweils integriert sind vom Grade Eins ($I(1)$). Unterstützt werden diese Ergebnisse durch die Resultate der ADF-Tests für die erste Differenz der Preisreihen. Für diese sieben Preisreihen kann die Nullhypothese der Nicht-Stationarität mit p-Werten zwischen <0,001 und 0,007 verworfen werden.

Damit ist die Voraussetzung für das Vorliegen einer kointegrativen Beziehung zwischen dem Vereinigungspreis und der jeweiligen Futures-Preisreihe gegeben, sodass im Anschluss Kointegrationstests nach dem Verfahren von Johansen (Johansen Trace Tests) durchgeführt werden, deren Ergebnisse in Tabelle 3 zusammengestellt sind. In den Trace Tests wird jeweils eine restringierte Konstante berücksichtigt, um konsistent zu den folgenden Schätzungen der VECM zu sein. Da in jeden Kointegrationstest nur zwei Preisreihen einbezogen werden, ist die maximal mögliche Anzahl der kointegrativen Beziehungen auf Eins beschränkt, sodass sich die folgenden Nullhypothesen für die Ränge Null und Eins ergeben:

Rang 0: H_0: Es besteht keine kointegrative Beziehung zwischen den Preisreihen.

Rang 1: H_0: Es besteht exakt eine kointegrative Beziehung zwischen den Preisreihen

[2] Detaillierte Ergebnisse der ADF-Test mit Konstante und mit Konstante und Trend mit den zugehörigen AIC-Werten können auf Anfrage bereitgestellt werden.

Tabelle 3: Ergebnisse der Johansen-Trace-Tests von sechs Preisreihenkombinationen

Variablen	Lags	Rang	Trace-Teststatistik	p-Wert
p_t^V, p_t^F	6	0	41,596	<0,001
		1	4,173	0,398
$p_t^V, p_t^{F_1}$	1	0	44,179	<0,001
		1	4,419	0,364
$p_t^V, p_t^{F_2}$	7	0	25,209	0,009
		1	7,433	0,107
$p_t^V, p_t^{F_3}$	1	0	25,038	0,009
		1	4,544	0,348
$p_t^V, p_t^{F_6}$	9	0	25,996	0,006
		1	3,525	0,497
$p_t^V, p_t^{F_10}$	1	0	28,400	0,002
		1	2,535	0,673

Quelle: Eigene Berechnung

In allen sechs Fällen kann die Nullhypothese für Rang Null mit einem Signifikanzniveau von 1 % abgelehnt werden. Die Nullhypothesen für Rang Eins können mit p-Werten zwischen 0,107 und 0,673 jedoch nicht verworfen werden. Somit kann angenommen werden, dass für die sechs Kombinationen aus dem Vereinigungspreis p_t^V und jeweils einer Futures-Preisreihe Kointegration vorliegt und *Hypothese 2a* nicht abgelehnt werden kann.

Zu einer weiteren Analyse dieser langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen und der Überprüfung der *Hypothese 2b* werden insgesamt sechs VECM für dieselben Preisreihenkombinationen geschätzt, für die auch Johansen-Trace-Tests durchgeführt werden. Dabei wird jeweils eine restringierte Konstante in den Langfristbeziehungen einbezogen und eine Lagordnung von zwei berücksichtigt. Die Ergebnisse der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen sind in Tabelle 4 zusammengefasst, in welcher der Vereinigungspreis als exogene Variable und der jeweils einbezogene Futures-Preis als endogene Variable fungiert und die Notierung in €/kg erfolgt. Die Standardfehler der jeweiligen Koeffizienten sind in Klammern angegeben.

Tabelle 4: Übersicht über die Ergebnisse der Langfristbeziehung der VECM verschiedener Preisreihenkombinationen [a), b)]

	Fälligkeit der Futures-Kontrakte					
	Fälligkeitsmonat	**1 Monat**	**2 Monate**	**3 Monate**	**6 Monate**	**10 Monate**
$\boldsymbol{\beta_0}$	0,027	-0,052	-0,281	-0,340	-0,138	-0,056
	(0,033)	(0,110)	(0,219)	(0,258)	(0,393)	(0,206)
$\boldsymbol{\beta_1}$	0,983	1,037	1,187	1,225	1,115	1,065
	(0,021)	(0,071)	(0,141)	(0,166)	(0,252)	(0,132)

a) p_t^V ist die unabhängige Variable, Futures-Preise verschiedener Fälligkeiten sind die abhängigen Variablen
b) Die Standardfehler der jeweiligen Koeffizienten sind in Klammern angegeben.
Quelle: Eigene Berechnung

Bei dem Vergleich dieser sechs Langfristbeziehungen fällt auf, dass sich die Steigungen und Konstanten der Variablen $p_t^{F_10}$ und $p_t^{F_1}$ jeweils in Abhängigkeit von p_t^V sehr stark ähneln. Die größte Abweichung zwischen Vereinigungs- und Warenterminmarktpreisen besteht unter Einbeziehung von $p_t^{F_3}$ und die geringste Abweichung zwischen den beiden Zeitreihen besteht zwischen p_t^V und p_t^F, da die Konstante der Langfristbeziehung betragsmäßig am geringsten von Null abweicht und die Steigung im Vergleich zu den anderen die betragsmäßig kleinste Differenz zu Eins aufweist. Obwohl die für β_1 geschätzten Koeffizienten alle von Eins und

die für β_0 geschätzten Koeffizienten alle von Null verschieden sind, sind diese Abweichungen aufgrund ihrer Standardfehler als nicht signifikant zu bewerten. Die Irrtumswahrscheinlichkeit liegt in allen Fällen bei weniger als 5 %.

Zur Überprüfung der *Hypothese 2b* wird ein Vergleich der Koeffizienten der kurzfristigen Dynamik der VECM vorgenommen, deren Ergebnisse in Tabelle 5 zusammengestellt sind.

Tabelle 5: Übersicht über die Ergebnisse der Kurzfristbeziehung und Anpassungsparameter der VECM verschiedener Preisreihenkombinationen

	Abh. Variable	Unabh. Variable	Koeffizient	Standardfehler	p-Wert
I)	Δp_t^F	Δp_{t-1}^F	-0,018	0,076	0,812
		Δp_{t-1}^V	0,191	0,077	0,014**
		ect_{t-1}	-0,254	0,074	<0,001***
	Δp_t^V	Δp_{t-1}^F	0,070	0,075	0,347
		Δp_{t-1}^V	0,237	0,076	0,002***
		ect_{t-1}	0,287	0,073	<0,001***
II)	$\Delta \mathrm{p}_t^{F_1}$	$\Delta p_{t-1}^{F_1}$	0,008	0,071	0,913
		Δp_{t-1}^V	0,048	0,062	0,446
		ect_{t-1}	0,021	0,034	0,537
	Δp_t^V	$\Delta p_{t-1}^{F_1}$	0,139	0,070	0,048**
		Δp_{t-1}^V	0,156	0,062	0,012**
		ect_{t-1}	0,173	0,034	0,005***
III)	$\Delta \mathrm{p}_t^{F_2}$	$\Delta p_{t-1}^{F_2}$	-0,086	0,065	0,186
		Δp_{t-1}^V	0,046	0,049	0,347
		ect_{t-1}	0,030	0,018	0,094*
	Δp_t^V	$\Delta p_{t-1}^{F_2}$	0,201	0,079	0,012**
		Δp_{t-1}^V	0,171	0,059	0,004***
		ect_{t-1}	0,096	0,022	0,011**
IV)	$\Delta \mathrm{p}_t^{F_3}$	$\Delta p_{t-1}^{F_3}$	0,011	0,063	0,863
		Δp_{t-1}^V	0,018	0,043	0,670
		ect_{t-1}	0,026	0,014	0,061*
	Δp_t^V	$\Delta p_{t-1}^{F_3}$	0,130	0,084	0,125
		Δp_{t-1}^V	0,198	0,058	<0,001***
		ect_{t-1}	0,082	0,019	0,010***
V)	$\Delta \mathrm{p}_t^{F_6}$	$\Delta p_{t-1}^{F_6}$	-0,022	0,059	0,707
		Δp_{t-1}^V	0,031	0,040	0,443
		ect_{t-1}	-0,016	0,011	0,154
	Δp_t^V	$\Delta p_{t-1}^{F_6}$	0,055	0,084	0,515
		Δp_{t-1}^V	0,228	0,057	<0,001***
		ect_{t-1}	0,046	0,016	0,004***
VI)	$\Delta \mathrm{p}_t^{F_10}$	$\Delta p_{t-1}^{F_10}$	0,044	0,054	0,407
		Δp_{t-1}^V	0,021	0,026	0,416
		ect_{t-1}	-0,041	0,009	0,007***
	Δp_t^V	$\Delta p_{t-1}^{F_10}$	-0,058	0,120	0,630
		Δp_{t-1}^V	0,248	0,058	0,019**
		ect_{t-1}	0,048	0,019	0,014**

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 5 wird deutlich, dass wechselseitige Beziehungen zwischen Vereinigungspreisen und Futures-Kursen bestehen, was jedoch je nach Fälligkeit der Futures-Kontrakte eingeschränkt werden muss. Daher kann *Hypothese 2b* nicht abgelehnt werden. So wird in VECM II) und III) ersichtlich, dass Δp_t^V in hoch signifikantem Maße (p<0,05) von $\Delta p_{t-1}^{F_1}$ bzw. $\Delta p_{t-1}^{F_2}$ abhängt. In den VECM I), IV), V) und VI) hängt Δp_t^V jedoch nicht in signifikantem Maße von preislichen Änderungen der jeweils einbezogenen Futures-Preisreihen Δp_{t-1}^F, $\Delta p_{t-1}^{F_3}$, $\Delta p_{t-1}^{F_6}$ und $\Delta p_{t-1}^{F_10}$ ab. Auffällig ist, dass Δp_t^V in allen sechs VECM in höchst (p<0,01) bzw. in hoch signifikantem Maße (p<0,05) von der eigenen Preisänderung der Vorperiode (Δp_{t-1}^V) abhängt.

Des Weiteren wird ersichtlich, dass in den VECM II) bis VI) Änderungen der Futures-Preisreihen nicht durch Änderungen des Vereinigungspreises determiniert werden, da die Lags nicht signifikant sind. Einzig Δp_t^F ist in hoch signifikantem Maße (p-Wert=0,014) abhängig von Δp_{t-1}^V. In keinem der sechs VECM sind zudem Veränderungen der Futures-Preisreihen signifikant von den eigenen Änderungen der Vorperiode abhängig.

Betrachtet man die Anpassungsparameter, so fällt auf, dass Störungen des langfristigen Gleichgewichts durch Änderungen in p_t^V in allen sechs VECM in höchst (p<0,01) bzw. in hoch signifikantem Maße (p<0,05) erfolgen, wobei die Schnelligkeit der Anpassung zwischen 4,60 % und 28,70 % pro Woche variiert und mit steigender Distanz der Futures-Kontrakte zur Fälligkeit sinkt. Alle Anpassungsparameter weisen hier ein positives Vorzeichen auf, sodass die Fehlerkorrektur in eine korrekte Richtung verläuft. Des Weiteren weisen $\Delta p_t^{F_2}$ und $\Delta p_t^{F_3}$ hoch signifikante (p<0,05) Anpassungsparameter auf, jedoch ist das positive Vorzeichen nicht korrekt. p_t^F und $p_t^{F_10}$ passen sich durch Änderungen von 25,40 % bzw. 4,10 % pro Woche in höchst signifikantem Maße (p<0,01) an, um die langfristige Gleichgewichtsbeziehung zum Vereinigungspreis zurückzuerlangen und weisen zudem korrekterweise ein negatives Vorzeichen auf. Somit kann geschlussfolgert werden, dass das langfristige Gleichgewicht zwischen den Vereinigungspreisen der VEZG und den jeweils betrachteten Futures-Preisreihen nach externen Preisschocks hauptsächlich durch Änderungen in den Vereinigungspreisen wiedererlangt wird, in der Regel jedoch keine signifikanten Anpassungen der Futures-Preise erfolgen.

5 Diskussion und Schlussfolgerung

Die Überlegenheit von Preisprognosen basierend auf Futures-Notierungen für Schlachtschweine gegenüber der naiven Preiserwartung wird mehrfach für den US-amerikanischen Markt thematisiert, ebenso wie eine sinkende Prognosequalität bei steigendem Vorhersagehorizont. Um die Übertragbarkeit dieser Ergebnisse auf den deutschen Markt zu überprüfen, werden verschiedenen Prognosegütekennzahlen berechnet. Zudem werden mittels Preistransmissionsanalysen das langfristige Gleichgewicht und die wechselseitigen Beziehungen zwischen den Futures-Kursen für Schlachtschweine der Eurex Exchange und Vereinigungspreisen stellvertretend für das Kassamarktpreisniveau analysiert. Unsere Ergebnisse zeigen, dass Preisprognosen mittels Futures-Notierungen für Zeithorizonte von bis zu sieben Monaten der naiven Preiserwartung überlegen sind. Im Falle von acht- bis zehnmonatigen Prognosehorizonten war die Prognosequalität von Futures-Notierungen der FHOG-Kontrakte geringer als die der naiven Preiserwartung. Zwar deutet Theil's U für den Prognosehorizont von acht Monaten auch auf eine Überlegenheit der Terminmarktprognose hin, doch kann die Signifikanz dieses Ergebnisses durch den F-Test nicht bestätigt werden. Für Vorhersagehorizonte von elf oder zwölf Monaten konnten keine vollständigen Preisreihen gebildet werden, sodass für diese kein Vergleich der Prognosegüte mit der naiven Preiserwartung möglich war. Da jedoch anhand der Kennzahlen MSE, RMSE und MAE eine mit steigendem Prognosehorizont kontinuierlich sinkende Prognosequalität festgestellt wird, kann erwartet werden, dass auch Preisprognosen mittels Futures für Vorhersagehorizonte von elf oder zwölf Monaten der naiven Preiserwartung unterlegen sind. Berücksichtigt werden muss hierbei, dass die Ergebnisse nicht auf ihre ökonomische Relevanz hin überprüft wurden, sondern nur auf ihre statistische.

Des Weiteren ergeben die Preistransmissionsanalysen, dass sich Futures-Notierungen des Kontrakts FHOG unterschiedlicher zukünftiger Fälligkeiten und der Vereinigungspreis der VEZG in einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung befinden und zudem wechselseitige Beziehungen zwischen ihnen bestehen. Eine gegenseitige Beeinflussung beider Preise ist insbesondere bei der Kurzfristdynamik zwischen Vereinigungspreis und Futures-Kursen von Kontrakten im Fälligkeitsmonat zu beobachten. Futures-Preise von Kontrakten mit zukünftiger Fälligkeit sind hingegen nicht signifikant von den Änderungen des Vereinigungspreises der Vorperiode abhängig. Zudem wird festgestellt, dass preisliche Anpassungen nach externen Schocks zurück an die langfristige Gleichgewichtsbeziehung im Regelfall auf Seiten des Vereinigungspreises in signifikantem Maße erfolgen.

Bezüglich der Aussagekraft der gewonnenen Erkenntnisse müssen jedoch Einschränkungen gemacht werden. Obwohl die Eurex Exchange zwischen Juli 2009 und Mai 2015 Deutschlands einziger Warenterminmarkt für Schweine-Futures war, war das Handelsvolumen der FHOG-Kontrakte verhältnismäßig gering. Wurden 2009 im Schnitt monatlich 228 Kontrakte gehandelt, so waren es 2014 nur noch 75 und in den fünf Handelsmonaten 2015 rund 26 Futures. Dies entspricht einem prozentualen Rückgang von 2009 bis 2015 um über 88 % (EUREX EXCHANGE 2009-2015). Vergleicht man die 2014 an der Eurex Exchange gehandelte Menge von insgesamt 420 Kontrakten mit einem Umfang von je 8.000 kg mit der 2014 deutschlandweit produzierten Menge von 5,52 Mio. t (BAYERISCHE LANDESANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT 2015), entspricht das an der Eurex Exchange gehandelte Volumen gerade einmal 0,06 % des deutschlandweit produzierten Schweinefleisches.

Hinzu kommt, dass Futures-Kontrakte für Schlachtschweine aktuell nicht mehr an der Eurex Exchange gehandelt werden, sondern seit Mai 2015 an der European Energy Exchange (EEX) in Leipzig notiert sind (EUREX GROUP 2014). Somit kann ausgehend von den im Rahmen dieser Arbeit gewonnenen Ergebnissen nicht auf eine generelle Überlegenheit der Warenterminmarktnotierungen in Bezug auf die Prognose zukünftiger Kassamarktpreise im Vergleich zur naiven Preiserwartung für den deutschen Schlachtschweinemarkt gesprochen werden. Dies müsste vielmehr anhand der EEX-Notierungen für Schlachtschweine überprüft werden. Da sich die Kontraktspezifikationen des Schlachtschweine-Futures der EEX jedoch nicht von den ehemaligen Spezifikationen des FHOG-Kontrakts der Eurex Exchange unterscheiden (EUROPEAN ENERGY EXCHANGE 2015), kann von ähnlichen Forschungsergebnissen ausgegangen werden. Zudem wurde stellvertretend für das Preisniveau am Kassamarkt der Vereinigungspreis herangezogen, der jedoch von örtlichen Auszahlungspreisen der Landhändler oder Schlachthöfe abweichen kann. Diese Abweichungen sollten Landwirte bei den Formulierungen von Preiserwartungen mittels Futures-Notierungen beachten.

Ausgehend von der Beurteilung der Prognosegüte der Futures-Kontrakte kann des Weiteren keine Empfehlung für die tatsächliche Preisabsicherung von Schlachtschweinen an Warenterminmärkten abgeleitet werden. Überprüft wird in dieser Arbeit allein die Qualität der Vorhersage mittels Futures-Kontrakten. Die Hedging-Effektivität von Futures-Kontrakten für Schlachtschweine oder das optimale Hedging-Verhältnis aus betriebswirtschaftlichen Gesichtspunkten sollten im Rahmen weiterer Forschungsarbeiten analysiert werden.

Literatur

ADÄMMER, P., M. T. BOHL, und O. VON LEDEBUR (2014): Die Bedeutung von Agrarterminmärkten als Absicherungsinstrument für die deutsche Landwirtschaft. *Thünen Report 14*. Thünen-Institut, Braunschweig.

ALBERS, S., D. KLAPPER, A. WALTER und J. WOLF (2009): Methodik der empirischen Forschung. 3., überarbeitete und erweiterte Auflage. Springer Verlag, Wiesbaden.

ANDRES, P. und M. SPIWOKS (2000): Prognosegütemaße: State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen. Sofia-Studien zur Institutionenanalyse Nr. 00-1. Darmstadt.

BAYERISCHE LANDESANSTALT FÜR LANDWIRTSCHAFT (2015): Agrarmärkte 2015. *Schriftenreihe der Bayerischen Landesanstalt für Entwicklung der Landwirtschaft und der Ländlichen Räume*, Nr. 3 (2015), 1. Auflage. Freising-Weihenstephan.

CARTER, C. A. und S. MOHAPATRA (2008): How reliable are hog futures as forecasts? *American Journal of Agricultural Economics,* 90 (2): 367–378.

DANIEL, S., T. SCHROEDER und K. DHUYVETTER (1999): Forecasting performance of storable and non-storable commodities. *NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, Chicago, IL, April 23-24 1999.*

DICKEY, D. A. und W. A. FULLER (1979): Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association,* 74 (366): 427–431.

EUREX EXCHANGE (2009-2015). Monatsstatistiken. Monatliche Bekanntmachungen der Eurex Group zwischen Juli 2009 und Mai 2015, Eschborn.

EUREX EXCHANGE (2009). Neue Agrar-Futures an Eurex: Piglets und Hogs. Bekanntmachung der Eurex Group im Juli 2009, Eschborn.

EUREX GROUP (2014): Eurex Group konzentriert Commodity-Handel auf einer Plattform. Bekanntmachung der Eurex Group vom 10.06.2014, Eschborn.

EUROPEAN ENERGY EXCHANGE (2015): Vieh und Fleisch. Veröffentlichung der EEX, Leipzig.

FRENTRUP, M., M. HEYDER und L. THEUVSEN (2010): Risikomanagement in der Landwirtschaf - Leitfaden für Landwirte: So Behalten Sie die Risiken im Griff. Leitfaden der Georg-August-Universität Göttingen, Göttingen.

HACKL, P. (2013): Einführung in die Ökonometrie. 2., akt. Auflage. Pearson, München

HANAU, A. (1928): Die Prognose der Schweinepreise. *Vierteljahreshefte zur Konjunktur-forschung, Sonderheft 7* (2., erweiterte Auflage des Sonderhefts 2).

INTERESSENGEMEINSCHAFT DER SCHWEINEHALTER DEUTSCHLANDS (2014): Darum lehnt die ISN die geplante Verschiebung des Notierungstermins ab! Veröffentlichung der ISN, Damme.

JOHANSEN, S. und K. JUSELIUS (1990): Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* 52 (2): 169–210.

KASTENS, T. L., R. JONES und T. C. SCHROEDER (1998): Futures-based price forecasts for agricultural producers and businesses. *Journal of Agricultural and Resource Economics,* 23 (1): 294–307.

MANFREDO, M. R. und D. R. SANDERS (2004): The value of public price forecasts: Additional evidence in the live hog market. *Journal of Agribusiness,* 22 (2): 119–131.

MCKENZIE, A. M. und M. T. HOLT (2002): Market efficiency in agricultural futures markets. *Applied Economics,* 34 (12): 1519–1532.

NERLOVE, M. (1958): Adaptive expectations and cobweb phenomena. The Quarterly Journal of Economics, 72 (2): 227-240.

PARKER, P. S. und J. S. SHONKWILER (2014): On the centenary oft he German hog cycle: New findings. European Review of Agricultural Economics, 41 (1): 47-61.

SCHIPS, B. (1990): Empirische Wirtschaftsforschung - Methoden, Probleme und Praxisbeispiele. Springer-Verlag, Wiesbaden.

SCHROEDER, T. C. und B. K. GOODWIN (1991): Price discovery and cointegration for live hogs. *Journal of Futures Markets,* 11 (6): 685–696.

SJÖ, B. (2011): Lectures in Modern Economic Time Series Analysis, 2. Auflage. Linköping Universität, Linköping, Schweden.

WILLMOTT, C. J. und K. MATSUURA (2005): Advantages of the mean absolute error (MAE) over the root mean square error (RMSE) in assessing average model performance. *Climate Research,* 30: 79–82.

YANG, J., D. BESSLER und D. J. LEATHAM (2001): Asset storability and price discovery of commodity futures markets: A new look. *The Journal of Futures Markets,* 21 (3): 279–300.