Zeitschrift: Yearbook of socioeconomics in agriculture : Agrarwirtschaft und Agrarsoziologie = économie et sociologie rurales

Herausgeber: Schweizerische Gesellschaft für Agrarwirtschaft und Agrarsoziologie

Band: - (2010)

Artikel: Preis- und Ertragsrisiken auf Agrarmärkten in Deutschland

Autor: Filler, Günther / Odening, Martin / Grethe, Harald

DOI: https://doi.org/10.5169/seals-966656

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Mehr erfahren

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. En savoir plus

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. Find out more

Download PDF: 14.07.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, https://www.e-periodica.ch

Preis- und Ertragsrisiken auf Agrarmärkten in Deutschland

Günther Filler[1)], Martin Odening[1)], Harald Grethe[2)], Dieter Kirschke[1)]
[1)] Humboldt-Universität zu Berlin, D-10099 Berlin;
[2)] Universität Hohenheim, D-70593 Stuttgart

Der vorliegende Beitrag baut auf einer von der Rehwinkel-Stiftung geförderten Studie mit dem Thema “Ertrags- und Preisinstabilität auf Agrarmärkten in Deutschland und der EU: Betriebswirtschaftliche und agrarpolitische Implikationen“ auf (vgl. Artavia et al. 2010). Die Autoren danken der Deutschen Forschungsgemeinschaft und der Rehwinkel-Stiftung für finanzielle Unterstützung.

Abstract

It is frequently stated that price risk in European agriculture increases due to the liberalization of formerly regulated markets. This argument is used to motivate the necessity of risk management and income stabilization for farms. Against this background we empirically investigate the price volatility of major agricultural commodities in Germany and its development over time. It turns out that the patterns of price volatility actually reflect the changes in the agricultural policy over the last two decades. While the volatility for milk and cereals increased considerably, this is not the case for hogs and rape. In second step we analyze the vulnerability of farms with regards to price and yield risk by means of stochastic simulation. Thereby we take into account the stochastic dependence between various prices and yields. Though it is difficult to draw general conclusions it is quite obvious that low performing farms are highly jeopardized by their risk exposure.

Key words: Agricultural markets, price volatility

JEL Klassifikation: Q11, Q13, Q14

Günther Filler, Martin Odenring, Harald Grethe und Dieter Kirschke: Preis und Ertragsrisiken auf Agrarmärkten in Deutschland: YSA 2010, 77-108

1. Problemstellung und Zielsetzung

Landwirtschaftliche Unternehmen sind naturgemäß erheblichen Ertrags- und Preisrisiken ausgesetzt. Während das Ertragsrisiko stark wetter- und standortabhängig ist, wird das Preisrisiko durch Marktentwicklungen determiniert. Die Preisvolatilität auf unregulierten Agrarmärkten ist üblicherweise hoch. Das liegt zum einen an dem häufigen Auftreten von kurzfristigen Angebots- und/oder Nachfrageschocks. Im Vordergrund steht hier wiederum die Wetterentwicklung, die erheblichen Einfluss auf das Angebot hat und die enge Verflechtung zwischen Ertrags- und Preisrisiko zum Ausdruck bringt. Aber auch Wirtschaftskrisen oder Änderungen der politischen und ökonomischen Rahmenbedingungen können – insbesondere nachfragebedingt – starke Preisschwankungen verursachen. Zum anderen sind neben dem Auftreten von kurzfristigen Schocks hauptsächlich die kurz- bis mittelfristig geringen Reagibilitäten von Angebot und Nachfrage in Bezug auf die Preise sowie die immer noch weit verbreitete Abschottung von nationalen Märkten gegenüber internationalen Preisschwankungen für die hohe Preisvolatilität verantwortlich. Während in der Vergangenheit nur wenige Agrarmärkte durch eine ausgeprägte Preisvolatilität gekennzeichnet waren (insbesondere Schweine, Kartoffeln und Gemüse), trifft dieses Merkmal infolge der Deregulierung der Agrarpolitik nun auch für weitere Produkte zu. Damit sehen sich weite Teile der europäischen Landwirtschaft neuen Herausforderungen gegenüber, denn Ertrags- und Preisschwankungen schlagen sich in Einkommensschwankungen von landwirtschaftlichen Unternehmen nieder und gefährden deren Stabilität.

Ziel dieser Studie ist es, die Preisentwicklung wichtiger Agrarprodukte in Deutschland empirisch zu untersuchen. Im Fokus steht die Messung von Preis- und Ertragsrisiken und deren Übertragung in Einkommensschwankungen auf betrieblicher Ebene. Dabei sollen die folgenden Fragen beantwortet werden:

- Gibt es Trends oder Muster in der Agrarpreisentwicklung oder sind sie eher zufällig?
- Wie groß ist die Volatilität der Preise und wie lässt sie sich messen?
- Hat sich die Volatilität in der jüngeren Vergangenheit, wie oft behauptet, bei allen Produkten erhöht?

- Bestehen Unterschiede in der Entwicklung von Agrarpreisen innerhalb Europas?

Darüber hinaus sollen Implikationen einer potentiell zunehmenden Preisvolatilität auf der Betriebsebene abgeleitet, betriebliche Maßnahmen sowie Strategien zur Risikoreduzierung diskutiert und Schlussfolgerungen aus agrarpolitischer Sicht gezogen werden.

Die Analyse historisch beobachteter Agrarpreise (Kapitel 2) soll Trends und Preisschwankungen ausgewählter pflanzlicher und tierischer Produkte für Deutschland und Europa dokumentieren. Die Datengrundlage hierfür bilden Monats- (ZMP-Berichte, Eurostat) und Jahresdaten (Eurostat, FAO).

In Kapitel 3 wird untersucht, wie sich Preis- und Ertragsschwankungen in Einkommensschwankungen übersetzen und welches Gefährdungspotenzial sich daraus für landwirtschaftliche Unternehmen ergibt. Dies erfolgt mit Hilfe einfacher, typischer Modellbetriebe, die auf Basis von aggregierten Testbetriebsdaten (Datenquelle: Agrarberichterstattung des BMELV) spezifiziert werden. Es werden Einkommensverteilungen ermittelt und Risikomaße kalkuliert. Darüber hinaus werden Maßnahmen vorgestellt, die auf eine Reduzierung von Preis- und Mengenschwankungen abzielen.

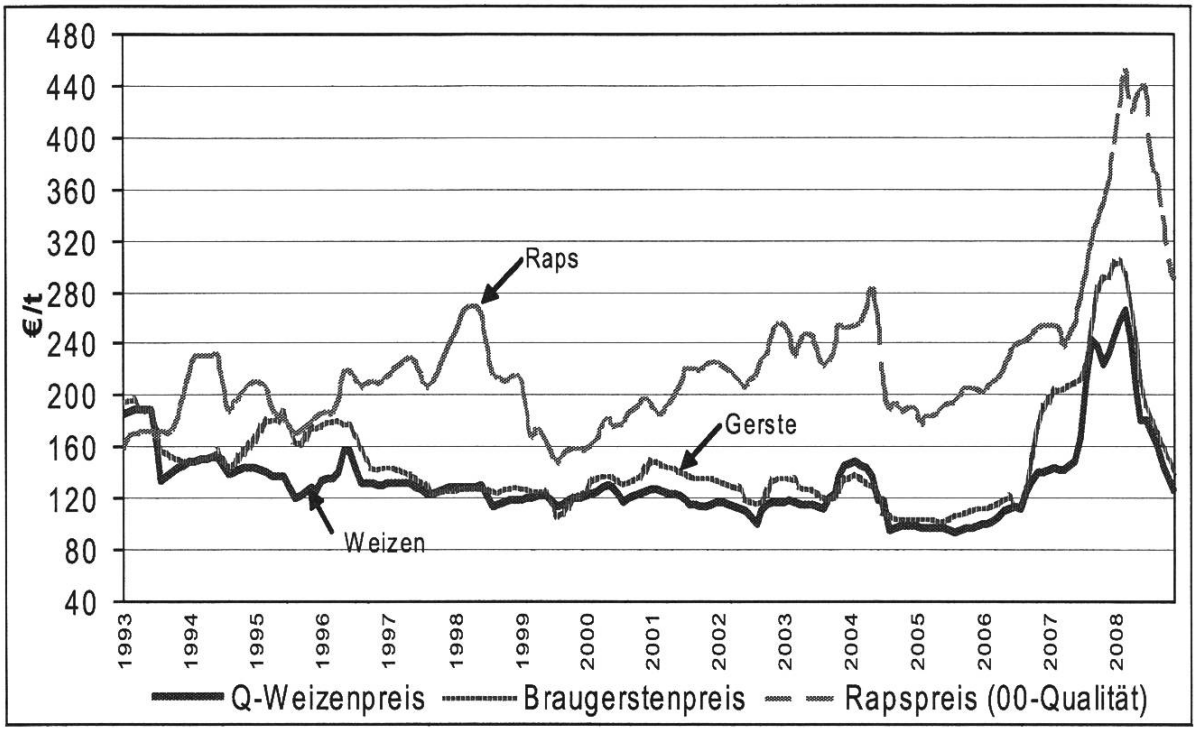
In Kapitel 4 werden Instrumente zur Verbesserung der Markteffizienz innerhalb der Debatte zur Stabilisierungspolitik und agrarpolitische Implikationen von Preis- und Ertragsschwankungen diskutiert.

2. Ex-Post-Analyse von Agrarpreisen landwirtschaftlicher Produkte

2.1 Preisentwicklung ausgewählter deutscher Agrarprodukte

Die Datengrundlage besteht aus (nominalen) Monatsdaten der zentralen Markt- und Preisberichtsstelle (ZMP) der Erzeugerpreise ausgewählter pflanzlicher und tierischer Erzeugnisse in den Jahren 1993 bis 2008. Als wichtige pflanzliche Produkte werden Weizen, Braugerste und Raps betrachtet, bei den tierischen Produkten werden Milch, Schweine- und

Rindfleisch ausgewählt. Abbildung 1 visualisiert die Preisentwicklung für die genannten pflanzlichen Rohstoffe.

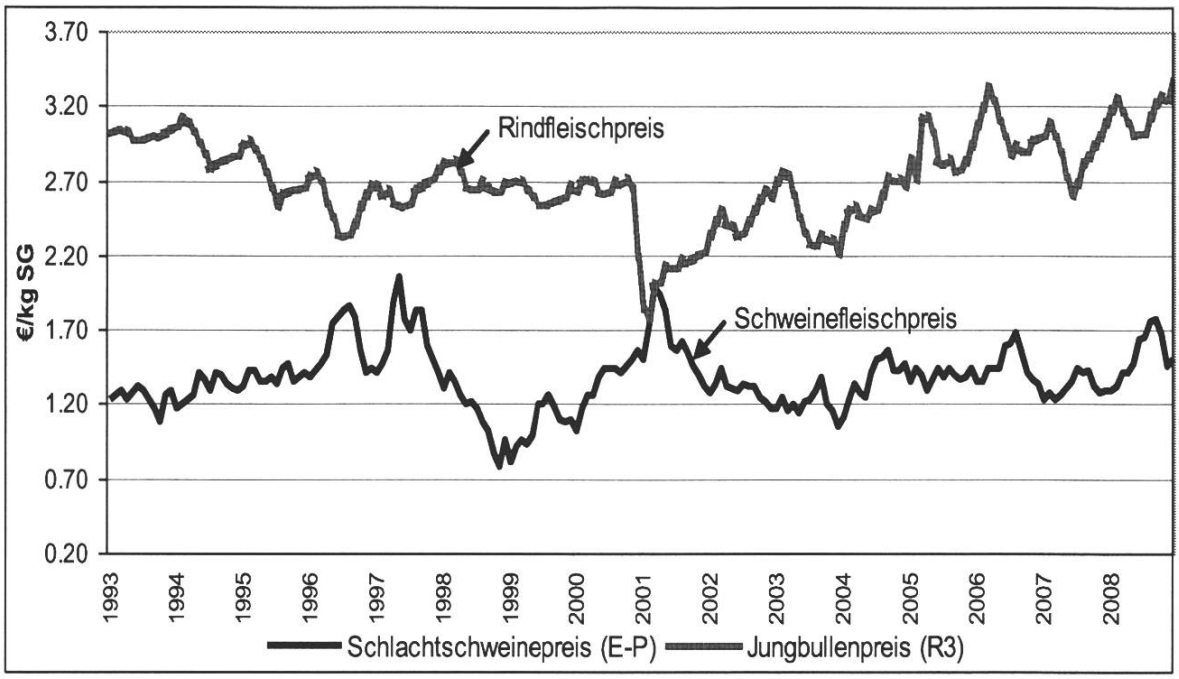


Quelle: ZMP-Marktbilanzen Getreide, Ölsaaten, Futtermittel (versch. Jgg.)

Abb. 1: Monatserzeugerpreise Weizen, Braugerste und Raps, Deutschland 01/93-12/08

Während Weizen und Braugerste sowohl in der bis 2006 anhaltenden negativen Preisentwicklungsphase als auch in der Berg- und Talphase der Jahre 2007/08 hohe Ähnlichkeit aufweisen, zeigen sich für Raps mehrere Aufwärtsphasen mit anschließender Korrektur. Die Preisentwicklung für die genannten tierischen Produkte ist in den Abbildungen 2 (Schweine- und Rindfleisch) sowie 3 (Milch) dargestellt.

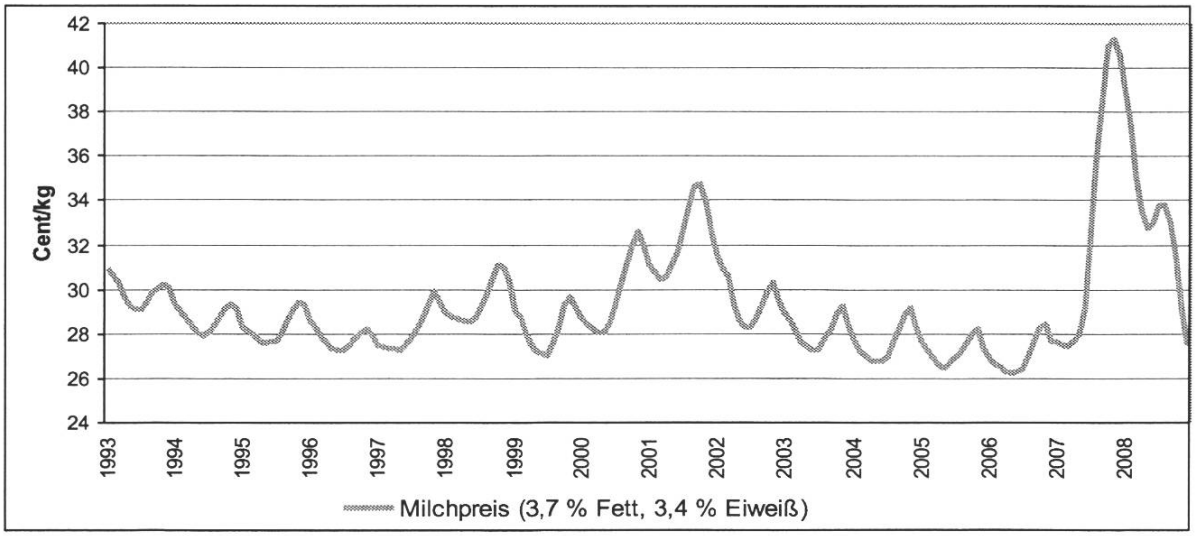
Die Rindfleischpreise fanden 2001 ihren Tiefpunkt bedingt durch die BSE-Krise. Seitdem sind sie wieder angestiegen, um Ende 2008 in etwa das Ausgangsniveau von 1993 von ca. 3 €/kg Schlachtgewicht (SG) zu erreichen. Der Verlauf der Entwicklung der Schweinepreise lässt sich mit 5 Phasen beschreiben: Anstieg bis Mitte 1997, dann Fall bis auf das Tief Ende 98, gefolgt von einem erneuten Anstieg zu einem Preishoch Mitte 2001, Phase sinkender Preise bis etwa 2004 und letztendlich eine Phase relativ konstanter Preisentwicklung im Bereich von 1,50 €/kg SG.



Quelle: ZMP-Marktbilanzen Vieh und Fleisch (versch. Jgg.)

Abb. 2: Monatsauszahlungspreise Schweine-, Rindfleisch Deutschland 01/93-12/08

Die Entwicklung der Milchpreise zeigt deutliche Jahres-Schwingungen mit einer bis 2001 verlaufenden Etappe von Preisen zwischen 27 und 31 Cent/kg, einer kurzen Preissteigerungsphase bis Ende 2001, einer Phase sinkender Erzeugerpreise bis Ende 2006 und einer bis davon für Milch unbekannten Berg- und Talfahrt in den Jahren 2007 und 2008.



Quelle: ZMP-Marktbilanzen Milch (versch. Jgg.)

Abb. 3: Monatliche Milcherzeugerpreise, Deutschland 01/93-12/08

Tabelle 1 fasst einige statistische Kennzahlen, wie Mittelwert und Standardabweichung, für die untersuchten Produktpreise zusammen.

Tab. 1: Kennzahlen zu Agrarpreisen in Deutschland (1993-2008)

Preise für	**Weizen**	**Braugerste**	**Raps**	**Milch**	**Schwein**	**Rind**
n=192; Einheit	€/t			Ct/kg	€/kg SG	
Arithmetischer Mittelwert	133,66	148,37	223,72	29,29	2,71	1,38
Standardabweichung	31,24	39,97	56,97	2,66	0,29	0,21
Minimum	93,38	101,31	146,73	26,23	1,77	0,79
Maximum	265,87	301,93	453,83	41,30	3,35	2,07
ADF-Test, Ablehnung H0 (Nichtstationarität)						
	nein	nein	nein	ja	ja	nein
KPSS-Test, Ablehnung H0 (Stationarität)						
	ja	ja	ja	nein	nein	ja

Quelle: ZMP-Marktbilanzen Getreide, Ölsaaten, Futtermittel; Vieh und Fleisch; Milch (jeweils versch. Jgg.); eigene Berechnungen

Diese Kennzahlen beziehen sich auf den gesamten Beobachtungszeitraum und sagen wenig über die Entwicklung der Agrarpreise aus. Letzteres ist möglich, wenn man die Preiszeitreihen als stochastische Prozesse auffasst und nach deren Eigenschaften fragt. Ein wesentliches Merkmal stochastischer Prozesse ist (Nicht)Stationarität. Eine Zeitreihe ist stationär, wenn sich der Mittelwert im Zeitverlauf nicht ändert (kein Trend), sich die Varianz nicht ändert (Homoskedastizität) und periodische Variationen (Saison, Zyklen) nicht mehr vorkommen. Die Unterscheidung zwischen stationären und nichtstationären Prozessen ist wichtig, da erstere nach einem zufälligen Ereignis zu einem Gleichgewichtsniveau zurückkehren. Nichtstationäre Prozess dagegen tun dies nicht, sondern ihr Erwartungswert verbleibt auf dem zufällig erreichten Niveau. Die Feststellung von Stationarität im Mittelwert erfolgt in dieser Studie mit dem Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) und dem KPSS-Test (Said und Dickey 1984, Kwiatkowski et al. 1992). Der untere Teil von Tabelle 1 zeigt, dass die Nullhypothese der Nichtstationarität im ADF-Test für die untersuchten Preisreihen nicht abgelehnt werden kann, außer bei Milch- und Schweinepreisen. Der KPSS-Test prüft als Nullhypothese auf Stationarität; diese konnte für Milch- und Schweinepreise nicht abgelehnt werden.

Um die zeitliche Dynamik der Preise numerisch beschreiben zu können, bedient man sich vielfach sogenannter autoregressiver moving-average Modelle (ARMA) (vgl. z.B. Tsay 2002). Dabei wird die zu modellierende Zeitreihe Y_t als Linearkombination früherer Ausprägungen der Zeitreihe und von Störgrößen ε modelliert. Die generelle ARMA(p, q) Form lautet:

$$Y_t = A_o + \sum_{i=1}^{p} \phi_i \cdot y_{i-1} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^{q} \theta_j \cdot \varepsilon_{t-j} \qquad (1)$$

Die autoregressive (AR) Komponente macht den deterministischen Teil der Zeitreihe aus, der moving average (MA) Teil spiegelt den stochastischen Einfluss wider. Ist eine Zeitreihe trendbedingt nichtstationär, kann sie durch ein- oder mehrfache Differenzenbildung in eine stationäre Reihe überführt werden. Eine Zeitreihe, die nach d-maliger Differenzenbildung stationär ist, wird integriert zur Ordnung d, I(d), bezeichnet und kann durch ein ARIMA(p,d,q)-Modell dargestellt werden. Ist die Zeitreihe durch Saisonalität gekennzeichnet, die sich alle s Perioden wiederholt, kann es notwendig sein, zusätzlich noch um s Perioden verzögerte Variablen zu berücksichtigen oder s-periodige Differenzen zu bilden, um Stationarität zu erreichen. In allgemeinster Form ergibt sich ein ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s-Modell. In Tabelle 2 sind die Ergebnisse für die sechs betrachteten Preiszeitreihen dargestellt.

Die monatlichen Erzeugerpreise sind durch saisonale Schwankungen im Jahresverlauf gekennzeichnet, was in den signifikanten Saisonkomponenten der geschätzten ARIMA-Modelle zum Ausdruck kommt. Dies ist zum Teil dem Charakter landwirtschaftlicher Produktion geschuldet, aber auch saisonalen Nachfrageeffekten. Im Kontext einer Risikobetrachtung bedeutet dieser Befund, dass ein Teil der beobachteten Preisschwankungen deterministischer Natur und damit vorhersehbar ist.

Bei Milch- und Schweinepreis kann die Zeitreihe ohne Differenzenbildung (d=0) modelliert werden, dies entspricht dem in den Stationaritätstests gefundenem Charakter stationären Verhaltens. Beide können u.a. durch den Preis des Vormonats (bei Schwein, ebenso Raps) und zusätzlich den des Vorvormonats (bei Milch) erklärt werden. Rindfleischpreise werden stärker durch zufällige Störungen, erkennbar an den statistisch signifikanten MA-Termen, beeinflusst. Die nichtstationären Getreidepreise werden dagegen durch irreguläre Schocks getrieben. Sie

entsprechen einem „random walk“, und die Rückkehr zu einem „Gleichgewichtspreis“ ist weniger ausgeprägt.

Tab. 2: AR(I)MA-Schätzungen für die ZMP-Monatspreise 1993-2008

Parameter	Schätzung	Std.-Fehler	t	p-Wert
Weizen ARIMA(0,1,2)(1,1,2)9		**RMSE 5,2992**		
MA(1)	-0,5066	0,0717	-7,0621	0,0000
MA(2)	-0,3044	0,0715	-4,2575	0,0000
SAR(1)	0,2535	0,0814	3,1127	0,0022
SMA(1)	1,7265	0,0291	59,2917	0,0000
SMA(2)	-0,7562	0,0271	-27,9330	0,0000
Braugerste ARIMA(1,1,1)(0,1,1)12		**RMSE 4,07398**		
AR(1)	0,6651	0,0785	8,4745	0,0000
MA(1)	-0,1850	0,0991	-1,8677	0,0635
SMA(1)	0,8706	0,0239	36,4025	0,0000
Raps ARIMA(1,1,0)(0,1,1)12		**RMSE 10,3501**		
AR(1)	0,5085	0,0650	7,8279	0,0000
SMA(1)	0,8719	0,0218	40,0098	0,0000
Milch ARIMA(2,0,0)(0,1,1)12		**RMSE 0,36095**		
AR(1)	1,7654	0,0445	39,6741	0,0000
AR(2)	-0,8021	0,0445	-18,0265	0,0000
SMA(1)	0,7158	0,0487	14,6912	0,0000
Schwein ARIMA(1,0,0)(1,0,1)12		**RMSE 0,0824067**		
AR(1)	0,9438	0,0246	38,3799	0,0000
SAR(1)	1,0125	0,0254	39,7853	0,0000
SMA(1)	0,8655	0,0629	13,7536	0,0000
Rind ARIMA(0,1,2)(0,0,1)12		**RMSE 0,0789148**		
MA(1)	-0,4741	0,0713	-6,6463	0,0000
MA(2)	-0,2599	0,0711	-3,6574	0,0003
SMA(1)	-0,2170	0,0722	-3,0035	0,0030

Quelle: eigene Berechnungen

Einschränkend ist hinzuzufügen, dass eine solche Charakterisierung von Preisen stark von der Länge des Schätzzeitraumes abhängt und sich bei einer Verlängerung oder Verkürzung der Beobachtungen ein anderes Bild ergeben kann.

2.2 Analyse der Agrarpreisvolatilität

Risiko wird in finanzwirtschaftlichen Analysen üblicherweise als Volatilität ausgedrückt. Die Volatilität ist statistisch gesehen eine Standardabweichung, allerdings wird sie nicht auf die Preise selbst, sondern deren relative Änderungen, sogenannte „Returns" bezogen.

$$R_t = LogY_t - \log Y_{t-1} = \log(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}) \qquad (2)$$

Darin bezeichnet R_t den (Log)Return und Y_t den Preis zum Zeitpunkt t. Wenn die Veränderung von einer Periode zur nächsten im Vergleich zum Preisniveau selbst relativ klein ist, entsprechen Log-Returns den prozentualen Preisänderungen. Volatilitäten werden auf Returns bezogen, weil sie dimensionslos sind und damit Schwankungen unterschiedlicher Preisreihen verglichen werden können. Darüber hinaus wird die Berechnung der Volatilität nicht durch Trends in der Zeitreihe verzerrt.

Die Vorschrift zur Berechnung der historischen Volatilität σ lautet:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \times \sum_{t=1}^{n} (R_t - \overline{R_t})^2} \qquad (3)$$

Darin bezeichnet $\overline{R_t}$ den Mittelwert der Log-Returns im Beobachtungszeitraum.

Volatilitäten können alternativ implizit aus Marktpreisen für Finanzderivate, z.B. Optionen, ermittelt werden. Wenn keine geeigneten Derivate vorliegen, erfolgt die Schätzung auf statistischem Weg. In diesem Beitrag wird nur auf die historische Volatilität eingegangen. Ein Nachteil historischer Volatilität ist, dass alle Beobachtungswerte gleich gewichtet sind und Änderungen der Unsicherheit im Zeitablauf nicht dargestellt werden können. Dieser Mangel kann zum Teil durch gleitende Mittel oder exponentielles Glätten (Exponentially Weighted Moving Average) behoben werden, bei dem jüngere Informationen stärker gewichtet werden. Volatilitäten beziehen sich auf einen definierten Zeitraum. Wenn, wie für die untersuchten deutschen Preise, Monatsdaten verwendet werden, muss eine Zeitaggregation vorgenommen werden, um eine jahresbezogene Größe, σ_{ann}, zu bekommen. Diese Umrechnung auf ein Jahr erfolgt mit der Wurzel(t)-Regel:

$$\sigma_{ann} = \sigma_{mon} \times \sqrt{12} \tag{4}$$

Diese Transformation ist allerdings nur zulässig, wenn Schwankungen in einem stochastischen Prozess von einer Periode zur nächsten unabhängig sind (d.h. es gibt keine serielle Korrelationen oder andere Abhängigkeiten). In der Praxis kommt dieses Vorgehen allerdings auch zur Anwendung, wenn diese Voraussetzung nicht erfüllt ist. Die Ergebnisse der Berechnung sind in Tabelle 3 enthalten. Bevor näher auf die Zahlen eingegangen wird, soll kurz der Informationsgehalt der Kennzahl erläutert werden. Wenn beispielsweise für Weizen eine Jahresvolatilität von ca. 17 Prozent ausgewiesen und eine Normalverteilung der Returns unterstellt wird, dann bedeutet dies, dass zwei Drittel aller relativen Preisänderungen innerhalb des Bereichs von +/- 17 Prozent bezogen auf den Trend liegen. Noch anschaulicher wird diese Information, wenn man sie in absolute Preise zurückrechnet. Angenommen, der Weizenpreis beträgt im Mittel 13 €/dt, und es liegt kein Trend vor, dann fällt der zufällige Weizenpreis mit einer Wahrscheinlichkeit von 66% in das Intervall 13 +/- 0,17*13 €/dt. Anders ausgedrückt: die Wahrscheinlichkeit, dass der Weizenpreis unter 13 – 0,17*13 €/dt = 10,79 €/dt fällt, liegt bei 16 Prozent.

Aus Tabelle 3 geht hervor, dass die historische Monatsvolatilität über den gesamten Beobachtungszeitraum zwischen 2,33 % (Milchpreis) und 6,72 % (Schweinepreis) liegt. Die mit der Wurzel(t)-Regel bestimmte annualisierte Volatilität beträgt zwischen 8,06 % (Milchpreis) und 23,27 % (Schweinepreis). Die Abweichung zwischen historischer Volatilität und EWMA-Volatilität deutet auf eine Veränderung der Volatilität im Zeitverlauf hin. Dieses Indiz wird zum Anlass genommen, um die historische Volatilität für drei Subperioden zu berechnen. Die Definition der Subperioden erfolgt mit Blick auf die Rahmenbedingungen im Untersuchungszeitraum: Die erste Subperiode von 1993 bis 2000 wird durch die MacSharry-Reform bestimmt (Agrarpreis-Senkungen, Ausgleichszahlungen für Einkommensverluste, Marktmechanismen fördern, Maßnahmen des Umweltschutzes). Die zweite Subperiode (2001-2004) ist durch die Agenda 2000 (u.a. erneute Preissenkungen) gekennzeichnet. Ab 2005 prägen die Luxemburger Beschlüsse (Entkopplung der Direktzahlungen, Modulation, Cross Compliance) die Agrarpolitik.

Tatsächlich scheinen sich die veränderten agrarpolitischen Rahmenbedingungen in der Volatilität der Agrarpreise niederzuschlagen.

Tab. 3: Historische und EWMA-Volatilität landwirtschaftlicher Erzeugerpreise in Deutschland in % (Basis: ZMP-Monatsdaten 1993-2008)

Zeitraum	**Gesamt 01/93-12/08**		**P 1 93-00**	**P 2 01-04**	**P 3 05-08**
Meßmethode	**Hist.**	**EWMA***	**Hist.**		
Monatsvolatilität*					
Q-Weizen	4,89	7,96	3,81	4,92	**6,62**
Braugerste	4,02	6,95	2,98	3,08	**6,16**
Raps (00-Qualität)	4,56	6,28	4,27	4,94	4,81
Milch (3,7% F, 3,4% E)	2,33	4,32	1,51	2,02	**3,61**
Schlachtschwein (E-P)	6,72	5,79	7,36	6,66	**5,25**
Jungbullen (R3)	3,44	2,93	2,77	3,46	**3,62**
Annualisierte Volatilität					
Q-Weizen	16,95	27,58	13,20	17,03	**22,92**
Braugerste	13,92	24,08	10,34	10,68	**21,34**
Raps (00-Qualität)	15,81	21,74	14,80	17,12	16,68
Milch (3,7% F, 3,4% E)	8,06	14,96	5,25	6,98	**12,52**
Schlachtschwein (E-P)	23,27	20,04	25,51	23,08	**18,19**
Jungbullen (R3)	11,92	10,14	9,59	11,99	**12,53**

* Lambda = 0,94; Levene-Test auf Signifikanzunterschiede (95%-Niveau): unterstrichen = signifikanter Unterschied zu Vorperiode; fett = signifikanter Unterschied zu P1; P1…P3: Periode; Hist.: Historisch

Quelle: eigene Berechnungen

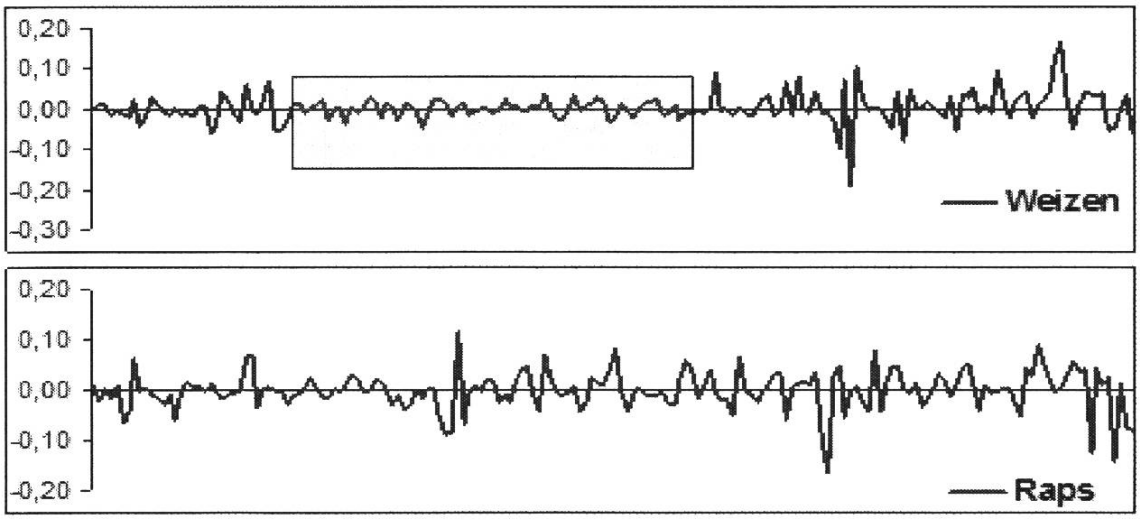
Der Vergleich der historischen Monatsvolatilität zeigt eine starke Erhöhung bei Weizen, Braugerste und Milch. Die Volatilität des Rapspreises und des Rindfleischpreises ist dagegen nur wenig angestiegen, und bei Schweinefleisch hat sie sogar abgenommen. Die Prüfung der statistischen Signifikanz der Unterschiede in der Volatilität mittels des Levene-Tests zeigen, dass sie sich in der jüngeren Vergangenheit (P3) vor allem im Vergleich zur ersten Subperiode (P1) signifikant (fett geschrieben) unterscheiden (Ausnahme Raps). Vergleicht man P1 mit P2, wird nur für Weizen und Milch ein statistisch signifikanter Unterschied (unterstrichene Werte) erkennbar. Der Vergleich P2 zu P3 zeigt für Weizen, Braugerste und Milch signifikante Unterschiede in den Varianzen. Somit muss die pauschale Behauptung einer Zunahme der Volatilität in Frage gestellt werden. Im Gegenteil, die Schwankungen des Schweinepreises

haben im Beobachtungszeitraum sogar signifikant abgenommen. Auch bei Rindfleisch und Raps sind nur moderate Veränderungen erkennbar.

2.3 Tests auf Volatilitätscluster

Im Folgenden wird die zeitliche Entwicklung der Preisvolatilität mit Hilfe von Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)-Modellen (vgl. Bollerslev 1986) diskutiert. Diese Modellklasse wurde unter anderem entwickelt, um Volatilitätscluster abbilden zu können. Damit ist das für Finanzdaten häufig zu beobachtende Phänomen gemeint, dass sich Phasen geringer und hoher Volatilität abwechseln.

Die visuelle Beurteilung der Residuen der geschätzten AR(I)MA-Modelle (Abb. 4) lässt zum Beispiel für Weizen im Gegensatz zu Raps eine solche Clusterbildung vermuten. Der grau markierte Bereich könnte als Phase geringer Volatilität gedeutet werden, der sich eine Periode höherer Volatilität anschließt.



Q

uelle: Eigene Berechnungen

Abb. 4: ARIMA-Residuen logarithmierter Agrarpreise

Ein GARCH(p,q)-Modell zielt auf die Modellierung der Varianz und ist wie folgt definiert:

$$\sigma_t^2 = \varpi + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \cdot \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \cdot \sigma_{t-j}^2 \qquad (5)$$

Die zeitabhängige Varianz ergibt sich aus einem konstanten Term ϖ, der Historie der (gefilterten) Zeitreihe (2. Summand) und aus ihrer eigenen Historie (3. Summand). Die Modellierungsschritte bestehen in der Annahme eines Modells (z.B. ein ARIMA Modell) für die Zeitreihe, dem Test der quadrierten Residuen des Modells auf (bedingte) Heteroskedastizität (Ljung-Box-Pierce Q-Test (Box et al. 1994), Engle's ARCH-Test (Engle (1982)), der Spezifikation der GARCH-Ordnung, der Schätzung der GARCH-Parameter und dem Test des gefitteten GARCH-Modells. Diese Schrittfolge wurde für die 6 untersuchten Agrarpreiszeitreihen durchgeführt. Die Testergebnisse sind in Tabelle 4 dokumentiert.

Tab. 4: Ergebnisse der GARCH-Modellierung der Agrarpreise

A) Tests der (quadrierten) AR(I)MA-Residuen						
* Lag-Niveau 10, 20	**Ljung-Box-Pierce Q-Test**				**Engle' s ARCH Test**	
	Residuen		**Quadrierte Residuen**		**Residuen**	
Reihe	H*	p-Wert	H*	p-Wert	H*	p-Wert
Weizen	0	0,8679	**1**	0,0002	**1**	0,0021
	0	0,9414	**1**	0,0110	0	0,1304
Braugerste	0	0,8881	0	0,0640	0	0,1576
	0	0,6511	**1**	0,0172	0	0,2381
Raps	0	0,1540	0	0,1232	0	0,0903
	0	0,2997	0	0,4265	0	0,5079
Milch	0	0,5512	**1**	0,0430	0	0,2817
	0	0,5090	0	0,2496	0	0,8203
Schwein	0	0,3377	0	0,0874	0	0,1248
	0	0,6029	0	0,2261	0	0,4831
Rind	0	0,5603	**1**	0,0470	0	0,1444
	0	0,6272	0	0,4115	0	0,7758
B) GARCH(1,1)-Parameter Weizenpreis:						
$\sigma_t^2 = 0{,}00058025 + 0{,}56278 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}053972 \cdot \sigma_{t-1}^2$						
Parameter	**Wert**		**Standard-Fehler**		**T-Statistik**	
K	0,00058025		9,6434e-005		6,0171	
GARCH(1)	0,053972		0,089247		0,6047	
ARCH(1)	0,56278		0,13555		4,1518	

Quelle: eigene Berechnungen

Für Weizen können die bereits vermuteten GARCH-Effekte bestätigt werden, für andere Produkte allerdings nicht. Demgegenüber weisen vergleichbare Studien auch für weitere Agrarpreise das Vorhandensein von GARCH-Effekten nach (vgl. z.B. Yang und Brorsen 1992). Dass diese Effekte in der vorliegenden Untersuchung nur schwach ausgeprägt sind, kann auf die niederfrequente Datengrundlage (Monatspreise) zurückgeführt werden.

2.4 Sequenzielle Muster in der Agrarpreisentwicklung

Die Analyse von sequentiellen Mustern in Agrarpreiszeitreihen soll Antwort auf die folgenden Fragen geben: Wie lange halten Trends steigender oder fallender Preise an? Wechseln sich solche Phasen regelmäßig ab oder handelt es sich um Zufallsmuster? Informationen zu solchen Sequenzen können Hinweise auf die Dauer von Perioden mit ungünstigen Agrarpreisbedingungen geben. Daraus lassen sich in einem weiteren Schritt Rückschlüsse auf die notwendigen finanziellen Reserven ableiten, um solche Tiefpreisphasen durchzustehen.

Zur Bestimmung sequenzieller Muster geht man üblicherweise wie folgt vor: Zunächst wird die Preiszeitreihe Y_t in eine Trendkomponente S_t und eine zyklische Komponenten C_t zerlegt:

$$Y_t = S_t - C_t \tag{6}$$

Da lediglich Y_t beobachtbar ist, setzt eine solche Aufteilung Annahmen über die Komponenteneigenschaften voraus. Grundsätzlich gibt es verschiedene Möglichkeiten, um die Trendkomponente S_t zu bestimmen, z.B. gleitende Mittelwerte. In dieser Untersuchung wird für die Bestimmung des Trends der Hodrick-Prescott-Filter[1] verwendet (Hodrick und Prescott (1997)).

---

[1] Der HP-Filter minimiert den folgenden Ausdruck bezüglich St:

$$\sum_{t=1}^{n}(Y_t - S_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{n-1}[(S_{t+1} - S_t) - (S_t - S_{t-1}]^2 \tag{7}$$

Der erste Teil summiert die quadrierten Abweichungen der Reihe vom Trend. Der zweite Teil bestimmt, ob S_t mehr oder weniger glatt verläuft. Das Verhältnis der beiden Teile wird mit dem exogen vorzugebenden Parameter λ gesteuert.

Durch die Anwendung dieses Filters wird die Stationarität der Zeitreihe gewährleistet. Im Anschluss an die Zerlegung der Zeitreihe werden die zeitlichen Veränderungen (1. Differenzen) von C_t bestimmt. Diese Abweichungsdifferenzen vom Trend werden wie folgt berechnet:

$$D_t = C_t - C_{t-1} = (Y_t - S_t) - (Y_{t-1} - S_{t-1}) \qquad (8)$$

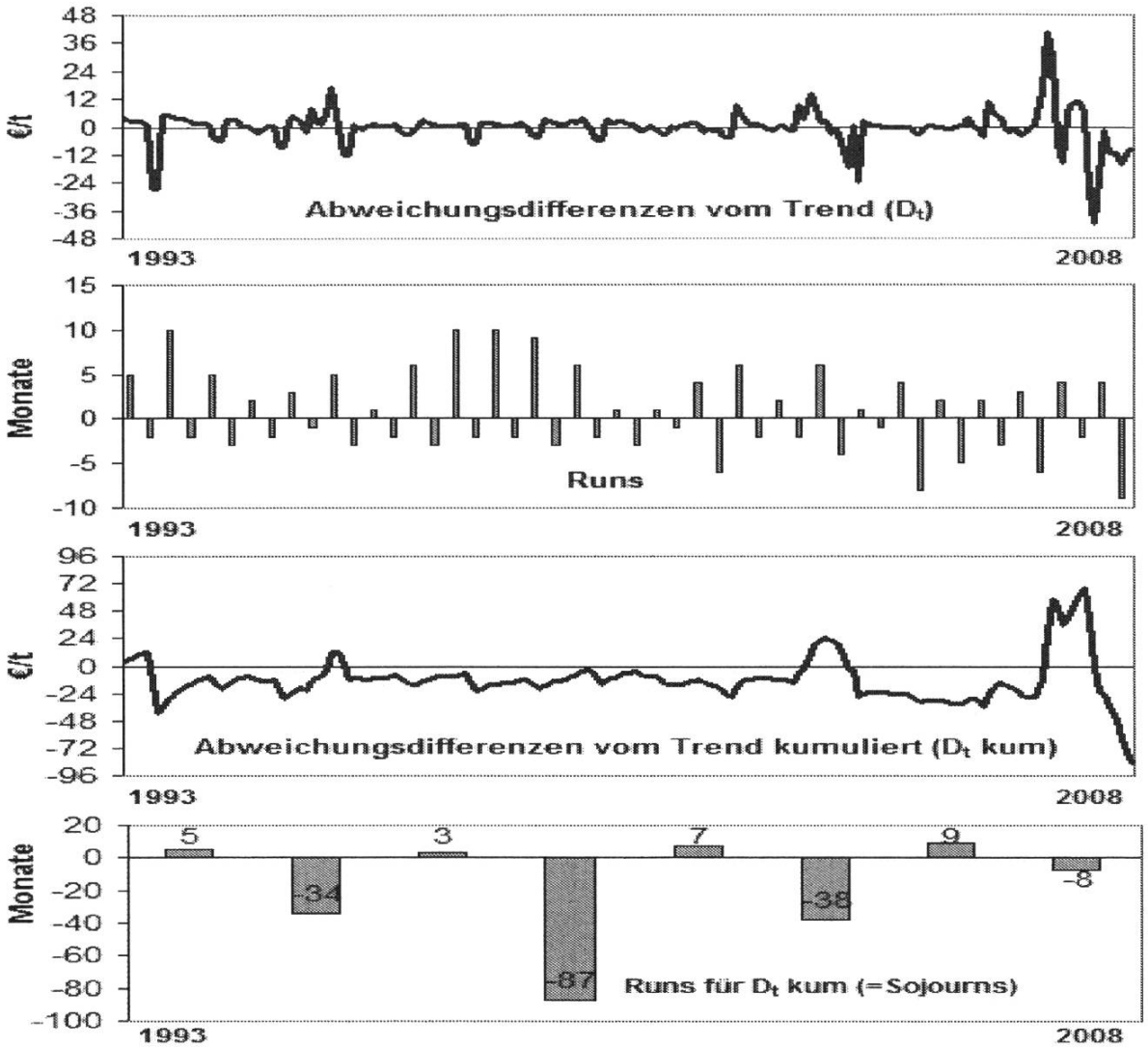
Die Differenzen D_t können nun auf systematische Muster untersucht werden, z.B. auf das Vorhandensein aufeinanderfolgender Differenzen mit gleichem Vorzeichen (Runs). Ein Run ist eine fortlaufende Sequenz von Werten mit dem gleichen Vorzeichen. Die Sequenz [++-+---] beginnt mit einem Run von zwei positiven Zeichen, gefolgt von je einem Run mit negativem und positivem Vorzeichen und endet mit einem Run dreier aufeinanderfolgender negativer Zeichen. Es sind hier 4 Runs bei 7 Beobachtungen. Die Sequenz positiver und negativer Runs sollte zufällig sein. Zu viele Runs, d.h. konstanter Vorzeichenwechsel, würden genauso wie zu wenige Runs (langes Verweilen mit gleichem Vorzeichen) Hinweise auf nichtzufälliges Verhalten sein.

Zum besseren Verständnis der Vorgehensweise werden in Abb. 5 exemplarisch für den Weizenpreis die Abweichungsdifferenzen vom Trend (Abb. 5a) und Runs (Abb. 5b) dargestellt.

Aufeinanderfolgende Monate mit positiven Abweichungsdifferenzen (analog für negative Werte) vom Trend kennzeichnen einen Run. Im Untersuchungszeitraum von 1993-2008 gibt es bei Weizen jeweils 25 positive und negative Runs.

Kumuliert man die Differenzenreihe D_t zu einer neuen Reihe, erhält man das Bild in Abbildung 5c. Es entstehen wiederum Perioden gleichen Vorzeichens. In diesem Fall ist die Summe aufeinanderfolgender positiver bzw. negativer Abweichungsdifferenzen vom Trend positiv bzw. negativ. Die Runs innerhalb der kumulierten Reihe D_{tkum} werden als sog. Sojourns bezeichnet. Sie geben die Länge der Verweildauer der Preise in einer Aufwärts- bzw. Abwärtsbewegung wieder.

Für den Weizenpreis wurden 8 Sojourns bestimmt (Abb. 5d). Die vier Phasen, in denen die Summe der Abweichungsdifferenzen vom Trend positiv ist, waren bei Weizen zwischen 3 und 9 Monate lang. Demgegenüber gab es unter den vier Negativ-Sojourns sogar eine 87 Monate dauernde Phase sinkender Weizenpreise.



Quelle: Eigene Berechnungen

Abb. 5: Zyklus-Returns und Runs für monatliche Weizenpreise (Datenquelle ZMP 1993-2008)

In Tabelle 5 werden die Ergebnisse üblicher Tests auf statistische Signifikanz der Zufälligkeit der Vorzeichenwechsel in den Abweichungsdifferenzen vom Trend sowie die Länge der maximalen Sojourns für die untersuchten Agrarrohstoffe gezeigt.

Bis auf den Schweinepreis folgen die Abweichungsdifferenzen vom Trend bei allen Reihen keinem zufälligen Muster. Die Preise für Weizen, Braugerste und Milch sind durch geringe Anteile steigender Phasen (13 bis 19 %) und lange Phasen sinkender Preise geprägt. Im Gegensatz dazu überwiegen im Zeitraum 1993-2008 bei Raps (75 %) und Rindfleisch (71%) eher die Phasen steigender monatlicher Preise.

Tab. 5: Tests auf sequentielle Muster im Agrarpreisverhalten

Parameter / Preis für	Weizen	Braugerste	Raps	Milch	Schwein	Rind
Wald-Teststatistik für die Reihe D_t	-6,53	-7,87	-5,46	-9,17	-1,06	-4,97
Ablehnung H0 *	ja	ja	ja	ja	nein	ja
Wald-Teststatistik für D_t kumuliert	-11,62	-10,42	-11,76	-9,24	-8,57	-9,62
Ablehnung H0 *	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Phasen steigender Preise (%)	13	13	75	19	35	71
Max positive/negative Sojourns (Monate)	9 / 87	10 / 90	35 / 13	9 / 30	18 / 26	40 / 13
* H0: positive und negative Abweichungen vom Trend sind zufällig.						

Quelle: Preise: ZMP, eigene Berechnungen

Die Länge der Phasen, in denen die Summe der kumulierten Abweichungsdifferenzen der Agrarpreise von ihrem Trend negativ ist, schwankt zwischen 13 Monaten (Rindfleisch) und 90 Monaten (Braugerste). Kenntnisse über nichtzufällige Sequenzen im Preisverhalten könnten zum Beispiel in der Milchproduktion bei Entscheidungen über die Laufzeit von Milchlieferverträgen von Vorteil sein. Wenn man annehmen kann, dass Phasen steigender Milchpreise eher kurz sind bzw. Phasen fallender Preise eher länger dauern, sollte ein Milchbauer am Ende einer mehrmonatigen Preisanstiegsphase den Versuch unternehmen, diese Hochpreisphase durch einen längeren Vertragsabschluss zu sichern, da ein baldiger Preisabschwung wahrscheinlich ist. Für Lagerhalter und Landhändler ist der Befund relevant, dass sich eine Preisbaisse für Weizen oder Gerste über sehr lange Zeiträume erstrecken kann.

2.5 Vergleich der Agrarpreisentwicklung in Europa

In einem gemeinsamen europäischen Agrarmarkt liegt die Vermutung nahe, dass die Agrarpreise durch eine Gleichgewichtsbeziehung miteinander verbunden sind. Die Preise einzelner Produkte in den verschiedenen EU-Ländern können von dieser Gleichgewichtsbeziehung infolge

von Schocks kurzfristig abweichen, langfristig werden Arbitrageprozesse aber wieder zu einer Angleichung führen. Für die Überprüfung dieser Hypothese soll auf das Konzept der Kointegrationsanalyse zurückgegriffen werden, denn eine einfache Regressionsanalyse birgt die Gefahr von Fehlschlüssen, wenn die untersuchten Zeitreihen nichtstationär sind. Kointegration liegt vor, wenn mehrere integrierte Zeitreihen, abgesehen von vorübergehenden Gleichgewichtsabweichungen, demselben stochastischen Trend folgen. Methodisch sind zunächst die Zeitreihen auf deren Stationarität (ADF-Test) zu prüfen, um deren Integrationsgrad zu ermitteln. Im Folgeschritt testet man auf eine mögliche Kointegration der Preiszeitreihen mit dem Likelihood-Ratio-Test (LR) nach Johansen (1988). Die Ergebnisse dieser Tests sind beispielhaft für ausgewählte EU-Länder und Produkte in Tabelle 6 dargestellt.

Die Auswahl der Länder und Preiszeitreihen erfolgte zum einen aufgrund der Einhaltung der statistischen Voraussetzungen (Nichtstationarität der Ausgangszeitreihen und Stationarität der ersten Differenzreihen, d.h. integriert zum ersten Grad) und zum anderen aufgrund der Sicherung einer ausreichenden Anzahl von EUROSTAT-Monatspreisen für denselben Beobachtungszeitraum.

Tab. 6: Johansen- Kointegrationstests für europäische Agrarpreise

Preis	**Weizen**	**Braugerste**	**Raps**	**Jungbullen**
Zeitraum	1976-2004	1976-2004	1996-2004	1985-2003
Länder	England Spanien	England Spanien	Dänemark Schweden	Deutschland Frankreich
Hypothese	LR-Teststatistik (p-Wert)			
0	**13,21** **(0,3550)**	24,91 (0,0092)	19,84 (0,0055)	38,75 (0,0000)
1	4,93 (0,3020)	**4,36** **(0,3730)**	**5,05** **(0,2876)**	**7,52** **(0,1036)**

Quelle: EUROSTAT (2009) Monatspreise, eigene Berechnungen

Für Weizen ist aufgrund der Johansen-Teststatistik (LR von 13,21 und p-Wert von 0,3550) die Nullhypothese des Vorhandenseins eines Kointegrationsvektors der Länge 0 spanischer und englischer Preise ablehnbar. Dem steht ein konträres Testergebnis der Braugerstenpreise in den beiden Ländern gegenüber. Der sehr kleine p-Wert (0,0092) führt zur Ablehnung der Nullhypothese auf Nicht-Kointegration. Der Test der

Hypothese, dass es einen Kointegrationsvektor gibt, kann nicht abgelehnt werden (p-Wert von 0,3730).

Auch die Rapspreise (hier untersucht für dänische und schwedische Zeitreihen) und Jungbullenpreise (in Deutschland und Frankreich) weisen Merkmale kointegrierten Verhaltens auf. Bis auf Weizen konnte gezeigt werden, dass Kointegrationen vorliegen. Anhand dieser punktuellen zweidimensionalen (wegen der eingeschränkten Datenverfügbarkeit) Kointegrationstests kann die eingangs formulierte Hypothese eines Langfristgleichgewichts der Entwicklung der Agrarpreise in Europa somit gestützt werden. Im Folgenden werden analog zum Vorgehen für deutsche Agrarpreise deren Schwankungen in ausgewählten europäischen Ländern dokumentiert (Tabelle 7). Sie basieren auf EUROSTAT-Jahresdaten.

Tab. 7: Historische Jahresvolatilitäten europäischer Agrarpreise

1993-2008	**Weizen**	**Braugerste**	**Raps**	**Kuhmilch**	**Schweine**	**Ochsen**
Belgien	0,16	0,16	0,15	0,12	0,16	
Dänemark	0,15	0,14	0,10	0,11	0,14	0,08
Deutschland	0,17	0,16	0,15	0,07	0,18	
Finnland	0,25	0,22	0,28	0,03	0,11	
Frankreich	0,07	0,06	0,14	0,05	0,29	0,01
Irland	0,23	0,10		0,10		0,06
Italien	0,05	0,04	0,15			
Niederlande	0,19	0,10	0,12	0,08		0,17
Österreich	0,25	0,19	0,26	0,08	0,20	0,09
Portugal	0,13	0,14		0,07	0,15	0,08
Rumänien	0,34	0,32	0,38	0,06	0,16	0,17
Schweden	0,17	0,16	0,21	0,09	0,07	
Spanien	0,12	0,12	0,11	0,07		
Ungarn	0,31	0,33	0,15			
England	0,12	0,11	0,14	0,08		0,06

Quelle: EUROSTAT (2009), eigene Berechnungen

Der Vergleich zwischen den EU-Ländern weist bei pflanzlichen Produkten eine Spannweite von 4% (Braugerste Italien) bis 38% (Raps Rumänien) und für tierische Produkte von 1% bis 29% (Rindfleisch und

Schweinefleisch Frankreich). Andere Studien zu Volatilitätsanalysen, welche die gleichen Berechnungsmethoden verwenden (FAO 2008) bzw. mit impliziten Volatilitäten rechnen (FAO 2007), stehen mit den hier präsentierten Ergebnissen weitgehend im Einklang.

3. Implikationen volatiler Agrarmärkte für Agrarbetriebe

3.1 Risikosensitivität von Agrarbetrieben

Betriebliches Risikomanagement umfasst im Wesentlichen folgende Schritte: erstens die Quantifizierung der Risikofaktoren mit Hilfe statistischer Verfahren oder auf der Basis subjektiver Wahrscheinlichkeiten, zweitens die Bestimmung der Auswirkungen der Risikofaktoren auf betriebliche Erfolgs- und Liquiditätskennziffern und drittens die Beurteilung risikomindernder Maßnahmen. Der erstgenannte Schritt war Gegenstand des vorangegangenen Abschnitts. Der folgende Abschnitt thematisiert die Auswirkungen von Risiko im betrieblichen Kontext und diskutiert grundsätzliche Anpassungsstrategien.

Welche Auswirkungen die hier untersuchten Risiken (Ertrags- und Preisschwankungen) auf landwirtschaftliche Unternehmen haben, lässt sich nur im betriebsspezifischen Kontext beurteilen, denn selbst bei gleicher Risikoexposition ist die Vulnerabilität von Unternehmen, also die Empfindlichkeit gegenüber stochastischen Einflüssen, sehr verschieden. Als wichtigste Faktoren sind anzusprechen:

Die finanziellen Reserven des Betriebes. Es leuchtet unmittelbar ein, dass ein Betrieb mit hohen Finanzreserven „Durststrecken" besser durchstehen kann, als zum Beispiel ein neu gegründetes Unternehmen, das sich in der Aufbauphase befindet. In ähnlicher Weise lassen sich auch nicht ausgeschöpfte Kreditspielräume verstehen.

Die Kapitalstruktur, also das Verhältnis von Fremd- zu Eigenkapital. Bekanntlich lässt sich durch Erhöhung des Verschuldungsgrads ein Hebelwirkungseffekt auf die Eigenkapitalrendite erzielen. Dieser als Leverage-Effekt bezeichnete Zusammenhang kann positiv oder negativ sein. In diesem Zusammenhang ist hervorzuheben, dass auch ein Hebel in Bezug auf die Variabilität der Eigenkapitalrendite existiert. Man

spricht von „Financial Risk". Das heißt, ein bestehendes Geschäftsrisiko wird durch die Kapitalstruktur mehr oder weniger verstärkt. Daraus folgt, dass wachsende, stark verschuldete Betriebe besonders risikoanfällig sind.

Die Kostenstruktur des Unternehmens. Landwirtschaftliche Betriebe unterscheiden sich in ihrer Relation von fixen und variablen Kosten. Häufig besteht die Wahl zwischen einer Organisation mit geringen Fixkosten und hohen variablen Kosten und umgekehrt (Beispiel: ein Betrieb mit Eigenmechanisierung bzw. ein Betrieb mit Zukauf von Dienstleistungen). Man kann zeigen, dass sich diese Betriebe nicht nur in unterschiedlichen Gewinnschwellen sondern auch in ihrer Sensitivität gegenüber Ertrags- bzw. Absatzmengenschwankungen unterscheiden, wobei eine höhere Fixkostenbelastung eine höhere Schwankung des Gewinns nach sich zieht (Operating Leverage).

Nicht zuletzt entscheidet auch das Erfolgsniveau der Unternehmen über die Folgen von Ertrags- und Preisschwankungen. Ein sehr effizientes Unternehmen erwirtschaftet auch bei moderaten Preisrückgängen noch Gewinne, während ein weniger effizientes Unternehmen bereits in die Verlustzone gerutscht ist.

Die genannten Einflussfaktoren können im Rahmen dieser Untersuchung nicht systematisch variiert werden. Stattdessen soll exemplarisch für repräsentative Betriebe, die dem Testbetriebsnetz entnommen sind, untersucht werden, wie sich Preis- und Ertragsschwankungen in Einkommensschwankungen übersetzen. Für die Modellkalkulationen wurden Ackerbaubetriebe der Rechtsformen Einzelunternehmen (EU) und Personengesellschaften (PG) ausgewählt und die folgenden Schritte durchgeführt:

(i) Status Quo Ermittlung: Wirtschaftsjahr 2007/08 als Ist-Situation; Datenquelle: Testbetriebsnetz (2009), S. 28

(ii) Bestimmung von Verteilungen für Erträge und Preise sowie deren Korrelationen (siehe Tabelle 8). Die Entwicklung der Erträge und deren Schwankungen wurden für Weizen, Braugerste und Raps auf der Basis von FAOSTAT-Daten von 1993 bis 2008 untersucht. Die Durchschnittserträge dieses Zeitraumes betrugen 72 (Weizen), 58 (Braugerste) und 33 (Raps) dt je Hektar. Nach Korrektur des positiven linearen Trends wurden durchschnittliche Ertragsabweichungen vom Jahresmittel von 9 Prozent für Weizen und Braugerste sowie 17 Prozent für Raps beobachtet. Die durchschnittlichen

Jahrespreise wurden auf der Grundlage monatlicher ZMP-Daten ermittelt. Erwartungsgemäß sind die Erträge der Produkte untereinander positiv sowie die Erträge mit den Preisen negativ korreliert. Bei der Simulation von Preisen und Erträgen werden diese Zusammenhänge berücksichtigt.

(iii) Durchführung stochastischer Simulationen von Erträgen und Preisen der untersuchten Agrarprodukte; Ermittlung der Kennzahlen „Gewinn" und „Gewinn minus Lohnansatz" auf der Grundlage aggregierter Daten des Testbetriebsnetzes.

(iv) Bestimmung des 5%-Perzentils für die genannten Kennzahlen bei alleiniger Variation der Erträge (Ertragsrisiko), bei ausschließlicher Veränderung der Preise (Preisrisiko) sowie bei gleichzeitiger Simulation von Erträgen und Preisen.

Auf der Basis aggregierter Werte des Testbetriebsnetzes (Datenquelle: Testbetriebsnetz (2009), S. 28) wurden stochastische Simulationen für einen durchschnittlichen Ackerbaubetrieb mit 6 Zufallsvariablen unter Beibehaltung der sonst gleichen betrieblichen Daten (WJ 2007/08) durchgeführt.

Tab. 8: Korrelationen und Verteilungen der Erträge und Preise

Korrelationen	**Ertrag**			**Preis**		
	Weizen	Braugerste	Raps	Weizen	Braugerste	Raps
Weizenertrag	1					
Braugerstenertrag	0,887	1				
Rapsertrag	0,571	0,746	1			
Weizenpreis	-0,069	-0,265	-0,218	1		
Gerstenpreis	-0,137	-0,251	-0,272	0,935	1	
Rapspreis	0,014	-0,206	-0,276	0,723	0,626	1
Verteilungen	Extremwert	Logistisch	Extremwert	Loglogistisch	Inverse Gauss	Loglogistisch

Quelle: Erträge: FAOSTAT (2009), Preise: ZMP, eigene Berechnungen

Tabelle 9 zeigt, wie sich unter sonst gleichen Bedingungen Ertrags- und Preisrisiken in Ackerbaubetrieben (EU und PG) auswirken.

Tab. 9: Ertrags- und Preisrisiko in Ackerbaubetrieben (EU, PG)

Kennzahl	**Einheit**	**Ackerbau**
Landwirtschaftlich genutzte Fläche	ha LF	114
Arbeitskräfte	AK/100 ha LF	1,6
Getreideertrag	dt/ha	62,3
Gewinn kalkuliert (Erträge, Preise: 93-08)	€/ha LF	467
Gewinn–Lohnansatz* kalkuliert (Erträge, Preise: 93-08)	€/Unternehmen	16.094
Ertragsrisiko (Durchschnittspreis 93-08)		
Gewinn, 5%-Perzentil	€/ha LF	359
Gewinn-Lohnansatz*, 5%-Perzentil	€/Unternehmen	3.853
Fälle**	%	1,13
Preisrisiko (Durchschnittsertrag 93-08)		
Gewinn, 5%-Perzentil	€/ha LF	259
Gewinn-Lohnansatz*, 5%-Perzentil	€/Unternehmen	-7.567
Fälle**	%	19,59
Ertrags- und Preisrisiko (Durchschnittspreise, -erträge 93-08)		
Gewinn, 5%-Perzentil	€/ha LF	247
Gewinn-Lohnansatz*, 5%-Perzentil	€/Unternehmen	-8.904
Fälle**	%	20,89
* 37.034 €; ** keine Entlohnung von Eigenkapital und Unternehmer-Risiko		

Quelle: Betriebliche Daten und Kennzahlen: Testbetriebsnetz (2009), Erträge: FAO-STAT (2009) Preise: ZMP, eigene Berechnungen

Der Gewinn im Wirtschaftsjahr 2007/08, das durch ein relativ hohes Preisniveau gekennzeichnet war, betrug 527 € je Hektar. Auf der Basis der in der Vergangenheit durchschnittlich erzielten Erträge und Preise hätte der Ackerbaubetrieb einen Gewinn von 467 €/ha bzw. unter Abzug eines Lohnansatzes einen Betrag von 16.094 €/Unternehmen erwirtschaftet (Status Quo). Werden nur die Erträge variiert (Ertragsrisiko), kommt es in ca. 1 % der Fälle dazu, dass das Eigenkapital und das unternehmerische Risiko nicht mehr entlohnt werden. Die alleinige Variation der Preise (Preisrisiko) führt bereits in mehr als 19 % der Fälle zu einer Verlustsituation. Werden simultan Erträge und Preise entsprechend ihrer Korrelationen und Verteilungen stochastisch simuliert, ist der Risiko-Effekt am größten. In 5 % der Fälle wäre der Verlust größer als 8.904 € bzw. in knapp 21 % der Fälle würde Verlust erwirtschaftet.

In Tabelle 10 wird der Einfluss des Preisrisikos (Variation der Preise unter sonst gleichen Bedingungen, d.h. auf der Basis der Erträge des Jahres 2007/08 und der Unterstellung der Ist-Daten der Agrarberichterstattung) auf die genannten Kennzahlen bei Gruppierung der Ackerbaubetriebe nach dem Gewinn dargestellt. Betriebswirtschaftlich starke Ackerbaubetriebe mit höherer Flächenausstattung, höheren durchschnittlichen Getreideerträgen und geringerem AK-Besatz wären besser in der Lage, Preisrisiken abzupuffern. In nur 0,76 % der Fälle würden das Eigenkapital und das unternehmerische Risiko nicht entlohnt werden.

Tab. 10: Preisrisiko in Ackerbaubetrieben, nach Gewinn gruppiert

Kennzahl	**Einheit**	**Ackerbau**		
Gruppierung nach Dritteln des Gewinns		Unteres Drittel	Durchschnitt	Oberes Drittel
Landwirtschaftliche Fläche	ha LF	72	92	178
Arbeitskräfte	AK/100 ha LF	2,1	1,7	1,4
Getreideertrag	dt/ha	55,8	61,5	65,2
Gewinn kalkuliert (Erträge, Preise WJ 07/08)	€/ha LF	105	470	727
Preisrisiko (Ertrag Wirtschaftsjahr 07/08)				
Gewinn, 5%-Perzentil	€/ha LF	31	273	297
Gewinn- Lohnansatz, 5%-Perzentil	€/Unternehmen	-30.444	-10.033	9.529
Fälle (siehe oben)	%	95,25	38,11	0,76

Quelle: Betriebliche Daten und Kennzahlen: Testbetriebsnetz (2009), Preise: ZMP, eigene Berechnungen

Der hier vorgestellte Ceteribus paribus Modellansatz ist für Ackerbaubetriebe besser geeignet als für andere Betriebsformen. In einem Futterbaubetrieb etwa müsste man auch Interdependenzen zwischen Getreideerträgen und Preisen auf der Ertragsseite einerseits und Futterkosten auf der Aufwandsseite andererseits berücksichtigen. Je nach Betriebsform und Spezialisierungsrichtung dürften sich Ertrags- und Preisrisiken unterschiedlich stark auswirken. Ungeachtet betriebsindividueller Ansätze gibt es eine Reihe grundsätzlich guter Maßnahmen zur Reduzierung von Unsicherheit. Diese sollen im folgenden Abschnitt diskutiert werden.

3.2 Maßnahmen zur Risikoreduzierung

Genau wie die Quantifizierung der Risikofolgen kann eine Beurteilung risikomindernder Maßnahmen nur im einzelbetrieblichen Umfeld erfolgen, weshalb an dieser Stelle nur ein relativ allgemeiner Überblick gegeben werden soll. Grundsätzlich lassen sich folgende Arten des Umgangs mit Risiken unterscheiden: Risikoübernahme, Risikovermeidung, Risikoreduzierung, Risikoteilung und Risikotransfer, wobei die Übergänge fließend sind. In gewissem Umfang können (und sollten) landwirtschaftliche Betriebe Risiken selbst abfedern. Einige Faktoren, die die Fähigkeit zur Risikoübernahme bestimmen, wurden im vorangegangenen Abschnitt diskutiert. Eine Risikovermeidungsstrategie versucht, bestimmte Risikofaktoren gänzlich auszuschalten, etwas durch technologische Lösungen. Beispiele hierfür sind Beregnungsanlagen oder Unterglas-Produktion. Eine Risikoreduzierung kann zum Beispiel durch Diversifikation oder das Hedgen mit Terminkontrakten erreicht werden. Risikoteilung ist im Agrarsektor, der durch Einzelunternehmen dominiert wird, weniger üblich als in Gewerbeunternehmen, in denen Kapitalgesellschaften eine weitaus größere Rolle spielen. Ansätze zur Risikoteilung gibt es aber auch im landwirtschaftlichen Bereich, man denke an den Bau größerer Biogasanlagen durch Betreibergesellschaften. Schließlich können (und sollten) nicht vermeidbare oder unteilbare Risiken an Dritte transferiert werden, insbesondere an Versicherungen. Diese Empfehlung gilt vor allem für „katastrophale“ Schadensereignisse, wie Tierseuchen, Hagel oder Blitzschlag.

Generell ist zu betonen, dass ein Trade-off zwischen durchschnittlichem Einkommen und Einkommensrisiko besteht. Die Vermeidung und der Transfer von Risiken sind mit mehr oder weniger hohen Kosten verbunden. Besonders offensichtlich sind diese Kosten beim Erwerb von (nicht subventionierten) Versicherungen, aber auch für Lagerhaltung oder Diversifikation entstehen Kosten. Welches Absicherungsniveau optimal ist, lässt sich nicht allgemeingültig beantworten, denn es hängt von der Risikoeinstellung ab. Extreme Positionen bilden auf der einen Seite eine „Vollkasko-Mentalität“, die meist unrentabel sein wird und auf der anderen Seite das von Bankmanagern postulierte Renditeziel von 25 Prozent, das von den meisten landwirtschaftlichen Betrieben nur bei Inkaufnahme hoher Risiken realisierbar sein dürfte.

Tabelle 11 gibt einen Überblick über wichtige Ansatzstellen zur Beeinflussung von Risiko. Dabei wird zwischen ex-post und ex-ante Maß-

nahmen unterschieden. In die erstgenannte Kategorie fällt neben einer Aufnahme unvorhergesehener Kredite die Anpassung von Privatentnahmen. Die damit verbundene Flexibilität wird zuweilen als Vorteil von Familienunternehmen herausgestellt. Vorausschauend wirkende Maßnahmen lassen sich in betriebliche und marktbasierte Instrumente gliedern. Eine ausführliche Beschreibung dieser Maßnahmen findet sich beispielsweise in Harwood et al (1999).

Tab. 11: Maßnahmen des betrieblichen Risikomanagements

ex-ante Maßnahmen		**ex-post Maßnahmen**
Betriebsinterne Instrumente	**Marktbasierte Instrumente**	
• Liquiditätsreserven, ausreichender Eigenkapitalanteil • Auswahl von risikoarmen Produktionstätigkeiten • Diversifikation (Produkte, Absatzwege und –zeitpunkt) • Vertikale Integration • Überkapazitäten, Lagerhaltung • Beregnung, (prophylaktischer) Pflanzenschutz, GVO	• Versicherungen • Kapitalbeteiligungen • Langfristige Pachtverträge, Lieferverträge • Terminkontrakte, Futures, Optionen	• Anpassung des Lebensstandards • Notfall-Kreditaufnahme • Notverkäufe

Quelle: in Anlehnung an Odening und Mußhoff (2010)

Als marktbasierte Instrumente zur Preisabsicherung sind Lieferverträge und Warenterminkontrakte (Futures) zu nennen. In der Rapsvermarktung haben sich Lieferverträge als gängige Vermarktungsstrategie etabliert. Mohr (2008) geht davon aus, dass in vielen Betrieben bereits mehr als 50% des Rapses per Liefervertrag verkauft werden, um einem erwarteten Preisdruck zum Zeitpunkt der Ernte auszuweichen. Demgegenüber werden börsengehandelte Futureskontrakte nur in geringem Unfang von Landwirten genutzt. Lieferverträge sind die verbreitete Form der Preisabsicherung, weil sie im Gegensatz zu Terminkontrakten kein Basisrisiko beinhalten, das heißt die Gefahr, dass sich das Verhältnis zwischen Kassa- und Terminkurs in der Zeit zwischen Eröffnung und Glattstellung der Position verändert. Außerdem sind Termingeschäfte

mit zusätzlichen Risiken, etwa dem Standardmengenrisiko und dem Liquiditätsrisiko verknüpft (Pennings 1997). Darüber hinaus bedarf es der Vermittlung eines börsenzugelassenen Brokers, um diese Finanztransaktionen. Das geringe Handelsvolumen mit Futures hat dazu geführt, dass 2009 der Handel mit Warenterminkontrakten an der Terminbörse in Hannover eingestellt wurde. Dennoch bieten Futuresnotierungen eine wichtige Orientierung für die Preisbildung von Lieferkontrakten. Für beide Instrumente ist zu betonen, dass sie „nur" der kurzfristigen Preisabsicherung dienen können. Langfristige Preisschwankungen, die für die Rentabilität von Investitionen eine Rolle spielen, lassen sich damit nicht reduzieren.

Versicherungen sind weitere Formen der Risikoreduktion, die vornehmlich auf Ertragsrisiken (Mengenrisiken) abzielen. Sie unterscheiden sich u.a. in Art (Auszahlungsbasis, Referenz für und Art der Schadensbemessung) sowie Anzahl (Ein-/Mehrgefahrenversicherung) der versicherbaren Risiken. Versicherungen gegen Hagel sind verbreitet, sie decken jedoch nur einen Teil des Wetterrisikos ab. Produkte zur Absicherung anderer Wetterrisiken wie gegen Trockenheit sind entweder nicht verfügbar oder werden praktisch nicht genutzt. Letzteres hängt wesentlich vom Umfang ihrer öffentlichen Förderung ab. Weber et al. (2008) zeigen, dass Ertragsversicherungen in Ländern ein hohe Akzeptanz erfahren, in denen sie subventioniert werden. Forderungen nach einer staatlichen Subventionierung von Ernteversicherungen haben in den letzten Jahren auch in Deutschland und der EU zugenommen. Sie werden mit systemischem Risiko und daraus resultierendem Marktversagen begründet. Systemisches Risiko ist eine Situation, in der zahlreiche Landwirte gleichzeitig von einem Schaden betroffen wären und die Deckungskapazität einer privaten Versicherung überschritten würde. Xu et al. (2009) zeigen für Deutschland, dass Wetterrisiken tatsächlich einen systemischen Charakter aufweisen und damit ein potenzielles Hindernis für die Bildung von privaten (nichtsubventionierten) Ernteversicherungen darstellen. Aus dieser Feststellung kann allerdings nicht unmittelbar die Notwendigkeit einer Subventionierung von Mehrgefahrenversicherungen geschlossen werden. Zum einen können Wetterrisiken durch entsprechende Rückversicherungen global diversifiziert werden. Zum anderen zeigen Barrieu und Karoui (2002), dass das systemische Risiko durch Finanzmarktprodukte (z.B. Wetter-Bonds) auf den Kapitalmarkt übertragen werden kann. Bei der Diskussion um die Zahlungsbereitschaft nach Ertragsversicherungen ist allerdings auch zu berücksichtigen, dass die Nachfrage nach solchen Versicherungen

durch natürliche Diversifikation gedämpft wird, wie Breustedt (2004) zeigt.

Bei Erlösversicherungen (siehe Berg (2002)) und Einkommensversicherungen besteht die Gefahr, dass das „moralische Wagnis" schlecht in den Griff zu bekommen ist und sich das Instrument bei staatlicher Beteiligung zu einem schlichten Transferinstrument entwickelt, wie beispielsweise Erfahrungen in den USA zeigen.

4. Zusammenfassung und agrarpolitische Schlussfolgerungen

Die vorliegende Arbeit hatte empirische Analyse von Trends, Mustern sowie von Umfang und Veränderung der Volatilität von Agrarpreisen zum Gegenstand. Milch- und Schweinefleischpreise verhielten sich im Untersuchungszeitraum von 1993-2008 stationär, Getreide, Raps und Rindfleisch dagegen nichtstationär. Saisonale Effekte beeinflussten den Preisverlauf vor allem bei Milch, Getreide und Raps. Auch wechselten sich Phasen positiver bzw. negativer Abweichungen von Trends nicht zufällig ab. Mit Blick auf das Preisrisiko wurde gezeigt, dass die Volatilität in Deutschland im Zeitraum 1993-2008 für Weizen, Braugerste und Milch vor allem aufgrund der Deregulierung der EU-Märkte zugenommen hat. Bei Raps und Rindfleisch hat sich die Preisvolatilität in diesem Zeitraum wenig geändert und bei Schweinefleisch sogar verringert. Die Hypothese, dass aufgrund der starken Marktintegration die Agrarmärkte innerhalb der EU größtenteils durch eine langfristige Gleichgewichtsbeziehung miteinander verbunden sind, wurde durch eine Kointegrationsanalyse bestätigt.

Auswirkungen der Risikofaktoren Ertrag und Preis auf betriebliche Erfolgskennziffern wurden mittels stochastischer Simulationen für Marktfruchtbetriebe bestimmt. Vor allem die Kombination von Preis- und Ertragsrisiken kann dazu führen, dass Eigenkapital und unternehmerisches Risiko in „schlechten Jahren" nicht entlohnt werden, wobei die Vulnerabilität der Unternehmen sich aufgrund einer Vielzahl von Faktoren stark unterscheidet.

Betriebliche Maßnahmen und Strategien zur Risikoreduzierung gewinnen deswegen erheblich an Bedeutung. Ex ante kann u.a. durch den Aufbau von Liquiditätsreserven, die Wahl risikoärmerer Produktionsver-

fahren und –programme, durch Produkt- und Absatzwegsdiversifikation oder durch Lagerhaltung Ertrags- und Preisrisiken begegnet werden. Unter den Marktinstrumenten sind langfristige Pacht- und Lieferverträge bewährte Risikomanagementinstrumente. Kurzfristige Preisabsicherungen über Warenterminbörsen sind u.U. mit zusätzlichen Risiken erkauft, und teilweise fehlt das notwendige Know-how.

Ob eine gestiegene Preisvolatilität oder in Zukunft unter Umständen steigende Ertragsschwankungen staatliches Handeln begründen, ist ein intensiv diskutiertes Thema. Staatliche Lagerhaltung und Marktintervention können nicht als geeignete Instrumente einer Stabilisierungspolitik betrachtet werden. Von zentraler Bedeutung ist heute die Verbesserung der Effizienz von Märkten. Hier gibt es viele Aktionsbereiche und Handlungsaufgaben für den Staat. So werden etwa innovative Ansätze für Marktinformationssysteme im Rahmen von Public-Privat-Partnerships, die Nutzung privater Lagerhaltung zur Stabilisierung mit Hilfe von „warehouse receipts“ (Lacroix und Varaganis 1996), oder auch die Ausweitung von Rohstoffbörsen diskutiert. Generell wird auf die Bedeutung des (regionalen) Handels zur Stabilisierung und auf den Ausbau von Sicherheitsnetzen hingewiesen. Eine zentrale Aufgabe für den Staat wird in der Aufrechterhaltung und Sicherung eines Produktivitätsniveaus z.B. in der Züchtung gesehen, angesichts des Klimawandels wird die Unterstützung des Anpassungsprozesses eine wichtige Zukunftsaufgabe.

Hinsichtlich einer staatlichen Subventionierung von Ernteversicherungen fehlt der empirische Nachweis dafür, dass das systemische Risiko in seiner Höhe nicht durch marktwirtschaftliche Instrumente und ohne Subventionierung beherrschbar ist – eine steigende Preis- und/oder Ertragsvolatilität stellt keine prima facie Begründung für staatliches Handeln dar. Im Sektor selbst wird die Notwendigkeit der Unterstützung von Ertragsversicherungen durch den Staat betont, um hierdurch Wettbewerbsverzerrungen gegenüber anderen EU-Mitgliedstaaten, die dieses Instrument nutzen, zu vermeiden. Es ist jedoch fraglich, ob ein solcher punktueller Vergleich einzelner Kostenpositionen an unterschiedlichen europäischen Standorten die Aufnahme von Subventionszahlungen im diesem Bereich rechtfertigt, zumal die EU-Kommission als „Hüterin des Wettbewerbs“ unterschiedliche Lösungen zulässt.

Uneinigkeit herrscht ebenfalls darüber, ob die vom DBV vorgeschlagene steuerliche Risikoausgleichsrücklage (DBV 2009) als ein geeignetes sektorspezifisches steuerpolitisches Instrument anzusehen ist. Zwar können tatsächlich Gewinnglättungen entstehen, aber nur die Betriebe

würden profitieren, die Einkommen- oder Körperschaftssteuer zahlen, Steuerzahlungen würden in die Zukunft verschoben.

Abschließend ist festzuhalten, dass das Risikomanagement im Allgemeinen und die Analyse von Ertrags- und Preisrisiken im Besonderen eine wichtige, bislang oft unterschätzte Aufgabe für landwirtschaftliche Unternehmen darstellt. Die Suche nach adäquaten risikomindernden Maßnahmen muss betriebsindividuell erfolgen, da es keine Patentlösungen gibt. Zurzeit sind allerdings deterministische, auf Durchschnittswerten beruhende Analysen und Betriebsentwicklungsplanungen die Regel. Bei Umsetzung stochastischer Analysen, wie sie in dieser Arbeit vorgestellt wurden, kommt auch der Betriebsberatung eine wichtige Rolle zu.

Literatur

Artavia, M., Deppermann, A., Filler, G., Grethe, H., Häger, A., Kirschke, D., Odening, M. (2010): Ertrags- und Preisinstabilität auf Agrarmärkten in Deutschland und der EU: Betriebswirtschaftliche und agrarpolitische Implikationen. In: Rentenbank (Hrsg.): Auswirkungen der Finanzkrise und volatiler Märkte auf die Agrarwirtschaft. Schriftenreihe der Rentenbank Band 26, Frankfurt a.M.: 53-87

Barrieu, P., Karoui, N. El (2002): Reinsuring Climatic Risk Using Optimally Designed Weather Bonds. Geneva Pap. Risk Insur. 27, 87-113.

Berg, E. (2002): Das System der Ernte- und Einkommensversicherungen in den USA – ein Modell für Europa? Berichte über Landwirtschaft, Vol 80 (1), S. 94-133

Bollerslev, T. (1986): Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, Vol.: 31 No. 3, pp. 307-327

Box, G.E.P., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C. (1994): Time Series Analysis: Forecasting and Control, Third edition, Prentice Hall, 1994

Breustedt, G. (2004): Effiziente Reduktion des Produktionsrisikos im Ackerbau durch Ertragsversicherungen. Christian-Albrechts-Universität zu Kiel. Diss. Kiel 2004

DBV (2009): Forderungskatalog des Deutschen Bauernverbandes zur Bundestagswahl 2009. http://www.bauernverband.de/?redid=205689

Engle, R.F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica 50:987-1008, 1982

EUROSTAT (2009): Eurostat Datenbank der Europäischen Union http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/search_database, 2009

FAO (2007): FAO Food Outlook Special features: high prices and volatility in agricultural commodities. ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/010/ah876e/ah876e00.pdf, Juni 2010

FAO (2008): FAO Food Outlook: Volatility In Agricultural Commodities – An Update. ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/010/ai466e/ai466e00.pdf, Juni 2009

FAOSTAT (2009): Datenbank der Food And Agriculture Organization Of Tthe UnitedNations. http://faostat.fao.org/, 2009

Harwood, J.; Heifner, R.; Coble, K.; Perry, J.; Somwaru, A. (1999): Managing Risk in Farming: Concepts, Research, and Analysis. Agricultural Economic Report No. 774. U.S. Department of Agriculture, Washington, DC, 1999

Hodrick, R., Prescott, E.C. (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," Journal of Money, Credit, and Banking

Johansen, S. (1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, Vol 12, S. 231-254, 1988

Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B.; Schmidt, P; Shin, Y. (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. Journal of Econometrics 54, 159–178, 1992

Lacroix, R.; Varaganis, P. (1996): Using Warehouse Receipts in Developing and Transition Economies, in: Finance & Development 33 (3) (1996), S. 36-39

Mohr , R. (2008): Vermarktungsstrategien für den landwirtschaftlichen Betrieb. UFOP-Praxisinformation (2008). http://www.ufop.de/downloads/PI_Vermarktung_131108.pdf

Odening, M.; Mußhoff, O. (2010): Armutsbekämpfung durch alternative Risikotransferinstrumente. In: Münkler, H., Bohlender, M., Meurer, S. (Hrsg.): Zwischen Wagnis und Vorsorge - Vom Umgang mit (Un)Sicher-

heiten und Risiko in modernen Gesellschaften. Bielefeld: transcript Verlag, 2010 im Druck.

Pennings, J. (1997): Verschiebung des Preisrisikos mit Hilfe von Terminkontrakten in der Agrarwirtschaft. Agrarwirtschaft 46(1997)10, S. 344-348

Said E.; Dickey, D.A. (1984): Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Mod-els of Unknown Order, Biometrika, 71, S. 599–607, 1984

Testbetriebsnetz: (2009) Die wirtschaftliche Lage der landwirtschaftlichen Betriebe. Buchführungsergebnisse der Testbetriebe 2007/08. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz, 2009. http://berichte.bmelv-statistik.de/BFP-0011000-2008.pdf

Tsay, R.S. (2002): Analysis of Financial Time Series. Wiley 2002

Weber, R., Kraus, T., Mußhoff, O., Odening, M., Rust, I. (2008): Risikomanagement mit indexbasierten Wetterversicherungen - Bedarfsgerechte Ausgestaltung und Zahlungsbereitschaft. In: Rentenbank (Hrsg.): Risikomanagement in der Landwirtschaft. Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank, Bd. 23: 9-52

Xu, W., Filler, G., Odening, M., Okhrin, O. (2009): On the Systemic Nature of Weather Risk. SFB 649 Discusion Paper 2009-002. http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de/papers/pdf/SFB649DP2009-002.pdf

Yang, S.R.; Brorsen, B.W. (1992): Nonlinear Dynamics of Daily Cash Prices. American Journal of Agricultural Economics 74, 706-14, 1992

ZMP: Marktbilanzen Getreide, Ölsaaten, Futtermittel, Milch, Vieh und Fleisch, versch. Jgg.

Kontaktautor:

Dr. Günther Filler
Humboldt-Universität zu Berlin
Philippstrasse 13
D-10115 Berlin

E-Mail: guenther.filler@agrar.hu-berlin.de