

DIE WIRKUNG VON  
AGRARROHSTOFFSPEKULATION  
AUF  
PRODUKTIONSMENGEN UND ROHSTOFFPREISE

Dissertation  
zur Erlangung des Doktorgrades  
der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät  
der Eberhard Karls Universität Tübingen

vorgelegt von  
Tilo Treuter, M.Sc.  
aus Schwäbisch Gmünd

Tübingen, 2020

Tag der mündlichen Prüfung:	09.10.2020
Dekan:	Prof. Dr. Josef Schmid
1. Gutachter:	Prof. Dr. Christian Koziol
2. Gutachter:	Prof. Dr. Werner Neus

# Inhaltsverzeichnis

	Seite
<b>1 Motivation und Zielsetzung</b>	<b>1</b>
<b>2 Einordnung in die Literatur</b>	<b>9</b>
2.1 Theoretische Literatur . . . . .	9
2.2 Empirische Literatur . . . . .	22
<b>I Modelltheoretische Analyse</b>	<b>31</b>
<b>3 Vorüberlegungen und Präzisierung der Forschungsfragen</b>	<b>32</b>
<b>4 Das Modell</b>	<b>38</b>
4.1 Modellrahmen . . . . .	38
4.1.1 Annahmen und Struktur des Modells . . . . .	38
4.1.2 Die Zielfunktion der Akteure . . . . .	42
4.2 Eine Welt ohne Finanzinvestoren . . . . .	43
4.2.1 Das optimale Verhalten des Produzenten . . . . .	43
4.2.2 Der Händler und das Kassamarktgleichgewicht . . . . .	53
4.2.3 Gleichgewicht am Terminmarkt . . . . .	65
4.3 Eine Welt mit Finanzinvestoren . . . . .	69
4.3.1 Vorüberlegungen . . . . .	69
4.3.2 Das optimale Verhalten des Finanzinvestors . . . . .	70
4.3.3 Gleichgewicht am Terminmarkt . . . . .	73

---

4.4	Numerische Analyse der Wirkung spekulativen Terminhandels . . . . .	77
4.4.1	Parametrisierung . . . . .	79
4.4.2	Marktumfeld mit schwach positiver Korrelation . . . . .	82
4.4.3	Marktumfeld mit negativer Korrelation . . . . .	87
4.4.4	Marktumfeld unkorrelierter Finanz- und Rohstoffmärkte . . . . .	90
4.4.5	Marktumfeld mit hoher positiver Korrelation . . . . .	93
4.4.6	Sensitivitätsanalyse . . . . .	96
4.5	Zwischenfazit und wirtschaftspolitische Implikationen . . . . .	110
<b>II</b>	<b>Empirische Analyse</b>	<b>114</b>
<b>5</b>	<b>Vorüberlegungen</b>	<b>115</b>
<b>6</b>	<b>Daten</b>	<b>120</b>
6.1	Datenquellen . . . . .	120
6.2	Marktstruktur und Preisentwicklung . . . . .	123
<b>7</b>	<b>Futuresrenditen und Spekulativer Terminhandel</b>	<b>129</b>
7.1	Empirisches Testmodell . . . . .	129
7.2	Empirische Ergebnisse . . . . .	133
7.2.1	Regressionsergebnisse des Grundmodells . . . . .	134
7.2.2	Ergebnisse des erweiterten Regressionsmodells . . . . .	139
7.3	Robustheit des erweiterten Regressionsmodells . . . . .	142
7.4	Zwischenfazit . . . . .	151
<b>8</b>	<b>Volatilität der Futuresrenditen und Spekulativer Terminhandel</b>	<b>154</b>
8.1	Modellbeschreibung . . . . .	154
8.2	Empirische Ergebnisse . . . . .	157
8.3	Zwischenfazit . . . . .	166

---

<b>III</b>	<b>Schlussbetrachtung</b>	<b>168</b>
<b>9</b>	<b>Zusammenfassung</b>	<b>169</b>
<b>IV</b>	<b>Anhang</b>	<b>175</b>
<b>A</b>	<b>Modelltheoretischer Teil</b>	<b>176</b>
A.1	Konsistenz der $\mu - \sigma$ -Zielfunktion mit CARA-Präferenzen . . . . .	176
A.2	Beweis, dass $\frac{\partial x^*}{\partial f} > 0$ gilt . . . . .	177
A.3	Beweis, dass $Cov[\tilde{\varepsilon}_{\tilde{p}_P}, \tilde{p}_P] < 0$ . . . . .	178
A.4	Beweis, dass $f < \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ , wenn $x^*(2b + c_R) > a$ . . . . .	179
A.5	Beweis, dass $f^{**} > f^*$ für $\rho_{\tilde{r}, \tilde{p}} \leq 0$ und $x^*(2b + c_R) > a$ . . . . .	180
<b>B</b>	<b>Empirischer Teil</b>	<b>181</b>
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>185</b>

# Abbildungsverzeichnis

4.1	Zeitliche Struktur des Modells . . . . .	39
4.2	Empirische Beobachtung: Terminpreis und Produktionsentscheidung . . .	50
4.3	Empirische Beobachtung: Produktionsentscheidung und Volatilität des Kassapreises . . . . .	58
4.4	Gewinn- und Hedgingfunktion des Händlers . . . . .	64
4.5	Korrelation zwischen Chicago Wheat und Dow Jones Industrials (1983 - 2016) . . . . .	78
4.6	Backwardation und Contango in Abhängigkeit von $\rho_{r,p_P}$ . . . . .	92
4.7	Sensitivität gegenüber Änderungen in $\lambda_P$ und $\lambda_H$ . . . . .	98
4.8	Sensitivität gegenüber Änderungen in $w_I$ . . . . .	101
4.9	Sensitivität gegenüber Änderungen in $\rho_{r,p_P}$ . . . . .	104
4.10	Korrelationskoeffizienten $\rho_{r,p_P}$ für Indien und USA (2007-2017) . . . . .	106
4.11	Sensitivität gegenüber Änderungen in $Var[\tilde{\varepsilon}]$ . . . . .	109
6.1	Marktanteile der drei Händlergruppen gemessen am Open Interest . . . .	124
6.2	Entwicklung von Settlement-Preisen und Open Interests . . . . .	128

# Tabellenverzeichnis

4.1	Wirkung des spekulativen Terminhandels auf den Terminpreis . . . . .	75
4.2	Parameter für Ausgangsszenario . . . . .	79
4.3	Numerische Ergebnisse des Ausgangsszenarios . . . . .	83
4.4	Numerische Ergebnisse des Szenarios mit negativer Korrelation . . . . .	88
4.5	Numerische Ergebnisse des Szenarios unkorrelierter Märkte . . . . .	91
4.6	Numerische Ergebnisse bei positivem Korrelationsschock . . . . .	94
4.7	Numerische Ergebnisse in Abhängigkeit der Preiselastizität . . . . .	102
7.1	Ergebnisse des Augmented Dickey-Fuller-Tests . . . . .	135
7.2	Regressionsergebnisse des Grundmodells . . . . .	137
7.3	Regressionsergebnisse des erweiterten Regressionsmodells . . . . .	141
7.4	Regressionsergebnisse des optimierten Regressionsmodells . . . . .	144
7.5	Erweitertes Regressionsmodell: Subperiode 1 (1993-1999) . . . . .	147
7.6	Erweitertes Regressionsmodell: Subperiode 2 (2000-2017) . . . . .	148
7.7	Erweitertes Regressionsmodell: Subperioden 2a-2c (Übersicht) . . . . .	150
8.1	Ergebnisse des Augmented Dickey-Fuller-Tests . . . . .	159
8.2	Ergebnisse des GARCH-Modells . . . . .	161
8.3	Ergebnisse des GARCH-Modells ohne Lags . . . . .	165
B.1	Erweitertes Regressionsmodell: Subperiode 2000-2007 . . . . .	182
B.2	Erweitertes Regressionsmodell: Subperiode 2008-2011 . . . . .	183
B.3	Erweitertes Regressionsmodell: Subperiode 2012-2017 . . . . .	184

# Abkürzungsverzeichnis

<i>ARMA</i>	AutoRegressive-Moving Average
<i>BIS</i>	Bank for International Settlements
<i>CARA</i>	Constant Absolute Risk Aversion
<i>CBOT</i>	Chicago Board of Trade
<i>CFTC</i>	Commodity Futures Trading Commission
<i>COI</i>	Open Interest der sogenannten <i>Commercials</i>
<i>COT</i>	Commitments of Traders
<i>CPaR</i>	Consumption Price at Risk
<i>CRRA</i>	Constant Relative Risk Aversion
<i>GARCH</i>	Generalized AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity
<i>ICE</i>	Intercontinental Exchange
<i>ISO</i>	International Sugar Organization
<i>KCBOT</i>	Kansas City Board of Trade
<i>NASS</i>	National Agricultural Statistics Service
<i>OTC</i>	Over the Counter
<i>RRA</i>	Relative Risikoaversion
<i>S&amp;P</i>	Standard & Poor's
<i>SPOI</i>	Open Interest der sogenannten <i>Non Commercials</i>
<i>TOI</i>	gesamter Open Interest
<i>USDA</i>	U.S. Department of Agriculture
<i>VECM</i>	Vector Error Correction Model



# Symbolverzeichnis

$\alpha$	Regressionskoeffizient
$a$	Prohibitivpreis der Marktnachfragekurve
$\beta$	Regressionskoeffizient
$b$	Steigungsparameter der Marktnachfragekurve
$\gamma$	Regressionskoeffizient
$\Gamma$	Hilfsterm der Risikokorrektur des Terminpreises
$c_H$	Grenzkosten des Händlers
$c_P$	Grenzkosten des Produzenten
$CE$	Sicherheitsäquivalent (Certainty Equivalent)
$COI_t^{netto}$	Nettoposition der <i>Commercials</i> in $t$
$Cov[\cdot]$	Kovarianz zweier Zufallsvariablen
$\partial$	Operator der partiellen Ableitung
$\Delta$	Differenzenoperator
$\mathbb{E}[\cdot]$	Erwartungswert einer Zufallsvariablen
$\mathbb{E}[ e(p_H) ]$	Erwartete Preiselastizität der Nachfrage
$\tilde{\varepsilon}$	Schockkomponente der Produktionsfunktion
$f^*$	Gleichgewichtiger Terminpreis in der Zwei-Akteure-Welt
$f^{**}$	Gleichgewichtiger Terminpreis in der Drei-Akteure-Welt
$g_H$	Gewinn des Händlers in $t = 1$
$g_I$	Gewinn des Finanzinvestors in $t = 1$
$g_P$	Gewinn des Produzenten in $t = 1$
$h_H$	Hedgingvolumen des Händlers in $t = 0$
$h_I$	Hedgingvolumen des Finanzinvestors in $t = 0$
$h_P$	Hedgingvolumen des Produzenten in $t = 0$
$i$	Index für unterschiedliche Akteure bzw. Rohstoffklassen
$\lambda_H$	Risikoaversionskoeffizient des Händlers
$\lambda_I$	Risikoaversionskoeffizient des Finanzinvestors
$\lambda_P$	Risikoaversionskoeffizient des Produzenten

$\Lambda$	Risikoaversionsfaktor der Risikoprämie im Terminmarkt
$N(\cdot)$	Normalverteilung einer Zufallsvariablen
$\tilde{p}_P$	Kassapreis des Agrarrohstoffes in $t = 1$
$\tilde{p}_H$	Absatzpreis des Endprodukts in $t = 1$
$\tilde{q}$	Produktionsmenge des Agrarrohstoffes in $t = 1$
$\tilde{q}_H$	Produktionsmenge des Endprodukts in $t = 1$
$Q_{95\%}$	95%-Quantil der Normalverteilung
$\rho_{r,p_P}$	Korrelationskoeffizient zw. Kassapreis und Portfoliorendite
$\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$	Bedingter Korrelationskoeffizient zw. Renditezeitreihen
$r$	Portfoliorendite des Finanzinvestors
$r_{p_P}^d$	tägliche Rendite des Kassapreises
$R_t^F$	Futuresrendite im Zeitpunkt $t$
$R_t^S$	Kassarendite im Zeitpunkt $t$
$R_t^{SP500}$	Rendite des S&P 500-Index in $t$
$\sigma_\varepsilon^2$	Varianz der Wetterschockvariablen
$\sigma_t^2$	bedingte Varianz der Futuresrenditen in $t$
$SPOI_t$	Spekulativer Open Interest in $t$
$SPOI_t^{ex}$	Erwarteter spekulativer Open Interest in $t$
$SPOI_t^{unex}$	Unerwarteter spekulativer Open Interest in $t$
$t$	Zeitindex
$u_t$	Fehlerterm der Zeitreihenregression
$Var[\cdot]$	Varianz einer Zufallsvariablen
$w_I$	Anfangsvermögen des Finanzinvestors
$x^*$	Optimale geplante Produktionsmenge des Produzenten

# Kapitel 1

## Motivation und Zielsetzung

Spekulativer Terminhandel mit Agrarrohstoffen rückte insbesondere während und nach der Weltfinanzkrise 2007/2008 zunehmend in den Fokus der politischen und öffentlichen Debatte. Ausgangspunkt hierfür ist die sogenannte *Finanzialisierung* der Terminmärkte für (Agrar-)Rohstoffe. Hierunter versteht man den seit Beginn der 2000er-Jahre beobachteten Anstieg der Kapitalflüsse in die Warenterminmärkte (vgl. Bass (2013)). Klassische Finanzinvestoren nutzen diese Rohstoffe verstärkt als Instrument zur Verbesserung der Diversifikation ihrer Portfolios und somit zur Optimierung des Trade-offs zwischen Rendite und Risiko ihrer Investition. Aufgrund der geringen Transaktionskosten investieren sie hierbei überwiegend in entsprechende Terminkontrakte auf diese Rohstoffe. Letztlich lässt sich die daraus hervorgegangene öffentliche Diskussion im Kern auf folgende Behauptung (oder Hypothese) zurückführen:

*Spekulant:innen treiben mit ihrem spekulativen Agrarrohstoffhandel die Preise für grundlegende Rohstoffe bzw. Lebensmittel wie Weizen, Mais etc. in die Höhe.*

Diese Behauptung stützt sich auf die gleichzeitige Beobachtung von steigenden Nahrungsmittelpreisen und einem zunehmenden Engagement von Finanzinvestoren an den bedeutenden Warenterminbörsen in Chicago oder Kansas. Daraus wurde abgeleitet, dass spekulativer Terminhandel diesen Preisanstieg verursacht hätte. Letztlich wurde also aufgrund empirisch beobachteter Korrelationen ein Kausalzusammenhang unterstellt, der sich in den empirischen Befunden bisher so nicht wiederfinden lässt. Die Beispiele Weichweizen und Mais (jeweils gehandelt an der Chicago Board of Trade) unterstreichen, wie hoch diese beobachteten Korrelationen sind: So beträgt die Korrelation zwischen der täglichen prozentualen Veränderung des Settlement-Preises und der täglichen Veränderung der Nettoposition der Finanzinvestoren (gemessen durch den sog. Open Interest) zwischen 1982 und 2017 48,2% (Weichweizen) bzw. 50,5% (Mais).

Den Ausgangspunkt dieser Arbeit bildet gerade diese These, denn sie fasst einerseits die potenziell existierenden Probleme und Nachteile des spekulativen Terminhandels zusammen. Andererseits weist diese Argumentation natürlich eine gewisse Eindimensionalität auf und ignoriert (a) weitere Motive der Finanzinvestoren wie bspw. Reduktion der Varianz der Portfoliorenditen sowie (b) potenzielle positive Auswirkungen der Marktteilnahme zusätzlicher Akteure an den Finanzmärkten wie bspw. die Erhöhung der Marktliquidität und damit des Informationsgehalts der Marktpreise. Hinzu kommt bei der Betrachtung von Agrarrohstoffmärkten die Tatsache, dass das gehandelte Gut in der Regel ein Grundnahrungsmittel ist und somit die Befriedigung grundlegender menschlicher Bedürfnisse im Fokus steht. Insofern erscheint von vornherein nicht jedes Marktergebnis — egal ob mit oder ohne Beteiligung von Finanzinvestoren zustande gekommen — annehmbar, auch wenn es ggf. ökonomisch effizient ist. Letztlich ist das politische Ziel an dieser Stelle eindeutig: Die Sicherstellung der Welternährung im Sinne einer flächendeckenden Versorgung der Weltbevölkerung mit Nahrungsmitteln. Um dies zu ermöglichen, gilt es, auch die armen Teile der Weltbevölkerung nicht vom Zugang zu Lebensmitteln auszuschließen, d.h. die Produktionsmengen der Grundnahrungsmittel sollten im politischen Zielbild hinreichend hoch und die konsumrelevanten Preise hinreichend niedrig sein.

Gegeben die oben genannte Behauptung würde sich bewahrheiten und spekulativer Agrarrohstoffhandel würde tatsächlich zu steigenden Preisen für Grundnahrungsmittel führen, so wäre die wirtschaftspolitische Konsequenz einer Marktzutrittsbeschränkung bzw. eines Verbots des spekulativen Terminhandels wohlfahrtssteigernd für die arme Bevölkerung. Letztlich könnte durch diese Maßnahme dann die Welternährungssituation optimiert werden. Insofern erscheint ein Verbot als reizvolles Instrument für ein zügiges Entgegenwirken gegen die beobachteten Preisanstiege. Aufgrund der fehlenden (theoretischen wie empirischen) Evidenz, dass wirklich spekulativer Terminhandel kausal für diese Beobachtungen ist, sollten mögliche negative Auswirkungen eines Handelsverbots nicht aus dem Blick geraten. Denn durch ein Verbot könnten die ökonomischen Rahmenbedingungen an den Agrarrohstoffmärkten verzerrt werden, was letztlich auch zu einer Anpassung der Kalküle der anderen Marktteilnehmer wie Landwirte, weiterverarbeitende Agrarindustrie oder Einzelhändler führen kann. Dies hätte wiederum Konsequenzen für die Endkonsumenten der Grundnahrungsmittel, da potenziell Mengen- und/oder Preiseffekte resultieren.

Aus ökonomischer Sicht offensichtlich sind aber auch die Argumente, die nahelegen, dass von spekulativem Terminhandel nicht die unterstellte negative Wirkung auf die Welternährung ausgeht: Als erstes ist hier die Tatsache zu nennen, dass Finanzinvestoren in der Regel nur mit Produkten mit sogenanntem Cash Settlement handeln, d.h. sie werden nur

an den Terminmärkten auftreten. Dies liegt darin begründet, dass der Handel am Kassamarkt, bei dem Verpflichtungs- und Erfüllungsgeschäft einer Transaktion zeitlich nicht auseinanderfallen, Kosten für die physische Lagerung (und ggf. auch Lieferung) erzeugt. Diese Kosten werden Spekulanten vermeiden und somit nicht direkt auf das tatsächliche Angebot eines Rohstoffes einwirken. Das zweite und eigentlich wesentliche Argument zugunsten der Spekulation mit Agrarrohstoffen bezieht sich auf die Möglichkeiten der Risikominimierung bzw. des gezielten Managements von Risiken durch funktionierende Terminmärkte. Gegeben Finanzinvestoren sind bereit, die für Bauern ungünstigen Preisbewegungen abzusichern und somit das Preisrisiko zu tragen, so kann diese verbesserte Risikoallokation zu einer Erhöhung der verfügbaren Produktionsmenge und damit *ceteris paribus* zu niedrigeren Rohstoffpreisen führen.

Die vorstehenden Ausführungen unterstreichen, dass eine gezielte Analyse und Diskussion dieses Themenkomplexes zunächst die Identifikation relevanter Zielgrößen erfordert. Entsprechend der öffentlichen Diskussion sollen im Rahmen dieser Arbeit folgende Größen fokussiert werden:

- (1) **Preisniveau:** Offensichtlich spielt der Preis eines Grundnahrungsmittels eine entscheidende Rolle, wenn die flächendeckende Versorgung der Weltbevölkerung mit Grundnahrungsmitteln sichergestellt werden soll. Zwar ist eine geringe Preiselastizität der Nachfrage gerade im Falle von Grundnahrungsmitteln typisch, jedoch wirkt ein ausreichend niedriger Preis für arme Menschen wohlstandserhöhend. Sofern Spekulation zu einer Erhöhung der Nahrungsmittelpreise führt, wäre eine negative Wirkung messbar.
- (2) **Stabilität der Preise:** Aus Sicht von Konsumenten sind möglichst stabile Preise für Grundnahrungsmittel vorteilhaft, denn eine niedrige Volatilität der Preise impliziert auch ein geringeres Risiko für starke Preisanstiege. Arme Menschen werden trotz der angesprochenen geringen Preiselastizität der Nachfrage ab einem bestimmten Preisniveau nicht mehr in der Lage sein, das entsprechende Gut zu erwerben. Dies kann aufgrund des grundlegenden Bedürfnisses, das in Verbindung mit Grundnahrungsmitteln befriedigt werden soll, kein hinnehmbares Marktergebnis sein. Führt Spekulation durch Finanzinvestoren also zu einer Destabilisierung der Preise, so müsste eine klar negative Wirkung des spekulativen Terminhandels konstatiert werden.
- (3) **Kurz- und mittelfristig verfügbare Menge an Grundnahrungsmitteln:** Die Fokussierung auf diese Zielgröße ist intuitiv einleuchtend: Je mehr Angebotsmenge an Lebensmitteln verfügbar ist, umso weniger Knappheit existiert. Dies beeinflusst nicht nur den Preismechanismus, sondern kommt — sofern man mögliche

Verschwendung ausschließt— direkt bei den armen Bevölkerungsteilen an. Wichtig ist dabei vor allem die Sicherstellung eines ausreichenden Angebots sowohl in der kurzen als auch in der mittleren und der langen Frist. Bspw. könnte spekulativer Terminhandel in der kurzen Frist keinen nennenswerten Effekt auf das Marktangebot an Nahrungsmitteln haben, jedoch in der mittleren Frist zu Marktaustritten von Anbietern führen, sodass c.p. weniger Menge verfügbar wäre.

Die genannten drei Zielgrößen decken sich also mit der öffentlichen Debatte und spiegeln auch die grundlegende Problemstellung bzw. Herausforderung der Analyse wider: Denn eine umfassende Beantwortung der Frage nach den realwirtschaftlichen Auswirkungen des spekulativen Terminhandels auf die genannten Größen erfordert die simultane Betrachtung eines Rohstoffmarktes ohne Teilnahme von Finanzinvestoren und eines (ansonsten identischen) Rohstoffmarktes mit Teilnahme von Finanzinvestoren. Aus diesem Grund liegt der Schwerpunkt dieser Arbeit auf einer modelltheoretischen Analyse des Agrarrohstoffhandels. Ziel ist es, mittels eines adäquaten Modellrahmens, der alle relevanten Charakteristika von Agrarrohstoffproduktion und Agrarrohstoffmärkten erfasst, die ökonomischen Folgen des spekulativen Terminhandels aufzuzeigen. Hierzu werden die angesprochenen Zielgrößen konkretisiert und als präzise Forschungsfragen formuliert, die auf Basis der modelltheoretischen Erkenntnisse beantwortet werden. Die wesentlichen Mechanismen des theoretischen Modells werden zudem anhand empirischer Beobachtungen für die Rohstoffe Weichweizen und Mais überprüft.

Das Modell entspricht dem in Koziol und Treuter (2019) entwickelten Modell und basiert auf zwei grundlegenden Mechanismen, die über die bestehende Literatur hinausgehen und somit neue Erkenntnisse im Bereich des Agrarrohstoffhandels liefern: Erstens, die Interaktion zwischen Landwirten und Händlern bzw. der weiterverarbeitenden Industrie bei endogener Produktionsmenge. Der Landwirt plant seine Anbaumenge anhand des erwarteten Absatzpreises sowie des aktuellen Terminpreises, den er sich bei entsprechendem Terminverkauf des Rohstoffes bereits im Anbauzeitpunkt sichern kann. Somit wird im vorliegenden Modell von einer endogenen geplanten Anbaumenge ausgegangen. Im Gegensatz dazu wird bspw. in Ekeland et al. (2017), Branger et al. (2016) oder Hirshleifer (1988) die Produktionsmenge als exogene bzw. rein stochastische Variable modelliert. Problematisch an einer exogenen Produktionsentscheidung ist die Vernachlässigung von indirekten Mengenwirkungen des spekulativen Terminhandels. Denn wenn der Landwirt seine Produktionsmenge nicht anhand des Terminpreises setzt, kann eine Verzerrung des Terminpreises auch keine Angebotswirkung entfalten. Realwirtschaftliche Konsequenzen können somit nicht analysiert werden. Im parallel zur vorliegenden Arbeit entwickelten Modell von Chari und Christiano (2017) wird die Produktionsmenge zwar endogen modelliert, jedoch als deterministische Variable angenommen. Die Unsicherheitsquel-

len werden ausschließlich in der Marktnachfragekurve gesehen, was einerseits für die Nachfrage nach Grundnahrungsmitteln diskussionswürdig ist und andererseits in den Kernaussagen beider Modelle zu Differenzen führt (siehe hierzu Kapitel 2.1).

Der zweite grundlegende Mechanismus ist das Anlagemotiv des Finanzinvestors: In der Regel werden die Finanzinvestoren in anderen Modellen als reine Spekulanten modelliert (vgl. bspw. Turnovsky (1983) oder Newbery (1987)), die ausschließlich am betrachteten Terminmarkt handeln, um Spekulationsgewinne zu erzielen. Diese Annahme wird einerseits den tatsächlichen Diversifikationsmotiven vieler Indexfonds etc. nicht gerecht und andererseits werden dadurch die Verknüpfungen der Preisentwicklungen an den Rohstoffmärkten zu den Kursentwicklungen bspw. des Aktien- und Rentenmarktes ignoriert. Doch gerade das Beispiel der Weltfinanzkrise 2007/2008 und die in diesem Zeitraum beobachteten Preissprünge von Agrarrohstoffen illustrieren exakt, dass gerade diese Wechselwirkungen zwischen den Finanzmärkten ein nicht zu vernachlässigender Einflussfaktor auf die ökonomischen Rahmenbedingungen innerhalb eines bestimmten Marktes sein können.

Die Modellergebnisse zeigen nämlich, dass die Korrelation zwischen dem gesamten Anlageportfolio und dem Kassapreis des Rohstoffes maßgeblich die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Zielgrößen beeinflusst: Liegt eine schwach positive oder schwach negative Korrelation — wie sie in den meisten Fällen auch empirisch zu beobachten ist — vor und weisen die Märkte zeitgleich sogenannte Backwardation auf — d.h. der Terminpreis liegt unterhalb des erwarteten Kassapreises — so werden Finanzinvestoren ihre Asset Allocation über Terminkäufe optimieren, indem sie die Diversifikation verbessern. Die zusätzliche Nachfrage nach Terminkontrakten führt c.p. zu einer Erhöhung des gleichgewichtigen Terminpreises. Letztlich resultiert daraus eine Verbesserung der Hedgingbedingungen aus Sicht des Bauern bzw. Produzenten, wodurch eine Ausweitung der geplanten Produktionsmenge induziert wird. Für den Konsumenten stellt eine höhere Produktionsmenge eine gute Nachricht dar, denn diese höhere Menge kommt den armen Bevölkerungsschichten direkt zugute und führt auch zu niedrigeren erwarteten Kassapreisen. Jedoch ergeben sich auch negative Auswirkungen, da unter Umständen niedrigere Gewinne der Landwirte resultieren können, wenn Spekulanten Zugang zum Terminmarkt haben. Dies könnte zu Marktaustritten der Landwirte führen oder neue Produzenten daran hindern, den Markt zu betreten. Die Folge wäre eine Reduktion des Angebots in der mittleren Frist und somit nachteilige Folgen für die Welternährung. Steigt die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Rohstoffkassapreis an, so drehen sich die dargestellten Effekte um und spekulativer Terminhandel wirkt unmittelbar negativ auf die Produktionsmenge und den Kassapreis.

Der Effekt, dass höhere Terminpreise mit höheren (geplanten) Produktionsmengen einhergehen, lässt sich empirisch für Weichweizen und Mais beobachten. Doch auch darüber hinaus ist die empirische Analyse der Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die anderen beiden Zielgrößen Preisniveau und Stabilität der Preise ein Ziel dieser Arbeit. Konkret soll anhand von Distributed-Lag Regressionsmodellen bzw. von GARCH-Modellen für die sechs wichtigsten Agrarrohstoffe, die an der Chicago Board of Trade gehandelt werden (Weich- und Hartweizen, Mais, Hafer, Sojabohnen und Zucker), untersucht werden, ob eine Erhöhung der Anzahl der von Spekulanten gehaltenen offenen Terminkontrakte mit einer Erhöhung von Terminpreisen bzw. der Volatilität von Terminpreisen einhergeht. Aufgrund der Datenverfügbarkeit und der Wahl eines adäquaten Modellansatzes für die empirische Modellierung sind diese empirischen Analysen keine Tests des theoretischen Modells, sondern stellen eigenständige Analysen dar, die letztlich das aus dem Theoriemodell gewonnene Bild ergänzen bzw. vervollständigen. Im Vergleich zur bestehenden Literatur wie bspw. Bohl und Stephan (2013) oder Büyüksahin und Robe (2014) wird ein modifizierter Modellansatz entwickelt: Zum einen wird analog zum sogenannten Cost-of-Carry-Ansatz, der zur Bewertung von Terminkontrakten herangezogen wird, der Kassapreis des Rohstoffes als Regressor miteinbezogen. Ziel ist es dabei, nicht ausschließlich (zeitliche) Abhängigkeiten zwischen Daten zu den Positionen bestimmter Händlerkategorien und den Renditen der Futureskontrakte zu identifizieren, sondern vielmehr beobachtete Futuresrenditen bestmöglich zu erklären. Aus diesem Grund wird auch eine modifizierte Lag-Struktur in den Regressoren angewandt und großteils auf Lags verzichtet. Des Weiteren geht auch die aus den theoretischen Erkenntnissen abgeleitete Bedeutung der Korrelation zwischen Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis bzw. der Kassarendite des Agrarrohstoffes in die Regressionsmodelle ein. Diese Korrelation wird dabei als dynamische, bedingte Korrelation nach Bali und Engle (2010) modelliert.

Die empirischen Ergebnisse zeigen, dass die Renditen von Futureskontrakten maßgeblich von den zugehörigen Kassarenditen determiniert werden. Gleichzeitig ist ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen der (spekulativen) Nachfrage nach Terminkontrakten durch Finanzinvestoren bzw. sogenannte *Non Commercial*s und den Futuresrenditen zu beobachten. Dieser Zusammenhang wird insbesondere durch unerwartete Veränderungen in der Nachfrage der Finanzinvestoren nach Terminkontrakten getrieben. Mit Blick auf die Volatilität von Futuresrenditen legen die empirischen Ergebnisse hingegen nahe, dass eine Ausweitung des Gesamtengagements der Finanzinvestoren am Futuresmarkt entweder keinen messbaren Einfluss besitzt oder die Terminpreise stabilisiert, also die Volatilität senkt. Dies mag insbesondere in der durch die höhere Liquidität im Markt verursachten Verbesserung des Informationsgehalts der Terminpreise begründet liegen.



Insgesamt lassen sich aus den modelltheoretischen Erkenntnissen sowie aus den zumindest teilweise unterstützenden empirischen Ergebnissen wichtige wirtschaftspolitische Implikationen ableiten: Spekulativer Terminhandel kann die Welternährung verbessern, da für die meisten Marktzustände, d.h. bei Vorliegen niedriger Korrelationen zwischen Aktien/Renten- und Rohstoffmärkten, höhere Produktionsmengen und niedrigere (erwartete) Kassapreise resultieren. Folglich ist der Bedarf an regulatorischen Eingriffen in den Markt bzw. den Preismechanismus gering. Auch die befürchtete Erhöhung der Volatilität der Nahrungsmittelpreise bzw. der Wahrscheinlichkeit für große Preisanstiege zeigt sich insgesamt weder theoretisch noch empirisch eindeutig. Jedoch sollte die Politik sowohl die angesprochene Korrelation zwischen den Aktien- und Rohstoffmärkten als auch die Gewinne der Produzenten aufmerksam beobachten. Im Falle eines Anstiegs der Korrelation über eine bestimmte Schwelle (20%-25%) sollte ein temporäres Verbot von spekulativem Terminhandel in Erwägung gezogen werden, um nachteilige Wirkungen auf die Angebotsmenge und die Kassapreise zu vermeiden und einer Verschlechterung der Welternährung aus Konsumentensicht entgegenzuwirken. Ebenso könnten zu geringe Gewinne der Landwirte das mittelfristige Angebot gefährden, weshalb finanzielle Unterstützungen der Landwirte zumindest zeitweise positiv auf die Angebotssituation an den Agrarrohstoffmärkten wirken könnten.

Die weitere Arbeit untergliedert sich nach einer Einordnung der Thematik in die Literatur (Kapitel 2) in einen modelltheoretischen und einen empirischen Teil. Im modelltheoretischen Teil wird in Kapitel 3 die Operationalisierung und Präzisierung der genannten Zielgrößen vorgenommen. Kapitel 4 bildet dann den Hauptteil dieser Arbeit. Zunächst wird der Modellrahmen vorgestellt. Anschließend werden in Abschnitt 4.2 zuerst die fiktive Welt ohne Marktteilnahme des Finanzinvestors diskutiert und die wesentlichen mathematischen Beziehungen für Produktionsmenge sowie Termin- und Kassapreise abgeleitet. Danach erfolgt in Abschnitt 4.3 die Einführung des Finanzinvestors sowie die Darstellung seines ökonomischen Kalküls. Zudem wird in diesem Abschnitt komparativ-statisch analysiert, wie sich der Terminpreis durch den Markteintritt des Finanzinvestors verändert. Um in die Analyse auch die angesprochenen Mengenwirkungen des spekulativen Terminhandels einzubeziehen, wird in Abschnitt 4.4 eine numerische Analyse mit an realen Daten kalibrierten Parametern durchgeführt. Die Haupteigenschaften dieser Arbeit werden in diesem Abschnitt gewonnen. Das Kapitel schließt mit einer komparativ-statischen Analyse dieser numerischen Ergebnisse, die ein besseres Verständnis der beobachteten Gleichgewichtseffekte ermöglichen soll.

Im zweiten Teil der Arbeit erfolgt die empirische Analyse. Dieser Teil beginnt ebenfalls mit Vorüberlegungen sowie einer Präzisierung der Zielgrößen (Kapitel 5). Anschließend werden in Kapitel 6 die verwendeten Datenquellen beschrieben und die wesentlichen

---

Trends am Agrarrohstoffterminmarkt deskriptiv analysiert. Kern des empirischen Teils sind die Kapitel 7 und 8, in denen jeweils die empirischen Tests im Hinblick auf (a) die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf Futuresrenditen und (b) die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Volatilität der Futuresrenditen besprochen werden. Hierbei werden stets zuerst die empirischen Testmodelle vorgestellt und die Modellspezifikation sowie die Wahl der einbezogenen Variablen begründet. Daran anschließend werden die Testergebnisse gezeigt und interpretiert. Kapitel 9 fasst die wesentlichen Erkenntnisse des theoretischen und des empirischen Teils zusammen.

# Kapitel 2

## Einordnung in die Literatur

Im Rahmen dieses Kapitels sollen die für die betrachteten Forschungsfragen wesentlichen Literaturbeiträge genannt und beschrieben werden. Ziel ist es dabei nicht, einen vollständigen Literaturüberblick zu bieten, sondern vielmehr bestehende Forschungslücken aufzuzeigen, die im Zusammenhang mit dem gewählten Fokus dieser Arbeit stehen.

Die Auswirkungen von spekulativem Terminhandel auf Terminpreise und gegebenenfalls auch die Volatilität der Terminpreise wird seit mehreren Jahrzehnten modelltheoretisch wie empirisch untersucht. Tendenziell sind dabei die theoretischen Modelle bereits älteren Datums und entstammen mehrheitlich den Dekaden der 1970er- und 1980er-Jahre. Seit Mitte der 1990er-Jahre gewinnen empirische Analysen immer mehr an Bedeutung, was letztlich hauptsächlich mit der Datenverfügbarkeit begründet werden kann. Zwar liegen Kurszeitreihen für Termin- und Kassapreise in den USA schon seit Mitte der 1960er-Jahre vor, jedoch werden erst seit 1986 Daten zu offenen Positionen bestimmter Händlerkategorien durch die U.S. Commodity Futures Trading Commission (CFTC) bereitgestellt. Diese in den sogenannten *Commitment of Traders-Reports* i.d.R. wöchentlich veröffentlichten Daten bilden bis heute die Grundlage der empirischen Forschung zu Agrarrohstoffutures (siehe dazu ausführlich Kapitel 6.1 und 6.2). Im folgenden werden deshalb zuerst die theoretischen Aufsätze beschrieben und im Anschluss auf die empirische Literatur eingegangen.

### 2.1 Theoretische Literatur

Ausgehend von den in Kapitel 1 dargestellten empirischen Phänomenen wäre es naheliegend, die modelltheoretische Literatur vereinfachend unter die beiden Fragestellungen (a) Einfluss von Spekulation auf Terminpreise bzw. (b) Einfluss von Spekulation

auf die Volatilität von Terminpreisen zu subsumieren. Eine entsprechende Systematisierung der entsprechenden Aufsätze scheint aber nicht sachgerecht zu sein. Dies liegt — wie eingangs dieses Kapitels bereits erwähnt — insbesondere am zeitlichen Kontext: Die Diskussionen älterer Papiere verstehen Spekulanten entweder als Marktteilnehmer, die ihr Preisexposure nur partiell durch den Kauf oder Verkauf von Terminkontrakten eliminieren, oder als Händler, die mittels Lagerhaltung auf Preisanstiege spekulieren. Letztlich fokussieren sich die bestehenden Aufsätze ganz oder teilweise insbesondere auf zwei unterschiedliche Fragestellungen:

(1) **In welcher (funktionalen) Beziehung stehen Kassa- und Terminpreis?**

Aus diesem Zweig der Literatur geht die sogenannte *Theory of Storage* (dt. Lagerhaltungstheorie) hervor, die auf Arbeiten von Kaldor (1939) bzw. Kaldor (1976), Working (1949) und Brennan (1958) zurückgeht. Für die vorliegende Arbeit ist insbesondere Turnovsky (1983) bedeutsam und wird nachfolgend genauer betrachtet.

(2) **Welchen Einfluss hat Spekulation auf die Risikoallokation und die Risikoprämien am Terminmarkt?**

Es wird also im Wesentlichen die Differenz zwischen dem erwarteten, zukünftigen Kassapreis und dem aktuellen Terminpreis sowie die *Versicherungsfunktion* von Terminmärkten analysiert. Ausgangspunkt für diesen Literaturstrang ist Keynes (1930) bzw. für jüngere Arbeiten auch De Roon et al. (2000) und wiederum Turnovsky (1983). Das in dieser Arbeit entwickelte theoretische Modell basiert wesentlich auf Hirshleifer (1988). Deshalb soll dieses Papier intensiver diskutiert werden.

Darüber hinaus ergaben sich in den vergangenen Jahren — unter anderem ausgelöst durch die Debatten rund um die Weltfinanzmarktkrise 2007/2008 — weitere modelltheoretische Arbeiten zu folgender Fragestellung:

(3) **Welche Akteure sind Gewinner bzw. Verlierer der empirisch beobachteten *Finanzialisierung* der (Agrar-)Rohstoffmärkte?**

Von Bedeutung sind hier insbesondere die Arbeiten von Branger et al. (2016) und Ekeland et al. (2017).

Zu betonen ist an dieser Stelle aber, dass die vorgenommene Einteilung der Papiere in die drei genannten Kategorien insbesondere anhand der Relevanz der Analysen für den Untersuchungskontext der vorliegenden Arbeit erfolgte. Natürlich untersuchen viele Papiere mehrere bzw. weitere Fragestellungen, sodass die Kategorisierung in der Regel anhand eines der genannten Kriterien erfolgte.

### Die Arbeit von Turnovsky (1983)

Für die Beantwortung der Frage nach der Beziehung zwischen dem (aktuellen) Kassa- und Terminpreis werden in der Literatur regelmäßig Gleichgewichtsmodelle verwendet. Hierbei wird eine vereinfachte Marktstruktur zugrundegelegt, die in erster Linie den Vorteil hat, die Modellkomplexität kontrollieren zu können. Im Wesentlichen fokussieren sich die Arbeiten in diesem Literaturzweig deshalb auf einen Terminmarkt, an dem Bauern bzw. landwirtschaftliche Produzenten und spekulative Finanzinvestoren ein landwirtschaftliches Gut auf Termin verkaufen bzw. kaufen. Beispiele hierfür sind Turnovsky (1983), Hart und Kreps (1986), Newbery (1987) oder Chari et al. (1990).

Aufgrund der Modellierungstechnik ist Turnovsky (1983) von besonderer Relevanz für die vorliegende Arbeit. Turnovsky (1983) verwendet eine Produktionsfunktion, die sowohl deterministische als auch stochastische Bestandteile enthält. Damit trägt er dem Umstand Rechnung, dass landwirtschaftliche Produktion aufgrund externer Einflüsse — wie z.B. Wettereinflüsse durch Hagel, Frost etc. — eine Zufallskomponente beinhaltet. Die Produktionsmenge eines landwirtschaftlichen Guts wird dabei als die Summe aus dem Output einer konkaven, deterministischen Produktionsfunktion sowie einer normalverteilten Schockvariable mit Erwartungswert null und finiter Varianz modelliert. Die beiden risikoaversen Akteure treffen im betrachteten Zwei-Zeitpunkte-Modell entweder in  $t = 0$  am bereits zugänglichen Kassamarkt und/oder am Terminmarkt aufeinander oder in  $t = 1$  nach Ernte der Anbaumenge aus  $t = 0$  am Kassamarkt. Der Spekulant hat dann die Möglichkeit, durch Lagerhaltung oder mittels Handel mit Terminkontrakten auf bestimmte Preisentwicklungen zu spekulieren. Turnovsky (1983) unterscheidet also zwischen Spekulation durch (kostenpflichtige) Lagerhaltung und der Finanzmarktspekulation am Terminmarkt.

Durch die Maximierung des Sicherheitsäquivalents der zukünftigen Gewinne aus der Produktion und Vermarktung des Erzeugnisses bzw. aus den Spekulationsgeschäften ergibt sich dann die optimale Produktions- und Hedgingentscheidung des repräsentativen Produzenten bzw. das optimale Verhalten des Spekulanten. Als wesentliches Ergebnis zeigt er, dass für die unterstellte Produktionsfunktion eine Trennung von Produktions- und Hedgingentscheidung möglich ist: Im Gleichgewicht wählt der Produzent seine geplante Produktionsmenge so, dass die Grenzkosten der Produktion den Grenzerlösen am Terminmarkt entsprechen. Aufgrund der additiven Verknüpfung von deterministischer und stochastischer Produktion spielt der erwartete Kassapreis keine Rolle für die Wahl der optimalen Produktionsmenge. Dieses Ergebnis impliziert jedoch nicht, dass der Produzent einen Full-Hedge durchführt. Die optimale Hedgingmenge wird dabei analog zu Newbery und Stiglitz (1981) determiniert, d.h. der Produzent sichert die geplante

Produktionsmenge ab und passt dann seine Position in Abhängigkeit der am Markt erzielbaren Risikoprämie an.

Weitere wesentliche Ergebnisse der Arbeit von Turnovsky (1983) beziehen sich auf die Analyse des Zusammenhangs zwischen Kassa- und Terminpreis sowie das Level und die Varianz des Kassapreises. Es wird gezeigt, dass der Terminpreis als gewichteter Mittelwert des Kassapreises in  $t = 0$  und dem erwarteten Kassapreis in  $t = 1$  ausgedrückt werden kann. Als Gewichte werden die Risikoaversionskoeffizienten des Produzenten und des Spekulanten herangezogen. Daraus lässt sich auch ableiten, dass bei risikoneutralen Akteuren — also für den Fall, wenn die Risikoaversionskoeffizienten den Wert null annehmen — der Futurespreis dem Erwartungswert des Kassapreises entspricht und folglich ein unverzerrter Schätzer ist. Dieses Ergebnis erscheint ökonomisch plausibel, da in einer risikoneutralen Welt für die Übernahme von Risiken keine Prämie verlangt werden würde.

Für die Analyse, wie der Futuresmarkt das Level und die Varianz des Kassapreises beeinflusst, leitet Turnovsky (1983) durchschnittliche Kassapreise in der langen Frist ab. Auch wenn mathematisch keine generelle Aussage aufgezeigt werden kann, lassen sich anhand verschiedener Szenarien für die Marktnachfragekurve der Konsumenten sowie die Nachfragekurve für Lagerhaltung und die Produktionsfunktion folgende Schlussfolgerungen ziehen: Die Existenz eines Futuresmarkts wirkt in der langen Frist stabilisierend, d.h. volatilitätsverringern, auf den Kassapreis. Gleichzeitig wird der langfristige Durchschnittskassapreis tendenziell gesenkt. Aus diesen Eigenschaften lässt sich ableiten, dass für einen Kassapreis, der signifikant oberhalb des langfristigen Mittelwerts liegt, der Futurespreis den zukünftigen Kassapreis überschätzt und umgekehrt.

Die Ergebnisse von Turnovsky (1983) hinsichtlich der Interdependenz zwischen Kassa- und Futurespreisänderungen sind also auch hilfreich zur Beantwortung der Forschungsfragen dieser Arbeit. Zu beachten ist dabei, dass Turnovsky (1983) nur die Fälle mit und ohne Futuresmarkt unterscheidet. Die jüngsten politischen Debatten stellen allerdings die nutzenstiftende Wirkung von Terminmärkten, die zu einer optimalen Risikoallokation beitragen, nicht infrage. Deshalb sollte vielmehr der Futureshandel mit und ohne Marktteilnahme von Spekulanten untersucht und verglichen werden. D.h. das Bedürfnis des Produzenten oder weiterer Marktteilnehmer nach Risikominimierung bzw. nach nutzenoptimalen Risikotransaktionen soll weiterhin durch Futureshandel befriedigt werden können. Lediglich der Kreis der Marktteilnehmer würde gegebenenfalls gesetzlich reguliert werden.

Aus dem Modellrahmen von Turnovsky (1983) lassen sich diese Erkenntnisse aber nicht gewinnen, da die Marktstruktur deutlich vereinfacht ist und ein wesentliches Charakte-

ristikum der real beobachtbaren Märkte unterschlägt: Die Existenz von Einzelhändlern (oder auch weiterverarbeitenden Unternehmen), von denen wiederum die Bevölkerung das Grundnahrungsmittel erwirbt. Somit sind in diesem Modellrahmen Spekulanten als Risikonehmer notwendig, um den Bauern Hedgingmöglichkeiten zu eröffnen. Eine vergleichende Untersuchung einer Welt ohne Finanzinvestoren und mit Finanzinvestoren und somit die Analyse der Wirkung regulatorischer Eingriffe in die Agrarrohstoffmärkte ist nicht möglich, denn ein Ausschluss von Spekulanten vom Terminhandel würde unmittelbar zum Zusammenbruch des Terminmarktes führen und die Produktionsbedingungen des Produzenten fundamental beeinträchtigen. Ebenso erscheint die additive Verknüpfung von deterministischer Produktionsmenge und Schockkomponente wenig zielführend. Das Ausmaß des Wetterschocks wäre dann unabhängig von der tatsächlich bepflanzten Ackerfläche, was zu einer erheblichen Vereinfachung in der Ableitung des optimalen Produktions- und Hedgingverhaltens führt und Interdependenzen zwischen Kassa- und Terminmarkt für die Wahl der Produktionsmenge ignoriert.

### **Die Arbeit von Hirshleifer (1988)**

Die Frage nach Risikoprämien am Terminmarkt wird insbesondere in Hirshleifer (1988) bzw. Hirshleifer (1990) sowie Liu et al. (2011) untersucht.

Zwischen dem Modell von Hirshleifer (1988) und dem in dieser Arbeit entwickelten Modell gibt es dabei einige wichtige Gemeinsamkeiten, die eine genauere Betrachtung verdienen: Letztlich sind die gewählten Modellrahmen und damit auch die Struktur des Kassa- und des Terminmarkts identisch: Hirshleifer (1988) verwendet ein einperiodisches Zwei-Zeitpunkte-Modell, in dem ein Produzent ein landwirtschaftliches Gut produziert, das er entweder in  $t = 0$  am Terminmarkt verkaufen kann oder nach der Ernte in  $t = 1$  zum sich einstellenden Kassapreis absetzt. Neben dem Produzenten handelt auch ein Einzelhändler bzw. ein weiterverarbeitendes Unternehmen (sog. *processor*) mit dem Rohstoff an beiden Märkten. Zusätzlich kann auch ein Finanzinvestor das Gut am Terminmarkt kaufen bzw. verkaufen. Die Nachfrage der Konsumenten wird aus einer gegebenen Nachfragekurve abgeleitet. Alle Akteure maximieren eine  $\mu, \sigma$ -Präferenzfunktion.

Durch entsprechende Optimierung über die jeweiligen Hedgingmengen kann gezeigt werden, dass bei exogener Produktionsmenge und bei Vorliegen des beschriebenen zweistufigen Produktionsprozesses am Markt sogenannte Backwardation existiert, d.h. die Risikoprämie im Terminmarkt ist negativ und der Terminpreis liegt unterhalb des erwarteten Kassapreises. Hirshleifer (1988) begründet dies vor allem mit dem — relativ zum

Einzelhändler — größeren Hedgingdruck auf Seiten des Produzenten: Nach der Ernte ist der Produzent auf die Weiterverarbeitung angewiesen, da er selbst keinen Zugang zum Endverbrauchermarkt hat, weshalb er durch seine Hedgingaktivität im Erwartungswert Verluste erzielen wird. Im Gleichgewicht hedgen Produzenten stets short, während Einzelhändler Terminkontrakte kaufen.

Für die Einordnung dieses Ergebnisses ist vor allem der zweistufige Produktionsprozess mit positiven Grenzkosten der Weiterverarbeitung relevant. Letztere sorgen dafür, dass der Einzelhändler hinreichenden Absicherungsbedarf hat und sich Backwardation einstellt. Damit steht dieser Befund im Widerspruch zu Hicks (1939), der zwar ebenfalls eine negative Risikoprämie konstatierte, welche aber aus einer Short-Position des weiterverarbeitenden Unternehmens resultierte. Im Modell von Hirshleifer (1988) führt die zweite Produktionsstufe wie bereits beschrieben dazu, dass auch die Risikoposition des Produzenten beeinflusst wird. Aus dessen größerem Hedgingbedarf entsteht *ceteris paribus* ein Überangebot an Terminkontrakten, weshalb der Terminpreis sinkt. Im Gegensatz dazu stehen die Ergebnisse von Anderson und Danthine (1983): Die Autoren finden hier, dass sich sowohl positive als auch negative Risikoprämien einstellen können, obwohl eine zweite Produktionsstufe einbezogen wurde. Hirshleifer (1988) zeigt innerhalb seines Modellrahmens, dass die Grenzkosten der Weiterverarbeitung die entscheidende Einflussgröße sind. Diese sind im Modell von Anderson und Danthine (1983) vereinfachend auf null gesetzt, was letztlich die Risikopositionen der beteiligten Akteure verschiebt.

In seiner Arbeit leitet Hirshleifer (1988) des Weiteren ab, dass eine positive Risikoprämie (Contango) genau dann entsteht, wenn Produzenten einen erschwerten Zugang zum Terminmarkt haben. Dies könnte insbesondere in einer geringen Unternehmensgröße der typischen landwirtschaftlichen Produzenten begründet liegen. Deshalb werden für alle Akteursgruppen identische Transaktionskosten eingeführt, die jedoch für den einzelnen Produzenten aufgrund seiner geringen Größe einen stärkeren Anreiz setzen, auf Terminhandel zu verzichten. Somit sind im neuen Marktgleichgewicht weniger Produzenten am Handel beteiligt als Einzelhändler, d.h. die potenzielle Übernachfrage wurde durch einen Anstieg des Terminpreises kompensiert und es resultiert eine positive Risikoprämie, sodass der Terminpreis oberhalb des Kassapreises liegt.

In Summe betrachtet liefert der Beitrag von Hirshleifer (1988) wichtige theoretische Erklärungsansätze für die empirisch beobachteten Risikoprämien an Agrarrohstoffterminkmärkten. Offen bleibt vor allem die Frage, unter welchen Bedingungen sich Contango einstellt. Empirisch beobachtet man zwar in ca. zwei Drittel der Fälle Backwardation, jedoch erscheint eine Begründung von Contango durch (relativ betrachtet) hohe Transak-



tionskosten für den Bauern unzureichend. Gerade die real vorherrschende Marktstruktur erscheint aber durch den gewählten Modellrahmen sinnvoll abgebildet zu sein. Letztlich lässt sich dieser Modellrahmen aber nicht 1:1 für die Beantwortung der Forschungsfragen hinsichtlich der Mengenwirkung des spekulativen Terminhandels heranziehen. Zwar könnte ein Verbot der Marktteilnahme von Finanzinvestoren analysiert werden, da dann weiterhin Einzelhändler und Produzent für eine optimale Risikoallokation über Termingeschäfte sorgen könnten. Jedoch lässt die exogene Produktionsmenge keine Interdependenz von Terminpreisen und Produktionsmengen zu. Der wesentliche Unterschied zum vorliegenden Modell besteht also darin, dass im Gegensatz zu Hirshleifer (1988) die Produktionsmenge annahmegemäß keine reine Zufallsvariable ist, sondern die Produktionsfunktion — wie oben bereits beschrieben — um eine deterministische Komponente erweitert wurde. Die entscheidende Zielgröße für die Sicherstellung der Welternährung, nämlich eine ausreichend große Produktionsmenge, die an alle Haushalte verteilt werden kann, würde andernfalls vernachlässigt. Insofern trägt die vorliegende Arbeit wesentlich zu einem besseren Verständnis der Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Wohlfahrt der Konsumenten bei. Zusätzlich ermöglicht eine endogene Produktionsentscheidung auch ein besseres Verständnis des Vorzeichens der Risikoprämien im Terminmarkt.

Ein weiteres wesentliches Unterscheidungsmerkmal zwischen der Modellstruktur von Hirshleifer (1988) und der hier verwendeten Struktur besteht in der Zielfunktion des Finanzinvestors. Im Gegensatz zu Hirshleifer (1988) wird in dieser Arbeit unterstellt, dass sich der Finanzinvestor nicht ausschließlich am Agrarrohstoffterminmarkt engagiert, sondern vielmehr ein breit diversifiziertes Portfolio aus riskanten Wertpapieren hält. Somit hängt das optimale Handelsvolumen des Finanzinvestors nicht ausschließlich am Trade-off zwischen der Risikoprämie aus dem Termingeschäft und der Risikominimierung durch das Termingeschäft, sondern vielmehr auch an der Korrelation der Renditen aus dem Termingeschäft und dem bereits bestehenden Portfolio. Dieser Aspekt der Beimischung von Terminkontrakten für ein verbessertes Rendite-Risiko-Profil der Akteure am Finanzmarkt reflektiert in hohem Maße das tatsächlich beobachtete Verhalten. Zudem erlaubt es eine flexible Unterscheidung von Backwardation- und Contango-Perioden am Terminmarkt und deren Wirkung auf das Produktionskalkül des Produzenten.

### **Weitere Aufsätze zur Risikoallokation und zum Zusammenhang zwischen Kassa- und Terminpreisen**

Weitere Arbeiten dieser Kategorie sind Stein (1987), Leclercq und Praz (2014) oder Anthropolos et al. (2017). Im Modellrahmen von Anthropolos et al. (2017) interagieren

Produzenten und Finanzinvestoren und handeln ein landwirtschaftliches Gut. Mit Blick auf die vorliegende Arbeit ist bedeutsam, dass die Finanzinvestoren als ein repräsentativer Investor modelliert werden, der ein diversifiziertes Portfolio hält und zugleich in Rohstofffutures investiert. Auf Basis einer deterministischen Produktionsmenge und stochastischer Marktnachfrage untersuchen die Autoren insbesondere den Einfluss der Risikoaversion von Produzent und Investor auf die Gleichgewichtspreise am Kassa- und Terminmarkt. Das Kernergebnis ist, dass eine Zunahme der absoluten Risikoaversion des Produzenten zu einer Ausweitung seiner Hedgingmenge führt. Bei einer von null verschiedenen Korrelation zwischen Aktienmarkt und den Nachfrageschocks am Rohstoffmarkt führt dies zu einem Anstieg der Kassapreise, da die Investoren ihr Exposure gegenüber dem Kassapreis durch Positionsanpassungen in ihrem Aktienportfolio hedgen. Dadurch akzeptieren sie niedrigere Risikoprämien am Terminmarkt und die verbesserten Hedgingbedingungen veranlassen den Produzenten, seine Produktionsmenge zu reduzieren. Im Gegensatz dazu führt eine Erhöhung der absoluten Risikoaversion des Investors zu einer Reduktion des Kassapreises, da sich die Investoren dann aus dem spekulativen Terminhandel zurückziehen, um ihr Kassapreisexposure zu reduzieren. Dadurch werden die Hedgingmöglichkeiten des Produzenten negativ beeinflusst, weshalb er die Produktionsmenge ausweitet, um seinen Umsatz bei Eintreten negativer Nachfrageschocks zu stabilisieren. Diese Ergebnisse sind letztlich stark durch die Annahme einer deterministischen Produktionsmenge getrieben, da der Produzent in diesem Fall ein Exposure gegenüber sinkenden Absatzmengen hat.

Im Gegensatz dazu wird in der Arbeit von Stein (1987) untersucht, wie Externalitäten auf den Informationsgehalt von Futurespreisen wirken. Er modelliert dabei die Kassapreise als Funktion mehrerer unabhängiger Angebotsschocks und analysiert Szenarien, in denen entweder eine symmetrische Informationsverteilung zwischen Produzent und Spekulant vorliegt oder nur einer von beiden die Realisation eines Angebotsschocks kennt. Die Externalität entsteht folglich durch den Markteintritt von Spekulanten, die durch ihren Terminhandel den Informationsgehalt der Marktpreise für die bereits im Markt befindlichen Investoren verringern könnten. Das Kernergebnis ist, dass sowohl bei symmetrischer Informationsverteilung als auch bei uninformierten Spekulanten eine verbesserte Risikoallokation am Markt resultiert, wodurch die Varianz der Kassapreise sinkt. Hat hingegen der Spekulant einen Informationsvorsprung, entsteht eine Wohlfahrtsminderung, da sogenannte *noise* in die Marktpreise gelangt. Intertemporal werden dadurch die Marktpreise destabilisiert und die Varianz der Kassapreise steigt. Die gestiegene Unsicherheit veranlasst den Produzenten zu einer Ausweitung seiner Lagerhaltung, was letztlich die Konsumenten trifft. Dieses Ergebnis ist vor allem deshalb interessant, da für alle Marktteilnehmer rationales Verhalten und Risikoaversion unterstellt wird

und die resultierenden Effekte alleine aus dem unterschiedlichen Informationsgehalt der Marktteilnehmer entstehen.

Einen aktuelleren Aufsatz zum Thema Informationsgehalt von Finanzmarktpreisen liefern Goldstein und Yang (2017), die sogenannte Noise Trader in ihr Modell einbeziehen. Obwohl sich die Arbeit nicht auf Agrarrohstoffmärkte beschränkt, sondern Finanzmärkte im Allgemeinen einbezieht, erscheint es lohnenswert, die Arbeit kurz im Hinblick auf den gewählten Modellrahmen zu diskutieren. Im Modell von Goldstein und Yang (2017) wird dabei deutlich gezeigt, dass spekulativer Finanzmarkthandel zwar einerseits zusätzlichen Informationsgehalt in die Preise einbringt, jedoch auch ein Rauschen entsteht, sodass die Reaktionen der Marktteilnehmer nur schwer zu prognostizieren sind. Letztlich kann dadurch die Effizienz von Investitionsentscheidungen sowie die Wohlfahrt der Marktteilnehmer verringert werden, da Investoren neben den eigenen Erwartungen über zukünftige Zahlungsströme aus bestimmten Investitionen auch die Erwartungen der anderen Marktteilnehmer einpreisen. Der resultierende Gesamteffekt bleibt laut Goldstein und Yang (2017) offen und ist abhängig vom Eintritt der betrachteten Szenarien.

Im Hinblick auf die Untersuchungsziele dieser Arbeit sollte darauf aufbauend diskutiert werden, ob ebenfalls Noise Trader im Sinne von vielen (uninformierten) Kleinanlegern einbezogen werden sollten. Für das in Kapitel 4 betrachtete Modell werden als weitere Marktteilnehmer neben Produzenten und Finanzinvestoren Einzelhändler in den Modellrahmen integriert. Der wesentliche Grund für die Entscheidung liegt in den beobachteten Hedgingaktivitäten dieser Akteure: Denn vor allem in einer Welt ohne Finanzinvestoren tragen diese Einzelhändler dafür Sorge, dass das Bedürfnis des Bauern nach Risikominimierung bzw. teilweiser Risikoeliminierung befriedigt werden kann. Auf diese Weise ergibt sich aus den Hedgingbedürfnissen der beiden Akteure, Bauer und Einzelhändler, der gleichgewichtige Terminpreis, der wiederum indirekten Einfluss auf die produzierte Menge entfalten kann. Ein weiteres Argument für die Einbeziehung von Einzelhändlern anstelle von Noise Tradern ergibt sich aus der empirischen Beobachtung, dass Einzelhändler in den wöchentlichen Berichten der CFTC signifikante Marktanteile innehaben, während für Kleinanleger lediglich Marktanteile zwischen 5% und 10% beobachtet werden. Somit stellt die Einbeziehung von Einzelhändlern in den gewählten Modellrahmen einen wichtigen Baustein zur Beantwortung der Forschungsfragen unter Berücksichtigung der vorherrschenden Marktbedingungen dar.

### Aufsätze zu den Auswirkungen der *Finanzialisierung* der Rohstoffmärkte

Im vergangenen Jahrzehnt erschienen eine Vielzahl von Aufsätzen, die im Wesentlichen die Effekte des zunehmenden Engagements von rein finanz-motivierten Händlern an den Agrarrohstoffterminmärkten analysieren. Hervorzuheben sind hier Branger et al. (2016) und Ekeland et al. (2017), da diese beiden Papiere einige Parallelen zur vorliegenden Arbeit aufweisen: Erstens, fokussieren sich diese Papiere nicht ausschließlich auf die Preiswirkung des spekulativen Terminhandels oder den Einfluss auf die Volatilität der Rohstoffpreise. Vielmehr lässt sich eine gezielte Analyse der (gesamtwirtschaftlichen) Wohlfahrtswirkung des spekulativen Terminhandels erkennen. Insbesondere Branger et al. (2016) modellieren den Nutzen der Marktteilnehmer direkt über eine Nutzenfunktion nach Epstein und Zin (1987). Zweitens, unterstellen beide Aufsätze einen mehrstufigen Produktionsprozess und nutzen diesen zur Analyse, wie bspw. begrenzte Marktzutrittsberechtigungen auf den Nutzen der Marktteilnehmer wirken.

Das Modell von Branger et al. (2016) berücksichtigt hierbei ebenfalls einen landwirtschaftlichen Produzenten, ein weiterverarbeitendes Industrieunternehmen, einen Finanzspekulanten und die Konsumenten, welche endogen ihre (intertemporale) Konsumententscheidung treffen. Zu beachten ist, dass die finanzielle Anfangsausstattung aller Akteure ebenso wie die Produktionsmenge des landwirtschaftlichen Guts (sog. *commodity good*) exogen gegeben sind. Die Akteure maximieren dabei ihren Nutzen über die am Kassamarkt konsumierten Mengen des *commodity goods*. Zudem wählen der landwirtschaftliche Produzent, das Industrieunternehmen und der Spekulant ihre optimale Menge des *non-commodity goods*, das aus der Weiterverarbeitung des *commodity goods* entsteht. Zugang zum Finanzmarkt haben dabei alle Akteure mit Ausnahme des Konsumenten, der somit keine Möglichkeiten zur Glättung seiner Konsumententscheidung hat. Am Finanzmarkt werden zwei Assets gehandelt: Zum einen eine Anleihe, die zwischen Industrieunternehmen und Spekulant gehandelt wird, und zum anderen Terminkontrakte auf das *commodity good*, die nur zwischen landwirtschaftlichem Produzent und Spekulant gehandelt werden können. Folglich handeln Industrieunternehmen und landwirtschaftlicher Produzent nicht miteinander am Terminmarkt.

Die Modellstruktur ermöglicht die Unterscheidung zahlreicher Szenarien. Beispielsweise hat neben Produzent und Industrieunternehmen auch der Konsument Zugang zum Kassamarkt des *commodity good*. Demgegenüber handelt der Konsument nicht mit dem weiterverarbeiteten *non-commodity good*. Basierend auf dieser Struktur analysieren Branger et al. (2016) nun eine Welt ohne Finanzmärkte, eine Welt mit Finanzmarktzugang für den landwirtschaftlichen Produzenten und das Industrieunternehmen, sowie Zustände,

in denen nur einer dieser beiden Akteure Zugang zum Finanzmarkt hat, sodass entweder die Anleihe oder der Terminkontrakt gehandelt werden können.

Das wesentliche Ergebnis der Arbeit von Branger et al. (2016) ist, dass der Zugang zu Finanzmärkten stets vorteilhaft für diejenigen Akteure ist, die mit Anleihe bzw. Terminkontrakt handeln dürfen. Sie können durch geeignete Wahl des entsprechenden Handelsvolumens die Volatilität des Konsumpfades erheblich verringern. Diese Ergebnisse bleiben auch dann robust, wenn bspw. nur Anleihen am Finanzmarkt und somit keine Termingeschäfte verfügbar sind. Insbesondere erscheint aber der Zugang des landwirtschaftlichen Produzenten zu Absicherungsinstrumenten einen wohlfahrtssteigernden Effekt für alle Akteure zu haben, da auch die Volatilität des Konsumpfades von Industrieunternehmen und Konsumenten sinkt. Gleiches gilt für die Volatilität des Kassapreises, die ebenfalls reduziert wird, wenn das Preisrisiko aktiv durch den landwirtschaftlichen Produzenten gehedgt werden kann.

Somit liefert die Arbeit von Branger et al. (2016) ein tiefgehendes Verständnis über die Rolle von Rohstofffinanzmärkten für die gesamtwirtschaftliche Wohlfahrt. Einzuschränken ist hierbei aber, dass im gewählten Setup nicht analysiert werden kann, wie sich eine Marktzutrittsbeschränkung für den Spekulanten auf den Konsumenten und die anderen Akteure auswirkt, wenn gleichzeitig Hedging weiterhin möglich bleibt. Dies wäre der Fall, wenn der landwirtschaftliche Produzent mit dem Industrieunternehmen Terminkontrakte handeln könnte und dem Spekulanten — wie in der öffentlichen Debatte oft postuliert — der Marktzutritt verwehrt würde. Des Weiteren wird die Mengewirkung des spekulativen Terminhandels ignoriert. Nichtsdestotrotz zeigt die Analyse deutlich, dass eine verbesserte Risikoallokation nicht nur für die unmittelbar am Handel beteiligten Akteure nutzensteigernd sein kann, sondern gegebenenfalls auch für die Konsumenten. Eine verstärkte wirtschaftspolitische Förderung des Zugangs zum Finanzmarkt für weitere Akteure könnte dann zu einer weiteren Wohlfahrtssteigerung führen.

Auch die Arbeit von Ekeland et al. (2017) analysiert die Auswirkungen der *Finanzialisierung*, jedoch liegt der Fokus der Arbeit auf der Analyse der sogenannten Hedging Pressure. Diese beschreibt den Absicherungsbedarf der einzelnen Marktteilnehmer, der in Abhängigkeit der Marktpositionierung und des Vorzeichens der Risikoprämie im Terminmarkt ungleichmäßig verteilt ist. Die Autoren unterscheiden wiederum vier verschiedene Akteure: Hedger (landwirtschaftliche Produzenten), weiterverarbeitende Unternehmen, Spekulanten und sogenannte Spot Trader, die über den Kauf und Verkauf des Rohstoffs kurzfristige Bedarfe decken. Es wird ein einperiodiges Zwei-Zeitpunkte-Modell herangezogen, in dem alle Akteure das Sicherheitsäquivalent ihrer zukünftigen Gewinne maximieren.

Von Bedeutung sind hierbei zwei Modellcharakteristika: (1) Die weiterverarbeitenden Akteure decken im betrachteten Modellrahmen zugleich die Konsumenten ab, d.h. diese werden nicht explizit modelliert. Zudem impliziert dies insbesondere, dass auch Konsumenten ihren Konsumplan hedgen können. (2) Es gibt zwei Quellen für Unsicherheit: Die Produktionsmenge des Rohstoffs wird als exogene Zufallsvariable angenommen. Die Unsicherheit resultiert zusätzlich aus der Nettonachfrage der Spot Traders. Diese ist linear im Preis und weist einen stochastischen Achsenabschnitt auf. Zudem wird unterstellt, dass bereits in allen betrachteten Zeitpunkten ein Kassamarkt (und somit ein Kassapreis) existiert, an dem Hedger, weiterverarbeitende Unternehmen und Spot Trader den Rohstoff zum jeweiligen Kassapreis handeln können.

Die beschriebenen Angebots- und Nachfrageschocks können dabei in beiden Zeitpunkten auftreten. Basierend auf rationalen Erwartungen ergeben sich dann die typischen mathematischen Ausdrücke nach Newbery und Stiglitz (1981), d.h. alle Akteure sind dem Trade-off zwischen Absicherung und Spekulation ausgesetzt. Im ersten Schritt wird dann gezeigt, dass im vorliegenden Setup die Risikoprämie am Terminmarkt positiv, negativ oder null sein kann. Die resultierenden Marktgleichgewichte verschieben sich in Abhängigkeit der eingetretenen sowie der erwarteten Schocks, sodass sowohl Backwardation als auch Contango abgebildet werden können. Somit wird die Lagerhaltungstheorie nach Kaldor (1976) und die Literatur zu Hedging Pressure zusammengeführt.

Im zweiten Schritt wird untersucht, wie eine Zunahme der Anzahl der Spekulanten am Terminmarkt auf die Gleichgewichtsbeziehungen wirkt. Im Wesentlichen resultiert daraus eine Abnahme der Risikoprämie in Absolutwerten, d.h. für gegebene Erwartungen über zukünftige Kassapreise hängt die Veränderung des Terminpreises von der initial beobachteten Risikoprämie ab. Im Falle von Backwardation steigt der Terminpreis, im Falle von Contango sinkt der Terminpreis. Letztlich sind die Ergebnisse von Ekeland et al. (2017) recht unspezifisch, da sich aus diesen Effekten sowohl steigende als auch fallende Kassapreise ergeben können. Gleiches gilt für die Varianz der Kassapreise. Die Intuition ist dabei stets, dass diejenigen Akteure am Terminmarkt ihre Position ausbauen werden, für die aufgrund der gesunkenen Risikoprämie Hedging dann (relativ) billiger wird. Die kann — je nach initialem Schock — sowohl der landwirtschaftliche Produzent sein als auch das weiterverarbeitende Unternehmen.

Unter Bezugnahme auf die Forschungsfragen der vorliegenden Arbeit bleibt festzuhalten, dass die Arbeit von Ekeland et al. (2017) insbesondere die Entstehung von Risikoprämien am Agrarrohstoffterminmarkt erklärt und dabei verschiedene Vorzeichen zulässt. Hierbei ist zu beachten, dass die Ergebnisse suggerieren, dass die sogenannte Hedging Pressure in der Abwesenheit von Spekulanten symmetrisch zwischen dem land-

wirtschaftlichen Produzenten und dem weiterverarbeitenden Unternehmen verteilt ist, sodass dann keine Risikoprämie existiert. Für die vorliegende Arbeit trifft dieser Befund nicht zu. Die in Kapitel 4 dargestellten Ergebnisse werden wesentlich durch die endogene Mengenentscheidung des Produzenten getrieben. Dadurch resultiert eine Asymmetrie im Hinblick auf das Absicherungsbedürfnis der beteiligten Akteure.

Des Weiteren ignorieren beide Papiere, Branger et al. (2016) und Ekeland et al. (2017), dass Finanzinvestoren in der Regel nicht ausschließlich mit Agrarrohstoffen handeln, sondern vielmehr diversifizierte Portfolios aus Aktien, Anleihen etc. halten. Dies hat Einfluss auf das Handelsverhalten des Finanzinvestors, d.h. modellexogene Faktoren können die ökonomischen Rahmenbedingungen an den Agrarrohstoffmärkten deutlich beeinflussen. Zusammen mit der indirekten Mengenwirkung des spekulativen Terminhandels ermöglicht dieser Aspekt im vorliegenden Modell eine differenzierte Analyse, wann die *Finanzialisierung* der Agrarrohstoffterminmärkte eine positive Wirkung auf die Konsumenten und die landwirtschaftlichen Akteure entfalten kann.

Die beschriebene Konstellation einer indirekten Mengenwirkung wird ebenfalls im zeitlich parallel zu dieser Arbeit entwickelten Modell von Chari und Christiano (2017) gezeigt. Zwar ist der Modellrahmen stark vergleichbar mit der vorliegenden Arbeit, jedoch wird dort die Zufallskomponente auf der Nachfrage- statt auf der Angebotsseite gesehen. Gerade bei der Betrachtung von Märkten für Grundnahrungsmittel erscheint dies nur begrenzt plausibel. Zudem erfolgt in Chari und Christiano (2017) keine Analyse von Szenarien mit unterschiedlich ausgeprägten Korrelationen zwischen Aktien- und Rohstoffmärkten. Stattdessen fokussieren sich die Autoren auf die modelltheoretische Erklärung von beobachteten empirischen Phänomenen. Hervorzuheben sind dabei folgende Erkenntnisse: Erstens, wird gezeigt, dass Kapitalflüsse der Finanzinvestoren in den Terminmarkt die Futuresrenditen positiv beeinflussen unter der Annahme, dass diese Investoren Long-Positionen einnehmen. Zweitens, lässt sich bei endogener Partizipation des Finanzinvestors am Terminhandel keine systematische Wirkung auf die Volatilität der Kassapreise ableiten, sodass die entsprechende empirische Beobachtung nicht modelltheoretisch begründet werden kann. Eine Systematisierung positiver und negativer Wirkungen des spekulativen Terminhandels auf die Welternährung bzw. die Konsumentenwohlfahrt wird somit nicht vorgenommen, sodass die wirtschaftspolitische Relevanz der Modellergebnisse gering bleibt.

## 2.2 Empirische Literatur

Viele empirische Studien zum Themenkomplex Agrarrohstoffhandel fokussieren sich auf zwei wesentliche Untersuchungsziele: (1) Die Informationsverarbeitung an Termin- und Kassamärkten und deren Wirkung auf den Preisbildungsmechanismus (in der Literatur als Preiserkennungsfunktion bezeichnet), sowie (2) das Aufzeigen eines Kausalzusammenhangs für die beobachtete Korrelation zwischen Positionsänderungen von spekulativen Finanzinvestoren und den Renditen von Terminpreisen. Diese Studien basieren dabei in überwiegender Mehrzahl auf den aggregierten Positionsdaten, die von der CFTC bereitgestellt werden (siehe dazu ausführlich Kapitel 6). Für beide genannten Fragestellungen werden wiederum ausgewählte Aufsätze diskutiert.

### Die Preiserkennungsfunktion von Terminmärkten

Für den empirischen Teil dieser Arbeit ist die Fragestellung nach der Informationsverarbeitung an Termin- und Kassamärkten von mittelbarer Relevanz, da im Fokus der Arbeit stets die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Kassapreise der Rohstoffe steht. Weil Finanzinvestoren jedoch fast ausschließlich am Terminmarkt handeln, wird ihre Nachfrage bzw. ihr Angebot unmittelbar lediglich den Terminpreis beeinflussen und nicht den Kassapreis, weshalb die in den Kapiteln 7 und 8 durchgeführten empirischen Tests stets auf den Terminpreis abstellen. Die empirischen Befunde zum Thema Informationsverarbeitung bzw. Preiserkennungsfunktion zwischen Termin- und Kassamärkten unterstützen also die Argumentation, dass ein Zusammenhang zwischen den Preisentwicklungen an beiden Märkten existiert.

Der theoretische Zusammenhang zwischen dem gegenwärtigen Kassapreis und dem Futurespreis ergibt sich für lagerfähige Güter aus einfachen Arbitrageüberlegungen, die im *Cost of Carry-Modell* aufgezeigt werden (bspw. Hull (2018)). Der Terminpreis entspricht dabei stets dem aufgezinnten Kassapreis korrigiert um Lagerhaltungskosten und dem (entgangenen) Nutzen aus der Haltung des Guts (sogenannte *convenience yield*). Diese Beziehung macht deutlich, dass Kassa- und Futurespreise über einen kurzen Zeitraum nicht stark divergieren werden, da sonst risikolose Gewinne erzielt werden könnten. Die aus der Differenz zwischen theoretischem und tatsächlichem Futurespreis resultierende Nachfrage der Arbitrageure nach Long- oder Short-Positionen führt stets zu einer Anpassung beider Preise bis die Gleichgewichtsbeziehung wiederhergestellt ist.

Jedoch trifft die im Modell ausgedrückte mittelfristige Verbindung von Futures- und Kassamärkten keine Aussage darüber, welcher Markt in der kurzen Frist Informationen



schneller verarbeitet und somit eine Vorlaufeigenschaft besitzt. Dies wird generell als Preiserkennungsfunktion bezeichnet. In ihrer dynamischen Interpretation beschreibt die Preiserkennungsfunktion, wie die Preise aufgrund neuer Informationen in Richtung des Gleichgewichtspreises streben. Schreitet dieser Prozess auf einem der beiden Teilmärkte rascher voran, so lassen sich diese Preisänderungen zur Prognose der Preisentwicklung des anderen Marktes heranziehen. Die Informationen werden dann auf den anderen Markt übertragen.

Die Pionierarbeit für die Untersuchung der Preiserkennungsfunktion – im Sinne der beschriebenen Prognosefähigkeit – an den Rohstoffmärkten leisten Garbade und Silber (1983). Sie zeigen zunächst modelltheoretisch, dass die Korrelation zwischen den Preisen beider Teilmärkte wesentlich von den Arbitragemöglichkeiten der Händler abhängt, die grundsätzlich durch Lagerhaltungs- und Transaktionskosten bestimmt sind. Im Extremfall der Abwesenheit von Arbitragemöglichkeiten würden die Preise voneinander unabhängigen Random Walks folgen, sodass Futuresmärkte weder Risiko transferieren noch zur Preiserkennung beitragen könnten. Ihre empirischen Ergebnisse auf Basis von Tagesdaten, u.a. für Weichweizen und Mais, deuten jedoch auf eine schnellere Einpreisung neuer Informationen auf dem Futuresmarkt hin.

Diese empirischen Befunde zur Preiserkennungsfunktion von Futuresmärkten werden v.a. von Brorsen et al. (1984) für Baumwolle oder Crain und Lee (1996) ebenfalls für Weichweizen bestätigt. Diese Arbeiten verwenden sogenannte Granger-Kausalitätstests, um den Informationsgehalt vergangener Futuresrenditen oder Volatilitäten der Futuresrenditen für die Prognose aktueller Renditen oder Volatilitäten am Kassamarkt zu untersuchen. Auch Adämmer und Bohl (2018) finden für den deutschen Markt für die Hälfte der untersuchten Rohstoffe unidirektionale Granger-kausale Beziehungen, d.h. die in der unmittelbaren Vergangenheit beobachteten Renditen der Futurespreise liefern einen statistisch signifikanten Prognosebeitrag für zukünftige Kassarenditen. Umgekehrt scheint diese Beziehung nur eingeschränkt zu gelten.

In vermeintlichem Gegensatz zu diesen Ergebnissen stehen die Resultate von Dimpfl et al. (2017). Sie finden für den Zeitraum von 1992-2014 unter Verwendung des Cost-of-Carry-Ansatzes und mithilfe eines Kointegrationsmodells, dass Futuresmärkte nur rund 10% zur langfristigen Preiserkennung an Agrarrohstoffmärkten beitragen und somit vorwiegend die Angebots- und Nachfragekräfte am Kassamarkt den langfristigen Kassapreis determinieren. Die Autoren schlussfolgern daraus für die lange Frist nur einen geringen Einfluss von spekulativem Terminhandel auf die Agrarrohstoffpreise am Kassamarkt.

Eng verwandt zur Prognoseeigenschaft ist die Hypothese, dass Futurespreise unverzerrte Schätzer zukünftiger Kassapreise sind bzw. bessere Prognosen ermöglichen als die aktu-

ellen Kassapreise (z.B. French (1986) und Fama und French (1987)). Damit wird ebenfalls der zeitliche Zusammenhang der Preisentwicklung auf beiden Märkten untersucht, jedoch nicht zwangsläufig etwas über die Geschwindigkeit der Informationsverarbeitung ausgesagt. Wesentliche Gründe für eine Verzerrung des Schätzers sind Marktineffizienzen sowie Risikoprämien.

Weitere Arbeiten dieses Literaturzweigs sind Beck (1994), Yang und Leatham (1999), Yang et al. (2001) sowie Chinn und Coibion (2014). Diese Aufsätze verwenden kointegrative Modelle, um dem Problem nicht-stationärer Zeitreihen zu begegnen, ohne auf Differenzenbildung der Variablen zurückgreifen zu müssen. Beck (1994) findet dabei für fünf Commodities eine zeitweise Verzerrung des Schätzers. Zu betonen ist dabei, dass diese Verzerrung für alle Rohstoffe nicht in jeder Teilperiode zu beobachten ist. Letztlich werden Ineffizienzen des Marktes (bspw. durch Transaktionskosten) als Hauptursache für diesen Befund identifiziert. In den Arbeiten von Yang und Leatham (1999) und Yang et al. (2001) wird unter anderem für drei Weizensorten, Mais, Sojabohnen und Baumwolle ein weitgehend einseitiger Informationsfluss von den Futuresmärkten zu den Kassamärkten festgestellt. Analog zu den Ergebnissen von Beck (1994) erscheint die Erwartungstreue der Futurespreise als Schätzer für zukünftige Kassapreise nicht für alle untersuchten Futuresmärkte gleichermaßen gegeben. Chinn und Coibion (2014) unterscheiden in ihrer Arbeit zwischen Agrarrohstoffen, Edelmetallen und Energierohstoffen. Hierbei finden sie deutliche Unterschiede in der Prognosegüte. Für Agrarrohstoffe ist dabei von besonderer Bedeutung, dass die Prognosegüte seit Beginn der 2000er-Jahre abnehmend ist, was mit der beobachteten *Finanzialisierung* erklärt werden könnte. Da diese für die anderen Commodity-Klassen früher eintrat, wird dies als Erklärungsansatz für die identifizierten Unterschiede in der Prognosegüte zwischen Agrarrohstoffen und sonstigen Commodities herangezogen. In diesen Untersuchungskontext passt auch die Arbeit von Hong und Yogo (2012), die sich auf die Entwicklung des Open Interests, also die Gesamtzahl der offenen Terminkontrakte, als Schätzer zukünftiger Kassarenditen fokussieren. Sie zeigen, dass die daraus gewonnenen Informationen zu präziseren Prognosen zukünftiger Kassarenditen (und auch Anleihepreise und Inflationsraten) führen können als die Prognose mittels Futurespreisen bzw. -renditen.

Die Preiserkennungsfunktion impliziert also vor allem zwei Aspekte: Erstens, überträgt sich in der kurzen Frist im Falle einer besseren Preiserkennung an den Futuresmärkten die Terminpreisentwicklung auf den Kassamarkt, also auch eine mögliche Destabilisierung infolge zunehmender Spekulation. Diese Ergebnisse gelten nur eingeschränkt in der mittleren und langen Frist. Zweitens, kann angenommen werden, dass der Handel mit Futures per se zu einer Verringerung der Volatilität der Kassapreise führen müsste,

da die Liquidität des Marktes, die Markttransparenz und der Informationsgehalt der Preise zunehmen. Der Preis wird sich deshalb nicht stark vom fundamentalen Wert entfernen (bspw. Stoll und Whaley (1988)). Angesichts der bisherigen empirischen Befunde ist also von einer weitgehend funktionierenden Preiserkennung auf den Futuresmärkten auszugehen, sodass ein Zusammenhang zwischen den Preisentwicklungen am Kassa- und Terminmarkt unterstellt werden kann.

### **Der Einfluss des spekulativen Terminhandels auf Agrarrohstoffpreise**

Während also zumindest eine wechselseitige und zeitweise enge Beziehung bzw. Korrelation zwischen Futures- und Kassamärkten angenommen werden kann, sind die empirischen Befunde zum Zusammenhang zwischen Spekulation am Futuresmarkt und der Entwicklung der Rohstoffpreise weniger eindeutig. Ein Großteil der Arbeiten fokussiert sich dabei auf die Fragestellung, ob spekulativer Terminhandel die Volatilität von Futures- oder Kassarenditen erhöht. Für das Untersuchungsziel dieser Arbeit erscheint hierbei insbesondere die Volatilität der Kassarenditen von großer Relevanz. Der vorhergehende Abschnitt zur Informationsübertragung zwischen Futures- und Kassamärkten erlaubt es jedoch, auch Studien einzubeziehen, die — unter Berufung auf das Argument, dass Finanzinvestoren nur auf Futurespreise unmittelbaren Einfluss haben — die Volatilität der Futuresrenditen in den Mittelpunkt stellen.

Die Untersuchung der Volatilität der Futuresrenditen durch spekulativen Terminhandel geht im Wesentlichen auf Brorsen und Irwin (1987) zurück. Sie finden für sechs Agrarrohstoffe keine signifikante Beeinflussung der Volatilität durch spekulativen Terminhandel. Zu einem vergleichbaren Ergebnis kommen Irwin und Yoshimaru (1999). Ihre Stichprobe umfasst dabei insgesamt 23 Rohstoffe (Agrar-, Metall- und Energierohstoffe). Zu beachten ist, dass sich diese Studien noch auf die Zeit vor Beginn der *Finanzialisierung* beziehen, sodass diese Ergebnisse möglicherweise heute nicht mehr dieselbe Aussagekraft besitzen.

Auch jüngere Studien kommen zu ähnlichen Resultaten, verwenden dabei aber unterschiedliche Variablen, um den Handel der Spekulanten zu erfassen. Generell gilt, dass nahezu ausschließlich auf die veröffentlichten Daten der CFTC zurückgegriffen wird. Die zusätzlichen Erkenntnisse jüngerer Arbeiten resultieren deshalb (a) aus einem längeren betrachteten Zeithorizont bzw. der dann möglichen gezielten Betrachtung von Subperioden, (b) aus weiterentwickelten Schätzmodellen, (c) aus veränderten Definitionen der Regressoren, insb. der Definition der Spekulationsvariable sowie (d) aus einer veränderten Definition der abhängigen Variable Volatilität der Futuresrenditen. Nachfolgend

werden deshalb die Ergebnisse weiterer Arbeiten insbesondere anhand dieser Merkmale beschrieben.

Mit Blick auf die Definition der Spekulationsvariablen verwenden Brorsen und Irwin (1987) den in bestimmte Indexfonds fließenden Geldbetrag als Proxy-Variable, wohingegen Irwin und Yoshimaru (1999) das Engagement der Finanzinvestoren über das tägliche Handelsvolumen von gemanagten Index-Fonds messen. Demgegenüber greifen andere Autoren regelmäßig auf die Definition von Spekulanten der CFTC zurück, die ausführlich in Kapitel 6 vorgestellt wird. So zeigen Chatrath und Song (1999) mittels einer Regression der Anzahl der Kassapreissprünge von fünf Agrarrohstoffen auf die Anzahl der Finanzinvestoren am Markt sowie der Anzahl der von Finanzinvestoren gehaltenen Futureskontrakte einen negativen Zusammenhang zwischen spekulativem Terminhandel und der Volatilität der Kassarenditen für den Zeitraum 1983 bis 1995. Halten Finanzinvestoren also mehr Kontrakte, führt dies tendenziell zu einer Stabilisierung des Kassapreises.

Aktiv miteinbezogen werden die Auswirkungen der *Finanzialisierung* bspw. in Bryant et al. (2006), Brunetti und Buyuksahin (2009), Du et al. (2011), Algieri (2012) oder Kim (2015). Bryant et al. (2006) verwenden die Anzahl der offenen Kontrakte, die von Spekulanten gehalten werden, als Proxy-Variable für die Aktivität der Spekulanten. Unter Verwendung von vektorautoregressiven Testmodellen können sie für die betrachteten sieben Rohstoffe im Zeitraum von 1995 bis 2003 weder eine positive noch eine negative Veränderung der Volatilität durch Spekulation feststellen. Brunetti und Buyuksahin (2009) verwenden einen nicht öffentlich zugänglichen Datensatz der CFTF für fünf Commodities, wobei nur Mais als Agrarrohstoff einbezogen wurde. Dieser Datensatz enthält individuelle Positionsdaten von Hedgefonds auf täglicher Basis. Die Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests deuten auf eine negative Beziehung zwischen spekulativem Handel und der Volatilität der Renditen von Rohstofffutures für den Zeitraum 2005-2009 für alle Commodities hin. Demnach reduzieren Spekulanten das Preisrisiko. Diese Ergebnisse sind zwar für unterschiedliche Definitionen der Volatilität bzw. Standardabweichung der Futuresrenditen robust, jedoch sind sie nur auf aggregierter Ebene aussagekräftig. Auch die Ergebnisse von Kim (2015) deuten in dieselbe Richtung und zeigen für insgesamt 21 Rohstoffe (davon zehn Agrarrohstoffe) tendenziell eine preisstabilisierende Wirkung des spekulativen Terminhandels. Im verwendeten Regressionsmodell werden dabei neben den Positionsdaten von Spekulanten und Hedgern auch Kontrollvariablen wie Lagerbestandsveränderungen und Veränderungen der Inflationsrate sowie des BIP-Wachstums miteinbezogen, um den potenziellen Einfluss dieser Effekte auf die Volatilität der Kassapreise kontrollieren zu können.

Im Gegensatz dazu stehen die Ergebnisse von Du et al. (2011) oder Algieri (2012). Du et al. (2011) haben einen leicht abweichenden Fokus, da sie zunächst nach Einflussfaktoren auf die Volatilität des Ölpreises suchen. Sie prognostizieren mittels eines stochastischen Prozesses Ölpreisbewegungen unter Einbeziehung von Spekulationsvariablen, Lagerbeständen sowie typischer Charakteristika wie Mean-Reversion oder Preissprüngen. Erst im zweiten Schritt wird dann untersucht, ob es zu sogenannten *volatility spillovers* kommt, sodass sich ein am Ölmarkt beobachteter Anstieg der Volatilität auf Agrarrohstoffe überträgt. Insbesondere in der Periode nach 2006 lassen sich solche Übertragungseffekte verstärkt feststellen, was die Autoren mit steigenden Korrelationen zwischen den einzelnen Finanzmärkten begründen, die wiederum durch die *Finanzialisierung* verursacht scheinen. Somit kann hier ein positiver (indirekter) Zusammenhang zwischen spekulativem Terminhandel und der Volatilität von Futuresrenditen von Agrarrohstoffen konstatiert werden. Die Studie von Algieri (2012) untersucht acht Agrarrohstoffe mittels Granger-Kausalitätstests. Hierbei wird der Working-T-Index zur Operationalisierung sogenannter *exzessiver* Spekulation herangezogen, d.h. anhand dieser Kennzahl werden Perioden abgegrenzt, in denen der am Markt vorhandene Hedgingbedarf geringer ist als das von Spekulanten zur Verfügung gestellte Handelsvolumen. Anhand dieser Vorgehensweise kann gezeigt werden, dass es für die Agrarrohstoffe Mais, Reis, Sojabohnen und Weizen zumindest in kurzen Teilperioden einen statistisch signifikanten, positiven Zusammenhang zwischen exzessiver Spekulation und der Volatilität der Kassarenditen gibt.

Für die vorliegende Arbeit von besonderer Relevanz ist Bohl und Stephan (2013). Sie untersuchen den Einfluss des spekulativen Terminhandels auf die Volatilität der Kassarenditen. Hierbei argumentieren sie, dass die Rohstoffpreise am Kassamarkt für die Verbraucher (und Unternehmen) relevant sind und beziehen vier Agrarrohstoffe sowie Öl und Gas in ihre Analyse mit ein. Als Proxy-Variablen für die Volatilität der Futuresrenditen nehmen sie die bedingte Varianz der Kassarenditen, die über ein GARCH-Modell geschätzt wird. Das Regressionsmodell wird zudem um weitere Kontrollvariablen erweitert: So wird einerseits die in mehreren empirischen Studien festgestellte positive Korrelation zwischen dem gesamten Handelsvolumen und der Volatilität von Kassa- als auch Futuresrenditen als Kontrollvariable genutzt. Zudem wird die Gesamtzahl der offenen Futureskontrakte (sogenannter *Open Interest*) ebenfalls einbezogen, um für eine Zunahme der Marktliquidität zu kontrollieren.

In einem zweiten Schritt wird dann das Modell anhand der Vorgehensweise von Bessembinder und Seguin (1993) erweitert. Diese unterteilen das beobachtete Handelsvolumen in ein erwartetes Volumen und eine Schockkomponente, um spekulative Effekte im Han-

delsvolumen zu identifizieren. Bohl und Stephan (2013) nehmen diese Unterteilung auch für die Spekulationsvariable und den Open Interest vor. Letztlich zeigt sich aus den entsprechenden Tests kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen spekulativem Terminhandel und der Volatilität von Kassarenditen. Bohl und Stephan (2013) wählen dabei bewusst dieselbe Datengrundlage und dieselbe Definition der Spekulationsvariablen wie der Großteil der Arbeiten und entwickeln lediglich das Testverfahren weiter, um eine größtmögliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse herzustellen.

Auch der Einfluss sogenannter Rohstoff-Indexfonds (Commodity Index Traders, CIT) auf die Stabilität der Futuresrenditen ist Gegenstand einiger Arbeiten, da deren Aktivitäten den Spekulanten zugerechnet werden. CITs halten in der Regel jedoch diversifizierte Portfolios. Stoll und Whaley (2011) argumentieren deshalb, dass CITs nicht zweifelsfrei als Spekulanten angesehen werden können. Das Diversifikationsverhalten sowie das ausschließliche Halten von Long-Positionen im Zuge einer *Buy-and-hold*-Strategie sprechen tendenziell gegen Spekulationsmotive, da Spekulation grundsätzlich durch die Einnahme von Long- oder Short-Positionen in Abhängigkeit des Vorzeichens der erwarteten Preisänderungen bzw. der Risikoprämie gekennzeichnet ist. Die empirischen Ergebnisse über den Einfluss der CITs sind vergleichbar mit den bisher genannten Befunden zur destabilisierenden Wirkung von Spekulation im Allgemeinen: In der Regel kann empirisch nicht nachgewiesen werden, dass überhaupt ein Einfluss der Rohstoff-Indexfonds auf die Preisentwicklung besteht (bspw. Aulerich et al. (2013) (für die Jahre 2004 bis 2009) oder Bohl et al. (2013) (für 2006 bis 2011)) bzw. dass der Handel der CITs die Volatilität verringert und die Futuresrenditen nicht beeinflusst (Brunetti et al. (2016) für den Zeitraum 2005-2009). Auch diese Arbeiten approximieren die Aktivität der CITs durch die Anzahl der von diesen Akteuren gehaltenen Futureskontrakte oder durch die Nettoposition.

Insgesamt gibt es also eine gemischte empirische Evidenz: Zwar konnten in der Vergangenheit sowohl ein Anstieg der Volatilität der Futures- bzw. Kassarenditen als auch eine Zunahme des spekulativen Handels am Futuresmarkt beobachtet werden, jedoch kann hieraus keine Kausalbeziehung abgeleitet werden. Insbesondere die für diese Fragestellung unzureichende Datengrundlage lässt sich auch mit den zur Verfügung stehenden statistischen Testverfahren nicht heilen, sodass regelmäßig keine signifikante Beziehung nachzuweisen war. Wenn überhaupt ein Zusammenhang zwischen den beiden Untersuchungsgrößen erkennbar wurde, dann war dieser meist schwach negativ. Spekulativer Terminhandel scheint dann eher die Volatilität der Kassa- bzw. Terminpreisrenditen zu verringern.

Mit Blick auf die Fragestellung, ob spekulativer Terminhandel das Niveau der Futurespreise erhöht, ist zunächst festzustellen, dass diese weit weniger intensiv in der Literatur bearbeitet wurde, wenngleich es trotzdem einige Aufsätze hierzu gibt. Zu nennen sind insbesondere die Arbeiten von Irwin et al. (2009), Aulerich et al. (2013), Maul et al. (2015) oder Brunetti et al. (2016). In der Regel werden als abhängige Variable die prozentualen Veränderungen der Settlementpreise — hier vereinfachend als Futuresrenditen bezeichnet — und nicht absolute Futurespreise herangezogen, damit das Problem von im Zeitverlauf instationären Variablen umgangen werden kann. Wiederum verwenden vor allem die früheren Aufsätze Granger Kausalitätstests, um zu untersuchen, inwieweit Positionsänderungen von Finanzinvestoren die Renditen von Futureskontrakten beeinflussen. Maul et al. (2015) nutzen hingegen sogenannte VECM-Modelle (Vector Error Correction Models) für ihre Schätzungen. Insgesamt können alle Papiere allenfalls einen schwachen Zusammenhang zwischen den Positionsänderungen der Spekulanten und den Futuresrenditen identifizieren. Zudem erscheint die gefundene Beziehung nicht unidirektional zu sein, denn auch der Zusammenhang, dass Spekulanten den Preisänderungen am Kassamarkt folgen, scheint beobachtbar zu sein. Zu nennen ist hier noch die Arbeit von Büyüksahin und Robe (2014), in der untersucht wird, inwieweit Spekulanten in ihrem Kalkül Korrelationen zu Preisen anderer Märkte (wie Aktien- oder Rentenmärkte) berücksichtigen. Es zeigt sich hierbei, dass der Terminhandel der Spekulanten in einem signifikanten Zusammenhang mit der Korrelation zu anderen Wertpapiermärkten steht, d.h. Finanzinvestoren scheinen Termingeschäfte insbesondere aus Diversifikationsmotiven zu nutzen.

Im Gegensatz zu den vorgenannten Arbeiten beziehen Tadasse et al. (2016) neben den Positionsdaten auch Produktionsmengenschätzungen in ihre Analyse ein, die sie aus Daten der Ernährungs- und Landwirtschaftsorganisation der Vereinten Nationen abgeleitet haben. Somit kann für kurzfristige Angebotsschocks auf dem Weltmarkt des jeweiligen Agrarrohstoffs kontrolliert werden. Ihre Regressionsergebnisse zeigen für Mais, Weizen und Sojabohnen einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen einer Ausweitung der Gesamtposition der Spekulanten (gem. der CFTC-Definition) und der Entwicklung der Kassarenditen. Dieser Effekt ist für die Teilperiode ab 2000, d.h. ab Beginn der *Finanzialisierung* der Rohstoffmärkte, ca. 40% höher als in den 1990er-Jahren. Der Zusammenhang zwischen Angebotsschocks und der Kassapreisentwicklung ist erwartungsgemäß negativ. Es ist jedoch einzuschränken, dass die vorliegenden Daten hoch aggregiert für weltweite Produktionsmengen vorliegen und lediglich kurzfristige Prognosewerte darstellen, die stets das Angebot eines Rohstoffs im kommenden Monat prognostizieren. Somit lässt diese Proxy-Variable keine generelle Aussage zur Mengenunsicherheit über den gesamten Anbauzeitraum eines Rohstoffs zu und reflektiert vermutlich nur

unzureichend die Rückwirkung der Mengenunsicherheit auf die Anbauentscheidung von Landwirten. Dennoch scheinen die Ergebnisse von Tadasse et al. (2016) — insbesondere aufgrund der vorgenommenen Erweiterung des Regressionsmodells — einen wichtigen Beitrag zum Stand der Forschung zu liefern.

Insgesamt zeigt sich also, dass die empirischen Untersuchungen zur Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Futures- bzw. Kassarenditen und die Volatilität der Futures- bzw. Kassarenditen nur wenig eindeutige Befunde liefern. Dies gilt in besonderem Maße für die Studien zu möglichen destabilisierenden Effekten des spekulativen Terminhandels, die — entgegen der Erwartung — tendenziell eine volatilitätsmindernde Wirkung zeigen. Aus diesem Grund wird im Rahmen dieser Arbeit mithilfe modifizierter und erweiterter empirischer Testmodelle angestrebt, weitere Erkenntnisse zu liefern, die bei der Beantwortung der gestellten Forschungsfragen hilfreich sind. Hierbei wird auf die gängigen Daten und Definitionen der CFTC zurückgegriffen, um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse sicherzustellen. Die entsprechenden Modellansätze und Untersuchungen finden sich in den Kapiteln 7 und 8.



# Teil I

## Modelltheoretische Analyse

# Kapitel 3

## Vorüberlegungen und Präzisierung der Forschungsfragen

Die Auswirkungen des spekulativen Agrarrohstoffhandels auf Produktionsmengen und Rohstoffpreise sollen in diesem Abschnitt eingehend analysiert und diskutiert werden. Inhaltlich basiert dieser Teil auf Koziol und Treuter (2019), die Analysen in dieser Arbeit gehen jedoch an einigen Stellen deutlich darüber hinaus.

Ausgangspunkt bzw. wesentlicher Grund für eine modelltheoretische Analyse der Fragestellung, wie Finanzinvestoren mit ihrem spekulativen Handel an den Terminbörsen für Agrarrohstoffe den Preisbildungsmechanismus beeinflussen, ist die fehlende Möglichkeit, eine Welt mit und eine Welt ohne Finanzinvestoren simultan empirisch beobachten und vergleichen zu können. Die Wirkung des spekulativen Terminhandels aus dem gesamten Preisbildungsmechanismus zu isolieren und demnach zu quantifizieren, erscheint vor dem Hintergrund eines stetig wachsenden Engagements von Finanzinvestoren am Terminmarkt kaum möglich. Empirisch liegt der prozentuale Anteil der von Finanzinvestoren gehaltenen Futureskontrakte an der Gesamtheit der offenen Kontrakte an den US-Märkten bei 20% bis 50% mit steigender Tendenz. Folglich sind die beobachteten Terminpreise immer unter Einwirkung des spekulativen Handels zustande gekommen. Es lässt sich aus diesen Preisen und Positionen keine *Rückrechnung* vornehmen, wie hoch der Preis ohne den Handel der Finanzinvestoren ist, da sich das Marktumfeld bzw. die ökonomischen Rahmenbedingungen — und damit die Produktions- und Hedgingbedingungen der anderen Marktteilnehmer — fundamental verändern würden. Somit kann empirisch nur die reale Welt untersucht werden, sodass Kausalbeziehungen zwischen dem Handel der Spekulanten und den sich einstellenden Gleichgewichtspreisen kaum zu identifizieren sind.

Das Ziel der theoretischen Analyse ist deshalb, diese Vergleichbarkeit herzustellen, indem in einem ersten Schritt gezielt die fiktive Welt ohne Spekulanten, in der also nur Bauern und Händler/Prozessoren auf den Rohstoff(termin)märkten interagieren, als Benchmark betrachtet und analysiert wird. Erst in einem zweiten Schritt wird dann der Fall mit Spekulant untersucht, sodass anschließend ein Vergleich der Marktergebnisse ermöglicht wird. Die Vorteile dieser Vorgehensweise sind offensichtlich: (1) Durch den Vergleich der Modellergebnisse mit und ohne Spekulant kann direkt die Wirkung des spekulativen Futureshandels identifiziert werden. (2) Die gezielte Modellierung der Welt ohne Spekulanten erlaubt die Fokussierung auf die realwirtschaftlichen Größen wie Anbaumenge und Kassapreis. (3) Ebenfalls können dann auch die Auswirkungen eines Verbots der Marktteilnahme von institutionellen Anlegern oder anderen Finanzinvestoren untersucht werden.

Für eine zielführende Analyse der Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Ernährung der Weltbevölkerung ist es unabdingbar, vor der eigentlichen Modellierung die in Kapitel 1 genannten Zielgrößen zu präzisieren und zu operationalisieren. Im Rahmen dieser Analyse werden deshalb folgende ökonomische Einflussgrößen einbezogen, die anschließend eingehender diskutiert werden:

- (1) Geplante Produktionsmenge des Rohstoffes
- (2) (Erwarteter) Kassapreis des Endproduktes
- (3) *Consumption Price at Risk*
- (4) Erwartete Gewinne der Landwirte

### **(1) Geplante Produktionsmenge**

Bei einer Betrachtung von Nahrungsmittelmärkten kommt der Produktionsmenge eine wesentliche Bedeutung zu. Agrarrohstoffe sind dabei nicht mit anderen Konsumgütern vergleichbar. Für Konsumgüter führt die Verknappung der Angebotsmenge zu einem höheren Preis, der durch die Konsumenten zu zahlen ist, wobei der Vergleich von Grenznutzen und Grenzpreis letztlich darüber entscheidet, ob die Konsumenten zum vorherrschenden Marktpreis kaufen möchten. Für Agrarrohstoffe gilt stattdessen: Da es sich um die Befriedigung von Grundbedürfnissen handelt, werden Konsumenten bis zu einem gewissen Grad nicht freiwillig auf den Konsum verzichten (können). Ebenso sind Substitutionseffekte für diese Güter vor allem in armen Teilen der Weltbevölkerung nur gering ausgeprägt, da entweder der Zugang zu anderen Produkten fehlt oder häufig das Preisniveau der Nahrungsmittel sehr stark variiert. Insofern kann der neoklassische

Preisbildungsmechanismus unter vollkommenem Wettbewerb zwar angewandt werden, jedoch sind vor allem Mengenreduktionen — möglicherweise infolge eines ausgeprägteren spekulativen Terminhandels — genau zu betrachten. Mit Blick auf diese Zielvariable hat spekulativer Agrarrohstoffhandel also genau dann einen positiven (negativen) Einfluss auf die Agrarrohstoffmärkte, wenn er *ceteris paribus* mit einer Erhöhung (Senkung) der Anbaumenge einhergeht.

## **(2) (Erwarteter) Kassapreis des Endproduktes**

Die empirischen Untersuchungen zu den möglichen Auswirkungen spekulativen Futurshandels fokussieren sich aus verschiedenen Gründen auf die Beeinflussung des Futurespreises. Da private Konsumenten nicht am Terminmarkt handeln — zumindest nicht zum Zweck der Befriedigung des Ernährungsbedürfnisses — ist der Terminpreis nicht maßgeblich für deren Konsumententscheidung. Relevant ist stattdessen der Endverbraucherpreis, den man bspw. im Supermarkt oder auf dem Wochenmarkt für den Erwerb des Gutes bezahlt. Denn letztlich sind alle Konsumenten daran interessiert, im Durchschnitt möglichst wenig für die Grundnahrungsmittel zu zahlen. Der Endverbraucherpreis ist ein Kassapreis, da Verpflichtungs- und Erfüllungsgeschäft zeitgleich stattfinden. Er resultiert letztlich aus Angebot und Nachfrage für das Endprodukt und wird folglich wesentlich vom Kassapreis des Rohstoffes abhängen, da dieser den Einstandspreis bzw. die Grenzkosten des Einzelhändlers darstellt.

Anzumerken ist hierbei, dass die (absoluten) Nachfrageelastizitäten für Grundnahrungsmittel empirisch sehr gering sind, d.h. die nachgefragte Menge reagiert unterproportional auf Preisänderungen. Diese empirische Beobachtung untermauert die speziellen Charakteristika des Agrarrohstoffmarktes. Gleichzeitig kann aber speziell für die einkommensschwachen Haushalte nicht davon ausgegangen werden, dass sie beliebig in der Lage sind, ihre Konsumnachfrage im erforderlichen Maße umzuschichten, um sich Grundnahrungsmittel auch bei hohen Preisen leisten zu können. Insofern ist besonders für diese Gruppe der Konsumenten der in der Zukunft erwartete Kassapreis entscheidend. Eine Verringerung (Erhöhung) des Kassapreises infolge der Spekulation mit Agrarrohstoffen würde dann eine positive (negative) Wirkung implizieren.

## **(3) *Consumption Price at Risk***

Neben dem Erwartungswert des Kassapreises, der ein Schätzer für den zukünftigen Durchschnittspreis darstellt, sind die einkommensschwachen Konsumenten vor allem an der Wahrscheinlichkeit für die Realisation hoher Kassapreise interessiert. Damit ist für

sie unmittelbar ein Konsumrisiko verbunden, da sie ab einem bestimmten Kassapreisniveau nicht mehr in der Lage sind, das Gut zu kaufen. Das durchschnittliche Preisniveau, das durch den Erwartungswert des Kassapreises zum Ausdruck kommt, ist hierfür als Zielgröße ungeeignet. Denkbar ist stattdessen die Betrachtung der Standardabweichung des Kassapreises. Die Standardabweichung als Risikomaß hat jedoch zwei entscheidende Nachteile: (1) Sie erfasst symmetrische Schwankungen um den Mittelwert, wobei anzunehmen ist, dass Konsumenten das Preisrisiko asymmetrisch wahrnehmen werden und in ihrer Präferenzfunktion eine höhere Wahrscheinlichkeit für hohe Preise stärker (negativ) gewichten als eine höhere Wahrscheinlichkeit für niedrige Preise. (2) Die Beurteilung der Auswirkungen von Spekulation auf den Wohlstand von Konsumenten kann bei der Analyse von Erwartungswert und Standardabweichung uneindeutig bleiben, da bspw. die Linksverschiebung der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Kassapreise mit einer höheren Kurtosis einhergehen kann. Dem vermeintlichen positiven Effekt von Spekulation durch eine Verringerung des erwarteten Preisniveaus stünde dann ein negativer Effekt im Sinne einer höheren Schwankungsbreite gegenüber. Dieser Trade-off könnte ohne zusätzliche Modellannahmen nicht aufgelöst werden, sodass keine eindeutige Aussage darüber getroffen werden könnte, ob spekulativer Terminhandel den Wohlstand der Konsumenten positiv oder negativ beeinflusst.

Um diese Problematik zu vermeiden, wird von Koziol und Treuter (2019) das Risikomaß *Consumption Price at Risk (CPaR)* eingeführt. Diese Kennzahl gibt an, welcher maximale Endverbraucherpreis mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% nicht überschritten wird. Es handelt sich also um ein einseitiges Risikomaß, das gezielt die adversen Preisbewegungen nach oben abbildet und dabei sowohl Erwartungswert als auch Standardabweichung der Endverbraucherpreise einfließen lässt. Ebenso erfüllt dieses Risikomaß das erste Axiom von Artzner et al. (1999), d.h. höheres Risiko wird durch einen höheren Wert des *CPaR* abgebildet.<sup>1</sup> Somit hat spekulativer Terminhandel durch Finanzinvestoren eine positive (negative) Wirkung auf die Marktgrößen, wenn der *CPaR* sinkt (steigt).

#### (4) Erwartete Gewinne der Landwirte

Zu einer umfassenden Analyse, wie Finanzinvestoren die Agrarrohstoffmärkte beeinflussen, gehört neben der Betrachtung der Konsumentenwohlfahrt auch die Berücksichtigung

---

<sup>1</sup>Artzner et al. (1999) definieren darüber hinaus weitere Axiome, die ein Risikomaß sinnvollerweise erfüllen sollte. Der *CPaR* erfüllt neben dem ersten Axiom der Monotonie auch die Axiome der positiven Homogenität und der Translationsinvarianz. Allerdings wird das Axiom der Subadditivität unter Umständen verletzt. Dieses Axiom bezieht sich jedoch auf die Diversifikation durch Investition in mehrere Assets/Produkte, was im betrachteten Fall nicht relevant ist.

der Wirkung auf die Gewinne der anderen beteiligten Akteure. In einem mehrstufigen Produktionsprozess sind dabei Landwirte von der weiterverarbeitenden Industrie bzw. dem Einzelhandel zu unterscheiden. In der politischen Debatte stehen dabei besonders die Landwirte im Blickfeld. Aus diesem Grund soll auch im Rahmen dieser Arbeit ein Schwerpunkt darauf liegen, zu analysieren, ob Finanzinvestoren die Gewinne der Landwirte negativ beeinflussen. Aus ökonomischer Sicht ist das Gewinnpotenzial der Landwirte von Bedeutung, weil es die Investitionsrendite von Erweiterungsinvestitionen bzw. Marktneueintritten maßgeblich beeinflusst. Werden niedrige Gewinne in einem Markt erwartet, so sinkt der Anreiz für die schon am Produktionsprozess beteiligten Landwirte, zusätzliches Absatzpotenzial, bspw. durch Investitionen in zusätzliche Felder oder neue Technologien, zu erschließen. Ebenso werden weniger neue Landwirte in den Markt eintreten, sofern der Marktzugang eine Anfangsinvestition erfordert. Beide Perspektiven haben die gleiche Konsequenz: Das zukünftige Angebot an Agrarrohstoffen wird nach unten verzerrt. Vor allem vor dem Hintergrund einer wachsenden Weltbevölkerung erscheint deshalb die Analyse der erwarteten Gewinne der Landwirte besonders relevant. Spekulativer Terminhandel hat also eine positive (negative) Wirkung auf die Wohlfahrt der Konsumenten (und Landwirte), wenn dadurch eine Erhöhung (Verringerung) des erwarteten Gewinns der Landwirte induziert wird.

Nachdem die Zielgrößen dieser Analyse nun präzisiert und motiviert wurden, ergeben sich folgende Forschungsfragen:

- (1) Wie beeinflusst spekulativer Agrarrohstoffhandel die geplante Anbaumenge der primären Produzenten/Landwirte?
- (2) Welchen Einfluss hat spekulativer Agrarrohstoffhandel auf den sich einstellenden erwarteten Kassapreis des Rohstoffes, der das Steuerungsinstrument der Konsumentennachfrage ist?
- (3) Wie wirkt spekulativer Agrarrohstoffhandel auf die Wahrscheinlichkeit adverser Preisbewegungen?
- (4) Führt spekulativer Agrarrohstoffhandel zu einer Verringerung der erwarteten Gewinne der Landwirte, welche als Approximation des langfristigen Angebots dienen?

Anhand dieser vier Forschungsfragen können die mit Blick auf Agrarrohstoffspekulation relevanten Diskussionsfelder der politischen und wissenschaftlichen Debatte beleuchtet und zielgerichtet analysiert werden. Gleichzeitig geben sie der im nachfolgenden Kapitel 4 beschriebenen modelltheoretischen Analyse eine Struktur, die bei der Modellierung und auch der Parametrisierung hilfreich ist.

---

Kapitel 4.1 beschreibt dabei zunächst die Modellstruktur und die Zielfunktion der Akteure. In den nachfolgenden Abschnitten 4.2 und 4.3 wird erst das optimale Verhalten von Produzent und Händler und dann das des Finanzinvestors hergeleitet. Sowohl für die Zwei-Akteure-Welt als auch die Drei-Akteure-Welt lassen sich daraus die Gleichgewichtsbeziehungen herleiten. Kapitel 4.4 untersucht anhand numerischer Analysen die simultane Wirkung des spekulativen Terminhandels auf Agrarrohstoffpreise und Agrarrohstoffmengen in verschiedenen Szenarien. Des Weiteren wird anhand von Sensitivitätsanalysen die Robustheit der Modellergebnisse verdeutlicht. Die wirtschaftspolitischen Schlussfolgerungen werden in Kapitel 4.5 gezogen.

# Kapitel 4

## Das Modell

### 4.1 Modellrahmen

#### 4.1.1 Annahmen und Struktur des Modells

Die vorgestellten Forschungsfragen (1) bis (4) sollen nun anhand eines theoretischen Gleichgewichtsmodells untersucht und beantwortet werden. Ziel ist es, einen Modellrahmen zu finden, der alle Größen, die im Produktionsprozess eines Agrarrohstoffes oder auf dem Agrarrohstoffmarkt von Bedeutung sind, erfasst, sodass die ökonomischen Auswirkungen des spekulativen Terminhandels durch Finanzinvestoren sichtbar werden. Dieser Modellrahmen wird im folgenden beschrieben und erläutert.

Betrachtet wird ein Markt für ein landwirtschaftliches Gut, bspw. Weizen, Mais oder Sojabohnen. Dieser Markt sei durch vollkommenen Wettbewerb gekennzeichnet, d.h. alle Marktteilnehmer sind Preisnehmer, es gibt keine Transaktionskosten oder Steuern und es existieren keine Informationsasymmetrien. Im Gegensatz zu bspw. Branger et al. (2016) wird kein weiteres Gut in die Analyse einbezogen. Das betrachtete Modell gehört zur Klasse der Partialmodelle, d.h. es werden keine Faktormärkte für den Produktionsprozess einbezogen und die Konsumententscheidung der Konsumenten (sowie deren Einkommenserzielung) ist exogen gegeben.

Analog zu Hirshleifer (1988) werden drei Akteure unterschieden: (1) Der Landwirt, im folgenden stets als Produzent bezeichnet: Der Produzent produziert den Agrarrohstoff durch Bewirtschaftung der ihm zur Verfügung stehenden (unbegrenzten) Ackerflächen. (2) Das weiterverarbeitende Unternehmen mit exklusivem Zugang zum Endverbrauchermarkt: Es kauft das Rohprodukt als Inputfaktor für seinen Weiterverarbeitungsprozess und setzt das Endprodukt dann am Endverbrauchermarkt ab. Nachfolgend wird verein-

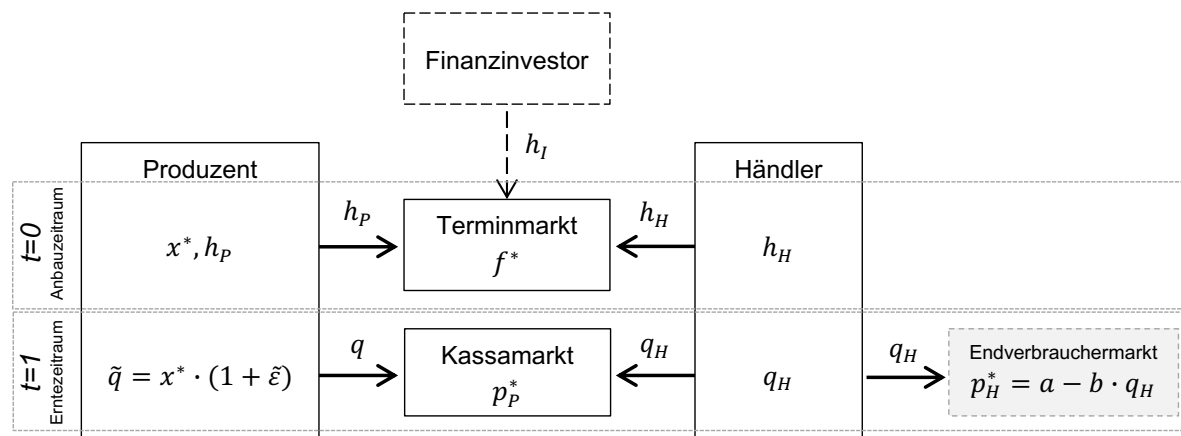


fachend von einem Händler gesprochen. (3) Der Finanzinvestor: Dieser hält ein Portfolio riskanter Wertpapiere und investiert ebenfalls in Agrarrohstoffutures. Sein Hauptcharakteristikum ist, dass er mit Agrarrohstoffen (am Terminmarkt) handelt, aber weder in die Produktion noch in die Weiterverarbeitung bzw. den Absatz des Gutes involviert ist. Alle Akteure werden als repräsentative Individuen modelliert, d.h. ihr Handeln ist repräsentativ für das Handeln sehr vieler Akteure. Huang und Litzenberger (1988) zeigen, dass diese Vorgehensweise konsistent mit der Modellierung einer großen Anzahl  $n_P$  Produzenten,  $n_H$  Händlern und  $n_I$  Finanzinvestoren ist. Zusätzlich sei angenommen, dass alle Akteure homogene Erwartungen haben und folglich die Momente der Verteilungen zukünftiger Preise und Mengen identisch einschätzen.

Die zeitliche Struktur des Modells sowie die zeitliche Abfolge der Entscheidungen der Akteure und des Güterausstausches werden in Abbildung 4.1 schematisch dargestellt. Betrachtet wird ein Erntejahr, d.h. es gibt zwei Zeitpunkte:  $t = 0$  charakterisiert den Anbauzeitraum des Rohstoffes,  $t = 1$  bezeichnet den Erntezeitraum mit unmittelbar folgender Weiterverarbeitung und dem Absatz des Gutes. Der Handel des Rohstoffes erfolgt entweder zum Zeitpunkt  $t = 0$  am Terminmarkt oder in  $t = 1$  am Kassamarkt. Da das landwirtschaftliche Erzeugnis erst in  $t = 1$  geerntet wird, kann zum Zeitpunkt  $t = 0$  kein physischer Handel des Agrarrohstoffes stattfinden. Somit öffnet der Kassamarkt erst in  $t = 1$ . Das nach der Weiterverarbeitung resultierende Endprodukt kann dann am Endverbrauchermarkt abgesetzt werden.

**Abbildung 4.1: Zeitliche Struktur des Modells**

Die Graphik veranschaulicht die unterstellte Marktstruktur des Modells sowie die zeitliche Abfolge der Entscheidungen von Produzent und Händler zu den Zeitpunkten  $t = 0$  und  $t = 1$ . Zusätzlich werden die Märkte, an denen in den jeweiligen Zeitpunkten gehandelt werden kann, sowie die resultierenden Marktpreise dargestellt. Die gestrichelte Linie zeigt, dass der Finanzinvestor im Basismodell nicht am Handel teilnimmt (sondern erst in Kapitel 4.3). Die gepunkteten Linien sowie die graue Einfärbung verdeutlichen die Exogenität des Endverbrauchermarkts.



Im Anbauzeitraum,  $t = 0$ , entscheidet der Produzent über seine optimale Anbaumenge des Rohstoffes  $x^*$ . Aufgrund der Wachstumsphase der Saat besteht für den Produzenten Unsicherheit über die letztlich realisierte Erntemenge  $q$ . Es wird angenommen, dass exogene Faktoren wie die klimatischen Bedingungen oder potenzielle Naturkatastrophen auf das Wachstum der Saat einwirken. Dieses Mengenrisiko wird durch eine normalverteilte Zufallsvariable  $\tilde{\varepsilon}$  abgebildet. Die Einbeziehung des Mengenrisikos erscheint besonders im Fall der Agrarrohstoffproduktion von Bedeutung, jedoch wird die Modellierung in der Fachliteratur unterschiedlich gehandhabt. Hierbei lassen sich drei unterschiedliche Ansätze erkennen:

- (1) Frühe modelltheoretische Arbeiten wie Feder et al. (1980) beziehen nur das Preisrisiko ein und unterstellen gleichzeitig eine deterministische Produktionsfunktion.
- (2) Die überwiegende Mehrzahl der Arbeiten unterstellen hingegen eine exogene stochastische Produktionsmenge, d.h. der Produzent kann die Produktionsmenge nicht durch seine Anbauentscheidung beeinflussen (vgl. Ekeland et al. (2017) oder Marcus und Modest (1984)).
- (3) Die Verknüpfung von endogener Produktionsentscheidung und stochastischen Schocks nehmen bspw. Turnovsky (1983) oder Newbery (1987) vor, indem sie das Mengenrisiko additiv berücksichtigen. Der realisierte Output ist folglich eine Funktion der angebauten Menge plus einer in absoluten Mengeneinheiten gemessene Wetterkorrektur.

Durch diese Vorgehensweise wird allerdings vernachlässigt, dass der Wettereinfluss bzw. das Ausmaß einer Erntereduktion abhängig von der angebauten Menge bzw. der Anbaufläche ist. Der funktionale Zusammenhang zwischen der Anbaumenge  $x^*$  und der Erntemenge  $\tilde{q}$  wird deshalb in Anlehnung an Scheinkman und Schechtman (1983) modelliert und ist gegeben durch:

$$\tilde{q} = x \cdot (1 + \tilde{\varepsilon}) \quad (4.1)$$

mit

$$\tilde{\varepsilon} \sim N(0, \sigma_\varepsilon). \quad (4.2)$$

$N(\cdot)$  bezeichnet hierbei die Normalverteilung. Der Term  $(1 + \tilde{\varepsilon})$  kann dann als Wachstumsfaktor der ausgesäten Menge interpretiert werden, wobei  $\tilde{\varepsilon}$  sowohl positive als auch negative Werte annehmen kann. Die geplante Menge  $x^*$  entspricht somit der erwarteten Produktionsmenge. Folglich werden Wettereinflüsse nicht — wie in der statistischen Praxis üblich — als negative Abweichung der geernteten Ackerflächen von der angebauten Fläche gemessen (vgl. bspw. NASS (2019)), sondern als positive oder negative Abweichung von der erwarteten Erntemenge,  $\mathbb{E}[\tilde{q}] = x^*$ .

An dieser Stelle ist anzumerken, dass durch die technische Annahme der Normalverteilung auch negative Mengen resultieren können, was entscheidungstheoretisch nicht unproblematisch ist. Aufgrund der Vorteile der Normalverteilung in der mathematischen Handhabbarkeit wird trotzdem auf diese Verteilung zurückgegriffen. Szenarien negativer Mengen (oder Preise) werden im Rahmen dieser Arbeit nicht analysiert. In Kapitel 4.4.1 wird jedoch die Parameterisierung und deren Implikationen für die Verteilung der Zufallsvariablen eingehend diskutiert, um abschätzen zu können, wie relevant diese Fälle sind.

Aufgrund der beschriebenen Mengenunsicherheit und des typischen funktionalen Zusammenhangs zwischen Preis- und Mengenentwicklungen für normale Güter ist der zukünftige Kassapreis  $p_P(\tilde{q})$ , der sich nach Öffnung des Kassamarktes in  $t = 1$  einstellt, ebenfalls unsicher. Da der Produzent risikoavers ist, wird er deshalb in Erwägung ziehen, bereits in  $t = 0$  einen Teil seiner Erntemenge auf Termin zu verkaufen. Ebenso wird der Händler bereits zu diesem Zeitpunkt einen Teil seines Produktionsinputs auf Termin beschaffen. Somit trifft am Terminmarkt das Angebot  $h_P$  des Produzenten auf die Nachfrage  $h_H$  des Händlers und es ergibt sich ein gleichgewichtiger Terminpreis  $f^*$ . In Kapitel 4.3 handelt zudem der Finanzinvestor im Umfang  $h_I$  mit Terminkontrakten, sodass sich dann ein (vermutlich abweichender) Gleichgewichtspreis von  $f^{**}$  ergibt.<sup>2</sup>

Nach Realisation der Ernte in  $t = 1$  wird der Produzent die geerntete Menge  $q$  am Kassamarkt anbieten. Der Händler wird entsprechend die Menge  $q_H$  nachfragen, sodass letztlich zum gleichgewichtigen Kassapreis  $p_P$  gehandelt wird. Es wird angenommen, dass die Outputmenge vollständig verkauft wird, d.h. der Produzent hat keine Möglichkeit der Lagerung oder anderweitigen Verwertung (bspw. die Produktion von Bio-Kraftstoffen). Unmittelbar nach dem Kassageschäft verarbeitet der Händler den Rohstoff zum Endprodukt weiter und verkauft dieses an die Konsumenten.

Die Nachfrageentscheidung der Konsumenten auf dem Endverbrauchermarkt ist exogen und wird durch die inverse lineare Nachfragekurve

$$p_H(\tilde{q}_H) = a - b \cdot \tilde{q}_H \quad (4.3)$$

repräsentiert. Die Parameter  $a$  (Achsenabschnitt) und  $b$  (Steigung) determinieren hierbei die Preiselastizität der Nachfrage. Die funktionale Gestalt der Nachfragekurve sowie die Parameterwerte für  $a$  und  $b$  sind unabhängig vom Handel am Kassa- und Terminmarkt

---

<sup>2</sup>Es wird in diesem Modell nicht näher spezifiziert, ob es sich bei den gehandelten Terminkontrakten um Forwards oder Futures handelt. Im betrachteten Zwei-Zeitpunkte-Kontext ist kein Handel zwischen  $t = 0$  und  $t = 1$  möglich, sodass auch kein Daily Settlement stattfindet. Somit sind Forwards und Futures äquivalent und die entsprechenden Terminpreise identisch.

für den Rohstoff und werden auch nicht von den realisierten Gewinnen der anderen Marktteilnehmer beeinflusst. Die nachgefragte Menge  $q_H$  des Endprodukts entspricht der vom Händler nachgefragten Menge des Rohstoffes. Da keine Möglichkeit der Lagerhaltung besteht und auch Verschwendung ausgeschlossen, wird, entspricht die am Endverbrauchermarkt gehandelte Menge  $q_H$  der verfügbaren Menge des Rohstoffes  $q$  und es findet eine 1:1 Transformation statt. Folglich ist aus Sicht von  $t = 0$  die Menge  $\tilde{q}_H$  ebenfalls eine Zufallsvariable und es gilt:

$$\tilde{q}_H = \tilde{q}. \quad (4.4)$$

Bei Gleichung 4.4 handelt es sich also nicht nur um eine Gleichgewichtsbeziehung am Kassamarkt, sondern auch um eine stylisierte Produktionsfunktion des Händlers. Im Sinne einer handhabbaren Komplexität des Modells wird auf Erweiterungen der Produktionsfunktion — bspw. durch Einbeziehung von Kapital als zusätzlichem Inputfaktor — verzichtet, da sich daraus kein Erkenntnisgewinn im Hinblick auf die Forschungsfragen erwarten lässt. Vielmehr werden die sich ergebenden Effekte des spekulativen Terminhandels durch solche Modifikationen in der Regel nur quantitativ bzw. unsystematisch beeinflusst, während die qualitativen Wirkungsmechanismen davon unberührt bleiben.

Nachdem nun die grundsätzliche Struktur des Modells vorgestellt wurde, gilt es im nachfolgenden Abschnitt, die Zielfunktion der Akteure zu spezifizieren und die damit einhergehenden Implikationen hinsichtlich der Risikopräferenzen zu diskutieren.

### 4.1.2 Die Zielfunktion der Akteure

Die am Handel des Rohstoffes beteiligten Akteure Produzent, Händler und Finanzinvestor haben das Ziel, ihren Erwartungsnutzen zu maximieren. Sie treffen ihre optimalen Produktions- und Hedgingentscheidungen in  $t = 0$  durch Maximierung des Sicherheitsäquivalents ihres Vermögens  $\tilde{w}_i$  in  $t = 1$ :

$$CE_i = \mathbb{E}[\tilde{w}_i] - \frac{1}{2} \cdot \lambda_i \cdot Var[\tilde{w}_i]. \quad (4.5)$$

Hierbei drückt  $\lambda_i$  den Koeffizienten der absoluten Risikoaversion jedes Akteurs aus. Sofern kein Anfangsvermögen in  $t = 0$  vorhanden ist, ist die Maximierung des Erwartungsnutzens des Vermögens äquivalent zur Maximierung des Erwartungsnutzens der Gewinne aus ihren Unternehmungen, da annahmegemäß der gesamte erzielte Gewinn für Konsumzwecke entnommen werden kann. Es kann zudem gezeigt werden, dass die Maximierung des Sicherheitsäquivalents  $CE_i$  konsistent ist mit der Annahme einer

konstanten absoluten Risikoaversion der Akteure. D.h. die Akteure haben sogenannte CARA-Präferenzen (Constant Absolute Risk Aversion) und legen unabhängig von ihrem (aktuellen) Vermögen stets den gleichen Absolutbetrag risikofrei an. Somit steigt der prozentuale Anteil des riskant investierten Vermögens mit jedem Vermögenszuwachs an. Die mathematische Konsistenz wird in Anhang A.1 gezeigt.

## 4.2 Eine Welt ohne Finanzinvestoren

In diesem Kapitel wird zunächst eine Welt ohne Finanzinvestoren — oder genauer: eine Welt ohne Teilnahme der Finanzinvestoren am Agrarrohstoffhandel — betrachtet. Somit handeln an den Agrarrohstoffmärkten nur Produzent und Händler, die beide unmittelbar in den Produktionsprozess involviert sind. Dieser Zwischenschritt erlaubt es, einen fiktiven Referenzfall zu erhalten, der anschließend mit dem realitätsnäheren Fall mit Finanzinvestoren verglichen werden kann, sodass die Auswirkungen des spekulativen Terminhandels direkt sichtbar werden und analysiert werden können.

### 4.2.1 Das optimale Verhalten des Produzenten

#### Die Zielfunktion des Produzenten

Zunächst soll das optimale Verhalten des Produzenten im Anbauzeitpunkt  $t = 0$  hergeleitet werden. Zu diesem Zeitpunkt hat der Produzent zwei Entscheidungen zu treffen: (1) Er wählt die optimale geplante Produktionsmenge  $x^*$ . (2) Er sichert seine zukünftigen Umsätze durch Terminhandel ab und wird dabei die Menge  $h_P$  des gesamten Outputs  $\tilde{q}$  am Terminmarkt zum Terminpreis  $f$  handeln. Unterstellt man einen Terminverkauf, so beträgt sein Umsatz aus dem Absicherungsgeschäft demnach  $h_P \cdot f$ . Nach Realisation der Erntemenge in  $t = 1$  wird er dann die verbliebene Erntemenge  $q - h_P$  am Kassamarkt zum Kassapreis  $p_P$  verkaufen und einen Umsatz von  $(\tilde{q} - h_P) \cdot \tilde{p}_P$  aus Sicht von  $t = 0$  erzielen. Der Gewinn des Produzenten aus Sicht von  $t = 0$  resultiert dann aus der Differenz zwischen diesen beiden Umsatzquellen und den Produktionskosten  $C_P(x)$ :

$$\tilde{g}_P(x, h_P) = (\tilde{q} - h_P) \cdot \tilde{p}_P + h_P \cdot f - C_P(x). \quad (4.6)$$

Anzumerken ist, dass es finanziell keinen Unterschied macht, ob am Terminmarkt tatsächlich physisch geliefert wird, wie es eher an Over-the-counter (OTC) Märkten der

Fall ist, oder ob nur eine finanzielle Ausgleichszahlung, ein sogenanntes Cash Settlement, stattfindet. In letzterem Fall ließe sich der Gewinn aus Sicht von  $t = 0$  schreiben als

$$\tilde{g}_P(x, h_P) = \tilde{q} \cdot \tilde{p}_P + h_P \cdot (f - \tilde{p}_P) - C_P(x). \quad (4.7)$$

Es würde somit (wie es auch in Abbildung 4.1 gezeigt wird) die gesamte realisierte Menge zum Kassapreis gehandelt werden und das Termingeschäft die Differenz aus dem vereinbarten Terminpreis und dem realisierten Kassapreis  $p_P$  auszahlen. Letzteres wäre — auf täglicher Basis — charakteristisch für den Futureshandel an regulierten Terminmärkten.

Analog zu Turnovsky (1983) ist die Kostenfunktion des Produzenten quadratisch in der geplanten Produktionsmenge  $x$ , weist jedoch keine Fixkosten auf und lässt sich ausdrücken als:

$$C_P(x) = \frac{1}{2} \cdot c_P \cdot x^2. \quad (4.8)$$

Aus dieser funktionalen Darstellung der Kostenfunktion folgen zwei ökonomische Implikationen, die zu diskutieren sind:

- (1) Die variablen Kosten der Produktion steigen überproportional, wenn der Produzent seine Produktionsmenge ausweitet. Selbst wenn es Skalenerträge in bestimmten Kostenarten gibt — bspw. in der Beschaffung von Saatgut oder im Einsatz der Maschinen — werden diese konkaven Effekte annahmegemäß überkompensiert durch die Erschwernis, Ackerflächen im notwendigen Maß auszuweiten bzw. zu erschließen. Der ggf. erforderliche Zukauf von fruchtbaren Böden wird insbesondere in Bergregionen oder in sehr heißen Gebieten zu erheblichen Investitionskosten führen. Um diesem Kostenfaktor entsprechend Gewicht zu geben, wird deshalb eine konvexe Kostenfunktion angenommen. Die Ergebnisse des Modells hängen aber nicht von der funktionalen Form ab, d.h. auch eine lineare Kostenfunktion, bei der sich die über- und unterproportionalen Effekte genau ausgleichen, sind im betrachteten Modellrahmen handhabbar.
- (2) Die Abhängigkeit der Gesamtkosten von der geplanten Menge  $x$  und nicht von der realisierten Menge  $\tilde{q}$  impliziert, dass Wetterschocks nicht zu zusätzlichen Kosten für den Produzenten führen. Da diese exogenen Schocks eintreten, nachdem der Produzent seine Anbaumenge gewählt hat, kann er im betrachteten Zwei-Zeitpunkte-Szenario nicht darauf reagieren. Etwaige Ernteauffälle führen zudem nicht zu direkten Kosten für die Wiederherstellung der Bewirtschaftbarkeit der Ackerflächen, sondern nur zu indirekten Kosten durch niedrigere erzielte Umsätze.

Nachdem die Gewinngleichung des Produzenten in  $t = 1$  hergeleitet und erläutert wurde, kann nun die Zielfunktion aus Sicht von  $t = 0$  spezifiziert werden. Der erste Baustein ist der erwartete Gewinn des Produzenten. Dieser kann unter Anwendung der Rechenregeln für Erwartungswerte von Funktionen von Zufallsvariablen und durch Einbeziehung der Gleichungen (4.6) und (4.8) wie folgt ausgedrückt werden:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\tilde{g}_P] &= \mathbb{E}[\tilde{q} \cdot \tilde{p}_P] - h_P \cdot \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + h_P \cdot f - \frac{1}{2}c_P \cdot x^2 \\ &= \mathbb{E}[x \cdot (1 + \tilde{\varepsilon}) \cdot \tilde{p}_P] - h_P \cdot \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + h_P \cdot f - \frac{1}{2}c_P \cdot x^2 \\ &= (x - h_P) \cdot \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + x \cdot \mathbb{E}[\tilde{\varepsilon} \cdot \tilde{p}_P] + h_P \cdot f - \frac{1}{2}c_P \cdot x^2.\end{aligned}$$

Da der Wetterstörterm  $\tilde{\varepsilon}$  einen Mittelwert von null hat, d.h.  $\mathbb{E}[\tilde{\varepsilon}] = 0$  gilt, kann unter Anwendung der Kovarianzrechenregeln der erwartete Gewinn des Produzenten vereinfacht werden zu:

$$\mathbb{E}[\tilde{g}_P] = (x - h_P) \cdot \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + x \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] + h_P \cdot f - \frac{1}{2}c_P \cdot x^2. \quad (4.9)$$

Der zweite Baustein der Zielfunktion ist die Varianz der zukünftigen Gewinne:

$$\begin{aligned}Var[\tilde{g}_P] &= Var[(\tilde{q} - h_P) \cdot \tilde{p}_P + h_P \cdot f - \frac{1}{2}c_P \cdot x^2] \\ &= Var[(x - h_P) \cdot \tilde{p}_P + x \cdot \tilde{\varepsilon} \cdot \tilde{p}_P] \\ &= (x - h_P)^2 Var[\tilde{p}_P] + x^2 Var[\tilde{\varepsilon} \tilde{p}_P] + 2x \cdot (x - h_P) Cov[\tilde{\varepsilon} \tilde{p}_P, \tilde{p}_P].\end{aligned} \quad (4.10)$$

Das Sicherheitsäquivalent  $CE_P$  der zukünftigen Gewinne des Produzenten kann dann im Zeitpunkt  $t = 0$  durch Einsetzen der Gleichungen (4.9) und (4.10) in Gleichung (4.5) geschrieben werden als:

$$\begin{aligned}CE_P(x, h_P) &= (x - h_P) \cdot \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + x \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] + h_P \cdot f - \frac{1}{2}c_P \cdot x^2 \\ &\quad - \frac{1}{2} \cdot \lambda_P \cdot \left( (x - h_P)^2 \cdot Var[\tilde{p}_P] + x^2 \cdot Var[\tilde{\varepsilon} \tilde{p}_P] \right. \\ &\quad \left. + 2 \cdot x \cdot (x - h_P) \cdot Cov[\tilde{\varepsilon} \tilde{p}_P, \tilde{p}_P] \right).\end{aligned} \quad (4.11)$$

Um nun die optimalen Produktions- und Hedgingentscheidungen zu treffen, maximiert der Produzent seine Zielfunktion über die Anbaumenge  $x$  und das Hedgingvolumen  $h_P$ . Daraus ergeben sich folgende Bedingungen erster Ordnung:

$$\begin{aligned} \frac{\partial CE_P}{\partial x} &= \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] - c_P \cdot x \\ &\quad - \lambda_P \cdot \left( (x - h_P) Var[\tilde{p}_P] + x \cdot Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] + (2x - h_P) Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] \right) \stackrel{!}{=} 0, \\ \frac{\partial CE_P}{\partial h_P} &= f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + \lambda_P \cdot \left( (x - h_P) \cdot Var[\tilde{p}_P] + x \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] \right) \stackrel{!}{=} 0. \end{aligned}$$

Dieses System aus zwei Gleichungen und zwei Unbekannten wird simultan gelöst, um die optimale geplante Produktionsmenge  $x^*$  und das optimale Absicherungsvolumen  $h_P$  zu erhalten. In den folgenden beiden Unterabschnitten werden diese Größen jeweils separat erläutert und diskutiert.

### Die optimale Produktionsentscheidung des Produzenten

Durch Auflösen des Gleichungssystems nach  $x^*$  erhält man folgende Beziehung für die optimale Anbaumentcheidung des Produzenten:

$$x^* = \frac{Var[\tilde{p}_P] \cdot (f - c_P + Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P]) + (f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P]) \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]}{c_P \cdot Var[\tilde{p}_P] + \lambda_P \cdot (Var[\tilde{p}_P] \cdot Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] - Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2)}. \quad (4.12)$$

Aus Gleichung (4.12) wird ersichtlich, dass der Produzent bei seiner Entscheidung über die optimale Anbaumenge des Rohstoffs neben den erwarteten Grenzerlösen am Kassamarkt,  $\tilde{p}_P$ , und seinen Grenzkosten der Produktion,  $c_P$  (wie es im klassischen mikroökonomischen Modell der Fall ist), auch den Terminpreis  $f$  in sein Kalkül einbezieht. Somit hat der börsliche wie außerbörsliche Terminhandel einen Einfluss auf die geplante Produktionsmenge eines Agrarrohstoffes. Betrachtet man darüber hinaus die erste Ableitung von (4.12) nach dem Terminpreis  $f$ , die durch

$$\frac{\partial x^*}{\partial f} = \frac{Var[\tilde{p}_P] + Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]}{c_P \cdot Var[\tilde{p}_P] + \lambda_P \cdot (Var[\tilde{p}_P] \cdot Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] - Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2)} \quad (4.13)$$

gegeben ist, so kann analysiert werden, inwieweit ein höherer Terminpreis mit höheren oder niedrigeren Produktionsmengen einhergeht. In Anhang A.2 wird das Vorzeichen von Gleichung (4.13) untersucht. Es wird gezeigt, dass der Nenner dieses Ausdrucks stets positiv ist. Der Zähler hat hingegen genau dann ein positives Vorzeichen, wenn  $(b + c_H) \cdot x^* > 1$  gilt, wobei der Parameter  $c_H$  für die Grenzkosten der Weiterverarbei-



tung durch den Händler steht. Für eine sinnvolle Parameterwahl unter Berücksichtigung der empirischen Beobachtung, dass die Nachfrage nach Grundnahrungsmitteln weitgehend inelastisch ist, also der Steigungsparameter  $b$  in Gleichung (4.3) entsprechend hoch gewählt wird, ist diese Bedingung erfüllt. Intuitiv besser verständlich ist eine äquivalente Darstellung: Man kann die Bedingung  $(b + c_H) \cdot x^* > 1$  umformulieren zu  $\left| \frac{\partial p_P}{\partial \varepsilon} \right| > 1$ .<sup>3</sup> Unter Verwendung der (absoluten) Veränderung des Kassapreises,  $\Delta_{p_P}$ , und der (absoluten) Veränderung der Schockvariable,  $\Delta_\varepsilon$ , gilt dann, dass die geplante Produktionsmenge immer dann im Terminpreis steigt, wenn  $\Delta_{p_P} > \Delta_\varepsilon$  gilt. D.h. immer wenn eine Veränderung der Schockvariable  $\tilde{\varepsilon}$  mit einer stärker ausgeprägten Veränderung des Kassapreises  $\tilde{p}_P$  einhergeht, ist der Zähler in (4.13) positiv. Da die Schockvariable in Prozent gemessen wird und der Kassapreis in absoluten Geldeinheiten, dürfte dies in der Regel erfüllt sein.

Der Produzent wird also eine hohe Produktionsmenge wählen, wenn der Terminpreis hoch ist, da er sich dann einen höheren Verkaufspreis für einen Teil seiner Erntemenge sichern kann. Somit hat er einen Anreiz, die Produktion auszuweiten, um in besonderem Maße von diesen für ihn vorteilhaften Marktbedingungen zu profitieren. Diese Aussage gilt auch dann noch, wenn sogenannte *Backwardation* (vgl. Keynes (1930)) im Markt vorliegt, d.h. wenn  $f < \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  gilt. Der Produzent erzielt in diesem Fall im Erwartungswert Verluste aus seinem Absicherungsgeschäft, d.h. es entstehen für ihn indirekte Absicherungskosten, obwohl für das Termingeschäft initial keine Auszahlungen zu leisten sind. Auf den ersten Blick ist somit fragwürdig, warum ein Anreiz zur Mengenausweitung bestehen sollte, die ceteris paribus (also bei unveränderter Hedgingquote) zu einer Erhöhung dieser Verluste führt. Jedoch kann durch die Mengenausweitung in Verbindung mit den günstigeren Hedgingbedingungen eine verbesserte Risikoposition erreicht werden, weil die erwarteten Hedgingverluste pro Terminkontrakt sinken. Die Vermeidung von Preisunsicherheit für die abgesicherte Menge  $h_P$  veranlasst den Produzenten, mehr zu produzieren, wenn er diese Preisunsicherheit zu *günstigen* Marktkonditionen in Form eines hohen Terminpreises  $f$  verringern kann.

**Resultat 1** *Die optimale geplante Produktionsmenge  $x^*$  des Produzenten steigt mit dem Terminpreis  $f$ , wenn die Bedingung  $(b + c_H) \cdot x^* > 1$  erfüllt ist.*

### Exkurs: Empirische Evidenz für Resultat 1.

Fraglich ist nun, inwieweit die aus theoretischen Argumenten abgeleitete positive Wirkung des gleichgewichtigen Terminpreises auf die Produktionsentscheidung in realen

<sup>3</sup>Für die genaue Herleitung dieser Beziehung muss die später abgeleitete Gleichgewichtsbeziehung für den Kassapreis herangezogen werden und dann die partielle Ableitung gebildet werden. Die Gleichgewichtsbeziehung erhält man aus Gleichung (4.19).

Daten wiederzufinden ist. Um dieser Frage nachzugehen, wird eine einfache Zeitreihenregression auf Basis von Daten von Thomson Reuters EIKON und dem U.S. Department of Agriculture (USDA) durchgeführt. Betrachtet werden die Rohstoffe Winterweichweizen und Mais, die in den Qualitätsstufen *soft red winter wheat No.2* und *corn No.1* an der Chicago Board of Trade gehandelt werden. Die Idee des Regressionsmodells ist einfach: Es wird die jährliche Veränderung der Erntemenge  $q_{j,t+k}$  auf die jährliche Veränderung des im jeweils zugehörigen Aussaatzeitraums durchschnittlichen Futurespreises  $f_{j,t}$  regressiert. Der Futurespreis des Rohstoffes im Aussaatzeitraum wird dabei als der für die Produktionsentscheidung des Bauern relevante Terminpreis angesehen, d.h. die Bauern entscheiden auf Basis dieser Information, wie viele Hektar Ackerfläche mit diesem Rohstoff bewirtschaftet werden sollen.

Hierbei wird zusätzlich angenommen, dass die aufgrund der besseren Datenverfügbarkeit verwendeten U.S. Terminpreise repräsentativ für das weltweite Preisniveau der betrachteten Rohstoffe Weizen und Mais sind.<sup>4</sup> Der geplante Output  $x$  wird zudem durch die weltweiten realisierten jährlichen Erntemengen  $q$  approximiert. Diese Vorgehensweise impliziert, dass die Wettereinflüsse im Zeitverlauf eine symmetrische Struktur aufweisen und sich positive Wettereinflüsse — im Sinne von Wetterbedingungen während der Wachstumsphase, die oberhalb eines langjährigen Mittelwerts liegen — und negative Wettereinflüsse ausgleichen.

Konkret ergibt sich für Winterweichweizen folgende Zeitstruktur: Die Aussaatphase ist auf der nördlichen Halbkugel üblicherweise von September bis Ende Oktober. Der Rohstoff wird dann in den Monaten Mai bis Juli des Folgejahres geerntet, d.h. auf Basis der vorhandenen jährlichen Daten ergibt sich ein Time Lag von einem Jahr zwischen Anbau und Realisation. Für Mais finden Anbau und Ernte im selben Jahr statt. Für das Regressionsmodell kennzeichnet deshalb der Zeitindex  $t$  den Beginn jeder Anbauperiode. Die Länge jeder Anbauperiode (Aussaat — Wachstum — Ernte) sei  $k$ , sodass die Ernte zum Zeitpunkt  $t+k$  stattfindet. Aufbauend auf dem vermuteten Zusammenhang zwischen Terminpreis und Anbau- bzw. Erntemenge lautet das einfache Regressionsmodell:

$$q_{j,t+k} = \alpha_{0,j} + \beta_{0,j} \cdot f_{j,t} + v_j \quad \text{mit } j = \text{Weizen, Mais,}$$

wobei  $v_j$  der Fehlerterm der Regression ist. Aufgrund potenzieller Instationarität der Variablen wird das Modell jedoch auf Basis der ersten Differenzen geschätzt. Die Differenzbildung stellt die Robustheit des Modells sowohl gegenüber Trendinstationarität

---

<sup>4</sup>Die ausschließliche Betrachtung von U.S. Daten wird nicht weiterverfolgt, da die USA im Zeitverlauf sinkende Produktionsmengen im Agrarsektor verzeichnen. Dies liegt v.a. in der immer stärker ausgeprägten Tertiärisierung der U.S. Wirtschaft begründet.

als auch gegenüber Differenzeninstationarität sicher. Um die Regressionskoeffizienten aussagekräftiger zu machen, werden zudem prozentuale Veränderungsraten der Erntemenge und des Terminpreises herangezogen. Das angepasste Modell lautet demnach:

$$\frac{q_{j,t+k} - q_{j,t+k-1}}{q_{j,t+k-1}} = \alpha_{1,j} + \beta_{1,j} \cdot \frac{f_{j,t} - f_{j,t-1}}{f_{j,t-1}} + u_j \quad \text{mit } j = \text{Weizen, Mais.}$$

Hierbei bezeichne also der Term  $\frac{q_{j,t+k} - q_{j,t+k-1}}{q_{j,t+k-1}}$  die prozentuale Veränderung der Erntemenge  $q$  des Rohstoffs  $j$  vom Erntezeitpunkt  $t+k-1$  zum Erntezeitpunkt  $t+k$ . Analog bezeichne  $\frac{f_{j,t} - f_{j,t-1}}{f_{j,t-1}}$  die prozentuale Änderung des Futurespreises vom Anbauzeitraum  $t-1$  zum Anbauzeitraum  $t$ . Die Variable  $u_j$  ist der Fehlerterm der Regression, der annahmegemäß unkorreliert zu allen im Modell spezifizierten exogenen Variablen ist und letztlich die zufälligen Abweichungen der beobachteten Werte von den prognostizierten Werten erfasst. Das Modell wird standardmäßig mithilfe der OLS-Methode unter Verwendung der gegenüber Autokorrelation und Heteroskedastizität robusten Standardfehler von Newey und West (1987) geschätzt. Abbildung 4.2 verdeutlicht die Regressionsergebnisse graphisch und tabellarisch.

Es zeigt sich dabei, dass ein Anstieg des Futurespreises seit der vorangegangenen Anbauperiode im Durchschnitt mit einem Anstieg der Erntemengen einhergeht. Die entsprechenden Steigungskoeffizienten sind hierbei auf dem 5%- (Mais) bzw. 1%-Signifikanzniveau statistisch signifikant von null verschieden. Dieses Ergebnis liefert somit eine erste Evidenz dafür, dass sich die durch das theoretische Modell prognostizierte positive Interdependenz zwischen Futurespreis im Anbauzeitraum und (geplanter) Produktionsmenge auch in den Daten wiederfindet. Einzuschränken ist hierbei natürlich, dass aufgrund des sehr hohen Aggregationslevels der Daten sowie aufgrund der kurzen Zeitreihe und der geringen Anzahl von betrachteten Rohstoffen keine kausalen Beziehungen aufgezeigt werden können.<sup>5</sup>

---

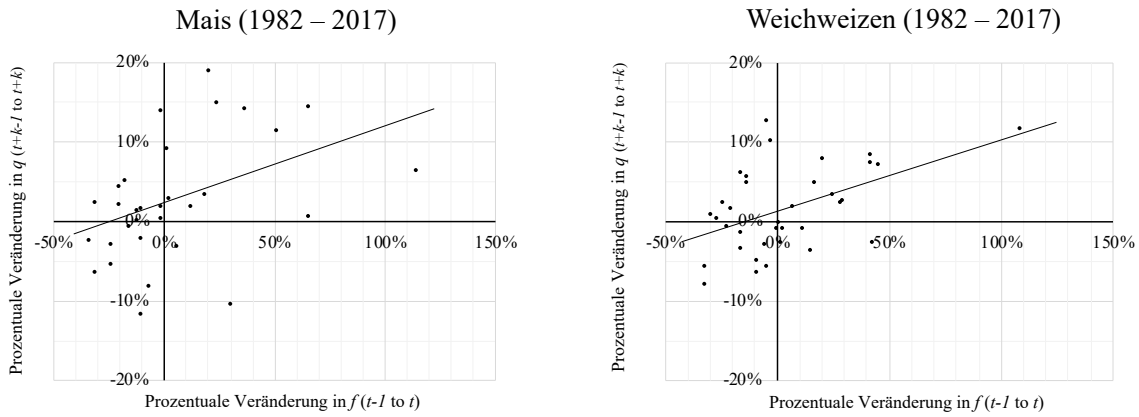
<sup>5</sup>Tatsächlich war es nicht möglich, weitere Rohstoffe in die Analyse einzubeziehen. Dies scheiterte i.W. daran, dass für andere Rohstoffe entweder nicht ausreichend Datenpunkte vorlagen oder aber keine eindeutige Identifikation des relevanten Zeitraumes für die Bildung des durchschnittlichen Terminpreises möglich war. Bspw. können Landwirte bei der Produktion von Zucker die Felder mehrmals jährlich neu bepflanzen. Zudem variiert bei unterschiedlichen Produzenten teilweise die unterjährige Anbaufolge von Jahr zu Jahr, sodass der Produktionsbeginn nicht eindeutig festzustellen ist.

### Abbildung 4.2: Empirische Beobachtung: Terminpreis und Produktionsentscheidung

Die Graphen sowie die zugehörigen Tabellen zeigen die Regressionsergebnisse für Mais und Winterweizen. Hierbei wurde die prozentuale Veränderung der jährlichen weltweiten Produktionsmenge  $q$  des Rohstoffes von Zeitpunkt  $t+k-1$  nach  $t+k$  auf die prozentuale Veränderung des Futurespreises  $f$  von  $t-1$  nach  $t$  regressiert. Hierbei bezeichne  $t$  den Beginn jeder Anbauperiode und  $k$  deren Länge. Das Testmodell lautet demnach:

$$\frac{q_{j,t+k} - q_{j,t+k-1}}{q_{j,t+k-1}} = \alpha_{1,j} + \beta_{1,j} \cdot \frac{f_{j,t} - f_{j,t-1}}{f_{j,t-1}} + u_j \quad \text{mit } j = \text{Weizen, Mais.}$$

Die Daten wurden von Thomson Reuters EIKON und dem U.S. Department of Agriculture bezogen. Die Standardfehler sind nach Newey und West (1987) berechnet. \*\*\*, \*\* kennzeichnen statistische Signifikanz auf dem 1% und 5% Signifikanzniveau.



Koeffizient	Std.fehler	p-Wert
0,099**	0,039	0,016

Koeffizient	Std.fehler	p-Wert
0,090***	0,019	0,000

■

Zu analysieren bleibt noch, wie sich eine Veränderung der Markterwartungen über den erwarteten Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  auf die Produktionsentscheidung auswirkt. Da der Terminhandel die Mengenentscheidung des Produzenten beeinflusst, wird dies wiederum einen indirekten Effekt auf den erwarteten Rohstoffpreis am Kassamarkt haben. Dieser Effekt wird durch die Ableitung von Gleichung (4.12) nach  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  abgebildet, die gegeben ist durch:

$$\frac{\partial x^*}{\partial \mathbb{E}[\tilde{p}_P]} = - \frac{Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]}{c_P \cdot Var[\tilde{p}_P] + \lambda_P \cdot (Var[\tilde{p}_P] \cdot Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] - Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2)}. \quad (4.14)$$

Wiederum ist der Nenner dieses Ausdrucks stets positiv. Anhang A.3 zeigt, dass der Kovarianzterm  $Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] < 0$  negativ ist, solange der erwartete Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  nicht negativ wird. Insofern gibt es einen positiven Zusammenhang zwischen dem erwarteten

Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  und der geplanten Produktionsmenge  $x^*$ . Auch dieser Zusammenhang lässt sich intuitiv gut nachvollziehen: Bei hohen erwarteten Kassapreisen sind die erwarteten Umsätze am Kassamarkt hoch, weshalb der Produzent einen Anreiz hat, dieses Gewinnpotenzial abzuschöpfen. Der Produktionsanreiz geht allerdings mit einer Verschlechterung der Risikoposition einher, da das Preis- und Mengenexposure mit der geplanten Anbaumenge wächst (siehe dazu ausführlich Abschnitt 4.2.3). Letztlich verschlechtern sich die Absicherungsbedingungen des Produzenten. Jedoch überwiegt der positive Ertragseffekt hier den negativen Risikoeffekt.

**Resultat 2** *Die optimale geplante Produktionsmenge  $x^*$  des Produzenten steigt mit dem erwarteten Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ , der am Markt erzielt werden kann, solange dieser nicht negativ wird, d.h.  $\tilde{p}_P \geq 0$  gilt.*

### Die optimale Hedgingentscheidung des Produzenten

Die optimale Hedgingmenge des Produzenten erhält man durch Auflösen des Gleichungssystems der Bedingungen erster Ordnung nach  $h_P^*$ :

$$h_P^* = \frac{(f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P]) \cdot \text{Var}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] + \text{Var}[\tilde{p}_P] \cdot (f - c_P + \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P])}{\lambda_P \cdot (\text{Var}[\tilde{p}_P] \cdot \text{Var}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] - \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2)} + \frac{(2f - c_P - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] + \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P]) \cdot \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]}{\lambda_P \cdot (\text{Var}[\tilde{p}_P] \cdot \text{Var}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] - \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2)}.$$

Dieser Ausdruck lässt sich — wie in der Literatur üblich — auch in Abhängigkeit des Exposures  $x^*$  des Produzenten schreiben. Im vorliegenden Fall ergibt sich dann

$$h_P^* = x^* + \frac{f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P]}{\lambda_P \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P]} + x^* \cdot \frac{\text{Cov}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]}{\text{Var}[\tilde{p}_P]}, \quad (4.15)$$

wobei  $h_P^* > 0$  einen Terminverkauf des Produzenten impliziert. Dieser Ausdruck ist strukturell vergleichbar mit den Ergebnissen von Newbery und Stiglitz (1981), die eines der grundlegenden Papiere zum Themenkomplex *optimale Hedgingentscheidung unter Unsicherheit* verfasst haben. Die optimale Hedgingentscheidung besteht demnach aus einer Hedgingkomponente und einer Spekulationskomponente. Auch in Gleichung (4.15) entspricht der erste Summand der Hedgingkomponente, d.h. der Produzent sichert zunächst durch Terminverkäufe im Umfang  $x^*$  sein erwartetes (Mengen-) Exposure vollständig ab. Sofern es am Terminmarkt eine Risikoprämie gibt, d.h.  $f \neq \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  gilt, wird der Produzent aufgrund seiner unterstellten positiven Risikotoleranz,  $1/\lambda_P$ , bzw. der unterstellten Zielfunktion keinen sogenannten Full-Hedge durchführen, sondern auf diese Risikoprämie spekulieren: Im Fall von Backwardation wird er seine Short-Position ver-

ringern und im Falle von Contango wird er mehr als 100% der geplanten Menge auf Termin verkaufen.<sup>6</sup> Die Spekulationskomponente bzw. der Umfang des Spekulationsgeschäfts wird dabei nicht ausschließlich durch die Differenz zwischen Terminpreis und erwartetem Kassapreis determiniert. Diese Risikoprämie wird noch durch Einbeziehung der Varianz des Kassapreises skaliert, d.h. die zugrundeliegende Risikomenge wird einbezogen. Zusätzlich wird die Relation aus Risikoprämie und Risikomenge wiederum mit der individuellen Risikotoleranz  $\frac{1}{\lambda_P}$  multipliziert, sodass letztlich die Risikoprämie je Risikoeinheit mit der Bereitschaft der Risikoübernahme gewichtet wird. Je höher die Risikotoleranz des Produzenten, umso höher ist das Gewicht, das auf dieser Spekulationskomponente liegt.

Im betrachteten Modellrahmen gibt es aber zusätzlich zum Preisrisiko auch ein Mengenrisiko, das der Produzent zu tragen hat und das er entsprechend seiner Risikopräferenzen in seinem Entscheidungskalkül berücksichtigt. Um dies abzubilden, nimmt der Produzent eine Risikokorrektur vor (dritter Summand in (4.15)). Diese Risikokorrektur aus dem Zusammenspiel zwischen Preis- und Mengenrisiko entspricht faktisch einer Risikoreduktion, da die Kovarianz  $Cov[\tilde{\varepsilon}_{PP}, \tilde{p}_P]$ , wie in Anhang A.3 gezeigt, stets negativ ist. Folglich wird der Produzent seine Absicherungsmenge  $x^*$  verringern auf  $x^* \cdot \left(1 + \frac{Cov[\tilde{\varepsilon}_{PP}, \tilde{p}_P]}{Var[\tilde{p}_P]}\right)$  mit  $0 > \frac{Cov[\tilde{\varepsilon}_{PP}, \tilde{p}_P]}{Var[\tilde{p}_P]} > -1$ . Diese Anpassung erscheint zunächst kontraintuitiv: Die zusätzliche Berücksichtigung des Mengenrisikos führt ceteris paribus zu einer geringeren Menge  $h_P^*$ , die auf Termin verkauft wird. Der wesentliche Grund hierfür ist die Berücksichtigung der Wirkung des Mengenrisikos auf den Kassapreis in der Hedgingentscheidung des Produzenten: Eine niedrigere realisierte Menge  $q$  — bspw. infolge eines unvorteilhaften Wetterschocks,  $\varepsilon < 0$ , — geht mit einem höheren Kassapreis einher, da der betrachtete Rohstoff ein normales Gut ist und somit eine inverse Beziehung zwischen Preis und Menge vorliegt. Für den Produzenten heißt das, dass ungünstige Wetterentwicklungen nicht komplett auf seine erwarteten Gewinne durchschlagen, sondern zumindest teilweise durch einen höheren Absatzpreis kompensiert werden. Dieser *implizite Hedge* führt dazu, dass der Produzent — verglichen mit dem Fall deterministischer Produktionsmengen — einen geringeren Bedarf hat, das Preis- bzw. Mengenrisiko durch Terminverkäufe zu reduzieren.

**Resultat 3** *Der Produzent sichert seine geplante Produktionsmenge typischerweise — analog zum Modell von Newbery und Stiglitz (1981) — durch Terminverkäufe ab. Das*

<sup>6</sup>Insofern ist der Produzent, wie auch alle anderen Akteure mit der Zielfunktion des Sicherheitsäquivalents, in Teilen Spekulant. Jedoch ist diese Form der Spekulation zu unterscheiden von dem eigentlichen Untersuchungsgegenstand der Arbeit: den Terminhandel mit Agrarrohstoffen durch Finanzinvestoren (unabhängig davon, welche Motive hinter dem Terminhandel stecken: Spekulation oder Diversifikation).

*Hedgingvolumen hängt dabei von der geplanten Produktionsmenge  $x^*$  sowie von der Spekulationskomponente ab, die die Rendite-Risiko-Position aus dem Hedginggeschäft erfasst. Die negative Korrelation zwischen der Schockvariable  $\tilde{\varepsilon}$  und dem Kassapreis  $\tilde{p}_P$  wird durch eine Verringerung des Hedgingvolumens berücksichtigt.*

Mit Blick auf die Literatur lässt sich interessanterweise feststellen, dass der *implizite Hedge* von Preis- und Mengenrisiko in den verwendeten Modellen nicht zum Tragen kommt. So sieht die bspw. in Ekeland et al. (2017) hergeleitete Hedgingposition der Akteure trotz der dort unterstellten Nachfrageschocks, die den Achsenabschnitt der Marktnachfragekurve verschieben, identisch zu Newbery und Stiglitz (1981) aus. Zudem wird dort, wie auch in Danthine (1978), Anderson und Danthine (1983), Turnovsky (1983) oder auch Chari und Christiano (2017), eine Separierung der optimalen Produktions- und Hedgingentscheidung des Produzenten gezeigt. Dies liegt insbesondere in der unterstellten Produktionsfunktion begründet, da entweder rein stochastische Outputmengen unterstellt werden oder deterministische und stochastische Produktionskomponenten additiv verknüpft sind. Die in der vorliegenden Arbeit vorgenommene multiplikative Verknüpfung führt demgegenüber zu einer Interaktion zwischen Produktions- und Hedgingentscheidung, die vor allem aufgrund der in Kapitel 4.1.1 diskutierten Argumente das Entscheidungsproblem des Produzenten adäquat abbildet.

## 4.2.2 Der Händler und das Kassamarktgleichgewicht

Nachdem das optimale Produktions- und Hedgingverhalten des Produzenten hergeleitet und erläutert wurde, gilt es in diesem Abschnitt, auch das optimale Entscheidungsverhalten des Händlers aus seinem ökonomischen Kalkül abzuleiten. Für die Beantwortung der Forschungsfragen ist das Verhalten des Händlers von Bedeutung, weil er direkter Abnehmer des Agrarrohstoffes ist. D.h. obwohl der Händler selbst nicht Analysegegenstand ist, ist ein genaues Verständnis seines Verhaltens auf dem Kassa- und dem Terminmarkt elementar für das Verständnis der Modellmechanik und damit für die Beantwortung der Forschungsfragen.

Der Händler ist ein repräsentativer Agent, dessen Kernmerkmal es ist, dass er exklusiven Zugang zum Endverbrauchermarkt hat. Ohne vertikale Integration kann er deshalb keine Konkurrenz durch den Produzenten bekommen. Im Rahmen des Prozesses der Weiterverarbeitung des Rohstoffes zum Endprodukt und dem anschließenden Absatz hat der Händler seine optimale Produktionsmenge zu wählen, d.h. er entscheidet, welche Menge des Rohstoffes,  $q_H$ , er am Kassamarkt vom Produzenten kauft. Da auch er das Sicherheitsäquivalent seiner zukünftigen Gewinne maximiert, wird er Termingeschäfte

im Umfang  $h_H$  abschließen, um das Preisrisiko abzusichern, wobei hier  $h_H > 0$  für die Menge an Rohstoffen steht, die der Händler am Terminmarkt kauft.

Bei der Herleitung der optimalen Größen  $q_H$  und  $h_H$  ist die zeitliche Abfolge der Entscheidungen zu beachten: Im Gegensatz zum Produzenten finden diese Entscheidungen nicht simultan statt. Vielmehr kann der Händler erst dann über seine Produktionsmenge entscheiden, wenn er die realisierte Erntemenge  $q$  kennt und (physischer) Handel am Kassamarkt zum Kassapreis  $p_P$  möglich ist. Demnach wird er seine Nachfragemenge  $q_H$  erst im Zeitpunkt  $t = 1$  wählen, d.h. auch der Händler ist sowohl dem Preisrisiko als auch dem Mengenrisiko ausgesetzt. Demgegenüber sind Termingeschäfte bereits in  $t = 0$  verfügbar. Zur Absicherung seiner Produktionsmenge  $q_H$  wird der Händler also bereits in  $t = 0$  sein Hedgingvolumen  $h_H$  festlegen.

Die Herleitung der optimalen Entscheidungen des Händlers erfolgt rekursiv: Erst wird in  $t = 1$  die Entscheidung über  $q_H$  für eine gegebene Hedgingmenge  $h_H^*$  bestimmt. Da dann sowohl die optimale Angebotsmenge an Agrarrohstoffen  $q = x^* \cdot (1 + \varepsilon)$  sowie die entsprechende optimale Nachfragemenge  $q_H^*$  bekannt sind, kann der gleichgewichtige Kassapreis  $p_P$  abgeleitet werden. Anschließend wird dann in  $t = 0$  die optimale Hedgingmenge  $h_H^*$  des Händlers hergeleitet.

### Die optimale Produktionsentscheidung des Händlers

Da die Produktionsentscheidung des Händlers erst nach Realisation der Erntemenge in  $t = 1$  getroffen werden kann, besteht zum Zeitpunkt der Entscheidung über  $q_H$  keine Mengen- und Preisunsicherheit mehr. Angebot und Nachfrage treffen am Kassamarkt aufeinander und der Händler kann als Preisnehmer den Preis  $p_P$  als gegeben ansehen, wenn er  $q_H$  wählt. Weil also alle Größen deterministisch sind, vereinfacht sich die Zielfunktion des Händlers zu einer reinen Gewinnmaximierung: Er wählt die Nachfrage- bzw. Produktionsmenge  $q_H^*$ , die seinen Gewinn  $g_H$  für gegebene Kassa- und Endverbraucherpreise,  $p_P$  bzw.  $p_H$ , sowie für ein gegebenes optimales Hedgingvolumen  $h_H^*$  maximiert. Unter Berücksichtigung der Kosten der Weiterverarbeitung, die durch  $C_H(q_H)$  erfasst werden, ergibt sich die Gewinngleichung in  $t = 1$  als:

$$g_H(q_H; h_H^*) = p_H \cdot q_H - (q_H - h_H^*) \cdot p_P - h_H^* \cdot f - C_H(q_H). \quad (4.16)$$

Für die Weiterverarbeitung des Rohstoffes kauft der Händler die Menge  $h_H^*$  am Terminmarkt zum Terminpreis  $f$  und den restlichen Teil der verfügbaren Erntemenge,  $(q_H - h_H^*)$ , zum Kassapreis  $p_P$ . Die gesamte eingesetzte Menge setzt er dann — nach der bereits beschriebenen 1:1 Transformation von Rohstoff in Endprodukt — am Endver-



brauchermarkt ab und erzielt dabei einen Umsatz von  $q_H \cdot p_H$ . Analog zum Produzenten wird auch für den Händler ein quadratischer Verlauf der Produktionskosten angenommen. Die Kostenfunktion lautet demnach:

$$C_H(q_H) = \frac{1}{2} \cdot c_H \cdot q_H^2. \quad (4.17)$$

Die quadratische Kostenfunktion erlaubt es, eine innere Lösung für die Nachfragemenge  $q_H$  zu erhalten. Andere nicht-lineare Verläufe sind aber denkbar und möglich, ändern aber nichts an den Kernaussagen des Modells, sondern haben nur einen numerischen Einfluss. Fixkosten der Weiterverarbeitung werden aufgrund ihrer fehlenden Entscheidungsrelevanz vernachlässigt. Zu beachten ist, dass die Kosten der Weiterverarbeitung vom tatsächlichen Input  $q_H$  abhängen, d.h. sie sind aus Sicht von  $t = 0$  unsicher.

Durch Einsetzen von Gleichung (4.17) in Gleichung (4.16) und anschließendem Maximieren über  $q_H$  erhält man folgende Bedingung erster Ordnung:

$$\frac{\partial g_H}{\partial q_H} = p_H - p_P - c_H \cdot q_H \stackrel{!}{=} 0.$$

Auflösen nach  $q_H^*$  ergibt dann die optimale Mengenentscheidung des Händlers:

$$q_H^* = \frac{p_H - p_P}{c_H}. \quad (4.18)$$

Gleichung (4.18) hat zwei Implikationen: (1) Im Gegensatz zum Produzenten trifft der Händler seine Produktionsentscheidung unabhängig von der Hedgingentscheidung in  $t = 0$ . Dies ist intuitiv logisch, da er in  $t = 1$  die Marktbedingungen kennt und er somit seinen Gewinn durch eine optimale Wahl der Rohstoffnachfrage maximiert. Die Hedginggewinne oder -verluste, die sich unmittelbar in  $t = 1$  einstellen, lassen sich zu diesem Zeitpunkt nicht mehr beeinflussen und haben folglich keine Entscheidungsrelevanz mehr. Der Händler hat lediglich die Möglichkeit, seinen Gewinn zu adjustieren. (2) Die optimale Nachfrage des Händlers nach dem Rohstoff wird durch die Differenz aus seinem Absatzpreis  $p_H$  und seinem Einstandspreis  $p_P$  determiniert. Letztlich entsprechen im Optimum also die aus dem Kassageschäft und der Weiterverarbeitung entstandenen Grenzkosten,  $p_P + c_H \cdot q_H^*$ , den Grenzerlösen  $p_H$  am Endverbrauchermarkt.

### Gleichgewicht am Kassamarkt und Varianz des Kassapreises

Da zum Zeitpunkt  $t = 1$  nun sowohl das optimale Angebot des Rohstoffes als auch die optimale Nachfrage nach dem Rohstoff bekannt sind, kann der gleichgewichtige

Kassapreis bestimmt werden. Die Gleichgewichtsbedingung, die zur Markträumung am Kassamarkt führt, lautet:

$$q = q_H.$$

Durch Auflösen nach dem Kassapreis  $p_P^*$  und Einsetzen der Nachfragekurve, die durch Gleichung (4.3) gegeben ist, für  $p_H$  erhält man folgende mathematische Beziehung:

$$\begin{aligned} p_P^* &= a - (b + c_H) \cdot q \\ &= a - (b + c_H) \cdot x^* \cdot (1 + \tilde{\varepsilon}). \end{aligned} \quad (4.19)$$

Der gleichgewichtige Kassapreis ist also eine in der (geplanten) Produktionsmenge fallende Funktion, da für ein normales Gut  $b > 0$  gilt und auch die Produktionskosten positiv sein werden (also  $c_H > 0$  gilt). Zu beachten ist, dass aufgrund der Annahme der Normalverteilung für die Wettervariable  $\tilde{\varepsilon}$  ein negativer Kassapreis resultieren kann. Analog zum Umgang mit den möglichen negativen Mengen werden entsprechende Fälle aber nicht in die Analyse einbezogen. Die Parameter  $a$ ,  $b$  und  $c_H$  werden letztlich so gewählt, dass für den erwarteten Kassapreis folgende Beziehung gilt:

$$\mathbb{E}[\tilde{p}_P] = a - (b + c_H) \cdot x^* > 0. \quad (4.20)$$

Welche ökonomischen Implikationen lassen sich aus diesem mathematischen Zusammenhang ableiten? Für ein besseres Verständnis wird zusätzlich Gleichung (4.18) herangezogen und nach der Differenz aus  $p_H$  und  $p_P$  aufgelöst. Man erhält:

$$p_H - p_P = c_H \cdot q_H. \quad (4.21)$$

Für einen positiven Kostenparameter  $c_H > 0$  ist die Differenz zwischen dem Endverbraucherpreis  $p_H$  und dem Rohstoffpreis  $p_P$  stets positiv. Höhere Kosten der Weiterverarbeitung durch den Händler werden also ökonomisch nicht von diesem getragen, da diese in einer niedrigeren Nachfrage  $q_H^*$  des Rohstoffes münden. Infolgedessen sinkt der gleichgewichtige Kassapreis  $p_P^*$ , sodass die Differenz  $p_H - p_P$  zunimmt. Der Produzent trägt somit indirekt auch die Kosten der Weiterverarbeitung  $c_H$ , da er bei steigendem  $c_H$  seine Ernte zu einem geringeren Preis absetzen muss. Diese asymmetrische Belastung der Marktakteure resultiert dabei allein aus dem Preismechanismus auf einem vollkommenen Wettbewerbsmarkt und hängt nicht von zusätzlichen Annahmen zu Marktmacht oder Verhandlungsposition ab. Die Ursache hierfür liegt in der asymmetrischen Risikoposition der beiden Akteure begründet: Nach Realisation der Ernte ist der Produzent auf die Weiterverarbeitung angewiesen, da er keinen Zugang zum Endverbrauchermarkt hat. Je größer die Erntemenge ausfällt, umso höher ist dieses Bedürfnis des Produzenten. Dem-

gegenüber hat der Händler in Abwesenheit von Fixkosten oder Marktzugangsbarrieren bis dato — mit Ausnahme des Termingeschäfts — nichts investiert und kann sich jederzeit aus dem Markt zurückziehen. Dieses Ergebnis steht in Einklang mit dem Resultat von Hirshleifer (1988), d.h. die Marktteilnahme eines Händlers, wie sie in der Realität regelmäßig beobachtet werden kann, schwächt potenziell die Position des Produzenten.

**Resultat 4** *Der gleichgewichtige Kassapreis  $p_P^* = a - (b + c_H) \cdot x^* \cdot (1 + \tilde{\varepsilon})$  ist eine in der geplanten und realisierten Outputmenge fallende Funktion.*

Aus Sicht von Konsumenten ist neben der durchschnittlichen Höhe des Kassapreises eines Grundnahrungsmittels auch dessen Varianz von Bedeutung, um eine Aussage über das Risiko extremer Preisbewegungen (v.a. nach oben) treffen zu können. Aus dem vorstehenden Resultat kann nun durch Einsetzen von Gleichung (4.19) in die Formel für die Varianz einer Zufallsvariablen gezeigt werden, dass die Varianz des Kassapreises eine in der geplanten Produktionsmenge  $x$  steigende Funktion ist:

$$\text{Var}[\tilde{p}_P] = \text{Var}[a - (b + c_H) \cdot x \cdot (1 + \tilde{\varepsilon})] = (b + c_H)^2 \cdot x^2 \cdot \text{Var}[\tilde{\varepsilon}]. \quad (4.22)$$

Gleichung (4.22) folgend geht also eine Ausweitung der geplanten Produktionsmenge  $x^*$  mit einer Erhöhung der Unsicherheit über die zukünftige Erntemenge einher. Diese Unsicherheit wird durch die Kassapreisbeziehung in Gleichung (4.19) auf den Kassapreis selbst übertragen. Die aus Konsumentensicht gute Nachricht einer hohen geplanten Produktionsmenge  $x^*$  geht also c.p. auf Kosten einer höheren Wahrscheinlichkeit für große Preisanstiege. Dieses Resultat steht im Einklang mit Newbery (1987) und wird durch die unterstellte Produktionsfunktion sowie die lineare Marktnachfragekurve getrieben.

**Resultat 5** *Die Varianz des Kassapreises  $\text{Var}[\tilde{p}_P] = (b + c_H)^2 \cdot x^2 \cdot \text{Var}[\tilde{\varepsilon}]$  ist eine in der geplanten Outputmenge steigende Funktion.*

#### **Exkurs: Empirische Evidenz für Resultat 5.**

Wie in Kapitel 2 aufgezeigt, untersuchen viele empirische Studien die Fragestellung, welche Einflussfaktoren die Volatilität von Rohstoffpreisen bzw. von Kassapreisrenditen beeinflussen. Gängig sind hierbei vor allem Variablen, die sich auf das Handelsverhalten der Marktteilnehmer — wie bspw. die Anzahl der offenen Kontrakte (Open Interest) bestimmter Gruppen von Akteuren oder das Handelsvolumen — beziehen. Hierbei wird jedoch der potenzielle Einfluss der Produktionsentscheidung des Rohstoffproduzenten ignoriert. Die durch das theoretische Modell vorhergesagte Beziehung soll nun mithilfe eines linearen Regressionsmodells getestet werden. Ziel ist es dabei zu untersuchen, ob

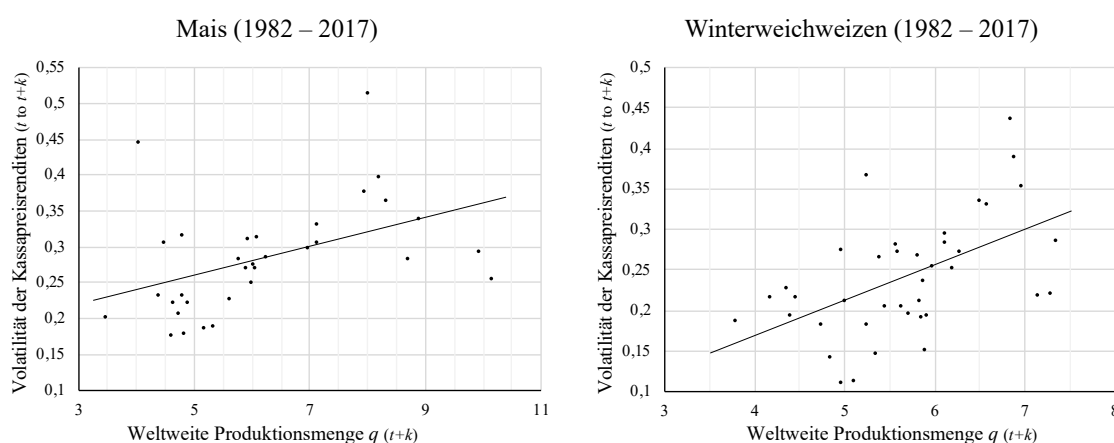
höhere Volatilitäten der Kassapreisrenditen insbesondere in Zeiten höherer Produktionsmengen beobachtet werden. Wie im vorhergehenden empirischen Test in Abschnitt 4.2.1 wird hierbei der geplante Output in  $t$  durch den realisierten Output  $q_{t+k}$  am Ende der Anbauperiode — also zum Zeitpunkt  $t+k$  — approximiert. Die Volatilität des Kassapreises wird mithilfe der annualisierten Standardabweichung täglicher Kassapreisrenditen  $r_{PP}^d$  im Anbauzeitraum von  $t$  nach  $t+k$  geschätzt. Das Regressionsmodell lautet dann:

$$\sqrt{\text{Var}[r_{PP}^d]_{t,t+k}} = \alpha_j + \beta_j \cdot q_{t+k} + u_j, \quad (4.23)$$

wobei  $u_j$  wiederum den Fehlerterm der Regression bezeichne. Das Modell wird mithilfe der OLS-Methode unter Verwendung von Newey und West (1987)-Standardfehlern geschätzt. Abbildung 4.3 zeigt die Ergebnisse für den Zeitraum von 1983 - 2017 wiederum graphisch und tabellarisch:

### Abbildung 4.3: Empirische Beobachtung: Produktionsentscheidung und Volatilität des Kassapreises

Die Graphen und die zugehörigen Tabellen zeigen die Ergebnisse des Regressionsmodells in Gleichung (4.23), das mittels OLS geschätzt wird. Hierbei wird die Volatilität der Kassapreisrenditen  $\sqrt{\text{Var}[r_{PP}^d]}$  von Mais und Winterweichweizen (beide gehandelt an der Chicago Board of Trade) auf die zugehörigen weltweiten Produktionsmengen  $q$  der beiden Rohstoffe regressiert. Die Weltproduktionsmenge wird zum Zeitpunkt  $t+k$  erfasst und dient als Proxy für die geplante Produktionsmenge zu Beginn der Anbauperiode in Zeitpunkt  $t$ . Die Volatilität wird auf täglicher Basis über die gesamte Länge der Anbauperiode — also über den Zeitraum von  $t$  nach  $t+k$  — geschätzt. Die Zeitreihe reicht von 1982 bis 2017. Daten wurden von Thomson Reuters EIKON und dem U.S. Department of Agriculture bezogen. \*\*\* und \* kennzeichnen statistische Signifikanz auf dem 1%- bzw. 10%-Signifikanzniveau.



	Koeffizient	Std.fehler	p-Wert
$\alpha$	0,177***	0,050	0,001
$\beta$	0,043*	0,024	0,085

	Koeffizient	Std.fehler	p-Wert
$\alpha$	-0,141	0,140	0,320
$\beta$	0,081***	0,023	0,001

Die Ergebnisse zeigen, dass ein statistisch signifikanter positiver Zusammenhang zwischen der (geplanten) Produktionsmenge und der Volatilität der Kassapreisrenditen besteht. Zumindest für Mais ist jedoch einzuschränken, dass der Achsenabschnitt  $\alpha$  signifikant von null verschieden ist. Dies deutet darauf hin, dass weitere Einflussfaktoren auf die Volatilität der Kassapreisrenditen wirken, die hier nicht weiter untersucht werden sollen. Insofern liefern die Daten zwar keine eindeutige Kausalitätsbeziehung, jedoch zumindest schwache Evidenz für die Existenz eines *Volatilitätskanals* zwischen der Destabilisierung von Marktpreisen an Finanzmärkten und realwirtschaftlichen Produktionsmengen. Für die weitere Analyse ist dieses Resultat von besonderer Bedeutung: Sofern der spekulative Terminhandel von Finanzinvestoren die Produktionsmengen beeinflusst, ergibt sich eine indirekte Wirkung auf die Höhe *und* Stabilität von Rohstoffkassapreisen, wobei sich aus Konsumentensicht ein Trade-off zwischen potenziell in der erwarteten Menge sinkenden Kassapreisen und steigenden Varianzen ergibt.

Anzumerken ist an dieser Stelle, dass sich die Beziehung aus Gleichung (4.22) auf die Varianz der absoluten Kassapreise (gemessen in Geldeinheiten bzw. quadrierten Geldeinheiten) bezieht, wohingegen der empirische Test aus Gleichung (4.23) die Volatilität der Kassarenditen (gemessen in Prozent) heranzieht, um Stationaritätsproblemen vorzubeugen. Der Zusammenhang zwischen beiden Größen lässt sich auch im Modell abbilden, indem man die Varianz der Relation zwischen unsicherem Kassapreis und dem erwarteten Kassapreis heranzieht, die in Ermangelung eines Kassapreises in  $t = 0$  eine Approximation von Kassarenditen darstellt. Formal ergibt sich folgende Beziehung:

$$\begin{aligned} \text{Var} \left[ \frac{\tilde{p}_P}{\mathbb{E}[\tilde{p}_P]} \right] &= \text{Var} \left[ \frac{a - (b + c_H) \cdot x \cdot (1 + \tilde{\varepsilon})}{a - (b + c_H) \cdot x} \right] \\ &= \left( \frac{(b + c_H) \cdot x}{a - (b + c_H) \cdot x} \right)^2 \cdot \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] \\ &= \frac{1}{\mathbb{E}[\tilde{p}_P]^2} \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] \end{aligned}$$

■

### Die optimale Hedgingentscheidung des Händlers

Nachdem die optimale Produktionsentscheidung des Händlers in  $t = 1$  hergeleitet wurde, kann nun die optimale Hedgingentscheidung  $h_H^*$  in  $t = 0$  bestimmt werden, indem die Zielfunktion aus Gleichung (4.5) maximiert wird.

In einem Zwischenschritt soll jedoch zunächst das Absicherungsproblem des Händlers besser verstanden werden. Hierfür lohnt sich zunächst ein weiterer Blick auf Gleichung

(4.19): Eine weitere Implikation von Gleichung (4.19) ist die Tatsache, dass der Händler aus dem Kassageschäft keine Verluste erzielen wird solange keine Fixkosten existieren bzw. sofern er bereits in die Weiterverarbeitung von Agrarrohstoffen investiert ist. Nur im Fall, dass er noch nicht investiert ist und es Marktzugangskosten gibt oder wenn die Weiterverarbeitung bzw. der Vertrieb hohe Fixkosten verlangt, kann der Händler Verluste realisieren. Der Stückdeckungsbeitrag  $db_H$  ist eine in der Nachfragemenge  $q_H$  steigende Funktion und lässt sich aus Sicht von  $t = 0$  schreiben als:

$$db_H = \tilde{p}_H - \tilde{p}_P - \frac{1}{2} \cdot c_H \cdot \tilde{q}_H = \frac{1}{2} \cdot c_H \cdot \tilde{q}_H > 0.$$

Die entscheidende Frage lautet dann, warum der Händler überhaupt am Terminhandel teilnehmen soll, wenn er kein Verlustrisiko hat. Drei Gründe kommen hierfür in Betracht:

- (1) Als risikoaverser Agent mit der Zielfunktion  $CE_H$  ist er nicht nur am Verlustrisiko interessiert. Vielmehr wirken sich bei Betrachtung der Varianz der Gewinne sowohl unerwartete Gewinnsenkungen als auch unerwartete Gewinnerhöhungen gleichermaßen nutzenmindernd aus. Das Termingeschäft erhöht also die Planbarkeit der zukünftigen Gewinne, indem deren Wahrscheinlichkeitsverteilung enger wird.
- (2) Der Händler wählt zwar seine optimale Nachfragemenge  $q_H$ , da jedoch der Produzent durch die Wahl von  $x^*$  darüber entscheidet, wie viel angebaut wird, gibt dieser das Outputniveau vor. Für den Händler sind hohe Mengen besser, jedoch liegen diese nicht zwingend im Interesse des Produzenten. Über den Abschluss von Termingeschäften kann der Händler einen Teil dieses Mengenrisikos hedgen.
- (3) Der Händler kann zusätzlich auf erwartete Gewinne spekulieren, da er ebenfalls den Trade-off zwischen Gewinn und Risiko berücksichtigt. Somit könnte aufgrund der vorteilhaften Risikoposition im Vergleich zum Produzenten das Spekulationsmotiv zur Teilnahme am Terminhandel motivieren.

Insgesamt bleibt also festzuhalten: Da stets  $\tilde{p}_H > \tilde{p}_P$  gilt, erzielt der Händler immer einen positiven Stückdeckungsbeitrag und sein Exposure besteht lediglich aus dem Mengenrisiko, d.h. gegenüber der unsicheren Erntemenge  $\tilde{q}$ , wohingegen er kein Preisrisiko zu tragen hat. Niedrigere realisierte Mengen bedeuten dabei geringere Gewinne für den Händler.

Das generelle Absicherungsmotiv des Händlers wurde nun motiviert, jedoch stellt sich die Frage, ob es im betrachteten Modellrahmen geeignete Absicherungsinstrumente gibt. Oder in anderen Worten: Sind die gehandelten Termingeschäfte für die Absicherung des Mengenexposures geeignet? In der in Kapitel 4.1.1 vorgestellten Modellstruktur kauft der Händler in  $t = 0$  Terminkontrakte im Umfang von  $h_H$ , um dieses Mengenrisiko

nun durch Termingeschäfte (partiell) abzusichern. Er antizipiert dabei seine optimale Produktionsentscheidung  $q_H^*$ , die er im Zeitpunkt  $t = 1$  trifft. Der Rückfluss aus dem Termingeschäft am Laufzeitende ergibt sich aus der Differenz zwischen dem sich einstellenden Kassapreis  $\tilde{p}_P$  und dem vereinbarten Terminpreis  $f$ , d.h.  $(\tilde{p}_P - f) \cdot h_H$ .

Grundsätzlich gilt: Ein Rückfluss aus einem Termingeschäft sichert primär das Preisrisiko ab, das aus Sicht des Händlers vor allem in steigenden Kassapreisen zum Ausdruck kommt. Im vorliegenden Fall wird jedoch ebenso das Mengenrisiko abgesichert. Der Grund hierfür ist vergleichsweise einfach: Ausschlaggebend ist die Korrelation zwischen Kassapreis und Erntemenge, die letztlich vom Korrelationskoeffizienten  $\rho_{p_P, \varepsilon}$  abhängt. Dieser lässt sich schreiben als:

$$\rho_{p_P, \varepsilon} = \frac{Cov[\tilde{p}_P, \tilde{\varepsilon}]}{\sqrt{Var[\tilde{p}_P]} \cdot \sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]}}.$$

Durch Einsetzen der Beziehung für den Kassapreis in Gleichung (4.19) und Anwendung der Rechenregeln für Varianzen und Kovarianzen erhält man:

$$\begin{aligned} \rho_{p_P, \varepsilon} &= \frac{Cov[a - (b + c_H) \cdot x^* \cdot (1 + \tilde{\varepsilon}), \tilde{\varepsilon}]}{\sqrt{Var[a - (b + c_H) \cdot x^* \cdot (1 + \tilde{\varepsilon})]} \cdot \sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]}} \\ &= \frac{-(b + c_H)xVar[\tilde{\varepsilon}]}{\sqrt{(b + c_H)^2 x^2 Var[\tilde{\varepsilon}]} \cdot \sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]}} \\ &= -1. \end{aligned}$$

Ein Anstieg des Kassapreises geht also stets mit einer entsprechenden Mengenreduktion einher. Investiert der Händler nun in eine Long-Position ( $h_H > 0$ ), so sichert er sich über einen fixierten Inputpreis gegen steigende Kassapreise ab. Da steigende Kassapreise fallende Produktionsmengen bedeuten, impliziert seine Absicherungsstrategie einen Hedge gegen fallende Produktionsmengen. Dies wird durch Einsetzen von Gleichung (4.19) in  $(\tilde{p}_P - f) \cdot h_H$  offensichtlich und man erhält:  $(a - (b + c_H) \cdot x^* \cdot (1 + \tilde{\varepsilon}) - f) \cdot h_H$ .

Nachdem nun das Absicherungsproblem des Händlers — bzw. genauer: sein Hedgingmotiv und geeignete Hedginginstrumente — dargestellt wurden, soll nun die Zielfunktion des Händlers,  $CE_H$ , aus Sicht von  $t = 0$  spezifiziert werden. Unter Einbeziehung der Gewinnleichung aus Gleichung (4.16) folgt:

$$\begin{aligned} CE_H(h_H) &= \mathbb{E} \left[ \tilde{p}_H \cdot \tilde{q}_H - (\tilde{q}_H - h_H) \cdot \tilde{p}_P - h_H \cdot f - \frac{1}{2} c_H \cdot \tilde{q}_H^2 \right] \\ &\quad - \frac{1}{2} \lambda_H \cdot Var \left[ \tilde{p}_H \cdot \tilde{q}_H - (\tilde{q}_H - h_H) \cdot \tilde{p}_P - h_H \cdot f - \frac{1}{2} c_H \cdot \tilde{q}_H^2 \right]. \end{aligned}$$

Dieser Ausdruck lässt sich weiter vereinfachen: Durch Verwendung der Beziehung zwischen dem Endverbraucherpreis  $\tilde{p}_H$  und dem Kassapreis  $\tilde{p}_P$  aus Gleichung (4.21) lässt sich die Zielfunktion des Händlers nur in Abhängigkeit der Zufallsvariablen Kassapreis und Wettervariable ausdrücken. Zudem gilt für die Wettervariable  $\tilde{\varepsilon}$  wegen der getroffenen Verteilungsannahme  $\mathbb{E}[\tilde{\varepsilon}^2] = Var[\tilde{\varepsilon}]$ , sodass sich der erwartete Gewinn des Händlers wie folgt ausdrücken lässt:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\tilde{g}_H] &= \frac{1}{2}c_H \cdot x^2 \cdot \mathbb{E}[(1 + 2\tilde{\varepsilon} + \tilde{\varepsilon}^2)] + h_H \cdot (\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f) \\ &= \frac{1}{2}c_H \cdot x^2 \cdot (1 + 2\mathbb{E}[\tilde{\varepsilon}] + \mathbb{E}[\tilde{\varepsilon}^2]) + h_H \cdot (\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f) \\ &= \frac{1}{2}c_H \cdot x^2 \cdot (1 + Var[\tilde{\varepsilon}]) + h_H \cdot (\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f).\end{aligned}$$

Der zweite Baustein der Zielfunktion, die Varianz der zukünftigen Gewinne, ist gegeben durch:

$$\begin{aligned}Var[\tilde{g}_H] &= \frac{1}{4}c_H^2 x^4 \cdot Var[1 + 2 \cdot \tilde{\varepsilon} + \tilde{\varepsilon}^2] + h_H^2 \cdot Var[\tilde{p}_P] \\ &\quad + 2 \cdot c_H \cdot x^2 \cdot h_H \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] \\ &\quad + c_H^2 \cdot x^4 \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{\varepsilon}^2] + c_H \cdot x^2 \cdot h_H \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{p}_P].\end{aligned}\tag{4.24}$$

Dieser Ausdruck kann wiederum durch Anwendung von Gleichung (4.19) vereinfacht werden. Der zweite und der dritte Kovarianzterm lauten dann:

$$Cov[\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{p}_P] = -(b + c_H) \cdot x \cdot Cov[\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{\varepsilon}] = Cov[\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{\varepsilon}] = 0.$$

Gegeben die Ausdrücke für den Erwartungswert und die Varianz der Gewinne des Händlers, kann dessen Zielfunktion wie folgt geschrieben werden:

$$\begin{aligned}CE_H(h_H) &= \frac{1}{2}c_H \cdot x^2 \cdot (1 + Var[\tilde{\varepsilon}]) + h_H \cdot (\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f) \\ &\quad - \frac{1}{2}\lambda_H \cdot \left( c_H^2 \cdot x^4 Var[\tilde{\varepsilon}] + \frac{1}{4}c_H^2 \cdot x^4 Var[\tilde{\varepsilon}^2] + h_H^2 Var[\tilde{p}_P] + 2c_H \cdot x^2 h_H Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] \right).\end{aligned}$$

Die Maximierung der Zielfunktion über  $h_H$  ergibt folgende Bedingung erster Ordnung:

$$\frac{\partial CE_H}{\partial h_H} = \mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f - \lambda_H \cdot \left( h_H \cdot Var[\tilde{p}_P] + x^2 c_H Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] \right) \stackrel{!}{=} 0.\tag{4.25}$$



Auflösen nach  $h_H^*$  liefert die optimale Hedgingposition des Händlers in Abhängigkeit der vom Produzenten gewählten geplanten Produktionsmenge  $x$ .

$$h_H^* = \frac{\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f}{\lambda_H \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P]} - x^2 \cdot c_H \cdot \frac{\text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P]}{\text{Var}[\tilde{p}_P]}. \quad (4.26)$$

Dieser Ausdruck weist grundsätzlich bereits die aus Newbery und Stiglitz (1981) bekannte Form auf, jedoch geht die Erntemenge quadriert ein, was letztlich die Interpretation erschwert. Um diese Konvexität zu beseitigen und den Ausdruck zu vereinfachen, wird mithilfe der Beziehung für den Kassapreis aus Gleichung (4.19) die Kovarianz zwischen der Schockvariablen  $\tilde{\varepsilon}$  und dem Kassapreis  $\tilde{p}_P$  geschrieben als

$$\text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] = \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, a - (b + c_H)x(1 + \tilde{\varepsilon})] = -(b + c_H)x \text{Var}[\tilde{\varepsilon}],$$

sodass man folgende Darstellung für die optimale Absicherungsmenge  $h_H^*$  des Händlers erhält:

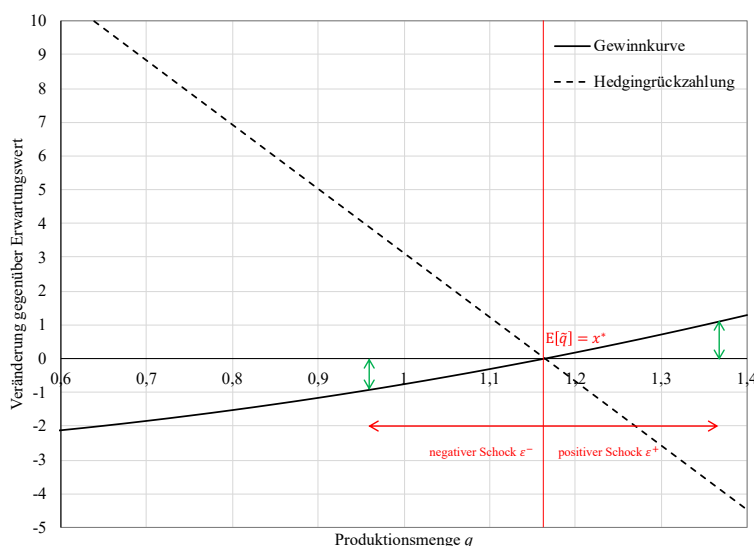
$$h_H^* = x - x \cdot \frac{b}{b + c_H} + \frac{\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f}{\lambda_H \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P]}. \quad (4.27)$$

Die Hedgingentscheidung des Händlers besteht somit aus drei Komponenten: (1) Zur Absicherung seiner erwarteten Einstandsmenge  $x$  kauft der Händler Terminkontrakte in genau diesem Umfang, d.h. je höher die erwartete Erntemenge ausfällt, umso höher die Nachfrage des Händlers nach Absicherung. (2) Der Händler passt diese lineare Absicherung von  $x$  jedoch an, indem er sie um  $x \cdot \frac{b}{b + c_H}$  mit  $\frac{b}{b + c_H} < 1$  verringert. Die ökonomische Intuition hinter dieser Anpassung ist, dass der Händler aufgrund seiner in  $x$  konvexen Gewinnkurve bei Verwendung linearer Termingeschäfte als Absicherungsinstrument ein zu hohes Absicherungsvolumen wählen würde.

Abbildung 4.4 veranschaulicht diesen Zusammenhang graphisch anhand stilisierter Kurven. Die Gewinnkurve (schwarze Linie) aus dem Kassageschäft ist quadratisch in der Erntemenge  $q$  bzw. in der Nachfrage nach Rohstoffen  $q_H$  des Händlers. Die Rückzahlung aus dem Termingeschäft ist eine fallende lineare Funktion (gestrichelte Linie), da der Händler sich durch seine Long-Position gegen sinkende Mengen absichert. Entspricht die realisierte Erntemenge  $q$  der erwarteten Erntemenge  $\mathbb{E}[\tilde{q}] = x^*$  (rote Linie in Abbildung 4.4), so erzielt der Händler genau seinen erwarteten Gewinn  $\mathbb{E}^{\text{Kassa}}[\tilde{g}_H]$  aus dem Kassageschäft. Der Terminkontrakt zahlt — unter Vernachlässigung einer Risikoprämie — den Betrag null zurück. Was passiert nun bei negativen Mengenschocks  $\varepsilon^-$  bzw. positiven Mengenschocks  $\varepsilon^+$ ? Für den Rückfluss des Termingeschäfts sind die Auswirkungen aufgrund der Linearität symmetrisch. Die Konvexität der Gewinnkurve am Kassamarkt

### Abbildung 4.4: Gewinn- und Hedgingfunktion des Händlers

Der Graph zeigt den Verlauf der (erwarteten) Gewinne des Händlers aus Kassageschäft (durchgezogene Linie) und Termingeschäft (gestrichelte Linie) in Abhängigkeit der Produktionsmenge  $q$ . Die vertikale Achse misst dabei die Abweichung vom erwarteten Gewinn für verschiedene Realisationen des Wetterschocks  $\varepsilon$ . Die Parametrisierung der Kurven folgt Kapitel 4.4.1 und die geplante Erntemenge  $x^* = 1,1644$ . Es wird unterstellt, dass keine Risikoprämie am Markt existiert.



impliziert nun jedoch, dass der erwartete Gewinn bei negativem Schock  $\varepsilon^-$  weniger stark sinkt als er bei positivem Schock  $\varepsilon^+$  steigt (grüne Pfeile). Der Händler ist also durch sein Absicherungsgeschäft bei fallenden Mengen zu stark abgesichert, wenn er die komplette erwartete Menge  $x^*$  auf Termin verkaufen würde. Um dies zu vermeiden, reduziert er seine Long-Position um den Faktor  $x \cdot \frac{b}{b+c_H}$ , d.h. er verringert gleichzeitig auch Hedgingverluste bei positiven Mengenentwicklungen, die das Gewinnpotenzial schmälern würden.

(3) Ebenso wie der Produzent wird auch der Händler sein Absicherungsvolumen im Hinblick auf die Opportunitätskosten des Hedgings optimieren, d.h. wenn eine Risikoprämie im Terminmarkt existiert, wird der Händler seine Position entsprechend anpassen. Liegt bspw. Backwardation vor, so erhöht der Händler seine Nachfrage nach Terminkontrakten, um spekulative Gewinne zu erzielen. Wiederum zeigt sich, dass das Hedgingverhalten im gewählten Modellrahmen analog zu Newbery und Stiglitz (1981) ist und grundsätzlich aus einer Absicherungskomponente (erster Summand) und einer Spekulationskomponente (dritter Summand) besteht. Aufgrund der Mengenunsicherheit und der negativen Korrelation zwischen Mengen- und Preisrisiken wird das Hedgingvolumen adjustiert.

**Resultat 6** *Der Händler sichert sein Mengenrisiko durch Terminkäufe ab, indem er seine Nachfrage nach Terminkontrakten erhöht, wenn eine hohe Erntemenge erwartet wird und die Risikoprämie im Verhältnis zur Varianz des Kassapreises hoch ist. Aufgrund des konvexen Verlaufs der Gewinnkurve wird er weniger hedgen im Vergleich zu den Ergebnissen von Newbery und Stiglitz (1981).*

Insgesamt wird also deutlich, dass sowohl Produzent als auch Händler in ihrem optimalen Hedgingkalkül bewusst einen Teil ihres Exposures offen lassen, um spekulative Gewinne aus existierenden Risikoprämien am Terminmarkt zu erzielen. Dieses modellhafte Verhalten erscheint vor dem Hintergrund der Befunde von Cheng und Xiong (2014) oder Kang et al. (2014) die Realität gut abzubilden: Die in empirischen Untersuchungen vorgenommene vereinfachende Unterscheidung zwischen Hedgern und Spekulanten scheint nicht immer trennscharf zu sein. Vielmehr zeigen die infolge von Preisänderungen beobachteten Fluktuationen in den Positionen der vermeintlichen Hedger, dass auch diese ihre Positionen aufgrund von Spekulationsmotiven anpassen, was wiederum Rückwirkungen auf das sogenannte *risk sharing* zwischen den beteiligten Akteuren hat.

### 4.2.3 Gleichgewicht am Terminmarkt

#### Herleitung des gleichgewichtigen Terminpreises

In diesem Abschnitt wird nun das Gleichgewicht am Terminmarkt hergeleitet und analysiert. Die Gleichgewichtsbedingung ergibt sich analog zum Kassamarkt aus dem optimalen Angebot des Produzenten an Terminkontrakten,  $h_P^*$ , und der optimalen Nachfrage des Händlers nach Terminkontrakten,  $h_H^*$ . Die Bedingung lautet dann:

$$h_P^* = h_H^*.$$

Durch Verwendung der Gleichungen (4.15) und (4.27) für  $h_P$  and  $h_H$  kann nach dem gleichgewichtigen Terminpreis  $f^*$  aufgelöst werden. Man erhält:

$$f^* = \mathbb{E}[\tilde{p}_P] - \Lambda_{P,H} \cdot (x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H}), \quad (4.28)$$

mit

$$\begin{aligned} \Gamma_{P,H} &= x \cdot (\text{Cov}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] + x \cdot c_H \cdot \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P]), \\ \Lambda_{P,H} &= \frac{\lambda_P \lambda_H}{\lambda_P + \lambda_H}. \end{aligned}$$

Im Gleichgewicht entspricht der Terminpreis somit dem Erwartungswert des zukünftigen Kassapreises abzüglich einer Risikoprämie  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ . Die Risikoprämie setzt sich aus zwei Bestandteilen zusammen: (1) Die Unsicherheit über die Verteilung von Kassapreis und Erntemenge, die durch die Varianz des Kassapreises,  $Var[\tilde{p}_P]$ , und die entsprechenden Kovarianzterme in  $\Gamma_{P,H} < 0$  erfasst wird. Letztere determinieren die *implizite Absicherung* durch die negative Korrelation zwischen Kassapreis und Erntemenge und beeinflussen maßgeblich den Hedgingbedarf der Akteure. Diese Risikokomponente wird im Wesentlichen durch exogene Parameter — bspw. die Nachfrageparameter  $a$  und  $b$  oder die Varianz der Schockvariable  $Var[\tilde{\varepsilon}]$  — bestimmt, hängt allerdings auch von der gewählten Anbaumenge  $x^*$  des Produzenten ab. (2) Die Gewichtung des Risikos durch die beteiligten Akteure, die in  $\Lambda_{P,H}$  zum Ausdruck kommt. Man kann  $\Lambda_{P,H}$  umformen zu  $\frac{\lambda_P}{\sum \lambda_i} \cdot \frac{\lambda_H}{\sum \lambda_i}$ . Nach Wilson (1968) entspricht  $\frac{\lambda_i}{\lambda_i + \lambda_j}$  genau der Risikotoleranz des Akteurs  $i$  bei Anwendung einer quadratischen Nutzenfunktion. Der Gewichtungsfaktor ist folglich das Produkt der individuellen Risikotoleranzen von Produzent und Händler und ist immer positiv, da die Agenten als risikoavers angenommen werden. Je höher die absolute Risikoaversion  $\lambda_i$  eines Akteurs (und somit je geringer dessen Risikotoleranz), umso höher wird ceteris paribus die Prämie für die Übernahme des Risikos sein.

**Resultat 7** *Der gleichgewichtige Terminpreis  $f^*$  entspricht dem erwarteten Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  abzüglich einer Risikoprämie. Die Risikoprämie im Terminmarkt für Agrarrohstoffe ist abhängig von den Risikotoleranzen und dem Marktumfeld, wobei sowohl Backwardation als auch Contango möglich sind.*

### Das Vorzeichen der Risikoprämie im Terminmarkt

In diesem Abschnitt wird das Vorzeichen der Risikoprämie diskutiert. In der entsprechenden Literatur wird die Risikoprämie regelmäßig als sogenannter *forward price bias* bezeichnet und als Hauptdeterminante die sogenannte *hedging pressure* (vgl. De Roon et al. (2000) u.a.) genannt. Im Rahmen dieser Arbeit gilt die Risikoprämie als positiv, wenn  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] > 0$  gilt. Man spricht dann von Contango im Markt. Eine negative Risikoprämie liegt vor, wenn  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] < 0$  gilt und Backwardation im Markt vorherrscht.

Da der Risikoaversionsterm  $\Lambda_{P,H}$  stets als positiv angenommen wird, determiniert der Ausdruck  $(x \cdot Var[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H})$  das Vorzeichen der Risikoprämie. In Anhang A.4 wird unter Verwendung der Kassapreisbeziehung aus Gleichung (4.19) gezeigt, dass die Bedingung für Backwardation

$$x^* \cdot (2b + c_H) > a \quad (4.29)$$

lautet, d.h. dann gilt  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] < 0$  bzw. dann liegt der Terminpreis unterhalb des erwarteten Kassapreises.

Diese Bedingung für Backwardation hängt natürlich einerseits von der Wahl der Parameter  $a$ ,  $b$  und  $c_H$  ab. Nimmt man positive Weiterverarbeitungsstückkosten  $c_H > 0$  an und unterstellt eine Nachfragefunktion für das Endprodukt, die eher inelastisch ist, sodass  $1/b$  nahe an null liegen wird, so kann argumentiert werden, dass im betrachteten Modellrahmen die sogenannte *hedging pressure* wesentlich von der geplanten Produktionsmenge  $x^*$  abhängt. Da diese Menge endogen gewählt wird, kann keine generelle Aussage getroffen werden, für welche Parameterkombinationen die Bedingung für Backwardation erfüllt ist und umgekehrt.

Grundsätzlich zeigen aber die Gleichungen (4.15) und (4.27) für  $h_P^*$  und  $h_H^*$ , dass beide Akteure einen höheren (absoluten) Hedgingbedarf haben, wenn die Menge  $x^*$  hoch ist. Das Vorzeichen der Risikoprämie wird allerdings nicht vom absoluten Hedgingbedarf determiniert, sondern durch die relative Größe der absoluten Hedgingbedarfe,  $h_P^*$  und  $h_H^*$ , des Produzenten im Vergleich zum Händler bestimmt. In der vorliegenden Arbeit wird dies als relative *hedging pressure* bezeichnet. Insgesamt können zwei Fälle unterschieden werden: Hohe und niedrige geplante Produktionsmengen.

(1) Bei einer hohen geplanten Produktionsmenge  $x^*$  ist der Produzent in stärkerem Maße auf die Weiterverarbeitung angewiesen, da er hohe Produktionskosten hat. Ausschlaggebend ist dabei, dass die Varianz der Gewinne des Produzenten schneller in der Menge  $x^*$  ansteigt als dies für den Händler der Fall ist. Entsprechend wird der Produzent sein Hedgingvolumen für steigende Mengen stärker ausweiten wollen als der Händler. Rein technisch kann man dies anhand der sogenannten *hedge ratios*  $\frac{h_P}{x}$  und  $\frac{h_H}{x}$  von Produzent und Händler analysieren. Ignoriert man die Spekulationskomponenten in den Gleichungen (4.15) und (4.27), die für  $\lambda_P = \lambda_H$  betragsmäßig identisch sind, so ist die *hedge ratio* des Händlers gegeben durch die Konstante  $\frac{c_H}{b+c_H} < 1$ . Demgegenüber ist die *hedge ratio* des Produzenten gegeben durch den Ausdruck  $1 - \frac{a-(b+c_H)x^*}{(b+c_H)x^*} = 2 - \frac{a}{(b+c_H)x^*}$  und ist somit eine in  $x^*$  steigende Funktion.

Wenn die Produktionsmenge  $x^*$  hoch ist, wird der Produzent also mehr Terminkontrakte anbieten als der Händler nachfragen möchte, da der Produzent einen größeren Absicherungsbedarf hat. Dieses Überangebot führt letztlich zu einer Absenkung des gleichgewichtigen Terminpreises  $f^*$ , um den Händler durch günstige Hedgingkonditionen in den Markt zu locken. Somit kassiert der Händler eine im Durchschnitt negative Risikoprämie, d.h. es gilt  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] < 0$  und es herrscht Backwardation im Markt. Die Arbeiten von Turnovsky (1983) und Hirshleifer (1988) zeigen ein analoges Resultat: Die

*hedging pressure* ist höher für den Produzenten, weshalb er im Erwartungswert Hedgingverluste machen wird, sodass am Markt Backwardation entsteht.

Im betrachteten Modell hängt die Risikoprämie jedoch vom Marktumfeld ab, d.h. es bleibt noch Fall (2) zu diskutieren: Ist die geplante Produktionsmenge des Produzenten  $x^*$  niedrig, dann dreht sich die Situation um und der Produzent könnte letztlich einen geringeren Absicherungsbedarf haben als der Händler. In diesem Fall würde dann ein durchschnittlicher Hedginggewinn für den Produzenten zu Buche schlagen und der Terminpreis würde oberhalb des erwarteten Kassapreises liegen, d.h.  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] > 0$ .

Der Vorteil dieses Modells ist also dessen Flexibilität, da je nach Marktumfeld positive wie negative Risikoprämien möglich sind. Es kann dabei allerdings keine genaue Aussage getroffen werden, ab welchen kritischen Werten für die Parameter  $a$ ,  $b$  oder  $c_H$  sowie für welches Produktionsniveau  $x^*$  der Markt von Backwardation auf Contango umschwingt. Insofern ist die Fallunterscheidung zwischen (1) und (2) nicht trennscharf, da unklar bleibt, ab wann eine geplante Menge von  $x^*$  hinreichend hoch oder niedrig für einen Vorzeichenwechsel der Risikoprämie ist. Generell zeigt jedoch die numerische Analyse, dass ein geringes Mengenrisiko, also eine geringe Varianz der Schockvariable,  $Var[\tilde{\varepsilon}]$ , oder ein geringes durch die Akteure über die Koeffizienten  $\lambda_i$  wahrgenommenes Risiko tendenziell Backwardation begünstigt. Der Prohibitivpreis  $a$  der Nachfragekurve hat ebenfalls Einfluss auf die Risikoprämie. Steigt diese maximale Zahlungsbereitschaft der Konsumenten an, so verschiebt sich die Nachfragekurve aufwärts, sodass für jeden Marktpreis eine höhere Marktnachfrage vorherrscht. Dies wird den Produzenten zu einer Ausweitung seiner geplanten Produktionsmenge veranlassen und begünstigt damit ebenfalls eine negative Risikoprämie.

**Resultat 8** *Wenn  $x^* \cdot (2b + c_H) > a$  gilt, ist die Risikoprämie negativ und es liegt Backwardation im Terminmarkt vor. Ursächlich hierfür ist die höhere relative hedging pressure des Produzenten, d.h. der Hedgingbedarf  $h_P^*$  des Produzenten steigt stärker in der Outputmenge  $x^*$  als der Hedgingbedarf  $h_H^*$  des Händlers. Entsprechend möchte der Produzent in diesem Fall sein Exposure durch zusätzliche Terminverkäufe reduzieren. Das resultierende Überangebot verursacht einen Rückgang des gleichgewichtigen Terminpreises, sodass sich Backwardation einstellt.*

## 4.3 Eine Welt mit Finanzinvestoren

### 4.3.1 Vorüberlegungen

Im vorherigen Kapitel wurde das optimale Verhalten des Produzenten und des Händlers schrittweise abgeleitet, um schließlich die Gleichgewichtspreise auf dem Kassa- und dem Terminmarkt ohne Beteiligung eines Finanzinvestors bestimmen zu können. Ein Kernergebnis des Grundmodells ist: Durch die Marktteilnahme des Händlers wird kein Spekulant benötigt, um die Risiken, die der Produzent reduzieren möchte, zu tragen. Wie in Kapitel 2 dargestellt, wird in der Literatur überwiegend eine Marktstruktur ohne Händler gewählt, sodass ein Finanzinvestor für die Risikoübernahme im Terminmarkt erforderlich ist. In Abwesenheit des Finanzinvestors würden sich sonst die ökonomischen Bedingungen für den Produzenten unmittelbar verschlechtern. Im vorliegenden Fall funktioniert der Terminmarkt hingegen allein dadurch, dass Produzent und Händler gegenläufige Exposures haben. Das Argument, Finanzinvestoren würden wegen Ihrer Bereitschaft zur Risikoübernahme benötigt, um dem Produzenten bessere Bedingungen für Produktion und Absatz des Gutes zu ermöglichen, hat hier also keine Relevanz. Es genügt allein die Existenz eines Terminmarktes, um Hedgingmöglichkeiten für den Produzenten sicherzustellen. Lediglich die Konditionen für die Absicherung, d.h. der gleichgewichtige Terminpreis — und daran anknüpfend die Absicherungsmengen  $h_P$  des Produzenten und  $h_H$  des Händlers — können folglich durch die Marktteilnahme der Finanzinvestoren beeinflusst werden. Dies hätte natürlich Auswirkungen sowohl auf die Nahrungsmittelmengen und -preise, die die Konsumenten unmittelbar betreffen, als auch auf die Gewinne und das Nutzenniveau von Produzent und Händler.

Die in diesem und den folgenden Abschnitten vorgenommene modelltheoretische Analyse hat das Ziel, zunächst das Kalkül des Finanzinvestors zu erläutern und dann die Marktbeziehungen in einer Welt mit Finanzinvestoren abzuleiten, damit diese anschließend mit dem Grundmodell aus Kapitel 4.2 verglichen werden können. Dabei geht es darum, eindeutige Ursache-Wirkung-Zusammenhänge zwischen der Marktteilnahme der Finanzinvestoren und den Bedingungen der Lebensmittelversorgung — also Produktionsmengen, Preisniveau und Preisstabilität — zu identifizieren. Dieser fiktive Vergleich macht den gewählten Modellrahmen mit einer zweiten Produktions- bzw. Absatzstufe letztlich unabdingbar. Die Teilnahme eines Händlers oder weiterverarbeitenden Unternehmens bildet letztlich nicht nur reale Gegebenheiten adäquat ab, sondern stellt vielmehr auch eine trennscharfe Analyse der Auswirkungen des spekulativen Terminhandels sicher, die insbesondere in Kapitel 4.4 erfolgt.

### 4.3.2 Das optimale Verhalten des Finanzinvestors

Der Finanzinvestor — häufig auch einfach als Spekulant bezeichnet — wird als repräsentativer Investor modelliert, d.h. er ist ebenso Preisnehmer wie die anderen beteiligten Akteure. Sein Hauptcharakteristikum bzw. das Unterscheidungsmerkmal gegenüber dem Produzenten und dem Händler ist, dass der Finanzinvestor am Terminhandel für Agrarrohstoffe als Käufer oder Verkäufer teilnimmt, ohne jedoch in Produktion, Weiterverarbeitung oder Absatz des Gutes involviert zu sein. Zudem wird die Annahme getroffen, der Finanzinvestor nehme nur am Terminhandel teil und trete nicht als Marktteilnehmer am Kassamarkt auf. Diese Annahme ist in der Realität insofern unkritisch, als dass mit dem physischen Kassahandel auch Kosten für die Lagerhaltung entstehen würden. Im Gegensatz zu den anderen Akteuren kann der Finanzinvestor keinen Nutzen aus dieser Lagerhaltung ziehen, da er das Gut nicht als Produktionsfaktor vorhalten muss. Typischerweise wird deshalb *Finanzspekulation* durch Termingeschäfte betrieben (vgl. Irwin et al. (2009) oder Stoll und Whaley (2011)).

Hinsichtlich seiner Risikopräferenzen wird der Finanzinvestor als risikoavers modelliert, d.h. er sieht sich ebenso wie die anderen Akteure am Markt dem Trade-off aus Rendite und Risiko seines Investment gegenüber und maximiert das Sicherheitsäquivalent seiner zukünftigen Zahlungsströme (s. Gleichung (4.5)). Annahmegemäß hält der Finanzinvestor ein gut diversifiziertes Portfolio aus riskanten Vermögensgegenständen wie Aktien, Anleihen oder Immobilien. Dieses Portfolio generiert in  $t = 1$  eine unsichere Rendite  $\tilde{r}$ , die ebenfalls als normalverteilt angenommen wird, sodass gilt  $\tilde{r} \sim N(\mu_r, \sigma_r)$ . Die Asset Allocation, also die Gewichtung der einzelnen Assets im Portfolio, wird als exogen gegeben angenommen, d.h. die entsprechende Investitionsentscheidung seines Anfangsvermögens  $w_I$  wird nicht modelliert und erfolgte bereits vor dem Zeitpunkt  $t = 0$ . Somit ist sein unsicheres Endvermögen aus dieser offenen Position gegeben durch  $w_I \cdot (1 + \tilde{r})$ .

Das Hauptmotiv des Finanzinvestors für seine Teilnahme am Terminhandel für Agrarrohstoffe in  $t = 0$  ist folglich die Optimierung seiner Asset Allocation durch den Kauf oder Verkauf der Agrarrohstoffterminkontrakte im Umfang  $h_I$  zum Preis  $f$ . Vorrangiges Ziel ist also gerade nicht die Spekulation gegen eine Risikoprämie im Terminmarkt, wie es im Falle eines risikoneutralen Gewinnmaximierers der Fall wäre. Risikoneutrale Spekulanten sind in der Literatur gängig (Chari et al., 1990), ebenso wie Spekulanten, die ausschließlich an Terminmärkten handeln, ohne gleichzeitig sonstige riskante Wertpapiere zu halten (bspw. Turnovsky (1983) oder Branger et al. (2016)). Die Interaktion zwischen dem Terminmarkt und den Aktien- und/oder Anleihemärkten wird in diesen Papieren ignoriert. Folglich ist der Finanzinvestor im betrachteten Kontext



kein *reiner Spekulant*, der nur auf die Realisation von Risikoprämien abzielt, sondern bspw. ein Investmentfonds oder eine Finanzinstitution, die ihr Portfolio weiter diversifizieren möchten. Diese Art der Modellierung des Verhaltens des Finanzinvestors trifft viel eher das reale Verhalten von Rohstofffonds oder sogenannten Long-Only-Fonds, die lediglich Terminkäufe durchführen (vgl. Stoll und Whaley (2011)). Zudem ist dieser Ansatz erkenntnisreich für die Analyse, wie Handelsverbote für finanzielle Anleger auf die Marktgleichgewichte an Termin- und Kassamarkt wirken könnten, da nicht eine einzelne Untergruppe (also die wirklichen kurzfristigen Spekulanten) herausgegriffen wird, sondern die Wirkung einer gesamten Klasse an Investoren analysiert wird.

Unter den getroffenen Annahmen kann nun die Gewinnfunktion des Finanzinvestors in  $t = 1$  aus Sicht von  $t = 0$  geschrieben werden als:

$$\tilde{g}_I(h_I) = w_I \cdot (1 + \tilde{r}) + h_I \cdot (\tilde{p}_P - f).$$

Die Gewinnfunktion ist also eine Funktion des Hedgingvolumens (oder Diversifikationsvolumens)  $h_I$ , da alle anderen Größen bereits ex ante festgelegt sind. Aufgrund der empirisch häufig beobachteten geringen Korrelation zwischen den Aktienmärkten und den (Agrar)rohstoffmärkten wird der institutionelle Anleger überwiegend in eine Long-Position investieren, also Rohstoffe auf Termin zum Preis  $f$  kaufen, sodass  $h_I > 0$  einen Terminkauf impliziert. Im Gegenzug erhält er den Rohstoff, der in  $t = 1$  einen Marktwert von  $\tilde{p}_P$  hat, d.h. der Gewinn oder Verlust aus dem Termingeschäft beträgt  $(\tilde{p}_P - f)$ . Dabei ist es wiederum irrelevant, ob in  $t = 1$  physisch geliefert wird oder lediglich eine Ausgleichszahlung in Höhe von  $(\tilde{p}_P - f)$  stattfindet.<sup>7</sup> Die Zielfunktion  $CE_I$  in Abhängigkeit von  $h_I$  ist dann gegeben durch:

$$\begin{aligned} CE_I(h_I) &= w_I \cdot (1 + \mathbb{E}[\tilde{r}]) + h_I \cdot (\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f) \\ &\quad - \frac{1}{2} \cdot \lambda_I \cdot (w_I^2 \cdot Var[\tilde{r}] + h_I^2 \cdot Var[\tilde{p}_P] + 2w_I h_I Cov[\tilde{r}, \tilde{p}_P]). \end{aligned} \quad (4.30)$$

Durch Maximieren über  $h_I$  ergibt sich folgende Bedingung erster Ordnung:

$$\frac{\partial CE_I}{\partial h_I} = \mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f - \lambda_I \cdot \left( h_I \cdot Var[\tilde{p}_P] + w_I Cov[\tilde{r}, \tilde{p}_P] \right) \stackrel{!}{=} 0. \quad (4.31)$$

---

<sup>7</sup>Die Art der Leistungserfüllung ist im betrachteten Modellrahmen irrelevant, da weder Kosten noch zusätzlicher Nutzen für den Finanzinvestor entstehen, wenn der Rohstoff physisch geliefert wird bzw. er diesen für die Lieferung beschaffen müsste. In der Realität würde der Investor den realisierten Geldbetrag wieder anlegen bzw. durch zusätzliche Mittel decken oder einfach durch Glattstellen des Futures rechtzeitig von einem auslaufenden Kontrakt auf einen nachfolgenden Kontrakt überrollen.

Auflösen nach  $h_I^*$  ergibt dann die optimale Hedgingmenge des Finanzinvestors:

$$h_I^* = \frac{\mathbb{E}[\tilde{p}_P] - f}{\lambda_I \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P]} - w_I \cdot \frac{\text{Cov}[\tilde{r}, \tilde{p}_P]}{\text{Var}[\tilde{p}_P]}. \quad (4.32)$$

Auf den ersten Blick wird auch bei diesem funktionalen Zusammenhang die Ähnlichkeit zu Newbery und Stiglitz (1981) deutlich. Man kann also auch das optimale Verhalten des Finanzinvestors in eine Spekulationskomponente (erster Summand) und eine Diversifikationskomponente (zweiter Summand) unterteilen. Letzterer verdeutlicht, dass der Finanzinvestor bei der Absicherung seines Vermögens  $w_I$  auch die Veränderung des Exposures, die durch eine Veränderung im Basiswert  $\tilde{p}_P$  des Termingeschäfts verursacht wird, berücksichtigt. Somit ergibt sich wiederum ein  $\beta$ -Hedging und die Absicherungsmenge  $w_I$  wird durch den Faktor  $\frac{\text{Cov}[\tilde{r}, \tilde{p}_P]}{\text{Var}[\tilde{p}_P]}$  skaliert. Bei Vorliegen einer negativen (oder sehr geringen positiven) Korrelation zwischen der Portfoliorendite  $\tilde{r}$  und dem Kassapreis des Rohstoffes  $\tilde{p}_P$  kann der Finanzinvestor seine Asset Allocation durch den Kauf von Terminkontrakten im Hinblick auf das *systematische Risiko* seiner Position (gemessen als Varianz der Gewinne) verbessern. Bei Vorliegen einer hohen positiven Korrelation wird er in entsprechendem Umfang (Leer-)verkäufe durchführen. Die Spekulationskomponente ist deckungsgleich zu der des Händlers. Die Absicherungsmenge wird also angepasst für erwartete Spekulationsgewinne aus einer am Markt möglicherweise vorherrschenden Risikoprämie. Im Fall einer negativen Risikoprämie, also wenn  $f < \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  und somit Backwardation vorliegt, wird der Finanzinvestor zusätzliche Terminkontrakte nachfragen (und umgekehrt). Beide Komponenten in Gleichung (4.32) sind dann positiv. Profiteur wäre hier vermutlich der Produzent, der dann c.p. bessere Bedingungen für die Absicherung seines Preis- und Mengenrisikos hat. Zu berücksichtigen ist aber noch die Interaktion aus Futureshandel und Produktionsentscheidung, da die indirekte Mengewirkung des Terminhandels letztlich auch die gleichgewichtige Produktionsmenge und den gleichgewichtigen Kassapreis beeinflusst (siehe hierzu ausführlich Abschnitt 4.4).

**Resultat 9** *In Märkten mit Backwardation und einer negativen Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis wird der Finanzinvestor seine Asset Allocation durch Terminkäufe optimieren. Durch die zusätzliche Nachfrage nach Terminkontrakten werden c.p. die Absicherungsmöglichkeiten des Produzenten verbessert.*

### 4.3.3 Gleichgewicht am Terminmarkt

#### Herleitung des gleichgewichtigen Terminpreises

Die Teilnahme eines zusätzlichen Akteurs am Terminhandel hat Auswirkungen auf das Marktgleichgewicht, d.h. spekulativer Terminhandel könnte auf die Terminpreise für Rohstoffe wirken. Unter Einbeziehung der optimalen Hedgingmenge  $h_I$  des Finanzinvestors, ergibt sich die Gleichgewichtsbeziehung nun als:

$$h_P^* = h_H^* + h_I^*.$$

Nach Einsetzen der Gleichungen (4.15), (4.27) und (4.32) für  $h_P^*$ ,  $h_H^*$  und  $h_I^*$  kann nach dem Gleichgewichtspreis  $f^{**}$  aufgelöst werden und man erhält:

$$f^{**} = \mathbb{E}[\tilde{p}_P] - \Lambda_{P,H,I} \cdot (x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H,I}), \quad (4.33)$$

mit

$$\begin{aligned} \Gamma_{P,H,I} &= x \cdot (\text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] + x c_H \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P]) + w_I \text{Cov}[\tilde{r}, \tilde{p}_P], \\ \Lambda_{P,H,I} &= \frac{\lambda_P \lambda_H \lambda_I}{\lambda_P \lambda_H + \lambda_P \lambda_I + \lambda_H \lambda_I}. \end{aligned}$$

Wie für den Fall ohne Finanzinvestor setzt sich der Terminpreis aus dem erwarteten Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  und einer mit dem Faktor  $\Lambda_{P,H,I}$  gewichteten Risikokorrektur zusammen. Die Risikokorrektur  $x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H,I}$  wird dabei um den Summanden  $w_I \text{Cov}[\tilde{r}, \tilde{p}_P]$  erweitert, sodass auch das für den Finanzinvestor relevante Risiko aus seiner Absicherungsposition in den gleichgewichtigen Terminpreis einfließt bzw. die am Markt gepreiste Risikoprämie determiniert. Das Vorzeichen der Risikoprämie kann analog zum 2-Akteure-Fall positiv wie negativ sein. Folglich führt auch die Marktteilnahme des Finanzinvestors nicht zu einem fixen Vorzeichen der Risikoprämie. Diese hängt weiterhin von der relativen *hedging pressure* der Marktteilnehmer ab. Festzuhalten bleibt: Die Korrelation zwischen dem Kassapreis des Rohstoffes und der Portfoliorendite des riskanten Portfolios aus Aktien, Anleihen etc.,  $\rho_{r,p_P}$ , beeinflusst somit den Terminpreis, da dieses Risiko aus Sicht des Finanzinvestors nicht durch Diversifikation eliminiert werden kann.

### Gleichgewichtswirkung des spekulativen Terminhandels und Risikoprämie im Terminmarkt

Von zentralem Interesse im Hinblick auf die Beantwortung der Forschungsfragen ist nun natürlich die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf den gleichgewichtigen Terminpreis  $f^{**}$ . Der Terminpreis sowie dessen erste Ableitung nach  $h_I$  können unter Verwendung der Markträumungsbedingung auch geschrieben werden als:

$$f^{**}(h_I) = f^* + \frac{\lambda_P \lambda_I}{\lambda_P + \lambda_I} \cdot Var[\tilde{p}_P] \cdot h_I \quad (4.34)$$

und

$$\left. \frac{df^{**}}{dh_I} \right|_{x=x^*} = \frac{\lambda_P \lambda_I}{\lambda_P + \lambda_I} \cdot Var[\tilde{p}_P] > 0. \quad (4.35)$$

Somit wird deutlich, dass unter der getroffenen Annahme risikoaverser Akteure ( $\lambda_i > 0 \forall i$ ) eine Long-Position des Finanzinvestors, also  $h_I > 0$ , zu einem Nachfragedruck nach Terminkontrakten führt, was letztlich in einem Anstieg des Terminpreises resultiert. Die gleiche Argumentation gilt natürlich auch im Fall einer Short-Position des Finanzinvestors, wenn  $h_I < 0$  ist und letztlich der Terminpreis sinkt. Es kann also festgestellt werden, dass spekulativer Terminhandel immer eine Preiswirkung zur Folge hat. Zu beachten ist dabei, dass ein möglicher indirekter Einfluss des Finanzinvestors auf die Mengenentscheidung des Produzenten bisher ausgeklammert wurde, d.h. in dieser ceteris paribus-Betrachtung wählt der Produzent trotzdem die optimale Menge  $x^*$  aus dem 2-Akteure-Fall.

Aus der in Gleichung (4.32) gegebenen Beziehung für die optimale Hedgingposition  $h_I^*$  des Finanzinvestors können die wesentlichen Einflussfaktoren auf den Terminpreis  $f^{**}$  abgeleitet bzw. identifiziert werden, die sich durch den Markteintritt des Finanzinvestors ergeben: Erstens, die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Agrarrohstoffes. Zweitens, das Vorzeichen der Risikoprämie am Terminmarkt, d.h. ob Backwardation oder Contango vorliegt. Somit können insgesamt vier verschiedene Konstellationen unterschieden werden, die in Tabelle 4.1 zusammengefasst sind:

**Tabelle 4.1: Wirkung des spekulativen Terminhandels auf den Terminpreis**

Die Matrix zeigt die vier möglichen Fälle, wie der Terminhandel des Finanzinvestors auf den gleichgewichtigen Terminpreis wirkt. Grundlage hierfür sind die Gleichungen (4.32) und (4.35).

	Backwardation	Contango
$\rho_{r, p_P} \leq 0$	$f^{**} > f^*$	?
$\rho_{r, p_P} > 0$	?	$f^{**} < f^*$

Der Fall einer negativen Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und einer negativen Risikoprämie  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] < 0$ , also einer Backwardation-Situation am Terminmarkt, führt dazu, dass der Finanzinvestor das Rendite-Risiko-Profil seiner Asset Allocation durch Terminkäufe optimiert. Dadurch erzielt er im Erwartungswert Spekulationsgewinne und kann gleichzeitig das Risiko seines Gesamtportfolios verringern. Dieser Ansatz spiegelt das typische Motiv der Long-Only-Fonds für eine Teilnahme am Agrarrohstoffhandel wider. Die entstandene zusätzliche Nachfrage nach Terminkontrakten lässt letztlich den gleichgewichtigen Terminpreis steigen. Umgekehrt gilt für den Fall einer positiven Korrelation  $\rho_{r, p_P} > 0$  bei gleichzeitigem Vorliegen einer Contango-Situation, dass der Finanzinvestor Terminkontrakte leerverkauft und somit zusätzliches Angebot in den Markt bringt, wodurch der Terminpreis fällt.

Die beiden verbleibenden Fälle einer (a) negativen Korrelation  $\rho_{r, p_P} < 0$  und Contango sowie (b) einer positiven Korrelation  $\rho_{r, p_P} > 0$  und Backwardation lassen sich nicht eindeutig zuordnen, d.h. es hängt von der Wahl der Parameter ab, ob spekulativer Terminhandel durch Finanzinvestoren den Terminpreis erhöht oder senkt. Ebenso wie im Fall ohne Finanzinvestoren in Abschnitt 4.2.3 gilt jedoch auch im Fall mit Finanzinvestoren, dass Backwardation begünstigt wird durch eine tendenziell inelastische Nachfragekurve, also für hohe Werte des Steigungsparameters  $b$  und niedrige Werte des Parameters  $a$ .

Zudem bleibt zu klären, welche Wirkung der spekulative Terminhandel im Fall unkorrelierter Rohstoff- und Aktienmärkte hätte: Gegeben der Terminmarkt für Agrarrohstoffe befindet sich vor Markteintritt in Backwardation, die Bedingung  $x^*(2b + c_H) > a$  aus Abschnitt 4.2.3 ist also erfüllt, so erhöht der Terminhandel des Finanzinvestors bereits bei einer Korrelation von  $\rho_{r, p_P} = 0$  den gleichgewichtigen Terminpreis. Folglich gilt:  $f^{**} > f^*$ , wenn  $\rho_{r, p_P} \leq 0$  und  $x^*(2b + c_H) > a$ . Die ökonomische Intuition hierfür ist, dass der Finanzinvestor bei unkorrelierten Märkten seine Hedgingentscheidung nur auf Basis der vorliegenden Risikoprämie im Verhältnis zu seinem Risikoaversionsparameter  $\lambda_I$  und der Varianz des Kassapreises trifft. Er hat also kein *systematisches Risiko* mehr,

das durch sein  $\beta$ -Hedging in sein Kalkül einfließt, sodass diese Risikokomponente auch nicht durch eine Prämie im Terminpreis vergütet wird. Gleichzeitig bleibt der Finanzinvestor aber ein risikoaverser Akteur mit einer positiven Risikotoleranz, also  $1/\lambda_I > 0$ . Die Teilnahme des Finanzinvestors erhöht somit die Risikotoleranz des Gesamtmarkts, weshalb die Risikoprämie sinken wird, da die Risikoübernahme geringer entlohnt wird (vgl. Mossin (1969)). Bei Vorliegen von Backwardation bedeutet dies einen Anstieg des Terminpreises infolge des spekulativen Terminhandels. Formal zeigt sich dies durch die Tatsache, dass  $\Lambda_{P,H,I} < \Lambda_{P,H}$  gilt. Der entsprechende Beweis wird in Anhang A.5 geführt.

Somit kann ein erstes Zwischenfazit gezogen werden: Spekulativer Terminhandel erhöht bei Vorliegen einer moderaten Korrelation zwischen den Rohstoffmärkten und den Aktien- und Anleihemärkten potenziell den Terminpreis für Agrarrohstoffe. Ursächlich hierfür sind die dann sehr guten Möglichkeiten für Investoren, das Rendite-Risiko-Profil ihres bestehenden Portfolios durch Terminkäufe zu verbessern. Insofern scheinen sich an dieser Stelle die im Zuge der Finanzkrise 2007/2008 aufgekommenen Vorwürfe in Politik und Medien, Spekulanten erhöhten durch ihren Handel die Preise für Agrarrohstoffe, zu bestätigen. Allerdings gibt es zwei wesentliche Einschränkungen: (1) Die Terminpreise sind irrelevant für die Konsumententscheidung der Haushalte. In der öffentlichen Debatte zur Rohstoffpreisentwicklung wird letztlich inhaltlich auf die Kassapreise abgestellt, da diese die Nahrungsmittelpreise der Endverbraucher maßgeblich determinieren. (2) Mögliche indirekte Wirkungen von Spekulation auf die Anbaumengen der Rohstoffe wurden bisher vernachlässigt. Gleichzeitig zeigt die Beziehung in Gleichung (4.12) für die optimale geplante Produktionsmenge  $x^*$  des Produzenten, dass der Produzent den Terminpreis in seine Anbauentscheidung einbezieht, sodass es hier indirekte Einflüsse des Terminhandels der Finanzinvestoren geben kann.

Insofern bleiben also die realwirtschaftlichen Auswirkungen des spekulativen Terminhandels ungeklärt. Konkret bleiben drei Fragestellungen offen:

- (1) Sind Konsumenten — insbesondere die armen Teile der Weltbevölkerung — wirklich negativ von gestiegenen Terminpreisen betroffen, wenn davon gleichzeitig Produktionsanreize ausgehen?
- (2) Bedeuten potentielle Erhöhungen des Terminpreises auch ein erhöhtes Risiko für starke Preisanstiege, unter denen speziell die armen Haushalte leiden würden?
- (3) Wie wirken sich gestiegene Terminpreise auf die erwarteten Gewinne der Produzenten und damit das langfristige Angebot an Grundnahrungsmitteln aus?

Die Beantwortung dieser Fragen, die letztlich Konkretisierungen der in Kapitel 3 gestellten Forschungsfragen sind, erfolgt im Rahmen einer numerischen Analyse im nachfolgenden Abschnitt.

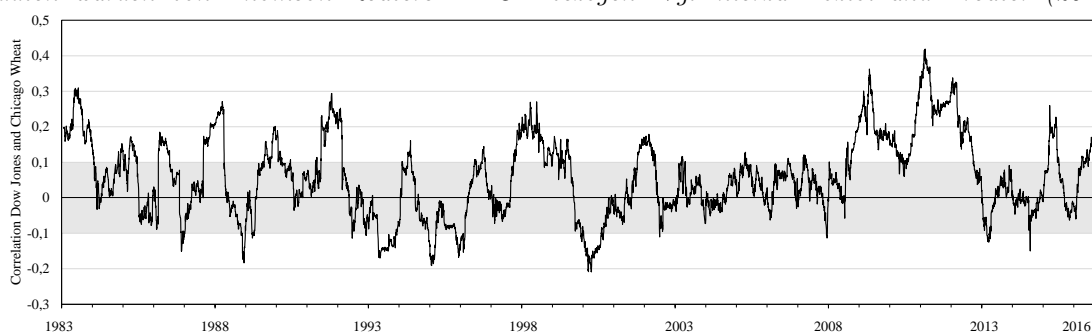
## 4.4 Numerische Analyse der Wirkung spekulativen Terminhandels

Das Ziel dieses Kapitels ist der Vergleich der Marktgleichgewichte an Termin- und Kassamärkten vor und nach Markteintritt des Finanzinvestors. Die bisherige Analyse hat gezeigt, dass letztlich das Zusammenspiel des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  und der am Markt vorherrschenden Risikoprämie entscheidend die Wirkung des spekulativen Terminhandels beeinflusst. Deshalb erscheint es sinnvoll, verschiedene Marktumgebungen gezielt zu analysieren. Diese werden anhand der empirisch beobachteten Korrelationen zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors bzw. eines repräsentativen Aktienindex und dem Kassapreis des Rohstoffes abgegrenzt.

Abbildung 4.5 veranschaulicht dies anhand eines gleitenden Korrelationskoeffizienten zwischen den täglichen logarithmierten Kassarenditen von Weichweizen, der in Chicago gehandelt wird, und den täglichen logarithmierten Renditen des Dow Jones Index zwischen 1983 und 2016. Die Korrelation wird dabei über 150 Handelstage geschätzt. Es zeigt sich, dass die geschätzten Korrelationskoeffizienten überwiegend leicht positive Werte annehmen, die jedoch sehr nahe an null sind. Tatsächlich ist der Korrelationskoeffizient in zwei Drittel der betrachteten Perioden kleiner als +10% und schwankt im Wesentlichen um die Nulllinie (grau hinterlegter Bereich). Der über den Gesamtzeitraum geschätzte Korrelationskoeffizient liegt bei +7,69% und ist auf dem 1%-Signifikanzniveau statistisch signifikant von null verschieden. Demgegenüber legen die Werte nahe null nahe, dass die Korrelation zwischen Aktien- und Rohstoffmärkten regelmäßig ökonomisch insignifikant ist. Zu prüfen ist deshalb, ob Finanzinvestoren in diesen Perioden der ökonomisch insignifikanten Korrelation die häufig beobachtete Long-Only-Strategie verfolgen, also lediglich Kaufpositionen am Terminmarkt eingehen und durch ihre Nachfrage den Preis nach oben treiben. Des Weiteren verdeutlicht Abbildung 4.5, dass in unregelmäßigen zeitlichen Abständen sprunghafte Anstiege des Korrelationskoeffizienten beobachtet werden können. Diese scheinen zeitlich häufig mit Krisenperioden oder zumindest unruhigeren Phasen an den Finanzmärkten einherzugehen. Solche Korrelationsschocks traten bspw. im Zuge der weltweiten Finanzkrise 2007/2008 oder in der Staatsschuldenkrise im Euroraum 2010/2011 auf. Hier sind Korrelationen jenseits der

### Abbildung 4.5: Korrelation zwischen Chicago Wheat und Dow Jones Industrials (1983 - 2016)

Die Abbildung zeigt den gleitenden Korrelationskoeffizienten zwischen den täglichen log-Renditen von Chicago Weichweizen und dem Dow Jones Index, der als Proxy-Variablen für das risikante Portfolio des Finanzinvestors herangezogen wird. Der Korrelationskoeffizient wird über 150 Handelstage in einem Zeitraum von 1983 bis 2016 geschätzt. Die entsprechenden Kursdaten wurden von Thomson Reuters EIKON bezogen. Vgl. hierzu Koziol und Treuter (2019).



Marke von +30% zu beobachten. Es gilt also zu analysieren, wie die Reaktion der Finanzinvestoren speziell in diesem Marktumfeld aussieht. Zu erwarten ist ein Leerverkauf von Agrarrohstoffterminkontrakten, wodurch die Terminpreise sinken würden.

Auf Basis dieser Beobachtung und Argumentation werden im folgenden vier Szenarien betrachtet:

- (1) Marktumfeld mit schwach positiver Korrelation von  $\rho_{r,p_P} = +7,69\%$ ,
- (2) Marktumfeld mit negativer Korrelation von  $\rho_{r,p_P} = -7,69\%$ ,
- (3) Das Szenario unkorrelierter Märkte,
- (4) Marktumfeld mit hoher positiver Korrelation von  $\rho_{r,p_P} = +40\%$ .

Es ist anzumerken, dass keine Fallunterscheidung im Hinblick auf das Vorzeichen der Risikoprämie im Terminmarkt, also ob Backwardation oder Contango vorliegt, erfolgt. Gegeben die exogenen Parameter werden anhand beobachtbarer Größen festgelegt, so hängt die Bedingung für Backwardation lediglich von der endogenen Mengenentscheidung des Produzenten ab. Insofern ergibt sich also die Risikoprämie in den betrachteten Szenarien endogen und wird deshalb jeweils im Rahmen der Ergebnisauswertung diskutiert.

Analytisch ergeben sich die Marktgrößen optimale Produktionsmenge  $x^*$  und Terminpreis  $f^*$  aus einem Gleichungssystem, das aus den Funktionen  $x^*(f^*)$  bzw.  $x^{**}(f^{**})$  (gegeben durch Gleichung (4.12)) und  $f^*(x^*)$  bzw.  $f^{**}(x^{**})$  (gegeben durch die Gleichungen (4.28) bzw. (4.33)) besteht. Dieses Gleichungssystem wird numerisch auf Basis der nachfolgend beschriebenen Parametrisierung gelöst.



### 4.4.1 Parametrisierung

Die Parametrisierung des Modells wird in diesem Abschnitt anhand des ersten Szenarios, *Marktumfeld mit schwach positiver Korrelation*, besprochen. Dieses Szenario stellt das Ausgangsszenario dar, da es die durchschnittliche Korrelation zwischen Chicago Weizen und dem Dow Jones Index einbezieht und somit eine Art erwarteter Normalfall darstellt. In den nachfolgenden Szenarien (2)-(4) wird dann lediglich der Korrelationskoeffizient zwischen der Rendite des Investorenportfolios und dem Kassapreis des Rohstoffes angepasst. Aufgrund der besseren Datenverfügbarkeit wird das Modell anhand von US-Daten parametrisiert. Die Ausgangsparametrisierung ist in Tabelle 4.2 zusammengefasst und wird in den folgenden Absätzen eingehend beschrieben:

**Tabelle 4.2: Parameter für Ausgangsszenario**

*Die Tabelle zeigt die Parameterwerte für das Ausgangsszenario. Diese werden grundsätzlich auch für alle weiteren Analysen verwendet, sofern nicht explizit Abweichungen genannt werden.*

Par.	$a$	$b$	$c_P$	$c_H$	$w_I$	$\lambda_I$	$\lambda_P, \lambda_H$	$Var[\tilde{\varepsilon}]$	$Var[\tilde{r}]$	$\mathbb{E}[\tilde{r}]$	$\rho_{r, p_P}$
Wert	27	14.75	4.3	4.0	1200	$\frac{4}{1200}$	0.4	$0.056^2$	$0.20^2$	0.1	0.0769

Die Schätzung plausibler Werte für die Parameter  $a$  und  $b$  der Nachfragekurve der Konsumenten aus Gleichung (4.3) erfolgt anhand empirisch beobachteter Preiselastizitäten. Wie bereits diskutiert, sind Preiselastizitäten für Grundnahrungsmittel (in absoluten Werten) sehr gering, da Konsumenten den Konsum von Grundnahrungsmitteln nicht einteilen können im Sinne eines ausschließlichen Konsums, wenn die Nahrungsmittelpreise niedrig sind. Aufgrund von Substitutionseffekten werden Konsumenten aber grundsätzlich auf Preisänderungen reagieren und ihre Menge anpassen, sodass eine von null verschiedene Elastizität zu erwarten ist. Zudem können Einkommenseffekte auftreten und bei steigendem Einkommen bspw. höherwertige Getreide wie Dinkel oder Roggen statt Weizen konsumiert werden. Diese Effekte spielen im betrachteten statischen Modellrahmen aber keine Rolle. Nach der Meta-Studie von Andreyeva et al. (2010) reicht das empirisch geschätzte 95%-Konfidenzintervall von Preiselastizitäten im U.S.-Markt von 0,43 bis 0,77. Für die Parameterwahl von  $a$  und  $b$  wird nun berücksichtigt, dass die erwartete absolute Preiselastizität der Nachfrage  $\mathbb{E}[|e(p_H)|]$  gegeben ist durch:

$$\mathbb{E}[|e(p_H)|] = \frac{\partial x}{\partial p_H} \cdot \frac{p_H}{x} = \frac{1}{b} \cdot \frac{a - bx^*}{x^*}. \quad (4.36)$$

Die Preiselastizität der Nachfrage hängt also von der optimalen Produktionsmenge  $x^*$  des Produzenten ab und wird deshalb endogen gefittet, d.h. die exogenen Parameter  $a$  und  $b$  werden schrittweise so gewählt, dass nach der Mengenentscheidung des Produzenten die Elastizität innerhalb des geschätzten Konfidenzintervalls liegt.

Die Schätzung des Kostenparameters des Produzenten,  $c_P$ , erfolgt auf Basis der sogenannten *Commodity costs and returns data*, die durch das U.S. Department of Agriculture bereitgestellt werden. Zwischen 1998 und 2017 lag das Verhältnis aus den Umsatzkosten und den erzielten Umsätzen bzw. der zu Marktpreisen bewerteten Erntemenge inklusive möglicher Lagerhaltung für Weizen und weitere landwirtschaftliche Erzeugnisse zwischen 45% und 55%. Da es im betrachteten Fall keine Fixkosten gibt, wird der Parameter  $c_P$  nun so gewählt, dass endogen ein Verhältnis aus Umsatzkosten zu Umsätzen von ca. 50% erreicht wird. Die Kosten der Weiterverarbeitung des Händlers können leider nicht verlässlich anhand beobachtbarer Werte approximiert werden. Es wird angenommen, dass der Händler letztlich geringere variable Kosten der Weiterverarbeitung hat als die variablen Produktionskosten des Produzenten, also  $c_H < c_P$  gelten sollte. Zudem wird der Händler aufgrund seines höheren Absatzpreises ( $p_H > p_P$ ) auf diese Weise auch einen höheren Deckungsbeitrag erwirtschaften.

Um die Wirkung des spekulativen Handels des Finanzinvestors möglichst präzise beurteilen zu können, sind geeignete Werte für sein Anfangsvermögen  $w_I$  sowie seinen Risikoaversionskoeffizienten  $\lambda_I$  zu finden. Für die Bestimmung des Wertes für  $w_I$  wird die Größe des Agrarrohstoffterminmarktes der USA verglichen mit der Größe der U.S. Aktien- und Anleihemärkte, d.h.  $w_I$  wird nicht in absoluten Dollarbeträgen gemessen, da auch die anderen Parameter nicht in Dollar, sondern in fiktiven Geldeinheiten gemessen werden. Die Größe von Aktien- und Anleihemarkt wird dabei anhand der Marktkapitalisierung der börsennotierten Unternehmen in den USA sowie anhand des Anleihevolumens approximiert. Die entsprechenden Quartalsdaten wurden von der Weltbank und der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIS) für die Jahre 2006-2009 bezogen. Die Abschätzung der Größe des Agrarrohstofffuturesmarkts in den USA erfolgt anhand der Arbeit von Stoll und Whaley (2015), die für die entsprechenden Quartale im Zeitraum 2006 bis 2009 den Gesamtwert der von Rohstofffonds gehaltenen Futurespositionen auf Basis von Daten der U.S. Commodity Futures Trading Commission (CFTC) ermitteln. Dabei werden alle offenen Long-Positionen mit dem Kontraktwert und dem entsprechenden Settlement-Preis des Futures-Kontraktes multipliziert. Auf Basis der Daten der CFTC kann zudem der Marktanteil der Rohstofffonds wöchentlich bestimmt werden. Für die Bestimmung von  $w_I$  werden dann die Werte aus Stoll und Whaley (2015) dividiert durch den durchschnittlichen Marktanteil der Fonds im entsprechenden Quartal. Man erhält einen Schätzer für die Gesamtgröße des Futuresmarktes für

Agrarrohstoffe. Somit kann für jedes Quartal ein entsprechender Quotient gebildet und schließlich der Durchschnitt ermittelt werden. In einem letzten Schritt erfolgt wiederum eine endogene Anpassung von  $w_I$ : Die Größe des Terminmarktes ergibt sich im Modell aus  $\frac{\sum_i h_i^* \cdot f^*}{2}$ . Der Wert für  $w_I$  wird nun so gewählt, dass er dem Produkt aus der endogenen Futuresmarktgröße und dem berechneten Größenquotienten entspricht. Man erhält einen Wert von  $w_I = 1.200$ .

Neben dem Anfangsvermögen  $w_I$  des Finanzinvestors ist auch der Risikoaversionskoeffizient  $\lambda_I$  bestmöglich zu approximieren. Problematisch ist hier, dass sich auch in experimentellen Studien nur sehr vage die Größenordnungen von Koeffizienten absoluter Risikoaversion schätzen lassen. Die Bandbreite reicht hier von 0.0000711 (Gertner (1993)) bis 0.538 (Babcock et al. (1993)), sodass eine Festlegung auf einen bestimmten Wert schwierig erscheint. Deshalb wird auf folgende Beziehung zwischen  $w_I$  und  $\lambda_I$  zurückgegriffen:

$$\lambda_I = \frac{RRA}{w_I}. \quad (4.37)$$

RRA steht dabei für die relative Risikoaversion des Finanzinvestors, die sich verhältnismäßig genau empirisch schätzen lässt. So werden bspw. in Bali und Engle (2010) Werte für die RRA zwischen eins und vier geschätzt. Gleichung (4.37) impliziert, dass die Risikopräferenzen des Finanzinvestors von seinem Anfangsvermögen abhängen. Dies widerspricht der Annahme einer konstanten absoluten Risikoaversion in der im Modell unterstellten CARA-Welt, da Investoren unter CARA unabhängig vom Vermögen stets den gleichen Geldbetrag risikolos investieren, sodass ihre *Aktienquote* mit zunehmenden Vermögen steigt. Die Verwendung dieser CRRA-Beziehung bedeutet allerdings nicht, dass das Modell nun unter der CRRA-Annahme arbeitet. Vielmehr handelt es sich um eine rein technische Hilfestellung, um den Parameter  $\lambda_I$  genauer schätzen zu können, also eine Art Startwert zu bekommen. Da im Rahmen dieser Arbeit nur ein einperiodiges Modell analysiert wird, fallen Vermögenseffekte nicht ins Gewicht, sodass die Unterschiede zwischen CRRA und CARA rein numerisch sein werden. In den weiteren Berechnungen wird der Risikoaversionskoeffizient des Finanzinvestors auf  $\lambda_I = \frac{4}{1200}$  gesetzt, was eine relative Risikoaversion von  $RRA = 4$  impliziert.

Für die Bestimmung der Risikoaversionskoeffizienten des Produzenten und des Händlers gibt es leider kein adäquates Datenmaterial, sodass hier nur fiktive Werte gewählt werden können. Da es sich hier — im Gegensatz zum Finanzinvestor — um Unternehmen bzw. betriebliche Organisationen handelt, kann das Kalkül nicht 1:1 übertragen werden. Die Nutzentheorie trifft zudem nur Aussagen für Individuen und nicht für Unternehmen. Es ist fragwürdig, ob Unternehmen ihren Erwartungsnutzen maximieren, wohingegen Investoren ihre Konsum- oder Zahlungsströme mithilfe von Nutzenfunktionen bewerten.

Unternehmen tätigen letztlich keine Konsumausgaben, sodass die Notwendigkeit von Risikomanagement (in einer Welt ohne Friktionen) zweifelhaft ist. Insgesamt kann also auch nicht auf Basis theoretischer Argumente eine Annäherung an einen bestimmten Wert für  $\lambda_P$  und  $\lambda_H$  gerechtfertigt werden, sodass letztlich  $\lambda_P = \lambda_H = 0,4$  gewählt wird. In den bisherigen Ausführungen nicht berücksichtigt wurden die statistischen Momente der Verteilungen der Wettervariable  $\tilde{\varepsilon}$  und der Portfoliorendite  $\tilde{r}$  des Portfolios des Finanzinvestors. Die Verteilung der Wettervariable  $\tilde{\varepsilon}$  schwankt symmetrisch um deren Erwartungswert von null. Zu schätzen bleibt also nur die Varianz des Wetterschocks. Für eine möglichst genaue Approximation werden Daten des U.S. Department of Agriculture (USDA) und des National Agricultural Statistics Service (NASS) für den U.S. Bundesstaat Kansas ausgewertet (vgl. NASS (2019)). Grundlage der Schätzung ist das jährliche Verhältnis von geernteter Fläche zu angepflanzter Fläche, das angibt, wie viel Prozent der Anbaufläche in einem Anbaujahr geerntet werden konnte.<sup>8</sup> Die wetterbedingte Abweichung der geernteten von der angebauten Fläche, die als Schätzer  $\hat{\varepsilon}_t$  für die Wettervariable  $\tilde{\varepsilon}$  dient, kann geschrieben werden als

$$\hat{\varepsilon}_t = 1 - \frac{\text{geerntete Ackerfläche (in t)}}{\text{angebaute Ackerfläche (in t)}}. \quad (4.38)$$

Die entsprechenden Daten liegen zwischen 1945 und 2016 vor. Aufgrund einer systematischen Abnahme von  $\hat{\varepsilon}_t$  zwischen 1945 und 1970, die vermutlich auf Verbesserungen im Saatgut und/oder im verwendeten Dünger beruhen, wird die Varianz des Schätzers  $\hat{\varepsilon}_t$  über den Zeitraum 1970 bis 2016 geschätzt. Es ergibt sich ein Wert von  $Var[\hat{\varepsilon}_t] = 0,056^2$ . Dieser Wert wird nun für die Varianz der im Modell aus technischen Gründen symmetrisch definierten Wettervariablen verwendet. Als Erwartungswert und Varianz der Rendite des Portfolios des Finanzinvestors werden 10% bzw. 20% angesetzt. Die entsprechenden Momente für die Verteilungen der Renditen großer Aktienindizes wie dem S&P 500 oder dem MSCI World Index weisen regelmäßig Werte in dieser Größenordnung auf.

#### 4.4.2 Marktumfeld mit schwach positiver Korrelation

Die Ergebnisse für das Ausgangsszenario einer schwach positiven Korrelation zwischen der Rendite des Portfolios des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Rohstoffes sind in Tabelle 4.3 dargestellt. Es werden die Ergebnisse ohne Marktteilnahme und mit Marktteilnahme des Finanzinvestors gegenübergestellt, wobei die für die Forschungsfragen

---

<sup>8</sup>Anzumerken ist hier, dass sich der berechnete Quotient auf die Flächen bezieht und nicht auf die Mengen, da Anbaumengen statistisch nicht erfasst werden. Insofern gehen wetter- oder umweltbedingte Qualitätsverringernngen des geernteten Gutes nicht in die Schätzung der Wettervariablen ein.

relevanten Größen geplante Produktionsmenge  $x^*$ , erwarteter Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ , *Consumption Price at Risk* (*CPaR*) und die erwarteten Gewinne des Produzenten  $\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$  besonders im Fokus stehen. Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 ergibt sich in einer Welt ohne Finanzinvestor eine optimale geplante Produktionsmenge des Produzenten von  $x^* = 1,16$  Mengeneinheiten. Der Terminpreis beträgt dann  $f^* = 4,98$  Geldeinheiten. Er liegt somit unterhalb des erwarteten Kassapreises von  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P] = 5,17$ , d.h. die gewählten Parameter ergeben eine negative Risikoprämie und es liegt Backwardation am Terminmarkt vor. Die erwartete Preiselastizität  $\mathbb{E}[|e(p_H)|]$  beträgt 0,57 und liegt somit mittig im Konfidenzintervall von Andreyeva et al. (2010). Die Ergebnisse zeigen zudem, dass der Produzent dabei ca. 50% seiner geplanten Produktionsmenge absichert und im Erwartungswert einen Gewinn von 0,88 erzielt. Der Händler kauft analog zum Produzenten die entsprechende Menge  $h_P = h_H = 0,57$  auf Termin ein. Die gefundene Lösung führt also zur Markträumung auf dem Terminmarkt. Der erwartete Gewinn des Händlers beträgt 2,83 und ist damit ca. dreimal so hoch wie der erwartete Gewinn des Produzenten.

**Tabelle 4.3: Numerische Ergebnisse des Ausgangsszenarios**

Die Tabelle zeigt die numerischen Ergebnisse auf Basis der Parameterwerte aus Tabelle 4.2 für die Welt ohne Finanzinvestor und die Welt mit Finanzinvestor.

	Größe	Modell	
		ohne Finanzinvestor	mit Finanzinvestor
Markt	$x^*$ bzw. $x^{**}$	<b>1.16</b>	<b>1.17</b>
	$f^*$ bzw. $f^{**}$	4.98	5.02
	$\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$	<b>5.17</b>	<b>5.10</b>
	<i>CPaR</i>	<b>11.35</b>	<b>11.30</b>
	$\mathbb{E}[ e(p_H) ]$	0.57	0.57
Produzent	$h_P$	0.57	0.77
	$h_P/x$	0.49	0.66
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$	<b>0.88</b>	<b>0.85</b>
	<i>CE<sub>P</sub></i>	0.85	0.84
Händler	$h_H$	0.57	0.37
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_H]$	2.83	2.77
	<i>CE<sub>H</sub></i>	2.80	2.76
Finanzinvestor	$h_I$	-	0.40
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_I]$	-	1320

Nun stellt sich natürlich die Frage, wie der Markteintritt des Finanzinvestors auf diese Ergebnisse wirkt. Hinsichtlich der Marktgrößen des Modells ist der Effekt eindeutig: Bei niedriger Korrelation investiert der Finanzinvestor long in Agrarrohstoffterminkontrakte. Diese zusätzliche Nachfrage führt zu einem Anstieg des Terminpreises auf  $f^{**} = 5,02$ , wobei die Risikoprämie negativ bleibt und weiterhin Backwardation am Terminmarkt vorliegt. Der Produzent reagiert auf die Möglichkeit, sich einen gestiegenen festen Absatzpreis sichern zu können, mit einer Ausweitung seiner Produktionsmenge auf 1,17 Mengeneinheiten. Da Wetterschocks exogen sind, folgt daraus ceteris paribus auch ein Anstieg der realisierten Erntemenge. Somit ist die gute Nachricht: spekulativer Terminhandel vergrößert im betrachteten Ausgangsszenario die Menge an Nahrungsmitteln, die für die Ernährung der Weltbevölkerung zur Verfügung stehen.

**Beobachtung 1** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer schwach positiven Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Investors und dem Kassapreis des Rohstoffes von  $\rho_{r,PP} = +7,69\%$  und bei Vorliegen von Backwardation führt spekulativer Terminhandel zu einer Erhöhung des gleichgewichtigen Terminpreises, also  $f^{**} > f^*$ . Daraus resultiert ein Anstieg der Anbaumenge  $x^{**} > x^*$  des Produzenten.*

Zu beachten ist, dass der in Abschnitt 4.3.3 beschriebene Effekt einer Long-Position des Finanzinvestors auch unter Berücksichtigung der indirekten Mengenwirkungen erhalten bleibt. Durch die Mengenwirkung des Terminpreises ergibt sich natürlich im Zusammenspiel von Angebot und Nachfrage ein leicht gegenläufiger Effekt: Die gestiegene geplante Produktionsmenge  $x^*$  führt zu einem Rückgang von  $f^{**}$ , da auch für den Terminpreis die inverse Beziehung zwischen Preis und (erwarteter) Menge gilt, sofern der Basiswert ein normales Gut ist. Letztlich überwiegt aber der aus der Nachfrage des Finanzinvestors resultierende Terminpreisanstieg.

Die positive Mengenwirkung des spekulativen Terminhandels hat natürlich auch Einfluss auf die Wahrscheinlichkeitsverteilung des Kassapreises: Durch das zusätzliche Angebot des Produzenten sinkt der erwartete Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ . Somit zeigt sich, dass die mediale Kritik höherer Preise für Agrarrohstoffe im betrachteten *Durchschnittsszenario* nur auf den Terminpreis zutrifft. Die damit einhergehenden Produktionsanreize lassen den vor allem für die armen Teile der Weltbevölkerung relevanten Erwartungswert des Kassapreises sinken. Diese Ergebnisse stehen in Einklang mit der Arbeit von Chari und Christiano (2017), die in einem vergleichbaren Modellrahmen Nachfrageschocks modellieren, jedoch die Angebotsseite als deterministisch annehmen.

**Beobachtung 2** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer schwach positiven Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Investors und dem Kassapreis*

des Rohstoffes von  $\rho_{r, p_P} = +7,69\%$  und bei Vorliegen von Backwardation führt spekulativer Terminhandel durch die indirekte Mengenwirkung zu einer Verringerung des erwarteten Kassapreises  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ .

Die Ergebnisse in Tabelle 4.3 verdeutlichen zudem ein Dilemma der Wirkung des spekulativen Terminhandels: Zwar sind es gute Nachrichten, wenn im Erwartungswert niedrigere Rohstoff- und Endproduktpreise resultieren, jedoch geht diese Linksverschiebung der Kassapreisverteilung aufgrund der höheren Anbaumenge  $x^*$  mit einer gestiegenen Varianz des Kassapreises,  $Var[\tilde{p}_P]$ , einher. Die Schwankungsbreite des Kassapreises nimmt also zu und somit auch das Risiko für extreme Preisschocks. Die simultante Berücksichtigung beider Effekte erfolgt durch das Risikomaß *Consumption Price at Risk*. Dieses Risikomaß misst, wie sich das Preis-Risiko-Profil bzw. das Konsumrisiko der Konsumenten verändert. Koziol und Treuter (2019) definieren den *CPaR* als 95%-Quantil der Verteilung des Endverbraucherpreises  $\tilde{p}_H$ . Er gibt somit an, welcher Endverbraucherpreis mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% nicht überschritten wird.

Im Falle der unterstellten Normalverteilung für die Schockvariable  $\tilde{\varepsilon}$  ist auch der Endverbraucherpreis normalverteilt. Formal lässt sich der *CPaR* schreiben als:

$$CPaR = \mathbb{E}[\tilde{p}_H] + \sqrt{Var[\tilde{p}_H]} \cdot Q_{95\%}, \quad (4.39)$$

wobei  $Q_{95\%}$  für das 95%-Quantil der Standardnormalverteilung steht. Die Ergebnisse in Tabelle 4.3 zeigen, dass der *CPaR* infolge des spekulativen Terminhandels durch den Finanzinvestor sinkt. Der positive Effekt eines sinkenden Erwartungswerts des Kassapreises überwiegt im betrachteten Szenario also den negativen Effekt einer steigenden Varianz. Insbesondere die armen Haushalte profitieren von einem gesunkenen *CPaR*, da das Risiko eines extremen Preisanstiegs, infolgedessen sie evtl. das betrachtete Grundnahrungsmittel nicht mehr nachfragen könnten, abnimmt.

**Beobachtung 3** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer schwach positiven Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Investors und dem Kassapreis des Rohstoffes von  $\rho_{r, p_P} = +7,69\%$  und bei Vorliegen von Backwardation führt spekulativer Terminhandel zu einer Verringerung des Consumption Price at Risk.*

Die weitere Analyse der Ergebnisse aus Tabelle 4.3 fokussiert sich im Wesentlichen auf das Hedgingverhalten von Produzent und Händler sowie auf die davon direkt beeinflussten erwarteten Gewinne des Produzenten. Die verbesserten Absicherungsbedingungen im Terminmarkt veranlassen den Produzenten nicht nur zu einer Erhöhung der optimalen geplanten Produktionsmenge, sondern spiegeln sich auch in einer erhöhten Absicherungsquote wider. Der Produzent erhöht also sein Hedgingvolumen  $h_P^*$  in stärkerem

Maße als er seine Menge ausweitet. Aufgrund der weiterhin negativen Risikoprämie erzielt er aus seinem Absicherungsgeschäft im Erwartungswert Verluste. Deshalb mag dieses Verhalten auf den ersten Blick überraschen. Bei genauerer Betrachtung zeigt sich aber, dass die Hedgingkonditionen des Marktes dem Produzenten nun zu einer günstigeren Absicherung seiner Gewinne verhelfen. Problematisch für den Produzenten ist die Mengenausweitung aber vor allem deshalb, weil er dadurch höhere Produktionskosten  $C_P(x)$  und gleichzeitig niedrigere Absatzpreise  $\tilde{p}_P$  am Kassamarkt zu tragen hat. Die verbesserten Hedgingkonditionen können dies nicht kompensieren, weshalb letztlich die erwarteten Gewinne des Produzenten sinken. Trotzdem ist sein Verhalten unter Annahme des Sicherheitsäquivalents seiner Gewinne als Zielfunktion rational. Im Gegensatz dazu verringert der Händler sein Hedgingvolumen  $h_H^*$  deutlich, weil letztlich die erwarteten Gewinne aus dem Termingeschäft sinken. Die geringere Nachfrage des Händlers wird aber durch die zusätzliche Nachfrage durch den Finanzinvestor überkompensiert.

Spekulativer Terminhandel senkt also potenziell die Gewinne der Produzenten, wenn die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Rohstoffes niedrig ist und gleichzeitig Backwardation vorliegt. Betroffen sind davon aber nicht nur die Produzenten selbst, sondern in mittlerer und langer Frist auch die Konsumenten, denn die erwarteten Gewinne beeinflussen das mittel- und langfristige Rohstoffangebot. Nur wenn die Gewinne in einem Markt ausreichend hoch sind, werden genügend Anbieter im Markt sein, um die Nachfrage der Konsumenten nach Grundnahrungsmitteln zu befriedigen. Folglich hat die negative Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die erwarteten Gewinne der Produzenten potenziell negative ökonomische Konsequenzen. Diese betreffen insbesondere drei Dimensionen: (1) Erweiterungsinvestitionen, die fixe Anfangsauszahlungen erfordern, werden unter Umständen nicht mehr durchgeführt, wenn die erwarteten Deckungsbeiträge zu gering sind. (2) Ebenso werden Markteintritte bei vorhandenen Eintrittsbarrieren dann nicht mehr erfolgen. (3) Die bereits investierten Produzenten könnten den Markt verlassen, wenn anderweitig höhere Gewinne zu erzielen sind. In allen drei Szenarien hat Spekulation dann klar negative Folgen für die Welternährung.

**Beobachtung 4** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer schwach positiven Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Investors und dem Kassapreis des Rohstoffes von  $\rho_{r,p_P} = +7,69\%$  und bei Vorliegen von Backwardation verringert spekulativer Terminhandel die erwarteten Gewinne des Produzenten, wodurch Erweiterungsinvestitionen oder Markteintritte, die mit Fixkosten verbunden sind, potenziell nicht erfolgen werden.*



Im betrachteten Marktumfeld mit leicht positiver Korrelation von  $\rho_{r,pP} = +7,69\%$  fallen also zwei Aspekte besonders auf: (1) Spekulation erhöht den Terminpreis und dadurch die geplante Produktionsmenge mit allen beschriebenen Folgewirkungen. (2) Die Risikoprämie bleibt auch nach Eintritt des Finanzinvestors negativ. Der Grund hierfür ist die in Abschnitt 4.2.3 diskutierte relative *hedging pressure* von Produzent und Händler. Die Mengenausweitung erhöht das Gewinnrisiko des Produzenten erheblich, während der Händler aufgrund seiner nachgelagerten Produktionsentscheidung in  $t = 1$  mehr Flexibilität hat und somit auf Mengenschocks reagieren kann. Auch mit Blick auf die erwarteten Gewinne zeigt sich, dass die erwarteten Gewinne des Händlers in  $x^*$  steigen, während die erwarteten Gewinne des Produzenten stark durch die sinkenden Kassapreise belastet werden. Aufgrund der inelastischen Kassapreisfunktion wird die Preisreduktion nur teilweise durch die höhere Absatzmenge kompensiert. Diese Überlegungen erklären, weshalb der beobachtete Anstieg der Produktionsmenge nicht zu einer Änderung des Vorzeichens der Risikoprämie im Markt führt.

**Beobachtung 5** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer schwach positiven Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Investors und dem Kassapreis des Rohstoffes von  $\rho_{r,pP} = +7,69\%$  führt die beobachtete Ausweitung der Produktionsmenge von  $x^*$  zu  $x^{**}$  nicht zu einer Umkehrung der Risikoprämie, sodass weiterhin Backwardation im Markt vorliegt.*

#### 4.4.3 Marktumfeld mit negativer Korrelation

Das zweite Szenario soll nun zeigen, wie sich die Ergebnisse ändern, wenn die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis der Renditen leicht negativ wird und alle anderen Parameter unverändert bleiben. Vereinfachend wird angenommen, dass sich lediglich das Vorzeichen des Korrelationskoeffizienten ändert, die Stärke des linearen Zusammenhangs aber unverändert bleibt. Es wird also  $\rho_{r,pP} = -7,69\%$  gesetzt. Tabelle 4.4 fasst die Ergebnisse zusammen. Zu beachten ist, dass sich die Ergebnisse für eine Welt ohne Finanzinvestor nicht verändern können, da der Korrelationskoeffizient nicht einfließt.

Aufgrund des negativen Korrelationskoeffizienten kann der Finanzinvestor mit Terminkäufen die Diversifikation erheblich verbessern, weshalb er — verglichen mit dem Ausgangsszenario — in noch stärkerem Umfang am Terminhandel teilnimmt und letztlich eine höhere Stückzahl kauft. Als Konsequenz steigt der Terminpreis  $f^{**}$  in stärkerem Ausmaß als im Ausgangsszenario. Die Mengenwirkung sowie die Kassapreiswirkung des spekulativen Terminhandels sind ebenfalls analog zum Szenario mit schwach positiver

**Tabelle 4.4: Numerische Ergebnisse des Szenarios mit negativer Korrelation**

Die Tabelle zeigt die numerischen Ergebnisse für die Welt ohne Finanzinvestor und die Welt mit Finanzinvestor. Ausgangspunkt ist die Parametrisierung aus Tabelle 4.2, wobei für den Korrelationskoeffizienten nun  $\rho_{r,p_P} = -7,69\%$  angenommen wird.

	Größe	Modell	
		ohne Finanzinvestor	mit Finanzinvestor
Markt	$x^*$ bzw. $x^{**}$	<b>1.16</b>	<b>1.17</b>
	$f^*$ bzw. $f^{**}$	4.98	5.08
	$\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$	<b>5.17</b>	<b>4.99</b>
	$CPaR$	<b>11.35</b>	<b>11.23</b>
	$\mathbb{E}[ e(p_H) ]$	0.57	0.56
Produzent	$h_P$	0.57	1.06
	$h_P/x$	0.49	0.90
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$	<b>0.88</b>	<b>0.89</b>
	$CE_P$	0.85	0.88
Händler	$h_H$	0.57	0.10
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_H]$	2.83	2.75
	$CE_H$	2.80	2.74
Finanzinvestor	$h_I$	-	0.96
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_I]$	-	1320

Korrelation: Der Produzent erhöht aufgrund der verbesserten Hedgingkonditionen wiederum seine Produktionsmenge  $x^{**}$ , wodurch der erwartete Kassapreis  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  sinkt. Der ausgeprägtere Anstieg des Terminpreises führt dabei auch zu einer stärkeren Reaktion des erwarteten Kassapreises, sodass sich das Vorzeichen der Risikoprämie im Terminmarkt umkehrt und nun Contango beobachtet werden kann. Somit lässt sich festhalten:

**Beobachtung 6** Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer schwach negativen Korrelation zwischen der Portfoliorendite und dem Kassapreis von  $\rho_{r,p_P} = -7,69\%$  und Contango im Terminmarkt steigt der gleichgewichtige Terminpreis, wenn Finanzinvestoren am Terminhandel teilnehmen, d.h. es gilt:  $f^{**} > f^*$ . Daraus ergeben sich folgende Effekte des spekulativen Terminhandels des Finanzinvestors:

- (a) Die geplante Produktionsmenge steigt und es gilt  $x^{**} > x^*$ ,
- (b) der erwartete Kassapreis sinkt,
- (c) der  $CPaR$  sinkt ebenfalls.

Die potenziellen positiven Wirkungen auf die Wohlfahrt der Konsumenten, die von Finanzinvestoren aufgrund ihrer Terminkäufe ausgehen, sind also bei einer positiven Risikoprämie besonders ausgeprägt. Zugleich profitiert auch der Produzent von den besseren Konditionen am Terminmarkt: Im Erwartungswert wird er nun Hedginggewinne erzielen, weshalb er nahezu seine komplette geplante Produktionsmenge verkauft und nur einen sehr geringen Anteil von 10% der erwarteten Produktionsmenge aus Spekulationsmotiven nicht absichert. Infolgedessen kann der Produzent nun seinen erwarteten Gewinn steigern, wenn Finanzinvestoren Terminkontrakte kaufen. Auch der Trade-off zwischen Rendite und Risiko ist für ihn nun vorteilhafter, sodass auch der Wert des Sicherheitsäquivalents der erwarteten Gewinne steigt. In diesem Szenario hat der Terminhandel der Finanzinvestoren also sowohl kurzfristig als auch langfristig eine positive Wirkung auf die zentralen Treiber der Welternährung.

**Beobachtung 7** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer negativen Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Investors und dem Kassapreis des Rohstoffes von  $\rho_{r, p_P} = -7,69\%$  und bei Vorliegen von Contango erhöht spekulativer Terminhandel die erwarteten Gewinne des Produzenten, weshalb in der mittleren und langen Frist positive Wirkungen auf das Marktangebot möglich sind.*

Die Ergebnisse zeigen, dass — gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 — eine niedrige Korrelation unabhängig vom Vorzeichen der Risikoprämie qualitativ vergleichbare Ergebnisse liefert. Lediglich die erwarteten Gewinne des Produzenten nehmen hier eine Sonderrolle ein. Mit Blick auf gerade diese erwarteten Gewinne des Produzenten lohnt sich ein näherer Blick auf die ökonomischen Hintergründe des Vorzeichenwechsels der Risikoprämie: Der Markteintritt des Finanzinvestors führt bei negativer Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Agrarrohstoffes zu einem stärkeren Nachfragedruck im Terminmarkt als dies bei positiver Korrelation der Fall ist. Somit resultiert ein größerer Preisanstieg im Terminmarkt, sodass auch die Mengen- und Kassapreiswirkungen ausgeprägter sind. Die durch den spekulativen Terminhandel induzierte Mengenwirkung führt zu gegenläufigen Bewegungen von Termin- und (erwartetem) Kassapreis, die nun stärker ausfallen. Ökonomisch betrachtet steigt sowohl für den Produzenten als auch für den Händler die *hedging pressure* aufgrund der steigenden Menge. Da der Anstieg der Varianz in  $x^*$  für den Produzenten stärker ausgeprägt ist als für den Händler, ergibt sich hieraus jedoch kein Grund für einen Vorzeichenwechsel der Risikoprämie. Dieser liegt also allein in den verbesserten Diversifikationsmöglichkeiten des Finanzinvestors begründet. Aufgrund des hohen Anfangsvermögens von  $w_I = 1.200$  liegt viel Gewicht auf der Diversifikationskomponente  $-w_I \cdot \frac{Cov[\tilde{r}, \tilde{p}_P]}{Var[\tilde{p}_P]}$  des Finanzinvestors, die für  $Cov[\tilde{r}, \tilde{p}_P] < 0$  nun positiv ist, also zu Termin-

käufen führt. Die hohe Nachfrage des Finanzinvestors nach Diversifikation in Form von Terminkontrakten mündet letztlich in einer Verschlechterung der ihm gebotenen Konditionen, sodass er nun im Erwartungswert Verluste aus dem Termingeschäft erzielt, da  $f^{**} > \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  gilt. Deshalb reduziert er über die Spekulationskomponente in  $h_I^*$  in Gleichung (4.32) seine Long-Position, um dem Rendite-Risiko Trade-off seiner Zielfunktion gerecht zu werden.

**Beobachtung 8** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer negativen Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Investors und dem Kassapreis des Rohstoffes von  $\rho_{r,p_P} = -7,69\%$  führt die beobachtete Ausweitung der Produktionsmenge von  $x^*$  zu  $x^{**}$  in Verbindung mit der infolge verbesserter Diversifikationsmöglichkeiten gestiegenen Nachfrage des Finanzinvestors nach Terminkontrakten zu einer Umkehrung der Risikoprämie und es liegt Contango vor.*

#### 4.4.4 Marktumfeld unkorrelierter Finanz- und Rohstoffmärkte

Das dritte Szenario, das im Rahmen dieser Arbeit diskutiert wird, ist der Fall unkorrelierter Finanz- und Rohstoffmärkte. Dieser Fall ist insofern relevant, als dass (a) empirisch immer wieder über längere Perioden eine statistisch insignifikante Korrelation zu beobachten ist und (b) sich das Verhalten des Finanzinvestors deutlich ändert, da die Diversifikationskomponente in seiner optimalen Hedgingpositionen in Gleichung (4.32) entfällt. Der Finanzinvestor spekuliert dann nur noch auf die im Markt vorhandene Risikoprämie, wobei er — da er weiterhin risikoavers ist — sein Hedgingvolumen mit seinem Risikoaversionskoeffizienten  $\lambda_I$  und der Varianz des Kassapreises skaliert. Tabelle 4.5 zeigt dabei nachfolgende Ergebnisse.

Die Marktergebnisse sind qualitativ wiederum mit den beiden vorherigen Szenarien vergleichbar — zumindest was die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf den Terminpreis  $f^{**}$  und damit indirekt auf die Produktionsentscheidung  $x^{**}$  des Produzenten anbelangt. Infolge dieser Effekte sinkt wiederum der erwartete Kassapreis. Auffallend ist in diesem Szenario, dass der Kassapreis soweit sinkt, dass die Risikoprämie (nahezu) verschwindet.<sup>9</sup> Dies ist das Ergebnis, das man auf den ersten Blick auch bei Markteintritt eines risikoneutralen Finanzinvestors erwarten müsste (siehe Exkurs am Ende des Abschnitts).

Die Hauptimplikation dieses Beispiels ist jedoch, dass das Vorzeichen des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,p_P}$  offensichtlich Einfluss auf die relative *hedging pressure* von Anbietern

<sup>9</sup>Die Risikoprämie ist nicht exakt null. Ohne Rundung verbleibt eine geringe Differenz zwischen  $f^{**}$  und  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ .

**Tabelle 4.5: Numerische Ergebnisse des Szenarios unkorrelierter Märkte**

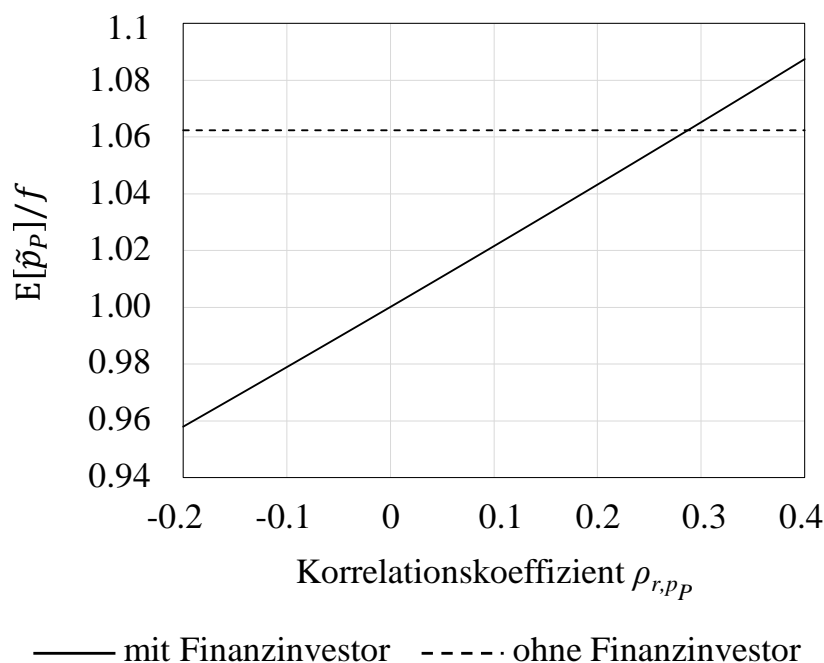
Die Tabelle zeigt die numerischen Ergebnisse für die Welt ohne Finanzinvestor und die Welt mit Finanzinvestor. Ausgangspunkt ist die Parametrisierung aus Tabelle 4.2, wobei für den Korrelationskoeffizienten nun  $\rho_{r,p_P} = 0$  angenommen wird.

	Größe	Modell	
		ohne Finanzinvestor	mit Finanzinvestor
Markt	$x^*$ bzw. $x^{**}$	<b>1.16</b>	<b>1.17</b>
	$f^*$ bzw. $f^{**}$	4.98	5.05
	$\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$	<b>5.17</b>	<b>5.05</b>
	$CPaR$	<b>11.35</b>	<b>11.27</b>
	$\mathbb{E}[ e(p_H) ]$	0.57	0.56
Produzent	$h_P$	0.57	0.90
	$h_P/x$	0.49	0.77
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$	<b>0.88</b>	<b>0.85</b>
	$CE_P$	0.85	0.85
Händler	$h_H$	0.57	0.26
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_H]$	2.83	2.75
	$CE_H$	2.80	2.75
Finanzinvestor	$h_I$	-	0.64
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_I]$	-	1320

und Nachfragern am Markt hat und dadurch das Vorzeichen der Risikoprämie im Terminmarkt beeinflusst. Im Fall des Finanzinvestors kann man dabei eigentlich nicht von *hedging pressure*, sondern eher von Diversifikationsmöglichkeiten im Sinne von Markowitz (1952) sprechen. Dieses (rein numerische) Ergebnis bleibt auch bei sinnvollen Anpassungen der Parameter qualitativ unverändert. Abbildung 4.6 verdeutlicht diesen Zusammenhang anhand des Quotienten aus erwartetem Kassapreis und Terminpreis graphisch auf Basis der Parameter von Tabelle 4.2. Ein Quotient größer eins impliziert dabei Backwardation, ein Quotient kleiner eins Contango. Ersichtlich wird dabei der streng monoton steigende Verlauf der Risikoprämie im Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,p_P}$ . Gegeben die Parameterwerte aus Tabelle 4.2 ergibt sich folgende Schlussfolgerung: Von den vier möglichen Konstellationen aus Risikoprämie und Korrelationskoeffizient wie sie in Tabelle 4.1 dargestellt werden, lassen sich nur die beiden Fälle negativer Korrelationskoeffizient  $\rho_{r,p_P} < 0$  und positive Risikoprämie  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] > 0$  sowie positiver Korrelationskoeffizient  $\rho_{r,p_P} > 0$  und negative Risikoprämie  $f - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] < 0$  beobachten. Ein wesentlicher Grund hierfür liegt in der geschätzten Höhe des Anfangsvermögens  $w_I$  des Investors relativ zur Größe des Agrarrohstoffterminmarktes. Dadurch erhält die

### Abbildung 4.6: Backwardation und Contango in Abhängigkeit von $\rho_{r,p_P}$

Die Abbildung zeigt den Zusammenhang zwischen dem Quotienten aus erwartetem Kassapreis und Terminpreis und dem Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,p_P}$ . Ein Quotient größer eins impliziert Backwardation, ein Quotient kleiner eins Contango.



Diversifikationskomponente in  $h_I^*$  ein hohes Gewicht, d.h. es fließt viel Kapital in den Markt, wenn der Finanzinvestor eintritt. Die entstehende hohe Zusatznachfrage bzw. das resultierende Zusatzangebot, das sich allein aus Diversifikationsargumenten ergibt, treibt dann den Terminpreis in eine entsprechend adverse Richtung aus Sicht des Finanzinvestors. Deshalb wird er über die Spekulationskomponente sein Hedgingvolumen entsprechend verringern bzw. erhöhen.

**Beobachtung 9** Die Risikoprämie im Terminmarkt wird im 3-Akteure-Modell wesentlich durch die Möglichkeiten der Diversifikation des Finanzinvestors beeinflusst. Das Vorzeichen des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,p_P}$  determiniert dabei die Diversifikationsmöglichkeiten. Bei einer negativen Korrelation  $\rho_{r,p_P} < 0$  kauft der Finanzinvestor aus Risikogesichtspunkten Terminkontrakte und zahlt für die verbesserte Risikoposition im Erwartungswert eine Prämie, da dann  $f > \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$  folgt (und umgekehrt). Bei einer Korrelation von  $\rho_{r,p_P} = 0$  ist dementsprechend die Risikoprämie (nahezu) null.

**Exkurs: Ein risikoneutraler Finanzinvestor.**

Tatsächlich ermöglicht eine einfache Grenzwertbetrachtung von Gleichung (4.33) einen einfachen Blick auf potenzielle Ergebniswirkungen, wenn man einen risikoneutralen Finanzinvestor unterstellt. Für den Grenzwert von  $\Lambda_{P,H,I}$  für  $\lambda_I$  gegen null erhält man:

$$\lim_{\lambda_I \rightarrow 0} \Lambda_{P,H,I} = \lim_{\lambda_I \rightarrow 0} \frac{\lambda_P \lambda_H \lambda_I}{\lambda_P \lambda_H + \lambda_P \lambda_I + \lambda_H \lambda_I} = 0.$$

Somit gilt: Die Risikoprämie am Terminmarkt verschwindet, sobald der Finanzinvestor (oder ein anderer Agent) risikoneutral ist und somit problemlos bereit ist, das Marktrisiko zu tragen. Der Grund hierfür liegt im Hedgingverhalten des Finanzinvestors: Die optimale Nachfrage des Finanzinvestors nach Terminkontrakten, die durch Gleichung (4.32) gegeben ist, setzt sich aus spekulativer Komponente und Diversifikationskomponente zusammen. Letztere wäre exakt null, wenn der Investor risikoneutral wäre, da er keinen Nutzenzuwachs durch Risikoreduktion erfahren würde.

Anzumerken ist vor allem, dass der in den anderen betrachteten Szenarien unterstellte Risikoaversionskoeffizient von  $\lambda_I = 6.7 \cdot 10^{-4}$  zwar gering anmutet, jedoch in allen Fällen Risikoprämien von rund  $\pm 2\%$  resultieren. Folglich berücksichtigt der Finanzinvestor weiterhin sowohl mögliche Spekulationsgewinne durch vorhandene Risikoprämien als auch mögliche Diversifikationseffekte und agiert nicht als risikoneutraler Akteur.

■

**4.4.5 Marktumfeld mit hoher positiver Korrelation**

Abschließend soll in diesem Kapitel noch der Fall eines positiven Korrelationschocks betrachtet werden. Im Gegensatz zu den vorherigen Fällen einer ökonomisch oder statistisch insignifikanten Korrelation zwischen Finanz- und Agrarrohstoffmärkten, wie man sie über viele Perioden in den USA beobachten kann, soll nun eine Korrelation von  $\rho_{r,p_P} = +40\%$  betrachtet werden. Solche Korrelationschocks lassen sich bspw. in Krisenzeiten wie der Weltwirtschaftskrise von 2007/2008 beobachten. Jedoch sind weitere Gründe für hohe Korrelationen zwischen Finanz- und Rohstoffmärkten denkbar, bspw. der Entwicklungsstand einer Volkswirtschaft. Somit wird in diesem Abschnitt analysiert, welche realwirtschaftlichen Konsequenzen sich aus dem veränderten Marktumfeld und der daraus folgenden Verhaltensanpassung der Finanzinvestoren ergeben.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 4.6 dargestellt. Es wird bereits auf den ersten Blick deutlich, dass sich die Wirkung des spekulativen Terminhandels einfach umkehrt: Bei positiver Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Agrar-

rohstoffpreis kann der Finanzinvestor die Diversifikation seiner Gesamtposition durch Leerverkäufe von Terminkontrakten verbessern. Das zusätzliche Angebot an Terminkontrakten zeigt sich im Hedgingvolumen von  $h_I = -1.01$  des Finanzinvestors. Dementsprechend wird der Terminpreis sinken. Der Produzent reagiert auf die verschlechterten Konditionen am Terminmarkt durch eine Verringerung der Produktionsmenge  $x^{**}$  und einem fast vollständigen Rückzug vom Terminmarkt. Sein Hedgingvolumen beträgt nur noch  $h_P = 0.05$ . Trotz des verhältnismäßig großen Rückgangs des Terminpreises fällt die negative Mengenwirkung moderat aus. Der Grund ist, dass der Produzent sich in seiner Produktionsentscheidung auch am erwarteten Kassapreis orientiert (vgl. Gleichung (4.14)). Aufgrund der geringen Absicherungsquote von  $h_P/x = 5\%$  wird dieser Effekt in diesem Szenario stärker betont. Die zusätzlichen Gewinnmöglichkeiten am Kassamarkt wirken hier positiv auf die Produktionsentscheidung des Produzenten und erhöhen seinen erwarteten Gesamtgewinn. Per Saldo bleibt aber der beobachtete Rückgang der geplanten Produktionsmenge. Profiteur dieses zusätzlichen Angebots an Terminkontrakten ist dann der Händler. Er kann sich nun günstige Einstandspreise für einen großen Teil seiner erwarteten Inputmenge von  $x^* = 1.15$  sichern.

#### Tabelle 4.6: Numerische Ergebnisse bei positivem Korrelationsschock

Die Tabelle zeigt die numerischen Ergebnisse für die Welt ohne Finanzinvestor und die Welt mit Finanzinvestor. Ausgangspunkt ist die Parametrisierung aus Tabelle 4.2, wobei für den Korrelationskoeffizienten nun  $\rho_{r,p_P} = +40\%$  angenommen wird.

	Größe	Modell	
		ohne Finanzinvestor	mit Finanzinvestor
Markt	$x^*$ bzw. $x^{**}$	<b>1.16</b>	<b>1.15</b>
	$f^*$ bzw. $f^{**}$	4.98	4.86
	$\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$	<b>5.17</b>	<b>5.34</b>
	$CPaR$	<b>11.35</b>	<b>11.46</b>
	$\mathbb{E}[ e(p_H) ]$	0.57	0.58
Produzent	$h_P$	0.57	0.05
	$h_P/x$	0.49	0.05
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$	<b>0.88</b>	<b>1.16</b>
	$CE_P$	0.85	0.96
Händler	$h_H$	0.57	1.06
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_H]$	2.83	3.19
	$CE_H$	2.80	2.99
Finanzinvestor	$h_I$	-	-1.01
	$\mathbb{E}[\tilde{g}_I]$	-	1320



Für die Konsumenten sind die Folgen in diesem Fall gravierend: Die Versorgung mit Grundnahrungsmitteln wird aufgrund der geringeren erwarteten Erntemengen teurer. Problematisch ist dies vor allem für die armen Teile der Weltbevölkerung bzw. bei Produkten, die in Entwicklungsländern aufgrund regional beschränkter Verfügbarkeiten nur schlecht substituiert werden können, bspw. Weizen, Mais oder Reis. Da auch der *Consumption Price at Risk* steigt, nimmt also auch die Wahrscheinlichkeit für starke Anstiege des Endverbraucherpreises zu.

**Beobachtung 10** *Gegeben die Parametrisierung aus Tabelle 4.2 sowie bei einer hohen positiven Korrelation zwischen der Portfoliorendite und dem Kassapreis des Rohstoffes von  $\rho_{r,pP} = +40\%$  und Backwardation im Terminmarkt sinkt der gleichgewichtige Terminpreis, wenn Finanzinvestoren am Terminhandel teilnehmen, d.h. es gilt:  $f^{**} < f^*$ . Daraus ergeben sich folgende negative Effekte des Terminhandels des Finanzinvestors im Hinblick auf den Wohlstand der Konsumenten:*

- (a) *Die geplante Produktionsmenge sinkt und es gilt  $x^{**} < x^*$ ,*
- (b) *der erwartete Kassapreis steigt,*
- (c) *der CPaR steigt ebenfalls.*

Bevor in den nachfolgenden Abschnitten anhand von Sensitivitätsanalysen die Robustheit der Ergebnisse sowie ggf. Sondereffekte herausgearbeitet werden sollen, lässt sich folgendes Zwischenfazit ziehen: Die theoretischen und numerischen Analysen verdeutlichen, dass spekulativer Terminhandel von Finanzinvestoren einen signifikanten Mengeneffekt auslösen kann. Die Korrelation  $\rho_{r,pP}$  sowie das Vorzeichen der Risikoprämie sind dabei die zentralen Größen. Während der Korrelationskoeffizient exogen gesetzt wird, ergibt sich die Risikoprämie endogen und es resultiert bei negativer Korrelation tendenziell Contango und ansonsten Backwardation. Unabhängig vom Vorzeichen von  $\rho_{r,pP}$  gilt: Bei moderater Korrelation sind insgesamt positive Effekte des spekulativen Terminhandels auf Produktionsmenge, Kassapreis und CPaR zu erwarten, wohingegen das mittel- und langfristige Angebot aufgrund gesunkener erwarteter Gewinne des Produzenten gefährdet sein könnte.

#### 4.4.6 Sensitivitätsanalyse

In diesem Abschnitt soll geklärt werden, inwieweit die oben dargestellten Modellergebnisse von den gewählten Parameterwerten abhängen. Die Parametrisierung erfolgte exemplarisch für die USA (oder genauer: den US-Bundesstaat Kansas). Jedoch können diese Parameter in anderen Regionen oder Ländern natürlich andere Werte annehmen. Deshalb wird in diesem Abschnitt eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt, die zwei Aspekte in den Fokus rückt:

- (1) **Ungenauigkeit in der Parameterschätzung:** Die Genauigkeit der geschätzten Parameterwerte hängt letztlich von der Datenverfügbarkeit ab. Mit Blick auf die Parametrisierung in Tabelle 4.2 sind vor allem zwei Größen genauer zu betrachten:
  - a) Die Risikoaversionskoeffizienten des Produzenten und des Händlers,  $\lambda_P$  und  $\lambda_H$ , für die keine verlässlichen Daten verfügbar sind. Zudem weisen auch allgemeiner gefasste Studien zu CARA-Präferenzen recht breite Konfidenzintervalle aus (vgl. Babcock et al. (1993) und Gertner (1993)).
  - b) Das Anfangsvermögen des Finanzinvestors  $w_I$ , das über die Größe der US-Aktien- und Anleihenmärkte approximiert wurde, wobei natürlich noch weitere Assetklassen relevant sein könnten, sodass zu niedrige Werte für  $w_I$  denkbar sind.
- (2) **Exogene Veränderungen der Parameter:** Auch für verlässlich geschätzte Parameter können sich die Parameterwerte durch exogene Einflüsse oder durch regionale Gegebenheiten verändern. Von besonderer Bedeutung sind hier
  - a) die Preiselastizität der Nachfrage, die wesentlich durch die Parameter  $a$  und  $b$  der Nachfragekurve in Gleichung (4.3) bestimmt wird,
  - b) die Korrelation zwischen den Finanz- und Rohstoffmärkten eines Landes. Diese kann je nach Entwicklungsstand einer Volkswirtschaft bzw. nach dem Grad der sogenannten *Finanzialisierung* der Rohstoffterminmärkte variieren,
  - c) die Wetterunsicherheit, die sich in der Varianz der Schockvariable  $Var[\tilde{\varepsilon}]$  ausdrückt, kann je nach Produktionstechnologie oder auch durch klimatische Veränderungen im Zeitverlauf variieren.

Die entsprechenden Analysen werden nun in den folgenden Unterabschnitten vorgenommen. Im Fokus steht dabei die Wirkung der Parametervariation auf die Kerngrößen des Modells: Der Terminpreis  $f$ , die optimale geplante Produktionsmenge  $x^*$ , das Vorzeichen der Risikoprämie und der erwartete Gewinn des Produzenten  $\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$ .

## Sensitivität des Modells gegenüber Variationen in $\lambda_P$ und $\lambda_H$

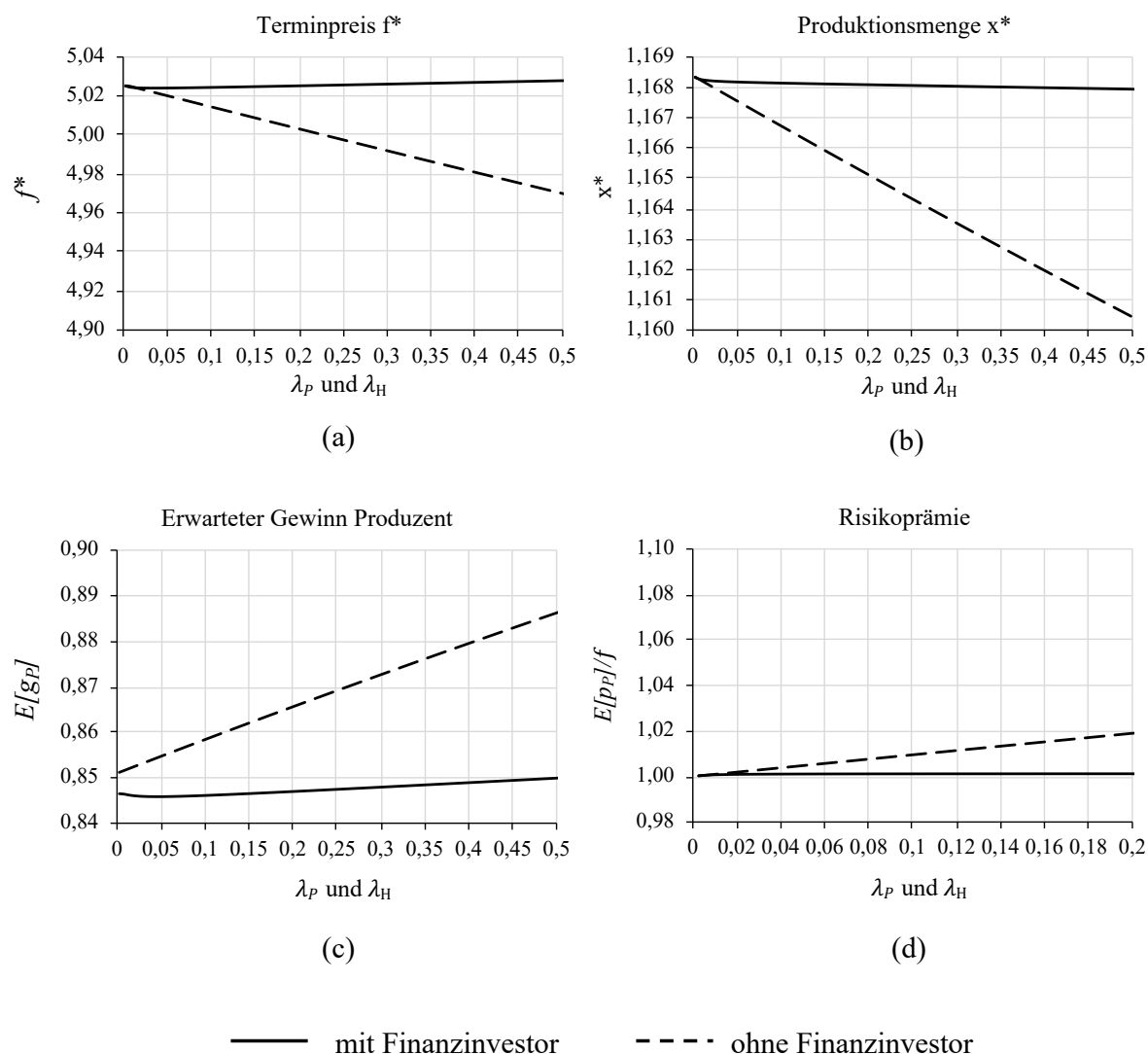
Der Einfluss von Veränderungen in den Risikoaversionsparametern  $\lambda_P$  und  $\lambda_H$  des Produzenten und des Händlers auf die Zielgrößen des Modells —  $f^*$ ,  $x^*$ ,  $\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$ , sowie die Risikoprämie, die als Quotient  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]/f$  ausgedrückt wird, — ist graphisch in Abbildung 4.7 dargestellt. Hierbei wird weiterhin unterstellt, dass  $\lambda_P = \lambda_H$  gilt und die Parameter innerhalb des empirisch geschätzten Konfidenzintervalls zwischen 0,00005 und 0,5 variieren. Die anderen Parameter bleiben im Vergleich zur Ausgangsparametrisierung in Tabelle 4.2 unverändert, d.h. für den Korrelationskoeffizienten gilt  $\rho_{r,p_P} = +0,0769$ .

Der Vergleich der durchgezogenen Linie (mit Finanzinvestor) und gestrichelten Linie (ohne Finanzinvestor) zeigt, dass sich die Ergebnisse aus dem Basisszenario im Wesentlichen nur numerisch verändern: Gegeben die geringe Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Rohstoffes führt spekulativer Terminhandel auch für niedrigere Risikoaversionskoeffizienten als in der ursprünglichen Parametrisierung, also  $\lambda_P = \lambda_H < 0,4$  zu einer Erhöhung des Terminpreises (Panel (a)). Infolgedessen steigt dann die geplante Produktionsmenge (Panel (b)). Auffallend ist hier, dass im Szenario ohne Finanzinvestor eine geringere absolute Risikoaversion von Produzent und Händler den Terminpreis und die geplante Produktionsmenge ceteris paribus erhöhen. Im Fall mit Finanzinvestor reagieren  $f^*$  und  $x^*$  wesentlich weniger sensitiv auf die entsprechenden Änderungen der Risikoaversionsparameter.

Für Risikoaversionskoeffizienten von (nahe) null, die also Risikoneutralität bzw. sehr geringe Risikoaversion von Produzent und Händler implizieren würden, hat spekulativer Terminhandel im Gleichgewicht (nahezu) keinen Einfluss auf den Terminpreis und es würde (nahezu) keine Risikoprämie am Markt existieren. Die Risikoneutralität würde dazu führen, dass die Akteure bereit sind, unendlich (bzw. sehr) viel Risiko zu tragen, d.h. die Risikotoleranz des Marktes steigt rapide an. Der Markteintritt des Finanzinvestors hätte dann keinen Einfluss auf die Marktrisikotoleranz und würde somit keine Wirkung auf das vorherrschende Gleichgewicht entfalten.

### Abbildung 4.7: Sensitivität gegenüber Änderungen in $\lambda_P$ und $\lambda_H$

Die Abbildung zeigt die Sensitivität der Modellergebnisse durch Variation der Modellparameter  $\lambda_P$  und  $\lambda_H$  unter der Nebenbedingung, dass  $\lambda_P = \lambda_H$  gilt. Im Fokus der Analysen stehen die Kerngrößen des theoretischen Modells: Terminpreis  $f^*$  (Panel (a)), geplante Produktionsmenge  $x^*$  (Panel (b)), erwarteter Gewinn des Produzenten  $\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$  (Panel (c)) sowie die Risikoprämie am Terminmarkt (Panel (d)), die als Quotient  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]/f$  abgebildet wird. Die restlichen Parameterwerte entsprechen der Parametrisierung des Ausgangsszenarios (s. Tabelle 4.2).



Zu analysieren bleiben noch die Verläufe des erwarteten Gewinns des Produzenten sowie der Risikoprämie in der Welt mit und der Welt ohne Finanzinvestor (Panels (c) und (d)): In der Welt ohne Finanzinvestor steigt der erwartete Gewinn des Produzenten an, wenn  $\lambda_P = \lambda_H$  steigt. Dies liegt darin begründet, dass fallende Produktionsmen-

gen  $x^*$  vorteilhaft für den Produzenten sind. Mit zunehmender Risikoaversion reduziert der Produzent folglich sein Exposure. Die Risikoprämie steigt daraufhin an, d.h. der Produzent erzielt höhere erwartete Verluste aus dem Termingeschäft und reduziert sein Handelsvolumen am Terminmarkt. Diese Mengensensitivität des Exposures ist stärker ausgeprägt als beim Händler und verursacht deshalb die beschriebenen Effekte.

In der Welt mit Finanzinvestoren sind die Effekte i.W. vergleichbar, jedoch insgesamt schwächer ausgeprägt, was vor allem in der geringeren Sensitivität des Terminpreises und der geplanten Produktionsmenge gegenüber Änderungen in  $\lambda_P$  und  $\lambda_H$  im Vergleich zu einer Welt ohne Finanzinvestoren begründet liegt. Der erwartete Gewinn ist zunächst leicht rückläufig und dann ansteigend. Die Risikoprämie liegt nahe an eins, jedoch leicht im Backwardation-Bereich, und verläuft weitestgehend unabhängig von der Höhe der Risikoaversionskoeffizienten  $\lambda_P$  und  $\lambda_H$ . Sie hängt wesentlich von der eingenommenen Position des Finanzinvestors am Terminmarkt bzw. dem Risikoaversionskoeffizienten  $\lambda_I$  ab. Die Verluste des Produzenten aus seinen Absicherungsgeschäften sind somit verhältnismäßig gering, weshalb Hedging zu günstigen Konditionen möglich ist. Dies kompensiert teilweise den lediglich moderaten Rückgang der Produktionsmenge, weshalb per Saldo ein Anstieg des erwarteten Gewinns mit zunehmender absoluter Risikoaversion von Produzent und Händler zu beobachten ist. Nichtsdestotrotz senkt spekulativer Terminhandel c.p. den erwarteten Gewinn des Produzenten für alle betrachteten Werte der Risikoaversionsparameter von Produzent und Händler. Insgesamt sind die Modellergebnisse robust gegenüber Veränderungen in  $\lambda_P$  und  $\lambda_H$ .

### Sensitivität des Modells gegenüber Variationen in $w_I$

Das Anfangsvermögen  $w_I$  des Finanzinvestors stellt eine wesentliche Einflussgröße des Modells dar. Der Parameter  $w_I$  fließt unmittelbar in die Hedgingentscheidung  $h_I$  des Finanzinvestors ein. Während die Korrelation zwischen der Portfoliorendite und dem Kassapreis des Rohstoffes das Vorzeichen der Diversifikationskomponente  $w_I \cdot \frac{Cov[\tilde{r}, \tilde{p}_P]}{Var[\tilde{p}_P]}$  determiniert, treibt das Anfangsvermögen das Exposure und somit das Hedgingvolumen, das zur Risikominimierung eingesetzt wird. Das Ausmaß der Beeinflussung des gleichgewichtigen Terminpreises  $f^{**}$  ist also direkt an  $w_I$  geknüpft.

Für die entsprechende Sensitivitätsanalyse im Hinblick auf Veränderungen in  $w_I$  wird an der relativen Approximation aus Abschnitt 4.4.1 festgehalten. Ebenso wird wiederum auf die Verknüpfung zwischen CRRA-Präferenzen und CARA-Präferenzen zurückgegriffen, da dies eine plausible Umrechnung des präziser geschätzten Koeffizienten relativer Risikoaversion in den Parameter  $\lambda_I$  des Finanzinvestors erlaubt. Somit wird das Modell

für verschiedene Werte für  $w_I$  gelöst unter der Nebenbedingung, dass das Produkt aus Anfangsvermögen  $w_I$  und Risikoaversionskoeffizient  $\lambda_I$  vier ergibt.<sup>10</sup> Für die Kerngrößen des Modells sind die Ergebnisse wiederum graphisch in Abbildung 4.8 dargestellt. Die einzelnen Abbildungen (a) bis (d) zeigen, dass unter Einhaltung der CRRA-Bedingung die Schätzgenauigkeit von  $w_I$  nur einen geringen numerischen Einfluss auf die Ergebnisse hat. Für alle betrachteten Größen verlaufen die Kurven nahezu flach. Die positive Wirkung des spekulativen Terminhandels auf den Terminpreis  $f^{**}$  und die geplante Produktionsmenge  $x^{**}$  sinkt nur marginal in  $w_I$ , ebenso steigt die Risikoprämie mit zunehmendem Anfangsvermögen leicht an. Insgesamt führt spekulativer Terminhandel also weiterhin zu steigenden Futurespreisen und höheren Produktionsmengen. Auch auf die erwarteten Gewinne des Produzenten hat  $w_I$  keinen Einfluss: Sie werden weiterhin durch den Markteintritt des Finanzinvestors verringert. Dieses Ergebnis mag überraschen, es liegt jedoch insbesondere in der CRRA-Bedingung begründet. Für höhere Anfangsvermögen steigt die Diversifikationskomponente in der optimalen Hedgingnachfrage des Finanzinvestors,  $h_I^*$ , (absolut) an, jedoch wird dies durch das gleichzeitig sinkende  $\lambda_I$  kompensiert, da dadurch die Spekulationskomponente ebenfalls steigt. Bei moderat positiver Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Rohstoffes gleichen sich diese Effekte nahezu aus.

## Sensitivität des Modells gegenüber Veränderungen der Preiselastizität der Nachfrage

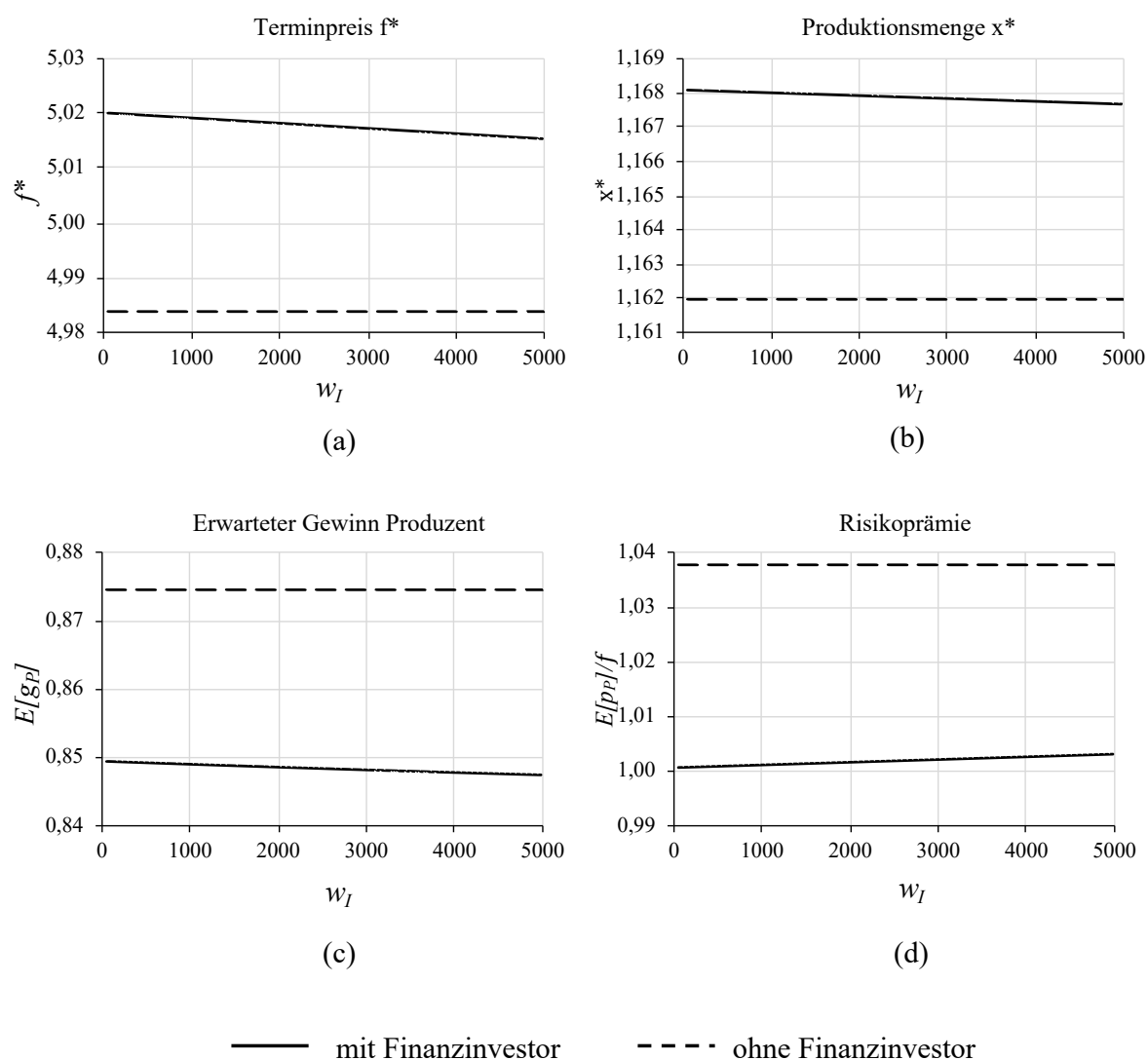
Von besonderem wirtschaftspolitischen Interesse ist die Frage, wie die Preiselastizität der Nachfrage nach Grundnahrungsmitteln zwischen unterschiedlichen Volkswirtschaften variiert und welche Konsequenzen sich daraus für die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf Produktionsmengen und Rohstoffpreise ergeben. Empirische Studien wie Green et al. (2013) untersuchen die Unterschiede in den Preiselastizitäten für Grundnahrungsmittel in Abhängigkeit des durchschnittlichen Haushaltseinkommens einer Volkswirtschaft. Sie zeigen, dass die Nachfrage der Konsumenten preiselastischer ist, wenn das Einkommen im Durchschnitt geringer ist. Vor allem arme Haushalte sind deshalb besonders von potentiellen Kassapreiswirkungen des spekulativen Terminhandels betroffen. Die Ergebnisse aus den Tabellen 4.3 bis 4.6 sind jedoch für eine durchschnittliche Preiselastizität von (absolut) 0,57 berechnet worden. Nachfolgend sollen deshalb

---

<sup>10</sup>Die Verwendung der Bedingung  $RRA = w_I \cdot \lambda_I = 4$  bedeutet bei Variation von  $w_I$  weiterhin nicht, dass das Modell nun unter CRRA-Präferenzen für den Finanzinvestor arbeitet. Die Analyse sagt nichts dazu aus, wie sich Vermögensänderungen im Zeitverlauf auswirken, da dieser Vermögenseffekt im statischen CARA-Modell nicht betrachtet wird. Vielmehr soll diese Analyse zeigen, ob eine veränderte Schätzung des Anfangsvermögens, also potenzielle Schätzfehler, die Ergebnisse wesentlich beeinflussen.

### Abbildung 4.8: Sensitivität gegenüber Änderungen in $w_I$

Die Abbildung zeigt die Sensitivität der Modellergebnisse durch Variation des Modellparameters  $w_I$  unter der Nebenbedingung, dass für die relative Risikoaversion stets  $RRA = w_I \cdot \lambda_I = 4$  gilt. D.h. mit steigendem  $w_I$  wird  $\lambda_I$  entsprechend reduziert. Im Fokus der Analysen stehen die Kerngrößen des theoretischen Modells: Terminpreis  $f^*$  (Panel (a)), geplante Produktionsmenge  $x^*$  (Panel (b)), erwarteter Gewinn des Produzenten  $\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$  (Panel (c)) sowie die Risikoprämie am Terminmarkt (Panel (d)), die als Quotient  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]/f$  abgebildet wird. Die restlichen Parameterwerte entsprechen der Parametrisierung des Ausgangsszenarios (s. Tabelle 4.2).



Fälle mit höherer bzw. niedrigerer Preiselastizität der Nachfrage betrachtet werden. Hierfür werden die Parameter  $a$  und  $b$  der Nachfragekurve so variiert, dass sich Werte von  $\mathbb{E}[|e(p_H)|] = 0,47$  bzw.  $\mathbb{E}[|e(p_H)|] = 0,76$  ergeben. Diese Werte liegen am oberen

**Tabelle 4.7: Numerische Ergebnisse in Abhängigkeit der Preiselastizität**

Die Tabelle zeigt die numerischen Ergebnisse für die Welt ohne Finanzinvestor und die Welt mit Finanzinvestor für drei unterschiedliche Preiselastizitäten der Nachfrage: Durchschnittlich, niedrig und hoch. Ausgangspunkt ist die Parametrisierung aus Tabelle 4.2, wobei die Parameter  $a$  und  $b$  der Nachfragekurve entsprechend variiert wurden, um die niedrigeren bzw. höheren Werte der Preiselastizitäten zu erreichen.

$\mathbb{E}[ e(p_H) ]$	normal (0.57)		niedrig (0.47)		hoch (0.76)	
	2 Akteure	3 Akteure	2 Akteure	3 Akteure	2 Akteure	3 Akteure
Größe						
$x^*$	<b>1.16</b>	<b>1.17</b>	<b>1.020</b>	<b>1.023</b>	<b>1.39</b>	<b>1.40</b>
$f^*$	4.98	5.02	4.37	4.41	5.94	5.98
$\mathbb{E}[\tilde{p}_P]$	<b>5.17</b>	<b>5.10</b>	<b>4.57</b>	<b>4.49</b>	<b>6.11</b>	<b>6.06</b>
$CPaR$	<b>11.35</b>	<b>11.30</b>	<b>10.38</b>	<b>10.33</b>	<b>12.89</b>	<b>12.86</b>
$h_P$	0.57	0.77	0.50	0.69	0.68	0.86
$h_P/x$	0.49	0.66	0.49	0.69	0.49	0.61
$\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$	<b>0.88</b>	<b>0.85</b>	<b>0.15</b>	<b>0.12</b>	<b>2.38</b>	<b>2.37</b>
$CE_P$	0.85	0.84	0.12	0.11	2.35	2.36
$h_H$	0.57	0.37	0.50	0.31	0.68	0.51
$\mathbb{E}[\tilde{g}_H]$	2.83	2.77	2.18	2.13	4.00	3.95
$CE_H$	2.80	2.76	2.15	2.12	3.98	3.94
$h_I$	-	0.40	-	0.38	-	0.35
$\mathbb{E}[\tilde{g}_I]$	-	1320	-	1320	-	1320

bzw. unteren Rand des 95%-Konfidenzintervalls aus Andreyeva et al. (2010). Die Werte spiegeln also keine fiktiven Extremszenarien wider, sondern entsprechen statistisch möglichen Ausprägungen des signifikanten Schätzers der Preiselastizität.

Die Ergebnisse für die beiden Alternativszenarien sind in Tabelle 4.7 zusammengefasst. Auf den ersten Blick wird deutlich, dass die Ergebnisse aus dem Basisszenario wiederum nur numerisch beeinflusst werden: Die geplante Produktionsmenge  $x^*$  steigt weiterhin durch spekulativen Terminhandel, wodurch sowohl der erwartete Kassapreis als auch der  $CPaR$  sinken. Gleiches gilt für die erwarteten Gewinne des Produzenten, die im 3-Akteure-Fall sinken. Bei genauerer Betrachtung fällt jedoch auf, dass die indirekte Wirkung des spekulativen Terminhandels auf den erwarteten Kassapreis mit sinkender Preiselastizität der Nachfrage stärker ausgeprägt ist. So sinkt der erwartete Kassapreis im Fall der hohen Preiselastizität nur um knapp 1%, im Fall der niedrigen Preiselastizität dagegen um 1,8%. Demgegenüber ist die Mengenwirkung des spekulativen Terminhandels für niedrige Preiselastizitäten geringer.



Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass der Produzent der Profiteur einer höheren Preiselastizität wäre, weil steigende Absatzmengen am Kassamarkt dann nicht durch einen entsprechenden Preisrückgang überkompensiert werden. Sowohl der Umsatz am Kassamarkt als auch der Gesamtgewinn des Produzenten steigen in einem solchen Szenario c.p. an. Dieser Gewinnanstieg resultiert letztlich auch aus einer geringeren Hedgingquote des Produzenten, da im Fall mit hoher Preiselastizität die Mengenausweitung relativ gesehen geringer ausfällt und somit die *hedging pressure* c.p. weniger zunimmt. Aus Sicht der Konsumenten scheint tendenziell zu gelten, dass spekulativer Terminhandel in *ärmeren Volkswirtschaften* einen geringeren Einfluss auf die Wohlfahrt der Konsumenten hat. Einschränkend muss jedoch erwähnt werden, dass in diesem Fall der initiale Kassapreis bereits höher ist und letztlich auch ein höherer *CPaR* konstatiert werden muss. D.h. die Ausgangssituation der Konsumenten in *ärmeren Volkswirtschaften* scheint auf Basis der Analyse der Preiselastizität schlechter zu sein.

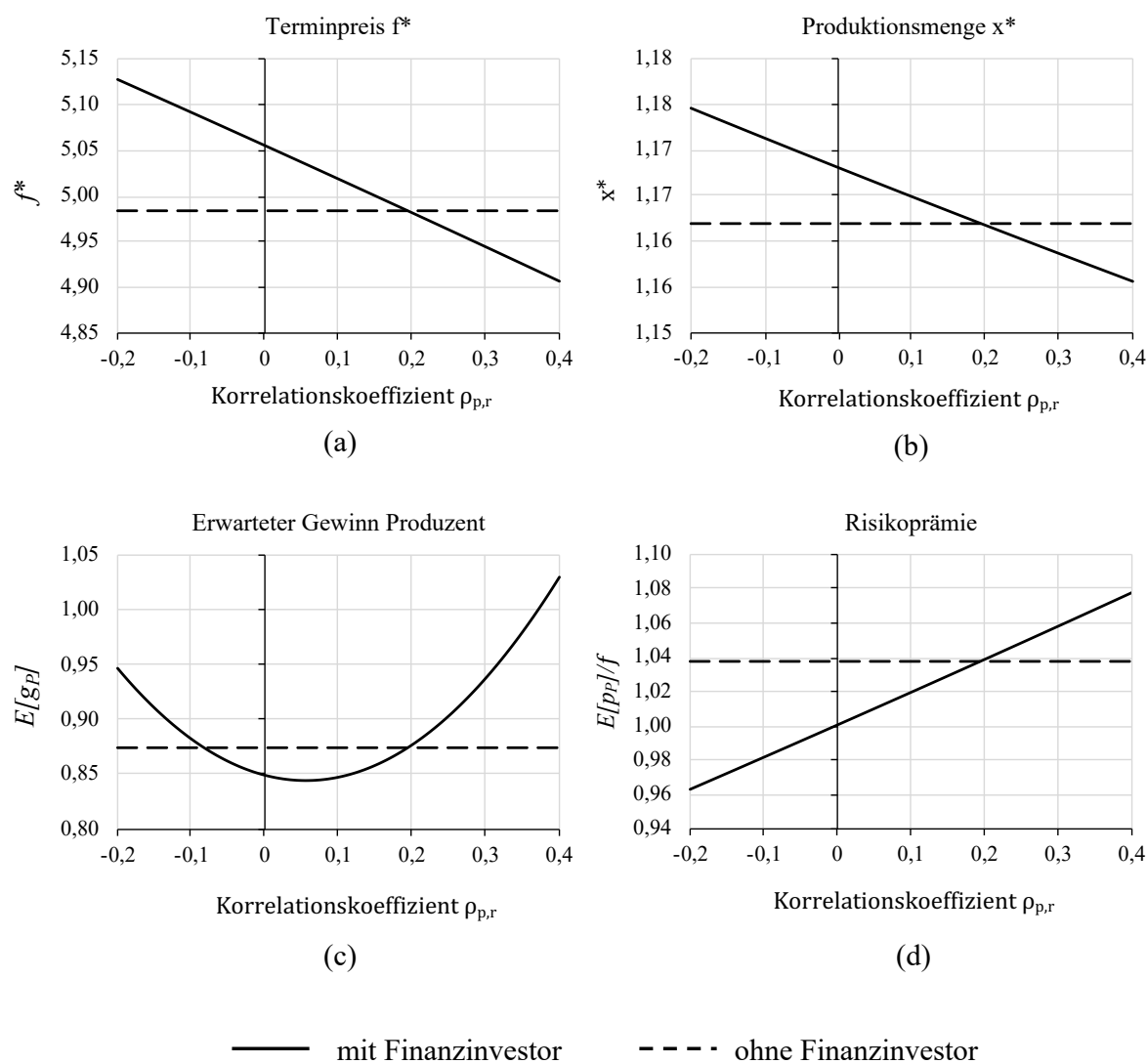
### Ein detaillierter Blick auf den Korrelationskoeffizienten $\rho_{r,PP}$

Die Korrelation zwischen den Finanzmärkten und den Agrarrohstoffmärkten beeinflusst wesentlich die Hedgingposition des Finanzinvestors und entscheidet mit darüber, ob dieser long oder short investiert. Dementsprechend wurde für die bisher angestellten Untersuchungen das Marktumfeld anhand des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  abgegrenzt. Exemplarisch wurde dafür die Zeitreihe des Korrelationskoeffizienten zwischen den Renditen des Dow Jones Industrials und den Renditen des Weizenkassapreises herangezogen. Dabei zeigt sich, dass die Korrelation in Stressphasen oder Krisenzeiten wie der Weltwirtschaftskrise 2007/2008 oder der Staatsschuldenkrise im Euroraum 2010/2011 tendenziell anzieht. Die Ergebnisse des Modells verdeutlichen, dass hohe positive Werte für  $\rho_{r,PP}$  negative Auswirkungen des spekulativen Terminhandels für die Konsumenten bedeuten. Abbildung 4.9 zeigt nun den Verlauf der Zielgrößen des Modells in Abhängigkeit des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$ .

Ein steigender Korrelationskoeffizient  $\rho_{r,PP}$  führt c.p. zu einer Verringerung des gleichgewichtigen Terminpreises im 3-Akteure-Modell. Oberhalb einer kritischen Grenze kann dann spekulativer Terminhandel dazu führen, dass der gleichgewichtige Terminpreis mit Finanzinvestor unterhalb des Terminpreises im Benchmark-Szenario liegt. Infolgedessen würde der Produzent Anreize zur Verringerung seiner geplanten Produktionsmenge erhalten. Wie in Teil (d) der Abbildung deutlich wird, determiniert das Vorzeichen von  $\rho_{r,PP}$  das Vorzeichen der Risikoprämie im Terminmarkt. Die Kurve der erwarteten Gewinne verläuft U-förmig in  $\rho_{r,PP}$ , wobei für die gegebene Parametrisierung eine Verringerung der erwarteten Gewinne durch spekulativen Terminhandel im Intervall

### Abbildung 4.9: Sensitivität gegenüber Änderungen in $\rho_{r,p_P}$

Die Abbildung zeigt die Sensitivität der Modellergebnisse durch Variation des Modellparameters  $\rho_{r,p_P}$ . Im Fokus der Analysen stehen die Kerngrößen des theoretischen Modells: Terminpreis  $f^*$  (Panel (a)), geplante Produktionsmenge  $x^*$  (Panel (b)), erwarteter Gewinn des Produzenten  $\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$  (Panel (c)) sowie die Risikoprämie am Terminmarkt (Panel (d)), die als Quotient  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]/f$  abgebildet wird. Die restlichen Parameterwerte entsprechen der Parametrisierung des Ausgangsszenarios (s. Tabelle 4.2).



$-0,07 < \rho_{r,p_P} \leq 0,2$  resultiert. Zusammenfassend gilt also, dass die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Agrarrohstoffes ein wesentlicher Einflussfaktor auf die Modellergebnisse ist und insbesondere eine Art Trennlinie zwischen positiven und negativen Wirkungen des spekulativen Terminhandels bildet.

Um nun aber die Auswirkungen des spekulativen Terminhandels insbesondere auf die armen Haushalte genauer analysieren zu können, muss ein detaillierter Blick auf die Höhe von  $\rho_{r,p_P}$  erfolgen. Hierbei geht es nicht um die Schwankungen von  $\rho_{r,p_P}$  im Zeitablauf, sondern um Unterschiede im Quervergleich zwischen ärmeren und reicheren Volkswirtschaften. Generell sind zwei Thesen denkbar:

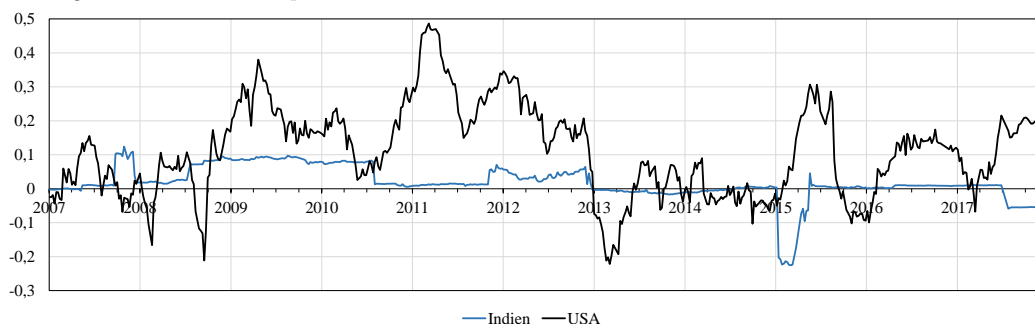
- (1) **In wenig entwickelten Volkswirtschaften ist  $\rho_{r,p_P}$  hoch:** Ein geringeres Volkseinkommen geht in der Regel mit einem geringeren Entwicklungsgrad der Volkswirtschaft einher. Aufgrund der später begonnenen Tertiärisierung der Volkswirtschaft ist (im Durchschnitt) anzunehmen, dass der primäre Sektor größeren Anteil am Bruttoinlandsprodukt hat als in entwickelten Volkswirtschaften. Ein großer Agrarsektor würde dabei bedeuten, dass in den großen Aktienindizes etc. die Erzeuger oder Verarbeiter landwirtschaftlicher Erzeugnisse überrepräsentiert sind. Somit wäre eine hohe Interdependenz zwischen den Entwicklungen an den Rohstoff- und den Wertpapierbörsen denkbar.
- (2) **In entwickelten Volkswirtschaften ist  $\rho_{r,p_P}$  hoch:** Die steigenden Kapitalströme in (Agrar)rohstoffe, die in den entwickelten Volkswirtschaften zu beobachten sind, könnten zu einem Anstieg der Korrelation zwischen den Finanz- und Rohstoffmärkten führen, da dieselben Investoren hinter den Kapitalanlagen stecken und somit Rohstoffe mittelfristig Betafaktoren wie Aktien erreichen. Büyüksahin und Robe (2014) untersuchen in ihrer Arbeit entsprechende Entwicklungen der Korrelationskoeffizienten von Rohstoff- und Aktienmärkten in Abhängigkeit der Gesamtposition der spekulativen Händler. Sie argumentieren auf Basis ihrer Regressionsergebnisse, dass der oben beschriebene Zusammenhang zumindest schwach in den Marktdaten sichtbar wird. Umgekehrt bedeutet dies, dass in wenig entwickelten Volkswirtschaften  $\rho_{r,p_P}$  niedrig sein müsste.

Empirisch sind beide Szenarien aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit für Entwicklungsländer kaum zu überprüfen. Abbildung 4.10 gibt erste Anhaltspunkte für die USA und Indien: Der Vergleich dieser Länder wurde deshalb gewählt, da Indien gemäß dem Human Development Index (HDI) der Vereinten Nationen (UN) nur einen Wert von 0,624 aufweist. Die Entwicklungs- und Schwellenländer haben einen durchschnittlichen Wert von 0,69, d.h. Indien liegt im unteren Mittelfeld dieser Gruppe (vgl. Ribbeck (2018)). Die USA sind demgegenüber ein hochentwickeltes Land mit einem Indexstand von 0,92. Auf Basis von Daten von Thomson Reuters EIKON wurden gleitende 100-Tages-Korrelationskoeffizienten zwischen den Kassapreisrenditen von börsengehandeltem Weizen und den Renditen des Dow Jones Industrials bzw. des BSE Sensex berechnet.

Die Abbildung liefert Argumente für These (2): Der Korrelationskoeffizient für die US-Märkte ist in rund 73% der Perioden höher als der Korrelationskoeffizient für die indischen Finanz- und Rohstoffmärkte. Auffällig ist zudem die deutlich höhere Schwankungsbreite des Korrelationskoeffizienten in den USA. Während in Indien der Korrelationskoeffizient bis auf wenige Ausnahmen zwischen  $-0,05$  und  $+0,1$  liegt, variiert er für die USA von  $-0,2$  bis  $+0,5$ .

**Abbildung 4.10: Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  für Indien und USA (2007-2017)**

Die Abbildung zeigt den gleitenden Korrelationskoeffizienten zwischen den wöchentlichen log-Renditen von Weichweizen (gehandelt in Chicago und Bombay) und dem Dow Jones Index bzw. dem BSE Sensex, die als Proxy-Variablen für das riskante Portfolio des Finanzinvestors herangezogen werden. Der Korrelationskoeffizient wird über 100 Handelstage in einem Zeitraum von 2007 bis 2017 geschätzt. Die entsprechenden Kursdaten wurden von Thomson Reuters EIKON bezogen.



Empirisch besser untersucht ist die Fragestellung, inwieweit die sogenannte *Finanzialisierung* der Rohstoffterminkmärkte den Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  erhöht hat. Creti et al. (2013) modellieren die Zeitreihen der bedingten Varianzen der Renditen von Aktienindizes und Rohstoffen mithilfe eines n-dimensionalen GARCH-Prozesses, wodurch sie dynamische bedingte Korrelationen zwischen den einzelnen Prozessen schätzen können. Sie zeigen, dass für 25 verschiedene Rohstoffe die (bedingten) Korrelationen zum S&P 500-Index einen positiven Trend aufweisen und speziell nach der Finanzkrise 2007/2008 angestiegen sind. Gleichzeitig sind die Korrelationen volatiler geworden. Tang und Xiong (2010) verwenden eine Differences-in-Differences Regression, um zu untersuchen, wie sich die Korrelationen zwischen den einzelnen Rohstoffen über die Zeit entwickeln. Sie zeigen, dass die Korrelationen von Agrarrohstoffen mit dem Ölpreis gestiegen sind. Da Öl eine steigende Korrelation mit den relevanten Aktienindizes aufweist, sei dies ein weiteres Indiz für eine korrelationserhöhende Wirkung des spekulativen Terminhandels.

Aufbauend auf diesen empirischen Beobachtungen zum Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  ergeben sich folgende wesentliche Implikationen: (1) Höher entwickelte Länder mit einem hochentwickelten Finanzmarkt scheinen anfälliger für negative Auswirkungen des spe-

kulativen Terminhandels in Krisenzeiten. (2) Der in entwickelten Ländern beobachtete positive Trend der mittel- und langfristigen Korrelationen zwischen den Aktienmärkten und den Rohstoffmärkten könnte zukünftig zu einem Ausbleiben positiver Wirkungen des spekulativen Terminhandels führen, wenn die Korrelationen dauerhaft auf einem ökonomisch signifikanten Level verharren. (3) In wenig entwickelten Ländern wie Indien wird spekulativer Terminhandel kaum einen Einfluss auf die Anbauentscheidungen und damit die erwarteten Kassapreise von Agrarrohstoffen haben, da die Nullkorrelation vermuten lässt, dass (bisher) nur ein kleiner Anteil der offenen Terminkontraktpositionen von Finanzinvestoren gehalten wird. (4) Da für Indien keine Korrelationen größer als +10,5% beobachtet wurden, sind negative Folgen des spekulativen Terminhandels unwahrscheinlich.

### **Sensitivität des Modells gegenüber Veränderungen der Wetterunsicherheit $Var[\tilde{\varepsilon}]$**

In diesem Abschnitt soll schließlich noch die Veränderung der Modellergebnisse, die sich aus einer Variation der Varianz der Schockvariable,  $Var[\tilde{\varepsilon}]$ , bzw. der entsprechenden Standardabweichung ergibt, analysiert werden. Das betrachtete Intervall der Proxy-Variable  $\sqrt{Var[\hat{\varepsilon}_t]}$  reicht von 0,02 bis 0,2 und deckt somit die für Kansas beobachtete Variation in den Ausfallraten für verschiedene Subperioden (insb. die Periode von 1945 bis 1970) ab. Insgesamt zeigt sich in den Daten, dass die Variation in den Ausfallraten von 1945 bis 1990 zurückging und sich seitdem seitwärts bewegt. Die Analyse einer höheren Ausfallrate ist vor allem aus zwei Gründen interessant: Erstens, kann unterstellt werden, dass in weniger entwickelten Ländern die Produktionstechnologien schlechter sind und somit höhere Ernteausfälle nach Unwettern etc. zu erwarten sind. Zweitens, rechnen Meteorologen mittlerweile mehrheitlich mit einer Zunahme von Wetterextremen wie Hitze- und Dürreperioden infolge des Klimawandels (vgl. u.a. Mann et al. (2017)). Folglich könnten zukünftig auch in Bundesstaaten wie Kansas oder auch in den USA oder Europa allgemein wieder steigende Ausfallraten beobachtet werden. Deshalb lohnt ein Blick darauf, wie diese Szenarien die wesentlichen Modellergebnisse beeinflussen würden.

In Abbildung 4.11 werden die Auswirkungen wiederum graphisch dargestellt. Für den 2-Akteure-Fall zeigt sich, dass eine höhere Unsicherheit mit Blick auf die Anbaubedingungen c.p. zu steigenden Futurespreisen und sinkenden Produktionsmengen führt. Gegeben die Zielfunktionen des Produzenten und des Händlers, resultiert aus einer Erhöhung von  $Var[\tilde{\varepsilon}]$  unmittelbar ein Anstieg der Exposures. Der Produzent redu-

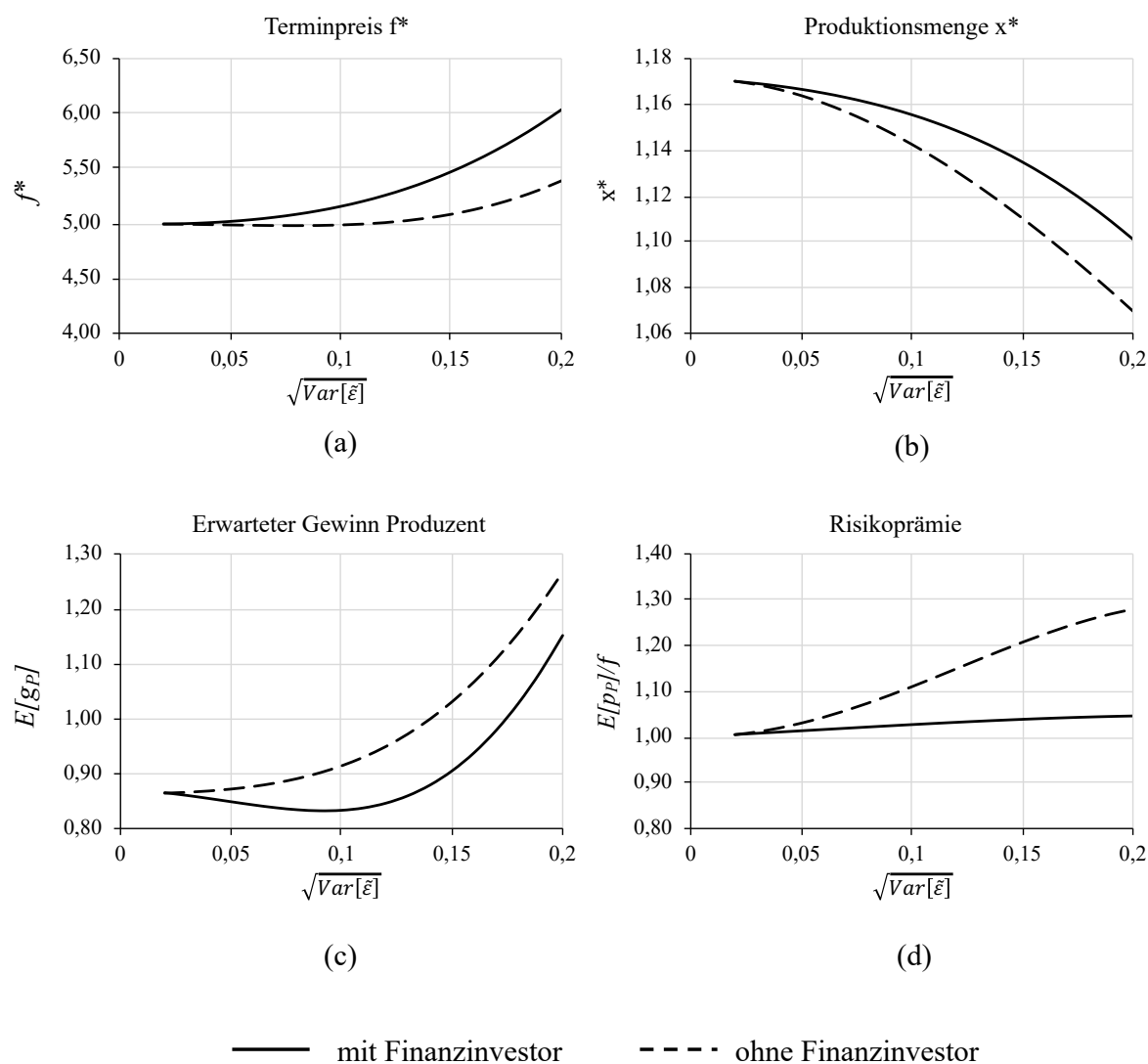
ziert daraufhin seine geplante Produktionsmenge  $x^*$ , um sein Exposure zu managen. Letztlich impliziert die Wechselwirkung zwischen Preis- und Mengeneffekten steigende Kassa- und Terminpreise, wenn die Wetterunsicherheit hoch ist. Die unterstellte Preiselastizität von  $\mathbb{E}[|e(p_H)|] = 0,57$  führt im 2-Akteure-Szenario zu steigenden erwarteten Gewinnen des Produzenten in Abhängigkeit von  $Var[\tilde{\varepsilon}]$ . Am Terminmarkt liegt zudem durchgängig Backwardation vor. Nach Markteintritt des Finanzinvestors bleiben die Auswirkungen vergleichbar zum Ausgangsszenario. Die aufgrund der moderaten Korrelation und der Backwardation-Situation entstandene Nachfrage des Finanzinvestors nach Long-Positionen erhöht für gegebene  $Var[\tilde{\varepsilon}]$  den gleichgewichtigen Terminpreis und damit auch die geplante Produktionsmenge. Interessant ist, dass dieser Anstieg des Terminpreises mit zunehmender Wetterunsicherheit zunimmt. So liegt die Steigerung des Terminpreises für  $\sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]} = 0.2$  bei rund 20%. Dementsprechend kann in einem solchen Umfeld auch eine erhebliche Mengenausweitung relativ zum 2-Akteure-Fall beobachtet werden.

Die Risikoprämie liegt durch den Markteintritt des Finanzinvestors stets nahe eins und damit deutlich unterhalb des 2-Akteure-Szenarios. Dies liegt daran, dass mit Blick auf die *hedging pressure* gegenläufige Effekte zum Tragen kommen: Das Exposure des Produzenten reagiert sensitiver auf Veränderungen in  $x^*$  und  $Var[\tilde{\varepsilon}]$  als das des Händlers. Die Entwicklung in diesen beiden Größen verläuft hier entgegengesetzt, wobei im 2-Akteure-Fall offensichtlich keine vollständige Kompensation erfolgt und die Risikoprämie ansteigt. Die Hedgingposition des Produzenten verschlechtert sich also bei höherer Wetterunsicherheit. Demgegenüber erfolgt eine Kompensation im 3-Akteure-Szenario, da das Exposure des Finanzinvestors ebenfalls insbesondere in  $Var[\tilde{\varepsilon}]$  steigt und dadurch zusätzliche Nachfrage erzeugt wird. Letztlich führt dies zu einer nahezu konstanten Entwicklung der Risikoprämie.

Diese Analysen veranschaulichen, dass der Einfluss des spekulativen Terminhandels mit zunehmender Wetterunsicherheit steigt. Dies gilt ebenso in Szenarien hoher positiver Korrelation, d.h. potenzielle negative Effekte wären in diesem Fall ebenfalls ausgeprägter. Zu betonen ist dabei, dass eine höhere Wetterunsicherheit — bspw. in ärmeren Regionen oder infolge des Klimawandels — die Produktionsmenge senken und deshalb einen negativen Effekt auf die Situation der Konsumenten haben würde. Auf Basis der vorliegenden Parametrisierung kann spekulativer Terminhandel hier zwar besonders positiv wirken, jedoch würde per Saldo vermutlich immer noch ein Mengenrückgang resultieren. Zukünftig könnten also Korrelationsschocks, die zu Short-Positionen der Spekulanten führen, noch gravierendere Negativwirkungen auf die Konsumentenwohlfahrt haben, sofern infolge des Klimawandels eine zunehmende Wetterunsicherheit bzw. eine Zunahme der Häufigkeit von Wetterextremen eintreten wird.

### Abbildung 4.11: Sensitivität gegenüber Änderungen in $Var[\tilde{\varepsilon}]$

Die Abbildung zeigt die Sensitivität der Modellergebnisse durch Variation des Modellparameters  $Var[\tilde{\varepsilon}]$ . Für die Berechnungen bzw. die graphische Darstellung wird die Standardabweichung  $\sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]}$  herangezogen. Im Fokus der Analysen stehen die Kerngrößen des theoretischen Modells: Terminpreis  $f^*$  (Panel (a)), geplante Produktionsmenge  $x^*$  (Panel (b)), erwarteter Gewinn des Produzenten  $\mathbb{E}[\tilde{g}_P]$  (Panel (c)) sowie die Risikoprämie am Terminmarkt (Panel (d)), die als Quotient  $\mathbb{E}[\tilde{p}_P]/f$  abgebildet wird. Die restlichen Parameterwerte entsprechen der Parametrisierung des Ausgangsszenarios (s. Tabelle 4.2).



## 4.5 Zwischenfazit und wirtschaftspolitische Implikationen

Im Rahmen des modelltheoretischen Teils dieser Arbeit wurde untersucht, ob durch spekulativen Terminhandel landwirtschaftliche Produktionsentscheidungen beeinflusst oder gegebenenfalls verzerrt werden. Die Erkenntnisse des theoretischen Modells zeigen dabei einen eindeutigen Zusammenhang zwischen der Entscheidung des Bauern über die geplante Produktionsmenge und dem Terminpreis: Ein infolge von Spekulation erhöhter Terminpreis würde eine Ausweitung seiner Produktionsmenge bedingen, da sich der Bauer die für ihn verbesserten Hedging-Konditionen für ein höheres Anbauvolumen sichern möchte. Dieser wichtige Zusammenhang zeigt sich dabei auch in den empirischen Beobachtungen für die Rohstoffe Weichweizen und Mais und liefert somit einen neuen Blickwinkel auf die bestehende Debatte über potenziell schädliche Wirkungen des spekulativen Terminhandels.

Insgesamt zeichnet sich also mit Blick auf die in Kapitel 3 gestellten Forschungsfragen folgendes Bild: Die Modellergebnisse deuten auf nur wenig Handlungsbedarf der politischen Entscheidungsträger bzw. Regulatoren hin. Denn der entscheidende Parameter, die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Agrarrohstoffes, ist in den meisten beobachteten Fällen nur leicht positiv oder gar negativ. In diesem Marktumfeld werden Finanzinvestoren oder sogenannte Long-only-Fonds in den Kauf von Terminkontrakten investieren und dadurch zusätzliche Nachfrage erzeugen, welche c.p. zu einem höheren Terminpreis und somit indirekt zu einer Mengenausweitung des betrachteten Agrarrohstoffes führt. Die Teilnahme von Finanzinvestoren am Terminhandel verbessert somit grundsätzlich die ökonomischen Rahmenbedingungen für die Produktion landwirtschaftlicher Erzeugnisse.

Für den Konsumenten bzw. speziell die armen Bevölkerungsschichten ergeben sich daraus zwei positive Konsequenzen: (1) Einen größeren Kuchen an Grundnahrungsmitteln, der zur Sicherstellung der Welternährung herangezogen werden kann und (2) niedrigere erwartete Kassapreise, weshalb weniger Menschen vom Zugang zu Lebensmitteln ausgeschlossen werden. Hinzu kommt, dass die Teilnahme von Finanzinvestoren am Terminhandel auch das Risiko von adversen Preisbewegungen aus Sicht der Konsumenten reduziert. Dies wird durch das eingeführte Risikomaß *Consumption Price at Risk* angezeigt und stellt einen klaren Wohlfahrtsgewinn für arme Haushalte dar.

Die durchgeführten Analysen identifizieren jedoch auch potenzielle Schattenseiten des spekulativen Terminhandels, denn der positive Effekt einer höheren Produktionsmenge



könnte sich in der mittleren Frist umkehren. Dieses Risiko scheint insbesondere durch Märkte in Backwardation begünstigt zu sein, da die Produzenten in diesem Marktumfeld im Erwartungswert Hedgingverluste erzielen. Zwar verbessern die Finanzinvestoren die Hedgingbedingungen der Produzenten, indem der Terminpreis c.p. steigt, jedoch führt die Erhöhung der Hedgingquote zu einem höheren Engagement im Terminmarkt, weshalb der kumulierte Verlust aus dem Hedginggeschäft zunimmt. Hinzu kommen die gesunkenen erwarteten Kassapreise, die aus der höheren geplanten Produktionsmenge resultieren und zusätzlich den Gewinn der Produzenten belasten. Die verschlechterte Profitabilität ihrer Investments könnte die Produzenten dazu veranlassen, sich aus dem entsprechenden Markt zurückzuziehen, was das mittelfristige Angebot herabsetzen könnte.

Des Weiteren kann sich im Falle eines Anstiegs der Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis eine negative Wirkung des spekulativen Terminhandels ergeben. Denn die Finanzinvestoren werden dann short investieren oder (sofern Leerverkaufsverbote existieren) sich aus dem Markt zurückziehen und somit den gleichgewichtigen Terminpreis senken. Dies würde eine Senkung der Produktionsmenge und somit einen Anstieg des erwarteten Kassapreises induzieren.

Die komparativ-statischen Analysen unterstreichen insgesamt die Robustheit der Modellergebnisse. Mit Blick auf die Auswirkungen des spekulativen Terminhandels auf ärmere Volkswirtschaften ist die Aussage jedoch nicht eindeutig: Zumindest der vermutete geringere Korrelationskoeffizient spricht dafür, dass tendenziell positive Wirkungen des spekulativen Terminhandels erwartet werden. Inwieweit dieser positive Effekt aber ausgeprägter ist als in entwickelten Volkswirtschaften kann kaum abgeschätzt werden. Einerseits wird die höhere Preiselastizität der Nachfrage dazu führen, dass insbesondere die Kassapreiswirkung des spekulativen Terminhandels geringer ausfällt. Andererseits kann von einer höheren Wetterunsicherheit ausgegangen werden. Diese führt letztlich zu einer Verstärkung von Mengen- und Preiswirkungen, jedoch auch zu tendenziell rückläufigen Produktionsmengen. Die gute Nachricht bleibt aber in diesem Zusammenhang, dass in ärmeren Volkswirtschaften adverse Spekulationswirkungen seltener zu erwarten sind.

Die hergeleiteten bzw. numerisch dargestellten Modellergebnisse ergänzen den bisherigen Stand der Forschung zu dieser Fragestellung und liefern einen klaren Erkenntnisgewinn. Zum einen sind sowohl das optimale Hedgingverhalten als auch die gleichgewichtigen Terminpreise in ihrer Struktur vergleichbar zu den wesentlichen Arbeiten von Turnovsky (1983), Ekeland et al. (2017) oder Chari und Christiano (2017). Mit Blick auf das in der Literatur vielfach diskutierte Vorzeichen der Risikoprämie am Agrarrohstofftermin-

markt erlaubt der Modellrahmen sowohl Backwardation als auch Contango und liefert zusätzliche Erklärungsansätze in Bezug auf die relative *hedging pressure* der Akteure. Insofern gehen die Modellergebnisse über Hirshleifer (1988) hinaus und widersprechen weder Keynes (1930) noch Hicks (1939). Gleichzeitig fließen weitere Komponenten wie der *implizite Hedge* von Preis- und Mengenrisiken sowie die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und des Kassapreises des Rohstoffes mit ein.

Die Modellstruktur ermöglicht zudem den expliziten Vergleich der zwei (fiktiven) Welten mit und ohne Finanzinvestor. Dieser wird zwar auch in Chari und Christiano (2017) vorgenommen, jedoch wird das Modell nicht mit Blick auf mögliche Schocks des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  ausgewertet, da die Hedgingposition des Finanzinvestors in der Parametrisierung des Modells aufgrund der empirischen Beobachtungen stets als positiv unterstellt wird. Mithilfe des theoretischen Modellrahmens kann also die in der Literatur auch als sogenannte *Masters-Hypothese* (nach Masters (2008)) bezeichnete Hypothese, dass die *Finanzialisierung* der Terminmärkte für Agrarrohstoffe zu einem Anstieg der Kassapreise und deren Volatilitäten geführt hat, nur eingeschränkt bestätigt werden. Letztlich weist die Entwicklung des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  nur für den unmittelbaren Krisenzeitraum ab 2008 entsprechend hohe Korrelationen zwischen Aktien- und Agrarrohstoffmärkten auf, die zu adversen Wirkungen des spekulativen Terminhandels führen.

Insgesamt lassen sich aus diesen Erkenntnissen wichtige wirtschaftspolitische Implikationen ableiten:

- Generell besteht im Fall des normalen Marktumfelds mit moderater Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis keine Notwendigkeit für die Politik, in den Agrarrohstoffhandel regulatorisch einzugreifen. Folglich sollte kein generelles Verbot des spekulativen Terminhandels mit Agrarrohstoffen erfolgen.
- Um vorübergehenden bzw. kurzfristig auftretenden Negativwirkungen des spekulativen Terminhandels vorzubeugen, sollte im Falle eines sprunghaften Anstiegs der Korrelation ein zeitweiliges Leerverkaufsverbot oder generelles Verbot der Teilnahme am Terminhandel für Finanzinvestoren erwogen werden. Somit könnte ein Angebotsdruck am Terminmarkt vermieden werden. Auf Basis der gewählten Parametrisierung läge eine entsprechende kritische Schwelle für den Korrelationskoeffizienten bei ca. +25%.
- Spekulativer Terminhandel kann zu einer Verringerung der erwarteten Gewinne der Bauern führen und somit das mittelfristige Angebot gefährden. Sollten al-

---

so in einem an sich für die Welternährung günstigen Marktumfeld mit niedriger Korrelation zu niedrige Gewinne für die Bauern resultieren, sollte die Politik finanzielle Subventionen in Betracht ziehen, um das durch spekulativen Terminhandel angestiegene Produktionsniveau langfristig sicherzustellen und Marktaustritte zu verhindern.

## Teil II

# Empirische Analyse

# Kapitel 5

## Vorüberlegungen

Die in der jüngeren Vergangenheit aufgekommene Debatte um einen möglichen schädlichen Einfluss des spekulativen Agrarrohstoffterminhandels auf das Niveau der Rohstoffpreise und auf deren Stabilität basiert im Wesentlichen auf der bereits angesprochenen simultanen Beobachtung steigender oder volatilerer Rohstoffpreise und aktiverem Handel von Finanzinvestoren. Ausgangspunkt der Diskussion ist also eine empirisch beobachtete Korrelation zwischen zwei Variablen und keine kausale Wirkung der einen Variable auf die andere. Die zahlreichen empirischen Untersuchungen zu diesem Themenkomplex sind — wie in Kapitel 2.2 dargestellt — jedoch uneindeutig. In der Regel kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen einer Veränderung der Gesamtposition der Finanzinvestoren und der Futuresrenditen<sup>11</sup> bzw. der Volatilität der Futuresrenditen gefunden werden. Wird ein signifikanter Zusammenhang beobachtet, so sind die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten meist negativ oder von geringer ökonomischer Signifikanz. Das beobachtete Phänomen steigender Rohstoffpreise und höherer Volatilitäten im Agrarrohstoffmarkt kann also bisher nicht durch den spekulativen Terminhandel der Finanzinvestoren begründet werden.

Die bisherige Betrachtung macht deutlich, dass im Fokus der Debatte eigentlich zwei separate Fragestellungen stehen: (1) Führt spekulativer Terminhandel durch Finanzinvestoren zu einer Erhöhung der Terminpreise? (2) Verursacht spekulativer Terminhandel durch Finanzinvestoren eine höhere Volatilität der Futurespreise? Diese Fragestellungen können insofern separat betrachtet werden, als dass beide beobachteten Phänomene unabhängig voneinander auftreten können. Ein stetiger Preisanstieg kann genauso mit einer — im Vergleich zur fiktiven Benchmark ohne Marktteilnahme der Finanzinvestoren — unveränderten oder gar abnehmenden Volatilität einhergehen wie eine höhere

---

<sup>11</sup>Der Begriff Futuresrenditen bezieht sich hier und im weiteren Verlauf auf die prozentuale Veränderung des täglichen/wöchentlichen Settlementpreises des zugrundeliegenden Futureskontraktes und ist nicht zu verwechseln mit dem vertraglich fixierten Terminpreis.

Volatilität der Rohstoffpreise auch ohne eine Veränderung des Mittelwertes eintreten kann. Technisch betrachtet lassen sich beide Fragestellungen jedoch wieder zusammenführen, wenn man die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Rohstoffpreise bzw. von deren Renditen betrachtet: Spekulativer Terminhandel kann sowohl die gesamte Verteilung verschieben als auch die Kurtosis erhöhen.

Im Rahmen der theoretischen Analyse wurden drei wesentliche Erkenntnisse herausgearbeitet:

- (1) Höhere Terminpreise führen zu höheren geplanten Erntemengen der Produzenten.
- (2) Der Terminpreis hängt positiv von der Nachfrage der Finanzinvestoren nach Futureskontrakten ab.
- (3) Spekulativer Terminhandel kann zu einer Erhöhung der Varianz der Kassapreise führen.

Die erste Erkenntnis zielt darauf ab, dass sich der für die Konsumenten relevante Effekt am Kassamarkt nur dann ergibt, wenn die Bauern tatsächlich ihre Anbaumenge anhand des Terminpreises wählen, d.h. wenn c.p. eine höhere Erntemenge auf einen höheren Terminpreis während der Anbauphase des Rohstoffes folgt. Aufgrund der mangelnden Datenverfügbarkeit wurde diese Frage bereits in Kapitel 4 anhand der Beobachtungen für Mais und Weizen veranschaulicht. Letztlich lassen sich daraus keine Kausalzusammenhänge ableiten. Die dabei gewonnenen Erkenntnisse vervollständigen jedoch das Gesamtbild der Untersuchung.

Gepaart mit den empirisch beobachteten Korrelationen sowie mit den Stationaritätsanforderungen ökonometrischer Zeitreihenmodelle lassen sich für die Erkenntnisse (2) und (3) jedoch folgende Forschungsfragen formulieren:

- Führt eine Erhöhung der Netto-Long-Position von spekulativen Finanzinvestoren im Terminmarkt zu einer positiven Änderung der Futuresrenditen?
- Verursacht eine Erhöhung der Gesamtposition der spekulativen Finanzinvestoren im Terminmarkt eine steigende Volatilität der Futuresrenditen?

Die aus dem theoretischen Modell gewonnenen Zusammenhänge sollen nun dazu genutzt werden, ökonometrische Testmodelle zu formulieren, die weitere Erkenntnisse im Hinblick auf die Beantwortung der Forschungsfragen liefern. Zu beachten ist, dass es explizit nicht das Ziel des empirischen Teils dieser Arbeit ist, das theoretische Modell empirisch zu testen. Dies ist aufgrund der statischen Ausgestaltung des Modells, ökonometrischer Einschränkungen im Hinblick auf instationäre Variablen sowie aufgrund fehlender Daten zu Produktionsmengen bzw. kaum quantifizierbaren Mengenwirkungen

der Wetterentwicklung nicht möglich. Vielmehr sollen die angesprochenen theoretischen Erkenntnisse bestehende empirische Testmodelle erweitern bzw. ergänzen.

Auf Basis dieser Vorgehensweise wird die bestehende Literatur wie folgt ergänzt/erweitert:

### **Einfluss des Kassapreises auf den Futurespreis:**

Die bisherige Literatur zum Einfluss spekulativen Terminhandels auf die Kassa- bzw. Terminpreise eines Rohstoffes fokussiert sich darauf, zeitliche Abhängigkeiten zwischen einer Veränderung des Open Interests, der von Finanzinvestoren gehalten wird, und der Rendite des Kassa- oder Terminpreises aufzuzeigen.<sup>12</sup> Es wird unterstellt, die Positionsänderung zum Zeitpunkt  $t$  wirke auf die Rendite im Zeitpunkt  $t + 1$ . Dieses Prinzip ist bspw. Grundlage sogenannter Granger-Kausalitätstests, die in verschiedenen Papieren angewandt wurden (z.B. Crain und Lee (1996) oder Brunetti und Buyuksahin (2009)). Nur weil ein Ereignis X zeitlich vor einem Ereignis Y passiert, muss X nicht für Y kausal sein. Insofern sind diese Testmethoden nur ein Indiz für einen kausalen Zusammenhang zwischen X und Y. Im Falle der betrachteten Fragestellung ist zudem problematisch, dass die Daten der CFTC nur auf wöchentlicher Basis verfügbar sind. Ein zeitlicher Zusammenhang zwischen Positions- und Preisänderungen ist aufgrund des hohen Zeitversatzes der Beobachtungen nur schwer zu identifizieren.

In dieser Arbeit wird ein alternativer Ansatz gewählt: Die Grundidee ist, Faktoren zu wählen, die die Renditen der Futurespreise im Zeitpunkt  $t$  erklären. Insofern besteht also eine gewisse Ähnlichkeit zu klassischen Asset Pricing Tests (bspw. Haugen und Heins (1972), Basu (1977) oder Banz (1981)), da ohne sogenannten Time-Lag gearbeitet wird. Aufgrund der Datenverfügbarkeit werden zudem keine selbstfinanzierenden Portfolios in einer Querschnittsanalyse betrachtet, sondern jeder Rohstoff separat analysiert. Das klassische *Cost-of-Carry*-Modell zur Bewertung von Futureskontrakten zeigt, dass der aktuelle Kassapreis eine wesentliche Determinante des Futurespreises ist. Hinzu kommen der laufzeitadäquate risikolose Zinssatz, Lagerhaltungskosten und die sogenannte Convenience Yield. Die Regressionsmodelle beziehen deshalb die aktuelle Veränderung des Kassapreises als exogene Variable ein. Aufgrund der kurzen Restlaufzeit der Futureskontrakte von maximal drei Monaten werden Zinseffekte und Lagerhaltungskosten vereinfachend vernachlässigt. Ein wesentlicher Anteil der Variation in den Futuresrenditen kann allein durch die Hinzunahme der Kassarenditen als weiteren Regressor bereits erklärt werden. Kann nun eine zeitgleich stattfindende Veränderung der Position der Fi-

---

<sup>12</sup>Diese Ausführungen gelten analog auch für die Analyse von Volatilitäten von Agrarrohstoffrenditen.

nanzinvestoren den Erklärungsgehalt des Modells weiter erhöhen, ist dies ein Indiz für eine kausale Wirkung des spekulativen Terminhandels auf Futuresrenditen und/oder Volatilitäten von Futuresrenditen.

Die hier angewandte Testmethodik unterscheidet sich also deutlich vom aktuellen Stand der Forschung: Während die bestehende Literatur nur die Entwicklung am Termin- *oder* Kassamarkt separat betrachtet und dabei die Positionen von Finanzinvestoren und anderen Marktteilnehmern als einzige erklärende Variablen einbezieht, wird im Rahmen dieser Arbeit der empirisch gut belegte und theoretisch fundierte Einfluss des Kassapreises auf den Terminpreis genutzt. Die mittelfristige, mengeninduzierte Wirkung eines höheren Terminpreises auf den konsumrelevanten Kassapreis des Rohstoffs kann dadurch allerdings nicht getestet werden. Auch erlauben die in Kapitel 2.2 dargestellten Wechselwirkungen zwischen den beiden Märkten keine Schlussfolgerungen, dass eine etwaige Erhöhung des Terminpreises auch den Kassapreis beeinflusst, da dieser Zusammenhang nur in der sehr kurzen Frist im Rahmen der sogenannten Preiserkennungsfunktion valide ist.

### **Korrelationen zu Aktienmärkten**

Wesentliche Erkenntnis des theoretischen Modells ist, dass Finanzinvestoren ihre Nachfrage nach bzw. das Angebot von Terminkontrakten auf Basis der Korrelation zwischen den Rohstoffrenditen und der Rendite ihres Portfolios aus anderen riskanten Wertpapieren steuern. Empirisch wird dieser Zusammenhang durch Büyüksahin und Robe (2014) untersucht. Die sich daraus indirekt ergebenden Effekte auf den Terminpreis sind jedoch nicht Bestandteil der Analyse von Büyüksahin und Robe (2014), sondern lediglich das Handelsvolumen der Finanzinvestoren in Abhängigkeit dieser (stochastischen) Korrelationen. Die Regressionsmodelle in dieser Arbeit integrieren die angesprochene Korrelation, indem das riskante Portfolio des Finanzinvestors durch den S&P 500 Index approximiert wird. Hierbei sollte jedoch kein gleitender, historischer Korrelationskoeffizient verwendet werden, da die Finanzinvestoren ihre Asset Allocation auf Basis der erwarteten Korrelation zwischen Rohstoff- und Indexrenditen optimieren werden. Diese Korrelation wird auf Basis eines multivariaten GARCH-Prozesses als sogenannte Dynamic Conditional Correlation in Anlehnung an Bali und Engle (2010) geschätzt. Die auf diese Weise geschätzten Korrelationskoeffizienten werden dann als zusätzliche Regressoren sowohl in die Regressionsmodelle zur Untersuchung des Renditeeffekts des spekulativen Futureshandels als auch in die Regressionsmodelle zur Untersuchung des Volatilitätseffekts einbezogen.



---

Zur Beantwortung der Forschungsfragen werden folgende Schritte gegangen: In Kapitel 6.1 wird zunächst der verwendete Datensatz erläutert, d.h. Datenquellen beschrieben und die Variablen definiert. Anschließend werden die Charakteristika sowie wesentliche zeitliche Trends bzw. Entwicklungen graphisch dargestellt (Kapitel 6.2). Den Kern des empirischen Teils dieser Arbeit bilden die Kapitel 7 und 8, in denen die Forschungsfragen letztlich anhand geeigneter empirischer Modelle untersucht werden.

# Kapitel 6

## Daten

### 6.1 Datenquellen

Für die empirische Analyse des Agrarrohstoffhandels wurden Daten aus verschiedenen Quellen bezogen und mittels Konsistenzprüfungen zu einem integrativen Datensatz zusammengefügt. Die untersuchten Agrarrohstoffe werden standardmäßig in den Qualitätsstufen Hartweizen Nr. 2, Weichweizen Nr. 2, (gelber) Mais Nr. 2, Rohzucker Nr. 11, Sojabohnen Nr. 2 und Hafer Nr. 1 bzw. Nr. 2 gehandelt. Die Lieferung abweichender Qualitäten würde in entsprechenden (standardisierten) Zu- oder Abschlägen auf den Settlement Preis bzw. den Kassapreis resultieren. Die täglichen nominalen Preise an den Kassamärkten stammen von THOMSON REUTERS EIKON und beziehen sich auf die US-amerikanischen Kassamärkte in Kansas (Hartweizen), Chicago (Weichweizen, Zucker und Hafer) und Springfield (Mais). Sie werden in US-Cents pro Bushel [US-Ct/Bu] quotiert. Da die Produktion von Rohzucker — je nachdem, ob Zuckerrohr oder Zuckerrüben angebaut werden — weltweit erfolgt, veröffentlicht die Internationale Zuckerorganisation (International Sugar Organization, ISO) in London täglich die durchschnittlichen Handelspreise für Zucker in US-Cents pro Pfund [US-Ct/lbs].

Für die genannten Qualitätsstufen existieren passende Rohstofffutures. Dabei werden Weichweizen-, Hartweizen-, Mais-, Hafer- und Sojatermingeschäfte weltweit mehrheitlich am Chicago Board of Trade (CBOT) abgewickelt. Der Handel von Hartweizenfutures fand bis 2015 am Kansas City Board of Trade (KCBOT) statt. In die Analyse werden zudem Zuckerfutures von der Intercontinental Exchange (ICE) einbezogen, wo seit 2008 Zuckerfutures gehandelt werden. Zuvor fand der Handel an der Coffee, Sugar & Cocoa Exchange und dem New York Board of Trade statt, d.h. historische Daten vor 2008 beziehen sich folglich auf die dort gehandelten Kontrakte. Auch an den Futuresmärkten führen abweichende Qualitäten zu standardisierten Veränderungen des Futurespreises.

Wie schon die Kassapreise sind auch die täglichen Settlement Preise der Futures sowie das Handelsvolumen und der Open Interest auf Tagesbasis von THOMSON REUTERS EIKON entnommen worden. Der Open Interest entspricht dabei der Summe aller offenen Terminverträge, die nicht durch Lieferung erfüllt oder durch Glattstellen beendet wurden. Typischerweise werden an den jeweiligen Terminbörsen parallel mehrere Futureskontrakte mit unterschiedlichen Laufzeiten gehandelt. Bspw. existieren für Weichweizen Futures mit den Liefermonaten März, Mai, Juli, September und Dezember und mehreren zugehörigen Kalenderjahren. Um eine kontinuierliche Zeitreihe der Futurespreise zu approximieren, wird stets der Settlement Preis des Vertrags mit der kürzesten Restlaufzeit als Referenz herangezogen. Handelsvolumen und Open Interest beziehen sich hingegen auf alle ausstehenden Kontrakte. Diese Vorgehensweise lässt sich dadurch rechtfertigen, dass das Handelsvolumen regelmäßig stark auf die beiden Verträge mit den kürzesten Restlaufzeiten (First-nearby- und Second-nearby-contract) konzentriert ist, d.h. der Markt hier die höchste Liquidität aufweist, und zudem durch die geringe zeitliche Differenz zwischen den Liefermonaten gemäß dem *Cost of Carry*-Modell nur geringe preisliche Differenzen zwischen einzelnen Kontrakten bestehen sollten. Um eine Kontinuität der Zeitreihe zu erreichen, erfolgt ein Roll-over vom auslaufenden Futuresvertrag auf den Kontrakt mit der nächstkürzesten Restlaufzeit am ersten Handelstag des Liefermonats. Dieser frühzeitige Wechsel verhindert Preisverzerrungen infolge möglicher Illiquidität der gehandelten Kontrakte, die aus einem stark absinkenden Handelsvolumen im Liefermonat resultieren. Letztlich folgt diese Vorgehensweise dem tatsächlichen Roll-over vieler Commodity Index Traders bzw. von Rohstofffonds. Gleichzeitig ergeben sich am Tag des Roll-overs Preissprünge bzw. außerordentlich hohe Renditen. Da diese Roll-over-Praxis auch von den Händlern und Fonds am Terminmarkt betrieben wird und somit die entsprechenden Renditen tatsächlich realisiert werden, wird keine Korrektur vorgenommen.

Um die in Kapitel 4.2 angesprochene Marktstruktur abbilden bzw. approximieren zu können, wird auf die wöchentlichen Commitments of Traders (COT) Reports, die von der CFTC jeden Freitag veröffentlicht werden, zurückgegriffen. Hierbei werden für den Dienstag der jeweiligen Woche die Schlusstände des Open Interest in drei Kategorien eingeteilt: Commercial, Non Commercial und Non Reportables. Commercial können dabei als die klassischen Hedger angesehen werden, die ein Exposure gegenüber dem Preis eines bestimmten Agrarrohstoffes besitzen. Es handelt sich also um Händler, „...engaged in business activities hedged by the use of the futures or option markets“ (CFTC Form 40). Non Commercial sind demnach nicht in der Produktion oder Weiterverarbeitung des Basiswerts tätig, während Non Reportables als Kleinanleger zu verstehen sind, die nicht eindeutig einer der beiden Kategorien zuordenbar sind und deshalb in der Li-

teratur kaum Beachtung finden. In die Kategorie der Commercials fallen also vor allem Landwirte, Einzel- oder Großhändler sowie ggf. Unternehmen der weiterverarbeitenden Nahrungsmittelindustrie. Zu beachten ist jedoch, dass nur regulatorisch eine trennscharfe Abgrenzung zwischen Commercials und Non Commercials besteht, d.h. ein einzelner Händler, der mehrere Kontrakte eingeht, kann nicht gleichzeitig in beide Kategorien eingeordnet werden. Trennschärfe besteht jedoch nicht hinsichtlich des tatsächlichen Verhaltens der Marktteilnehmer. Wie bereits beschrieben, handeln Produzenten, die einen Teil ihrer Position nicht absichern, ebenfalls wie Spekulanten.

Für die vorliegende Untersuchung spielen die bereits angesprochenen Commodity Index Traders nur eine untergeordnete Rolle. Denn die Unterteilung in Commercials und Non Commercials grenzt – unabhängig von zugrundeliegenden Hedging- oder Spekulationsabsichten – die Produzenten von den am Wertschöpfungsprozess unbeteiligten Finanzinvestoren zunächst hinreichend präzise ab, sodass der Einfluss dieser Gruppe von Marktteilnehmern auf die Futurespreise und letztlich auch auf die Produktionsmenge analysiert werden kann. Des Weiteren sind Futuresmärkte Nullsummenspiele, d.h. es müssen insgesamt genügend Akteure vorhanden sein, die bereit sind, Gegenpositionen einzunehmen, um Hedgingaktivitäten zu ermöglichen. Diese Positionen müssen jedoch nicht zwingend mit der für Spekulation typischen Risikoübernahme verbunden sein, sondern spiegeln gegebenenfalls die unterschiedlichen Rollen im Produktionsprozess (Produzent vs. Weiterverarbeiter) wider oder sind durch das Ziel der besseren Diversifikation bestehender Finanzanlagen motiviert. Entscheidend ist lediglich, dass Finanzinvestoren durch ihre Teilnahme am Terminhandel einerseits die Liquidität des Marktes erhöhen, aber andererseits mit ihrer Nachfrage, die evtl. durch schlecht informierte Noise-Trader bzw. Herdenverhalten noch verstärkt wird, die Entwicklung oder Stabilität des Futurespreises beeinflussen könnten.

Da die Daten der CFTC nur auf Wochenbasis vorliegen und keine Preisinformationen beinhalten, wurden die Daten von THOMSON REUTERS EIKON den entsprechenden Dienstagswerten der CFTC zugeordnet und ggf. entsprechende Skalierungen vorgenommen, sodass auch der Open Interest der Commercials bzw. Non Commercials den Settlement-Preisen zurechenbar ist und ein integrierter Datensatz den nachfolgenden Untersuchungen zugrundegelegt werden kann. Entsprechend der Argumentation im vorherigen Absatz wird als Proxy-Variable für die Handelsaktivitäten der Spekulanten die Summe aller offenen Long- und Short-Positionen sowie das Zweifache der aggregierten Spread-Positionen, die von den Non Commercials gehalten werden, herangezogen. Dies wird im Folgenden als spekulativer Open Interest bezeichnet (*SPOI*), obwohl es sich streng genommen um das Doppelte handelt.

Insbesondere durch die Bezugnahme auf den spekulativen Open Interest aller ausstehenden Kontrakte – und nicht nur des Kontrakts mit der kürzesten Restlaufzeit, auf den sich der Settlement-Preis bezieht – sowie die zweifache Einbeziehung der Spread-Positionen wird somit ein Absolutmaß für die Aktivität der Finanzinvestoren am jeweiligen Terminmarkt verwendet. Analoge Proxy-Variablen finden regelmäßig Verwendung in der Literatur (z.B. Chatrath und Song (1999) oder Bohl und Stephan (2013)). Im Gegensatz dazu stellen bspw. Aulerich et al. (2013) auf die Nettoposition, also die Differenz zwischen Long- und Short-Positionen, ab. Möchte man jedoch die Auswirkungen von Spekulation auf die Volatilität der Futuresrenditen untersuchen, ist die Anwendung einer solchen Nettoposition unvorteilhaft: Volatilitäten erfassen als absolute oder quadrierte Größen nicht die Richtung der Preisbewegung. Sehr hohe Werte der Nettoposition werden dann ebenso wie sehr niedrige (also negative) Werte der Nettoposition mit einer hohen Volatilität einhergehen, obwohl sie faktisch zu gegensätzlichen Renditeausschlägen führen. Somit wäre keine sinnvolle Aussage möglich. Deshalb wird für die Untersuchung der Renditewirkung des spekulativen Terminhandels die Nettoposition und für die Untersuchung der Volatilitätswirkung der gesamte spekulative Open Interest herangezogen. Analog der verwendeten Definition des spekulativen Open Interests lassen sich auch die Schätzgrößen für Hedger (Commercial Open Interest, COI) an den Futuresmärkten definieren.

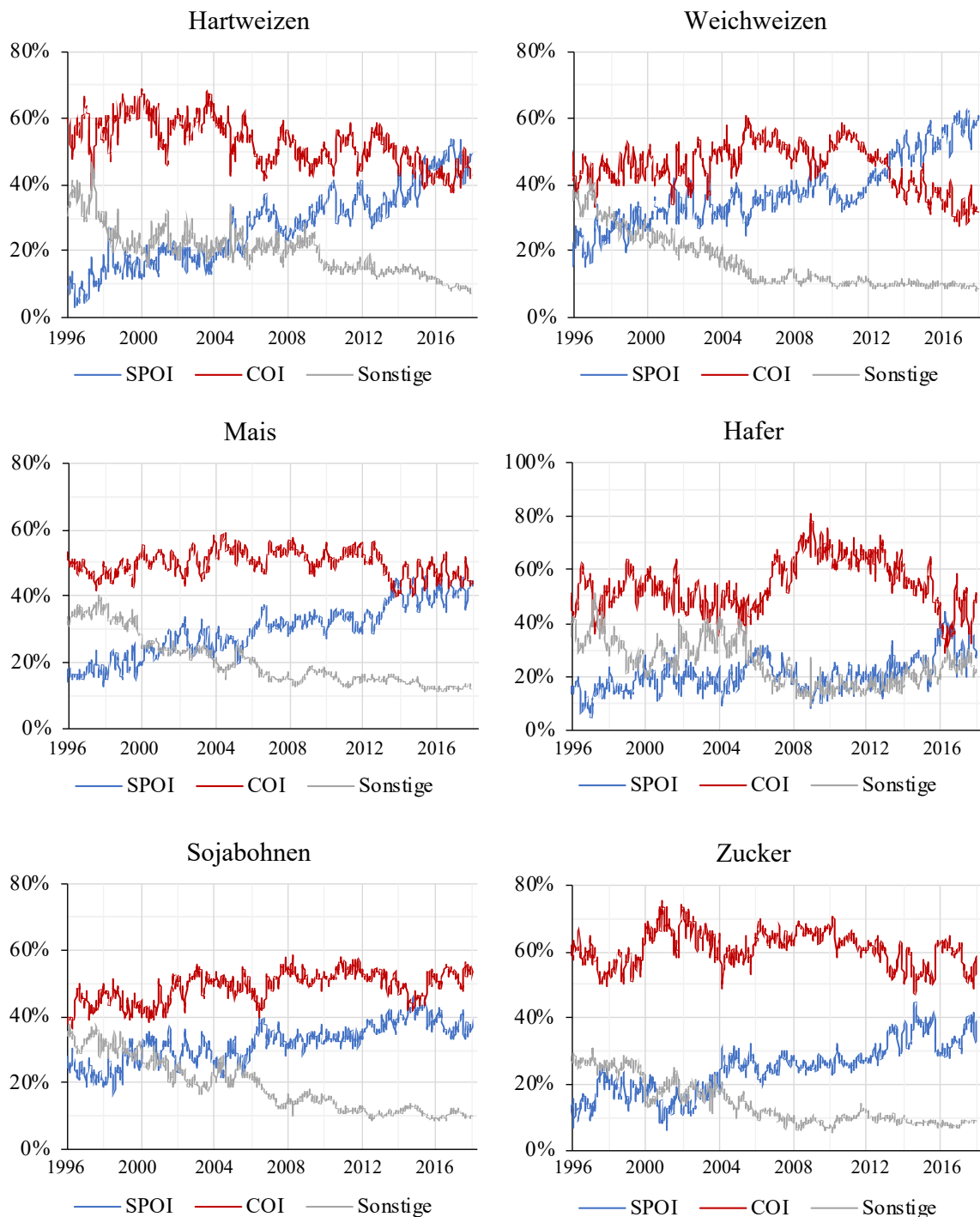
## 6.2 Marktstruktur und Preisentwicklung

In den vorherigen Abschnitten wurden bestimmte Entwicklungen bzw. Trends, die an den Agrarrohstoffterminmärkten in den vergangenen 30 Jahren beobachtet werden konnten, bereits verbal beschrieben. Bevor in den folgenden beiden Kapiteln empirische Untersuchungen zur Wirkung des spekulativen Terminhandels auf Preisentwicklungen bzw. Preisschwankungen an exakt diesen Märkten dargestellt werden, sollen die genannten Trends auf Basis der verwendeten Daten veranschaulicht und erste Erkenntnisse gewonnen werden.

Abbildung 6.1 zeigt für einen Zeitraum von 1996 bis Ende 2017 die Entwicklung der Marktanteile der drei Anlegergruppen Finanzinvestoren (*SPOI*), Hedger bzw. in den Produktionsprozess involvierte Unternehmen (*COI*) sowie Kleinanleger (*Sonstige*) – jeweils gemessen am Anteil des oben definierten Open Interests der drei Gruppen am Zweifachen des gesamten Open Interests. Betrachtet werden hierbei die sechs in die empirischen Untersuchungen einbezogenen Agrarrohstoffe.

### Abbildung 6.1: Marktanteile der drei Händlergruppen gemessen am Open Interest

Die Abbildung zeigt die monatlichen Anteile der Open Interests von Spekulanten/Finanzinvestoren (SPOI, blau), Hedgern (COI, rot) und Kleinanlegern (Sonstige, grau) entsprechend der Variablendefinitionen der CFTC am gesamten Open Interest für den Untersuchungszeitraum 01.01.1996-31.12.2017.



Es ergibt sich folgendes Bild: Finanzinvestoren bzw. institutionelle Anleger scheinen zunehmend die Kleinanleger aus dem Markt zu verdrängen, während der Anteil der Hedger trotz gelegentlicher Schwankungen im Zeitablauf in der Regel weitgehend konstant bleibt bzw. wieder auf das ursprüngliche Niveau absinkt (Weichweizen). Diese Entwicklung muss jedoch nicht zwingend bedeuten, dass mehr Spekulanten am Markt aktiv sind. Letztlich ergeben sich die Meldepflichten der CFTC aus bestimmten Größenkriterien. Demnach ist auch eine reine Defragmentierung bzw. Konsolidierung des Marktes denkbar, d.h. aus vielen Kleinanlegern werden entsprechend größere Akteure, die aber per Saldo einen vergleichbaren Marktanteil aufweisen.

Zum Stand 31.12.2017 sind die Marktanteile von Hedgern und Spekulanten an den Märkten für Hartweizen, Mais und Hafer auf einem Niveau, für Sojabohnen und Zucker dominieren weiterhin die Hedger den Markt, wenngleich auch hier die Marktanteile des *SPOI* zunehmen. Lediglich am Terminmarkt für Weichweizen sind Spekulanten seit 2013 die größte Händlergruppe. Rein aus der Betrachtung der Marktanteilsentwicklung zeigt sich also, dass weiterhin eine zunehmende *Finanzialisierung* der Agrarrohstoffterminmärkte stattzufinden scheint. Der Beginn kann auf Basis der betrachteten Messgröße Marktanteil (nach Open Interest) jedoch nicht auf das Jahr 2000 datiert werden. Hierfür müssten ggf. die Kapitalflüsse in die Agrarrohstoffterminmärkte herangezogen werden (vgl. bspw. Irwin et al. (2009)).

Neben diesem allgemeinen Trend eines sinkenden Anteils an Kleinanlegern kann eine ausgeprägte Volatilität der Marktanteile der Händlergruppen auf allen Märkten konstatiert werden. Diese Volatilität der Marktanteile nimmt vor allem auf den Terminmärkten für Hartweizen, Weichweizen und Mais im Betrachtungszeitraum deutlich zu. Die über vier Jahre geschätzte wöchentliche Standardabweichung des Marktanteils der Spekulanten steigt für Hartweizen von 2,6% (1996-1999) auf 6,7% (2014-2017), für Weichweizen von 3,5% auf 5,9% und für Mais von 1,1% auf 4,0%. Diese Märkte verzeichnen besonders hohe Anstiege des spekulativen Open Interests im Vergleich zu den Positionen der anderen Marktteilnehmer, sodass eine Folge der *Finanzialisierung* sein könnte, dass die Marktteilnehmer ihre Positionen schneller an Preisentwicklungen anpassen. Diese Beobachtung gilt gleichermaßen auch für die Hedger, d.h. auch unter den Landwirten und weiterverarbeitenden Unternehmen könnte das Spekulationsmotiv in ihrem Handelsverhalten am Terminmarkt ein größeres Gewicht erhalten. Umgekehrt wird häufig argumentiert, dass die *Finanzialisierung* zu weniger fluktuierenden Marktanteilen führen müsste: Der Einsatz von Futureskontrakten zu Diversifikationszwecken und die Zunahme des Handels über Fonds könnten zu einer insgesamt Verstetigung des Anlageverhaltens geführt haben (bspw. durch festgelegte Roll-over-Strategien), sodass die von anderen Marktteilnehmern ausgelösten Schwankungen der Marktanteile abgemildert werden

könnten (vgl. Stoll und Whaley (2015)). Dieser Argumentation widerspricht jedoch, dass die Fluktuationen insbesondere in den letzten drei bis fünf Jahren wieder zunehmen.

In diesem Abschnitt soll zudem die Entwicklung der Rohstoffterminpreise und des Marktvolumens gezeigt werden, insb. um zu illustrieren, dass Futuresmärkte immer mehr an Bedeutung gewinnen, was (bei konstanten Marktanteilen) auch impliziert, dass auch Hedger zunehmend von den Absicherungs- und Spekulationsmöglichkeiten Gebrauch machen.

In Abbildung 6.2 ist die zeitliche Entwicklung des gesamten Open Interests (rot) sowie der nominalen Settlement-Preise (blau) der sechs Märkte dargestellt.<sup>13</sup> Während die Futurespreise von 2000 bis 2006 mit Ausnahme weniger Ausschläge weitgehend konstant blieben, ist danach ein sprunghafter Anstieg bis Anfang/Mitte 2008 zu beobachten. Bspw. verzeichneten Hartweizen und Weichweizen Preissteigerungen von 204% bzw. 265% binnen 25 Monaten. Für Mais liegt der Anstieg bei 253% bis Mitte 2008. Im Vergleich dazu verhält sich der Markt für Rohzuckerfutures asynchron. Ein erster signifikanter Preisanstieg erfolgte bereits vor 2006, jedoch war der Preis zuvor auf ein historisches Tief gefallen. Erst ab 2009 zeigt sich ein vergleichbarer Preissprung wie auf den anderen Märkten. Charakteristisch für alle Märkte ist ein ebenso rasanter Preisverfall unmittelbar im Anschluss an die beschriebene Preis-Rallye, der nahezu das Ausgangsniveau wiederherstellt. In der Folgezeit sind die Futurespreise erneut deutlich gestiegen und erreichen teilweise sogar höhere Werte als 2008. Insgesamt scheint sich also seit 2006 die Volatilität der Futurespreise auf den vier Märkten erhöht zu haben. In den Jahren nach 2012 ist der Trend wieder negativ, d.h. die Futurespreise sind stark rückläufig, sodass der (nominale) Settlement-Preis wieder auf dem Niveau unmittelbar vor der Finanzkrise 2007/2008 liegt. Unter Berücksichtigung der (wenn auch niedrigen) Inflationsrate kann also kein realer Preisanstieg konstatiert werden.

Der starke Preisverfall ab Ende 2008 kann zeitlich direkt mit einem Nachfragerückgang während der Finanz- und Wirtschaftskrise in Verbindung gebracht werden: Da die Banken in diesem Zeitraum spürbar weniger Kredite vergaben und gleichzeitig institutionelle Anleger Kursverluste verzeichneten, sank die Liquidität vieler Händler, sodass weniger Futureskontrakte eingegangen werden konnten – obwohl bei Futures nur die verhältnismäßig geringe Initial Margin zu leisten ist.

Demgegenüber ist die Ursache für die zeitweisen Preisanstiege unklar. Anhand von Abbildung 6.2 lässt sich jedoch feststellen, dass starken Preisänderungen in den letzten Jahren regelmäßig gleichgerichtete Veränderungen des gesamten Open Interests vor-

---

<sup>13</sup>Die Entwicklung der Kassapreise ist nahezu identisch, sodass diese aus Übersichtlichkeitsgründen nicht abgebildet sind.



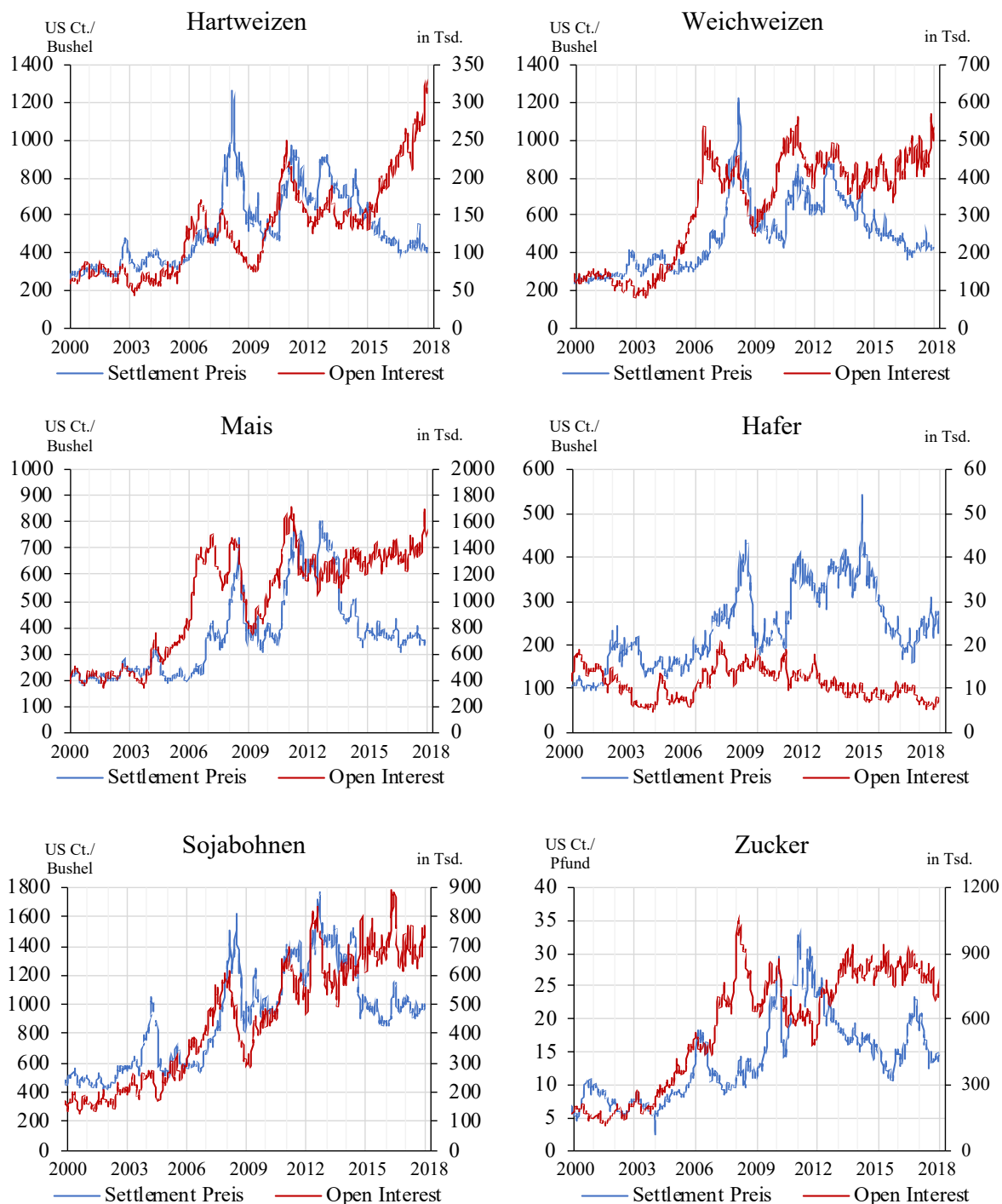
ausgehen, während in den letzten drei bis vier Jahren des Untersuchungszeitraums kein eindeutiger Zusammenhang zwischen Preisveränderungen und Open Interest beobachtet werden kann. Zusammen mit den bis 2011 bereits deutlich angestiegenen Marktanteilen der Spekulanten erklärt dies die Entstehung der sogenannten *Masters*-Hypothese, dass eine entsprechende Kausalbeziehung zwischen Spekulation und der Destabilisierung der Futurespreise besteht. Berücksichtigt werden muss auch, dass zusätzliche finanzielle Mittel, die in die Futuresmärkte fließen, nicht unmittelbar zu tatsächlicher Nachfrage nach dem realen Basiswert führen, da erstens stets die gleiche Anzahl von Long- und Short-Positionen – inklusive der damit implizierten gegensätzlichen Preiserwartungen – eingegangen werden muss und zweitens ein Großteil der Verträge nicht durch physische Lieferung erfüllt wird.

Außerdem kommen auch exogene bzw. makroökonomische Faktoren in Betracht: Durch das Wachstum der Weltbevölkerung steigt die Nachfrage nach Grundnahrungsmitteln wie Weizen, Mais oder Zucker. Gleichzeitig lag das Wachstum des weltweiten Bruttoinlandsprodukts pro Kopf zwischen 2004 und 2007 mit durchschnittlich 2,75% exakt einen Prozentpunkt über dem 50-jährigen Durchschnitt. Der rasante Aufstieg von Entwicklungs- und Schwellenländern könnte also den Nachfragedruck zusätzlich erhöht haben. Zudem wird ein Teil des Agrarrohstoffangebots in den letzten Jahren für die Produktion von Bioethanol verwendet, u.a. auch Weizen, Zucker und Mais. Unter der Annahme, dass ein Ausbau der landwirtschaftlichen Produktion aufgrund begrenzter Anbauflächen nicht in gleichem Tempo wie das Nachfragewachstum erfolgen kann, entsteht letztlich ein simpler Nachfrageüberhang, der als potentieller Einflussfaktor für den Preisanstieg infrage kommt. Für diese Argumentation spricht tendenziell auch der Wiederanstieg der Futurespreise nach 2010. Insgesamt sind offenbar mindestens zwei Effekte am Werk: Einerseits führen klassische Angebots- und Nachfrageargumente hinsichtlich des zugrundeliegenden Agrarrohstoffes zu der Vermutung, dass Futures- und Kassapreise einem Aufwärtsdruck ausgesetzt sind. Andererseits kann dadurch nur der (vorübergehende) Aufwärtstrend, aber weniger die Achterbahnfahrt der Preise in der jüngeren Vergangenheit erklärt werden. Nicht erklärt werden können auf Basis dieser Argumente die beobachteten rückläufigen Kassapreise am Ende des Untersuchungszeitraums.

Um exakt diese dargestellten Verläufe von Futurespreisen, Open Interest und Marktanteilen miteinander in Verbindung bringen zu können und übergreifende Erklärungsansätze ableiten zu können, setzt die weitere Analyse sowohl den Schwerpunkt auf die Entwicklung der Futuresrenditen als auch auf deren Volatilität.

### Abbildung 6.2: Entwicklung von Settlement-Preisen und Open Interests

Die Abbildung zeigt die Entwicklung des Settlement-Preises des Futures mit der kürzesten Restlaufzeit (blau) in US-Ct/Bushel (beide Weizensorten, Mais, Hafer, Sojabohnen) bzw. US-Ct/Pfund (Zucker) sowie des gesamten Open Interests (rot) im Untersuchungszeitraum 01.01.2000-31.12.2017



# Kapitel 7

## Futuresrenditen und Spekulativer Terminhandel

### 7.1 Empirisches Testmodell

Der Einfluss des (spekulativen) Handels von Finanzinvestoren auf die Futuresrenditen der betrachteten Märkte wird mithilfe eines linearen Regressionsmodells analysiert. In diesem Abschnitt sollen deshalb zunächst das Regressionsmodell spezifiziert und die einbezogenen Regressoren motiviert werden. Ziel ist es, mithilfe des Modells die Veränderungen des Futurespreises im Zeitpunkt  $t$  bestmöglich erklären zu können und dabei die Position der Finanzinvestoren als Schlüsselvariable zu betrachten. Im Gegensatz zur gängigen Praxis in der einschlägigen Literatur sollen also keine zukünftigen Renditen prognostiziert werden. Es wird also nicht durchgängig mit sogenannten Lag-Operatoren im Hinblick auf die Positionsveränderungen der *Non Commercials* und der *Commercials* gearbeitet. Jedoch wird teilweise zusätzlich zu den Beobachtungen im Zeitpunkt  $t$  auch die Beobachtung der vorangegangenen Wochen ( $t - 1$ , ggf.  $t - 2$  usw.) einbezogen, damit kurz- und mittelfristige Wirkungen aufgezeigt werden können.

Um eine mögliche kausale Wirkung von spekulativem Terminhandel auf die Futuresrenditen zu identifizieren, soll das Modell so spezifiziert werden, dass Verzerrungen der Schätzer der Regressionskoeffizienten und/oder der Standardfehler unwahrscheinlich sind. Aus diesem Grund werden Kontrollvariablen einbezogen, die wesentlichen Einfluss auf die Futuresrenditen haben: Hierzu gehören neben der Position der Finanzinvestoren auch der gesamte Open Interest (*Total Open Interest, TOI*) bzw. die Position der *Commercials* (*Commercials' Open Interest, COI*). Die Variable *TOI* misst dabei den Zusammenhang zwischen steigenden Terminpreisen in einem expandierenden Markt (für

eine normierte Kontraktgröße). Die Variable  $COI$  erfasst demgegenüber die Wirkung des Handels der Produzenten und Händler auf den Terminpreis. Die Einbeziehung des  $COI$  wird dadurch begründet, dass spekulativer Terminhandel zwar auch dann kausal für die Entwicklung der Terminpreise sein kann, wenn dies auch für den Terminhandel der Produzenten und Händler gilt, jedoch kann eher von einer systematischen Beeinflussung gesprochen werden, wenn der Terminhandel der *Commercials* keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Futuresrenditen hat. In diesem Fall treiben die Finanzinvestoren die Futurespreise in die für sie vorteilhafte Richtung. Ein sogenannter Omitted Variable Bias ist aber auch nach Einbeziehung der genannten Kontrollvariablen nicht unwahrscheinlich, da es weitere Variablen gibt, die (a) eine wesentliche Einflussgröße der Futuresrenditen sind und (b) mit den übrigen Regressoren korreliert sind und somit nicht in den Fehlerterm eingehen (vgl. Wooldridge (2016)). Naheliegend ist deshalb die Einbeziehung weiterer Variablen, die sich aus der No-Arbitrage-Bedingung für die Bewertung eines Terminkontraktes ergeben. In erster Linie sind dies der Kassapreis des Rohstoffes im Bewertungszeitpunkt  $t$  sowie der laufzeitadäquate risikolose Zinssatz. Für Rohstoffe sind zudem unter Umständen Lagerhaltungskosten und der (entgangene) Nutzen aus der dauerhaften Verfügbarkeit des Rohstoffes bei Lagerhaltung zu berücksichtigen.

In das Regressionsmodell werden letztlich nur die Kassapreisrenditen einbezogen. Aufgrund der unterstellten kurzen Restlaufzeit der Futureskontrakte von maximal drei Monaten sind Zinseffekte vernachlässigbar bzw. können Zinsänderungen mithilfe der Svensson-Methode nur ungenau aus Anleihepreisen abgeleitet werden (vgl. Bank for International Settlements (2005)). Die Betrachtung von Änderungsraten, die der Stationaritätserfordernis geschuldet ist, führt letztlich dazu, dass Lagerhaltungskosten und Convenience Yield nicht berücksichtigt werden, da sie in den betrachteten wöchentlichen Zeitschritten mit Ausnahme des vernachlässigbaren Zinseffektes approximativ konstant sind.

Auf Basis der vorangegangenen Überlegungen ergeben sich folgende Distributed-Lag Modelle:

#### A. Grundmodell

$$R_t^F = \alpha + \sum_{j=0}^{\tau} \beta_j \cdot SPOI_{t-j}^{netto} + \gamma_1 \cdot R_t^S + \gamma_2 \cdot COI_t^{netto} + \gamma_3 \cdot \rho(R_t^S, R_t^{SP500}) + u_t \quad (7.1)$$

#### B. Erweitertes Renditemodell

$$R_t^F = \alpha + \beta_1 \cdot SPOI_t^{ex} + \beta_2 \cdot SPOI_t^{unex} + \gamma_1 \cdot R_t^S + \gamma_2 \cdot COI_t^{netto} + \gamma_3 \cdot \rho(R_t^S, R_t^{SP500}) + v_t \quad (7.2)$$

Hierbei bezeichnet  $R_t^F$  die wöchentliche Rendite des Settlement-Preises des Futureskontraktes eines Rohstoffes mit der kürzesten Restlaufzeit vom Zeitpunkt  $t-1$  nach  $t$ .

Die zugehörige Rendite des Rohstoffpreises am Kassamarkt wird mit  $R_t^S$  notiert. Die Differenz der Anzahl der von Finanzinvestoren long gehaltenen Terminkontrakte und der Anzahl der von Finanzinvestoren short gehaltenen Kontrakte wird als spekulativer Open Interest netto, kurz  $SPOI_{t-j}^{netto}$ , zum Zeitpunkt  $t-j$  bezeichnet. Da sowohl die unmittelbare als auch die zeitlich verzögerte Wirkung des spekulativen Open Interests auf die Renditen des Settlement-Preises untersucht werden soll, gilt für den Index  $j$ :  $j = 0, \dots, \tau$ . Die von den Landwirten und Händlern bzw. der weiterverarbeitenden Industrie gehaltene Nettoposition wird entsprechend als kommerzieller Open Interest,  $COI_t^{netto}$ , bezeichnet. Der Fehlerterm des jeweiligen Regressionsmodells sei  $u_t$  bzw.  $v_t$ . Erklärungsbedürftig im erweiterten Regressionsmodell ist insbesondere die Schätzung von zwei Variablen: (1) Die dynamische bedingte Korrelation zwischen den Renditen des Kassapreises des Rohstoffes und des S&P 500-Indexes,  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$ , und (2) die Trennung des spekulativen Open Interests  $SPOI_t$  in eine erwartete Komponente,  $SPOI_t^{ex}$ , und eine Schockkomponente,  $SPOI_t^{unex}$ .

(1) **Dynamische bedingte Korrelation**  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$ : Im Regressionsmodell wird für die Ermittlung eines Schätzers der Korrelation zwischen Aktien- und Rohstoffmärkten nicht auf die gleitenden historischen Korrelationskoeffizienten zurückgegriffen, da diese aufgrund ihrer Restrospektivität nicht entscheidungsrelevant für die Anlageentscheidung des Finanzinvestors sind. Vielmehr wird eine Prognose des zukünftigen Korrelationskoeffizienten benötigt, die trotzdem die historischen Werte miteinbezieht. Deshalb verwendet die vorliegende Untersuchung sogenannte dynamische bedingte Korrelationen anhand des Ansatzes von Bali und Engle (2010). Hierfür werden für die Renditezeitreihe des S&P 500-Indexes und des betrachteten Rohstoffkassapreises die bedingten Varianzen simultan mittels eines multivariaten GARCH-Modells geschätzt. Dadurch werden mögliche Übertragungen von Renditeschocks, die originär nur eine der beiden Variablen betreffen, über bedingte Korrelationen abgebildet. Das Modell von Bali und Engle (2010) basiert im Wesentlichen auf der Arbeit von Engle (2002). Dort wird der multivariate GARCH-Ansatz so verändert, dass sich die Korrelationen im Zeitablauf ändern können. Die geschätzten Zeitreihen sind konsistente Schätzer der dynamischen bedingten Korrelation,  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$ , und werden deshalb entsprechend im Regressionsmodell verwendet. Die in der vorliegenden Arbeit verwendete Schätzmethodik entspricht der Darstellung in Enders (2014) (siehe Enders (2014), S. 165ff. für entsprechende Herleitungen der Log-Likelihood-Funktion).

(2) **Unterscheidung von  $SPOI_t^{ex}$  und  $SPOI_t^{unex}$** : Im erweiterten Renditemodell wird die Untersuchung in Anlehnung an Bohl und Stephan (2013) verfeinert: Generell wird an Finanzmärkten unterstellt, dass die Erwartungen der Marktteilnehmer eingepreist sind

und somit zumindest schwache Informationseffizienz nach Malkiel und Fama (1970) vorliegt. Diese Erwartungen umfassen auch die voraussichtlichen Handelsvolumina anderer Marktteilnehmer, bspw. der Anbieter von Wertpapieren. Das erweiterte Regressionsmodell zielt exakt auf die Bedeutung von Erwartungen im Zusammenhang mit dem Einfluss des spekulativen Terminhandels ab. Die erwartete Nettoposition der Finanzinvestoren wird durch die Variable  $SPOI_t^{ex}$  erfasst. Die realisierte Gesamtposition in einem Zeitpunkt  $t$  kann jedoch vom im Zeitpunkt  $t - 1$  gebildeten, bedingten Erwartungswert abweichen, was durch  $SPOI_t^{unex}$  abgebildet wird.

Technisch wird die erwartete Nettogesamtposition der Finanzinvestoren anhand eines  $ARMA(p, q)$ -Prozesses modelliert. Für die im Zeitpunkt  $t$  erwartete Nettoposition der Finanzinvestoren wird also unterstellt, dass diese linear vom zeitlich vorgelagerten Wert der Vorwoche (also in  $t - 1$ ) abhängt plus einer Kombination aus aktuellen und vergangenen Werten eines White Noise Prozesses ((Brooks, 2019), S. 268ff.). Somit sind die wöchentlichen Beobachtungen des  $SPOI_t^{ex}$  autokorreliert, wobei die Autokorrelation mit zunehmenden Lag-Längen  $p$  bzw.  $q$  geometrisch abnimmt. Die Annahme von Autokorrelationen im Handelsverhalten der Finanzinvestoren bei gleichzeitig nachlassender Bedeutung von länger in der Vergangenheit liegenden Werten ist grundsätzlich plausibel. Gleichzeitig ist ein  $ARMA(p, q)$ -Prozess eine einfache Möglichkeit, diese Charakteristika abzubilden. Aufgrund der nur wöchentlich verfügbaren Daten wird auf einen  $ARMA(1, 1)$ -Prozess zurückgegriffen, d.h. es gilt für die erwartete Nettoposition der Finanzinvestoren:

$$SPOI_t^{ex} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot SPOI_{t-1}^{ex} + \alpha_2 \cdot u_{t-1} + u_t, \quad (7.3)$$

wobei  $\alpha_0$  einem White-Noise-Prozess folgt und  $\alpha_1 \cdot SPOI_{t-1}^{ex}$  die autoregressive Komponente darstellt. Der Term  $\alpha_2 \cdot u_{t-1}$  ist die sogenannte *Moving Average*-Komponente. Darüber hinaus sind keine weiteren Annahmen über das Verhalten der Finanzinvestoren zu treffen. Die nicht erwartete Entwicklung der Nettoposition der Finanzinvestoren,  $SPOI_t^{unex}$ , ist dann schlichtweg das Residuum aus den mittels Zeitreihenregression prognostizierten Werten und den beobachteten Werten des spekulativen Open Interests, sodass letztlich gilt:  $SPOI_t^{unex} = SPOI_t - SPOI_t^{ex}$ .

### Erwartete Vorzeichen der Regressionskoeffizienten

Auf Basis der modelltheoretischen Überlegungen und den in Kapitel 5 vorgestellten Forschungsfragen wird erwartet, dass die Nettoposition der Spekulanten in Woche  $t$  auf die in derselben Woche realisierte Futuresrendite positiv wirkt und somit der Faktor  $\beta_1$  eine positive Ladung hat. Ebenso wird erwartet, dass der Gesamteinfluss des spekulativen

Open Interests — gemessen durch die Summe der Faktorladungen  $\beta_j$  — auf die Rendite des Futurespreises positiv ist, also  $\sum_{j=0}^T \beta_j > 0$  gilt. Letzterer Effekt misst die nachhaltige Beeinflussung der Futuresrenditen durch spekulativen Terminhandel unter Berücksichtigung von Autokorrelation. Für die im erweiterten Renditemodell vorgenommene Unterscheidung zwischen erwarteter und unerwarteter Nettoposition der Finanzinvestoren kann ex ante keine Aussage über Vorzeichen und Signifikanz der Regressionsparameter  $\beta_1$  und  $\beta_2$  getroffen werden, da verschiedene Konstellationen denkbar sind: Gegeben die statistische Signifikanz der Variable  $SPOI_t$  im Grundmodell ist im erweiterten Modell abzuschätzen, ob der renditebestimmende Einfluss durch die erwartete und/oder unerwartete Teilkomponente getrieben wird. Ein besonderer Fokus liegt aber — nicht zuletzt aufgrund der vorgenommenen Modellierung von  $SPOI_t^{ex}$  — auf der Schockkomponente: Es wird zumindest für überraschende und unvorhergesehene Entwicklungen ein Preiseinfluss erwartet, sodass letztlich  $\beta_2 > 0$  angenommen wird. Hinzu kommen könnte zudem ein potenziell stabilisierender Effekt des erwarteten Handelsverhaltens der Finanzinvestoren, da dieses mögliche Übertreibungen einfangen könnte.

Das Vorzeichen der Kontrollvariable  $R_t^S$  sollte entsprechend des Cost-of-Carry-Bewertungsmodells für Terminkontrakte ebenfalls eine positive Faktorladung haben. Die bedingte Korrelation zwischen den Renditen des Kassapreises des Rohstoffes und dem S&P 500-Index hat im theoretischen Modell einen negativen Einfluss auf die Entwicklung des Terminpreises, d.h. Terminpreise sind (im einperiodigen Kontext) hoch, wenn  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500}) < 0$  ist. Somit wird eine negative Faktorladung für  $\gamma_3$  erwartet. Für die Kontrollvariable  $COI_t^{netto}$  wird für den Gesamtzeitraum ein negativer Einfluss auf die Rendite des Futurespreises erwartet. Aufgrund der im Gesamtzeitraum leicht positiven Korrelation zwischen den Kassarenditen der Rohstoffe und der Rendite des S&P 500-Indexes ist durchschnittlich von einer Long-Position der Finanzinvestoren auszugehen. Da die Gruppe der Kleinanleger im Zeitverlauf keine Short-Positionen aufweist, wird die resultierende Nachfrage der Finanzinvestoren nach Terminkontrakten per Saldo durch die kommerziellen Produzenten bedient. In dieser Gruppe überwiegt folglich im Durchschnitt das Angebot an Terminkontrakten, das mehrheitlich durch die Landwirte getrieben sein wird, die Nachfrage.

## 7.2 Empirische Ergebnisse

In diesem Abschnitt werden zunächst die Regressionsergebnisse des Grundmodells und daran anschließend die Regressionsergebnisse des erweiterten Regressionsmodells dargestellt. Vorab werden hierfür die Variablen auf Stationarität getestet, um die technischen

Voraussetzungen für die gewählten Schätzmethoden abzuklären. Für beide Testansätze werden die geschätzten Koeffizienten diskutiert und ökonomisch interpretiert. Die Einordnung in den aktuellen Kontext der Literatur erfolgt in Kapitel 7.4.

### 7.2.1 Regressionsergebnisse des Grundmodells

Um für eine Zeitreihenregression die normalen OLS-Eigenschaften effizienter Schätzer zu erhalten, muss entweder strikte Exogenität in den erklärenden Variablen gewährleistet sein oder schwache (also kontemporäre) Exogenität sowie Stationarität der den Zeitreihen zugrundeliegenden stochastischen Prozesse gegeben sein (vgl. Hackl (2008)). Nur wenn diese Voraussetzungen erfüllt sind, erhält man konsistente und erwartungstreue Schätzer durch die OLS-Schätzung. Deshalb werden vorab Augmented Dickey-Fuller-Tests (in Anlehnung an Dickey und Fuller (1979)) durchgeführt, d.h. es wird untersucht, ob eine Zeitreihe  $z_t$  bzw. die erste Differenz  $\Delta z_t$  einem  $AR(p)$ -Prozess mit der Lag-Länge  $p$  folgt. Man testet also folgende Beziehung:

$$z_t = \alpha + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + u_t$$

Die Variable  $z_t$  steht in dieser Notation exemplarisch für alle im Grundmodell bzw. im erweiterten Renditemodell verwendeten Variablen, also bspw.  $SPOI_t^{netto}$  etc. Der Fehlerterm des Regressionsmodells wird wieder mit  $u_t$  bezeichnet. Technisch wird die dargestellte Beziehung in erste Differenzen transformiert und es wird die Nullhypothese getestet, ob  $\sum_{j=2}^p \phi_{t-j+1} = 0$  gilt und der Prozess eine sogenannte Einheitswurzel (Unit Root) aufweist und instationär ist (vgl. Enders (2014)). Um die Aussagekraft des Tests zu erhöhen, wurde der Augmented Dickey-Fuller-Test mit sogenanntem Drift und deterministischem Trend durchgeführt. Die Lag-Länge  $p$  wurde wie in der Literatur üblich anhand der Informationskriterien nach Akaike (1973) (AIC) bzw. Schwarz (1978) (sog. Bayesianisches Informationskriterium, BIC) gewählt, sodass eine Fehlspezifikation des Modells durch eine zu geringe Lag-Länge vermieden wird. Umgekehrt wird auch die Wahrscheinlichkeit einer zu hohen Anzahl einbezogener Lags verringert, die die Macht des Tests reduzieren würde.

Die nachfolgende Tabelle 7.1 zeigt die entsprechenden Teststatistiken und die zugehörigen p-Werte in Klammern. Der Test wurde für alle in die Regressionsmodelle einbezogenen exogenen Variablen durchgeführt. Die Nullhypothese, dass die jeweilige Zeitreihe eine Unit Root aufweist, kann dabei durchgängig auf dem 0,1%-Signifikanzniveau verworfen werden. Insofern kann von stationären Zeitreihen ausgegangen werden, sodass die Variablen in die oben gezeigten Regressionsmodelle einbezogen werden können.



Tabelle 7.1: Ergebnisse des Augmented Dickey-Fuller-Tests

Die Tabelle zeigt die Teststatistiken der durchgeführten Augmented Dickey-Fuller-Tests auf eine Einheitswurzel (Unit Root) in den relevanten exogenen Variablen der Renditemodelle. Es wurde dabei eine  $AR(p)$ -Struktur in den jeweiligen Zeitreihen unter der Nullhypothese einer Einheitswurzel getestet. Die optimale Lag-Länge  $p$  wurde anhand der Informationskriterien nach Akaike bzw. Schwarz/Bayes bestimmt. In Klammern werden die zugehörigen  $p$ -Werte gezeigt. \*\*\* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%-Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
$SPOI_t^{netto}$	-4,351*** (0,000)	-3,565*** (0,000)	-3,148*** (0,001)	-3,692*** (0,000)	-3,448*** (0,000)	-6,334*** (0,000)
$SPOI_t^{ex}$	-5,074*** (0,000)	-4,524*** (0,000)	-3,871*** (0,000)	-4,119*** (0,000)	-4,258*** (0,000)	-6,430*** (0,000)
$SPOI_t^{unex}$	-36,276*** (0,000)	-34,763*** (0,000)	-36,373*** (0,000)	-36,487*** (0,000)	-33,799*** (0,000)	-36,046*** (0,000)
$R_t^S$	-39,142*** (0,000)	-35,566*** (0,000)	-35,665*** (0,000)	-33,470*** (0,000)	-34,514*** (0,000)	-42,343*** (0,000)
$COI_t^{netto}$	-4,262*** (0,000)	-4,320*** (0,000)	-3,532*** (0,000)	-3,981*** (0,000)	-4,039*** (0,000)	-2,647*** (0,004)
$\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$	-10,243*** (0,000)	-10,407*** (0,000)	-8,474*** (0,000)	7,890*** (0,000)	-4,102*** (0,000)	-2,964*** (0,002)

Die Regressionsergebnisse des Grundmodells sind in Tabelle 7.2 dargestellt. Auf Basis des Bayesianischen Informationskriteriums (BIC) wurde für alle betrachteten Rohstoffe eine optimale Lag-Länge von eins ermittelt, d.h. zusätzlich zur spekulativen Nettoposition in der Woche  $t$  wird die Nettoposition der Vorwoche in die Regression einbezogen. Auf den ersten Blick wird deutlich, dass es zwei wesentliche Einflussgrößen auf die Renditen der Settlement-Preise gibt: Die Nettoposition der Finanzinvestoren und die Renditen der Rohstoffkassapreise. Diese Beobachtung gilt gleichermaßen für alle betrachteten Rohstoffe. Wie aufgrund der oben dargestellten No-Arbitrage-Überlegungen erwartet, zeigt sich, dass insbesondere die Kassarenditen aller betrachteten Rohstoffe ausschlaggebend für die durchschnittliche Entwicklung der Futuresrenditen sind: Sie haben durchweg einen auf dem 1%-Niveau statistisch signifikanten Einfluss auf die Renditen der Rohstofffutures. Ebenso ist die Faktorladung erwartungsgemäß positiv.

Neben dieser statistischen Signifikanz zeigt sich zudem eine hohe ökonomische Signifikanz.<sup>14</sup> Die Koeffizienten bewegen sich zwischen 0,49 (Sojabohnen) und 0,87 (Zucker), d.h. im Erwartungswert geht eine Erhöhung der Kassapreisrenditen um einen Prozentpunkt mit einer Erhöhung der Futuresrenditen von 0,49 Prozentpunkten (Sojabohnen) bis 0,87 Prozentpunkten (Zucker) einher. Die sehr geringen Standardfehler unterstreichen die Relevanz der Entwicklung des Basispreises für die Entwicklung des zugehörigen Terminpreises.

Neben den Kassapreisrenditen ist vor allem die Nettoposition der Finanzinvestoren ein wesentlicher Einflussfaktor auf die Futuresrenditen im Zeitpunkt  $t$ . Es zeigt sich bspw. für Weichweizen, dass eine Erhöhung der Nettoposition um 1.000 Kontrakte im Zeitpunkt  $t$  *ceteris paribus* im Erwartungswert mit einer Erhöhung der Futuresrendite um 0,8%-Punkte im Zeitpunkt  $t$  einhergeht. Dieser Effekt lässt sich in allen betrachteten Kurszeitreihen beobachten. Mit Ausnahme von Zucker sind die geschätzten Koeffizienten  $\beta_1$  statistisch signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau von null verschieden und durchgängig positiv. Für Zucker liegt statistische Signifikanz auf dem 10%-Signifikanzniveau vor. In Wochenzeiträumen, in denen Finanzinvestoren ihre Netto-Longposition erhöhen — also zusätzliche Futureskontrakte nachfragen, — steigt also im Erwartungswert die Rendite der Terminkontrakte. Aufgrund der Größenordnung der Netto Open Interests, die regelmäßig in Regionen über 100.000 offenen Kontrakten liegt, ist auch hier ein ökonomisch signifikanter Effekt zu konstatieren.

---

<sup>14</sup>Bei der ökonomischen Interpretation der geschätzten Regressionskoeffizienten ist zu beachten, dass die Daten als Prozentwerte verarbeitet wurden. Ein Anstieg um eine Einheit ist demnach gleichbedeutend mit einem Anstieg um 1,0 Prozentpunkte.

Tabelle 7.2: Regressionsergebnisse des Grundmodells

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des Grundmodells. Es wird folgendes Regressionsmodell für die Rohstoffe Winterweichweizen, Mais, Zucker, Sojabohnen, Winterhartweizen und Hafer getestet:  $R_t^F = \alpha + \sum_{j=0}^{\tau} \beta_1 \cdot SPOI_{t-j}^{netto} + \gamma_1 \cdot R_t^S + \gamma_2 \cdot COI_t^{netto} + \gamma_3 \cdot \rho(R_t^S, R_t^{SP500}) + u_t$ . Dabei bezeichnen  $R_t^F$  und  $R_t^S$  die wöchentlichen Renditen der Rohstoffpreise am Termin- bzw. Kassamarkt zum Zeitpunkt  $t$ ,  $SPOI_{t-j}^{netto}$  die Nettoposition (gemessen in offenen Kontrakten) der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t-j$ ,  $COI_t^{netto}$  die Nettoposition der in den Produktionsprozess involvierten Marktteilnehmer zum Zeitpunkt  $t$  und  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  die dynamische bedingte Korrelation zwischen den Renditen am Kassamarkt des jeweiligen Rohstoffes und der Rendite des S&P 500-Index. In Klammern werden gegenüber Autokorrelation und Heteroskedastizität robuste Standardfehler nach Newey/West (1987) gezeigt. \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
$SPOI_t^{netto}$	0,00081*** (0,00009)	0,00011*** (0,00002)	0,00016* (0,00009)	0,00064*** (0,00007)	0,00121*** (0,00027)	0,00326*** (0,00101)
$SPOI_{t-1}^{netto}$	-0,00078*** (0,00009)	-0,00011*** (0,00002)	-0,00024*** (0,00009)	-0,00065*** (0,00007)	-0,00116*** (0,00025)	-0,00358*** (0,00095)
$R_t^S$	0,60715*** (0,03281)	0,83321*** (0,01963)	0,87181*** (0,06038)	0,49288*** (0,03907)	0,66767*** (0,03946)	0,68031*** (0,04354)
$COI_t^{netto}$	0,00001 (0,00003)	-0,00000 (0,00001)	-0,00007 (0,00004)	-0,00002 (0,00002)	0,00004 (0,00010)	-0,00000 (0,00008)
$\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$	-0,00322 (0,00858)	-0,00614 (0,00434)	-0,00284 (0,00466)	0,00462 (0,00571)	-0,00904 (0,00858)	-0,00253 (0,00608)
Konstante	0,00053 (0,00079)	0,00092 (0,00078)	0,00044 (0,00111)	-0,00006 (0,00079)	0,00038 (0,00070)	0,00157 (0,00112)
Beobachtungen	1303	1235	1301	1147	1147	1303
F-Statistik	226,43	629,26	328,29	129,85	168,73	55,20
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Im Gegensatz dazu sind negative Faktorladungen der Nettoposition der Finanzinvestoren in der vorangegangenen Woche, also in  $t - 1$ , zu beobachten. Auch diese Regressionskoeffizienten sind auf dem 1%-Signifikanzniveau statistisch signifikant. Aus diesen Ergebnissen lassen sich im Wesentlichen zwei Erkenntnisse ableiten: (1) Die negative Faktorladung der zeitverzögerten Nettopositionen spricht dafür, dass die Finanzinvestoren ihr Handelsverhalten über die Zeit glätten und sich die Wirkung des spekulativen Futureshandels nicht über mehrere Wochen verstärkt (vgl. Brunetti und Buyuksahin (2009) und Irwin et al. (2009)). (2) Betrachtet man aufbauend auf dieser Argumentation den kumulierten Effekt, so sieht man, dass dieser von Rohstoff zu Rohstoff von leicht positiv, über null bis leicht negativ differiert. In der mittleren Frist scheinen sich also die Aktivitäten der Finanzinvestoren gegenseitig zu kompensieren. Somit ist lediglich ein unmittelbar positiv wirkender Zusammenhang zwischen einer zusätzlichen Nachfrage nach Terminkontrakten durch Finanzinvestoren und höheren Renditen der Futurespreise feststellbar. Hierbei ist jedoch aufgrund des gewählten Modellansatzes — der sich wiederum an der mangelnden Verfügbarkeit täglicher Daten orientiert — nicht eindeutig zu beantworten, ob Finanzinvestoren die Entwicklung der Terminpreise maßgeblich treiben oder ob sie durch Positionsanpassungen den jüngsten Preisentwicklungen folgen.

Dass der Terminhandel der Marktteilnehmer letztlich die Entwicklung des Settlement-Preises eines Rohstofffutures bestimmt, folgt einfacher ökonomischer Intuition. Die empirischen Ergebnisse legen jedoch den Schluss nahe, dass es eine gewisse Asymmetrie zwischen den am Produktionsprozess beteiligten Akteuren und den Finanzinvestoren gibt. Die Regressionskoeffizienten der Nettoposition der *Commercials* liegen nahe an null und sind statistisch insignifikant. Es kommen zwei Gründe für diese überraschende Beobachtung in Betracht: Erstens, sind in der Gruppe der *Commercials* sowohl Bauern als auch Retailer vertreten, die aufgrund ihrer gegensätzlichen Preisexposures auch mit gegensätzlichen Absicherungsmaßnahmen auf bestimmte Preisentwicklungen reagieren. Tatsächlich könnten diese Reaktionen auf Preisbewegungen eine kompensierende Wirkung haben, sodass per Saldo kein Einfluss dieser Gruppe auf die Futuresrenditen messbar ist. Zweitens, ergibt sich aus den Produktionszyklen der Rohstoffe eine gewisse *Verdichtung* des Exposures um den Erntezeitraum (und mit Abstrichen auch um den Anbauzeitraum) herum, d.h. wenn die realisierte Menge und damit der Kassapreis bekannt wird. Die *Commercials* werden in den Zwischenzeiträumen wenig sensitiv auf kurzfristige Preisschwankungen reagieren und ihre Positionen mit Ausnahme von Roll-overs nahezu unverändert lassen. Somit ergibt sich eine geringere Korrelation zwischen den Futuresrenditen und der Nettoposition der *Commercials*.<sup>15</sup>

---

<sup>15</sup>Für eine weitergehende Analyse wären Daten zum Handelsvolumen zumindest auf Ebene der beiden betrachteten Gruppen hilfreich. Diese sind leider nicht verfügbar.

Die aufgrund der theoretischen Überlegungen einbezogene Korrelation  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  hat für alle betrachteten Rohstoffe keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Futuresrenditen. Mit Ausnahme von Sojabohnen sind die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten negativ, d.h. in der betrachteten Stichprobe geht ein Anstieg der Korrelation zwischen den Renditen des S&P 500-Indexes und den Kassarenditen des betrachteten Rohstoffes mit einer Verringerung der durchschnittlichen Futuresrendite einher. Die Finanzinvestoren würden dann infolge der korrelationsbedingt schlechteren Diversifikationsmöglichkeiten ihre Asset Allocation anpassen und ihre Nettoposition durch Terminverkäufe verringern, wodurch der Futurespreis c.p. sinkt. Dies steht in Einklang mit den Ergebnissen des theoretischen Modells in Kapitel 4.3. Aufgrund der fehlenden statistischen Signifikanz haben diese Ergebnisse jedoch weder interne noch externe Validität und können nur vorsichtig interpretiert werden. Zu beachten ist zudem, dass die Regressionskonstante insignifikant ist, d.h. in der Entwicklung bzw. der Prognose von Futuresrenditen gibt es keinen Leveffekt. Somit scheint es keine weiteren, hier nicht berücksichtigten Variablen mit einem systematischen Einfluss auf die Veränderung der Futurespreise zu geben, was die Gefahr eines Omitted Variable Bias im Regressionsmodell verringert. Generell lassen sich die Erkenntnisse wie folgt zusammenfassen:

**Empirische Beobachtung 1** *Die Renditen von Rohstofffutures im Zeitpunkt  $t$  werden i. W. durch die Renditen des Kassapreises in  $t$  sowie die Nettoposition der Finanzinvestoren in  $t$  und  $t - 1$  beeinflusst. Für diese beiden exogenen Variablen liegt ein entsprechender statistisch signifikanter Zusammenhang vor. Demgegenüber ist für die Nettoposition der Commercials kein statistisch signifikanter Einfluss feststellbar, d.h. der Handel mit Rohstofffutures bestimmt nicht per se den zugehörigen Terminpreis, sondern es ist entscheidend, wer handelt.*

## 7.2.2 Ergebnisse des erweiterten Regressionsmodells

Für eine umfassendere Differenzierung der Ergebnisse des Grundmodells wird nun die Nettoposition der Finanzinvestoren in eine erwartete Komponente und eine Schockkomponente unterteilt. Die erwartete Komponente wird dabei mithilfe des oben beschriebenen ARMA (1,1)-Prozesses wöchentlich geschätzt. Das Residuum zwischen beobachteter und prognostizierter Nettoposition der Finanzinvestoren in Woche  $t$  entspricht dann dem unerwarteten  $SPOI^{unex}$ .

Tabelle 7.3 fasst wiederum für alle betrachteten Rohstoffe die Regressionsergebnisse zusammen. Das Bild ist analog zu den in Tabelle 7.2 gezeigten Ergebnissen des Grundmodells: Die Futuresrendite wird wesentlich durch die Rendite des Kassapreises in  $t$

determiniert. Trotz der leichten Modifikation des Regressionsmodells sind die wiederum mittels OLS geschätzten Koeffizienten robust. Die Faktorladungen variieren zwischen 0,49 (Sojabohnen) und 0,86 (Zucker), die nach Newey und West (1987) geschätzten Standardfehler sind weiterhin sehr klein, sodass über alle Rohstoffe hinweg statistische Signifikanz auf dem 1%-Niveau vorliegt.

Betrachtet man die geschätzten Koeffizienten der Variablen  $SPOI_t^{ex}$  und  $SPOI_t^{unex}$  erkennt man, dass diese Differenzierung tatsächlich weitere Erkenntnisse liefert: Mit Ausnahme von Hafer hat die in Woche  $t$  erwartete Nettoposition der Finanzinvestoren keinen Einfluss auf die prozentuale Veränderung des Futurespreises von  $t - 1$  nach  $t$ . Auch für Hafer ergibt sich lediglich ein schwach negativer Einfluss der erwarteten Nettoposition mit schwacher statistischer Signifikanz. Insgesamt sind die geschätzten Faktoren nahe null. Demgegenüber ist die nicht erwartete Nettoposition der Finanzinvestoren ein durchweg statistisch und ökonomisch signifikanter Treiber der realisierten Futuresrendite. Die Wirkung dieser unerwarteten Veränderung des Handelsverhaltens der Finanzinvestoren auf die Futuresrendite ist positiv und entspricht damit der Prognose des theoretischen Modells. Erhöhen Finanzinvestoren also kurzfristig und gegen die (Markt-)Erwartungen — bspw. infolge eines exogenen Schocks — ihre Nettoposition durch Terminkäufe des betrachteten Rohstoffes, so erhöht dies c.p. auch die Futuresrendite. Zusätzlicher Nachfragedruck der Finanzinvestoren, der kurzfristig kaum durch entsprechendes Angebot der Bauern gedeckt werden kann, lässt also die Preise steigen.

Diese Ergebnisse verdeutlichen einen weiteren Aspekt in der Analyse der Wirkung des spekulativen Terminhandels: Verhalten sich die Finanzinvestoren entsprechend der Marktprognosen, ist deren Einfluss auf den gleichgewichtigen Terminpreis vernachlässigbar und statistisch insignifikant. Dies ist vergleichbar mit dem Einfluss der *Commercials*. Die Faktorladungen sind mit Ausnahme von Hafer wiederum weder statistisch noch ökonomisch signifikant, weil diese Gruppe der Marktteilnehmer vermutlich weniger sensitiv gegenüber kurzfristigen Preisschwankungen ist und das während der Anbauphase fixierte Absicherungsniveau im Zeitverlauf nur in geringem Umfang anpassen wird. Im Gegensatz dazu gibt es in der Gruppe der Finanzinvestoren mindestens zwei Untergruppen: (1) Die Long-only Fonds wie bspw. Commodity Index Traders (CITs) und Swap-Dealer und (2) kurzfristig orientierte Spekulanten. Während die Akteure der Untergruppe (1) mit langfristigem Ziel bzw. unter Absicherungszielen agieren, werden Investoren mit kurzfristiger Gewinnorientierung den jüngsten Renditeentwicklungen folgen bzw. diese mitbeeinflussen. Auf Basis der verwendeten Daten mit sehr hohem Aggregationsniveau kann leider keine präzisere Aussage getroffen werden, aber es liegt nahe, dass die unerwartete Schockkomponente in der Gesamtnettoposition der Finanzinvestoren maßgeblich von Untergruppe (2) getrieben wird.



Auch die weiteren Regressionsergebnisse sind vergleichbar mit den Ergebnissen des Grundmodells: Die bedingte dynamische Korrelation zwischen der Rendite des S&P 500-Indexes und den Kassarenditen des Rohstoffes hat wiederum keinen statistisch signifikanten Einfluss, jedoch sind die geschätzten (und mit Vorsicht zu interpretierenden) Vorzeichen robust. Ein Anstieg der Korrelation geht also auch in dieser Modellvariante (mit Ausnahme von Hafer) mit einer sinkenden Futuresrendite einher. Die Regressionskonstante ist nun für Mais und Hafer schwach signifikant.

**Empirische Beobachtung 2** *Die Zerlegung des spekulativen Open Interests in eine erwartete und eine unerwartete Komponente liefert folgende Erkenntnis: In Zeiten hoher Kassarenditen und unerwartet hoher Nachfrage der Finanzinvestoren nach Futureskontrakten, die sich in einer Erhöhung ihrer Nettoposition widerspiegelt, sind höhere Renditen der Settlement Preise von Futureskontrakten zu beobachten. Insofern spielen sowohl realwirtschaftliche Angebots- und Nachfrageeffekte als auch eine schockartige finanzwirtschaftliche Übernachfrage der Finanzinvestoren eine wesentliche Rolle in der Entwicklung von Terminpreisen über die Zeit.*

### 7.3 Robustheit des erweiterten Regressionsmodells

In diesem Abschnitt soll die Robustheit des erweiterten Regressionsmodells untersucht werden. Hierbei werden zwei Ansätze verfolgt: Zum einen soll geprüft werden, ob die geschätzten Regressionskoeffizienten robust gegenüber einer Änderung der Modellspezifikation sind. Zum anderen wird die Gesamtzeitreihe in Subperioden unterteilt, um zu analysieren, ob sich die beobachtete Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Futuresrenditen im Zeitverlauf verändert oder — entsprechend der Vorwürfe während und nach der Finanzkrise 2007/2008 — sogar verstärkt hat.

#### Optimierung des Regressionsmodells

Die Robustheit des Regressionsmodells soll im betrachteten Fall anhand einer Reduzierung der Anzahl der Regressoren erfolgen. Üblicherweise werden zusätzliche Kontrollvariablen hinzugefügt, um insbesondere für Omitted Variable Bias zu kontrollieren. Wie oben bereits ausgeführt wurde, bestehen keine Hinweise auf eine entsprechende Verzerrung der geschätzten Regressionskoeffizienten durch einen Omitted Variable Bias oder generell die Verletzung der für Regressionsmodelle zentralen Conditional Mean Zero Annahme (vgl. Angrist und Pischke (2008)). Deshalb soll durch die Reduzierung der Anzahl



der Regressoren untersucht werden, ob dieses optimierte Modell die gleiche Schätzgüte hat wie das erweiterte Regressionsmodell. Das optimierte Modell kann unter Verwendung der im erweiterten Regressionsmodell signifikanten Variablen  $R_t^S$  und  $SPOI_t^{unex}$  sowie der bekannten Notation folgendermaßen ausgedrückt werden:

$$R_t^F = \alpha + \beta \cdot SPOI_t^{unex} + \gamma \cdot R_t^S + u_t \quad (7.4)$$

Hierbei bezeichne wiederum  $u_t$  den Fehlerterm des Regressionsmodells. Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle 7.4 dargestellt. Sowohl Vorzeichen als auch Größenordnung der geschätzten Regressionskoeffizienten werden durch die Modifikation des Modells kaum verändert. Die unerwartete Komponente der Nettoposition der Finanzinvestoren im Zeitpunkt  $t$  wirkt wiederum positiv auf die Futuresrendite im gleichen Zeitpunkt.

Für alle betrachteten Rohstoffe sind die  $\beta$ -Koeffizienten nun statistisch signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau. Weiterhin bleiben die Kassarenditen der Rohstoffe der wesentliche Einflussfaktor auf die Futuresrenditen im Zeitpunkt  $t$ , während die Regressionskonstante insignifikant ist. Somit bleibt die ursprüngliche Schlussfolgerung bestehen, dass Futuresrenditen hoch sind in Zeiten hoher Kassarenditen und unerwartet hoher Nachfrage von Finanzinvestoren nach Terminkontrakten.

Auffällig ist zudem, dass durch die Reduktion der Regressoren die Standardfehler durchweg niedriger sind als im erweiterten Regressionsmodell und deshalb auch die Werte der F-Statistiken für jeden betrachteten Rohstoff höher liegen als im erweiterten Regressionsmodell. Dies ist ein oft beobachteter Effekt, dass die Einbeziehung irrelevanter Regressoren die Genauigkeit der Schätzung verringert (vgl. Stock und Watson (2011)). Folglich konnte die Aussagekraft des gesamten Regressionsmodells durch die Optimierung verbessert werden und die Nullhypothese, dass alle Regressoren gemeinsam null sind, also  $H_0 : \alpha = \beta = \gamma = 0$ , kann auf allen gängigen Signifikanzniveaus verworfen werden.



### Detaillierte Analyse von Subperioden

Um die Stabilität der Regressionsergebnisse des erweiterten Regressionsmodells über die Zeit zu validieren, werden Subperioden betrachtet. Zu beachten ist, dass im Folgenden das erweiterte Regressionsmodell angewandt wird, da in diesem Kontext untersucht werden soll, ob in bestimmten Zeiträumen (a) der Handel der *Commercials* ebenfalls preisbeeinflussend war und (b) die Korrelation zwischen den Renditen des S&P 500-Index und den Rohstoffkassarenditen einen signifikanten Einfluss auf die Futuresrenditen hatte. Für diesen Zweck wird der Datensatz zunächst in zwei Perioden eingeteilt: Subperiode 1: 1993-1999 und Subperiode 2: 2000-2017. Diese ungleichmäßige Einteilung erfolgt vor dem Hintergrund, dass der Beginn der beschriebenen *Finanzialisierung* der Rohstoffmärkte in der Literatur üblicherweise in den frühen 2000er-Jahren verortet wird. Ziel dieser ersten groben Einteilung ist es, systematische Unterschiede in der Wirkungsweise des spekulativen Terminhandels zu identifizieren. Gleichwohl wird erwartet, dass der Einfluss der Kassarenditen über alle Zeitintervalle hinweg bedeutend bleibt.

Für ein differenzierteres Bild wird in einem zweiten Schritt die Periode von 2000-2017 noch weiter unterteilt in die Intervalle 2a: 2000-2007, 2b: 2008-2011 und 2c: 2012-2017. Somit kann der Zeitraum der *Finanzialisierung* vor der Weltfinanzkrise, die auf den Rohstoffmärkten erst in 2008 voll ankam, analysiert werden. Gleichzeitig ist die Dotcom-Krise in Intervall 2a enthalten. Der akute Krisenzeitraum kann aufgrund der wöchentlichen Datenfrequenz nicht isoliert betrachtet werden, da zu wenig Datenpunkte für eine aussagekräftige Analyse einfließen würden. Durch die Abgrenzung des Intervalls 2b wird auch die europäische Staatsschuldenkrise, die ebenfalls Rückkopplungen auf die Entwicklung der Kapital- und Rohstoffmärkte in den USA hatte, einbezogen. Schließlich wird die bis Ende 2017 laufende aktuelle Entwicklung analysiert.

Die Regressionsergebnisse der Subperioden 1 und 2 sind in den Tabellen 7.5 und 7.6 dargestellt. Grundsätzlich ist das Muster signifikanter und insignifikanter Einflussfaktoren in beiden Subperioden vergleichbar mit der Full-Sample Analyse und insbesondere der hochsignifikante Einfluss der Kassarenditen auf die Futuresrenditen bleibt auch hinsichtlich der Größenordnungen der Regressionskoeffizienten für alle Rohstoffe bestehen. Bei genauerer Betrachtung werden allerdings speziell im Zeitraum 1993-1999 folgende Unterschiede im Vergleich zu den Ergebnissen in Tabelle 7.3 sichtbar:

- (1) Der Einfluss der unerwarteten Komponente der Nettoposition der Finanzinvestoren ist vor Beginn der *Finanzialisierung* schwächer ausgeprägt.<sup>16</sup> Für Zucker ergibt

---

<sup>16</sup>Dieses Bild bestätigte sich auch bei anderer zeitlicher Abgrenzung der Subperioden 1 und 2, bspw. von 1993-2000 oder 1993-2001.

sich kein signifikant von null verschiedener Einfluss, zudem sind die Größenordnungen der Regressionskoeffizienten leicht unterhalb der Schätzer des Gesamtzeitraums.

- (2) Für Zucker ist auch das weitere Bild abweichend zum Ausgangsergebnis: Vor Eintritt der *Finanzialisierung* sind die erwartete Nettoposition der Finanzinvestoren sowie die Nettoposition der *Commercials* statistisch signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau. Somit scheint hier das oben konstatierte Ungleichgewicht zwischen dem Einfluss des Terminhandels von Finanzinvestoren und den *Commercials* nicht bestanden zu haben. Beide Faktorladungen sind negativ, was für einen größeren Einfluss der hier nicht berücksichtigten Gruppe der Kleinanleger auf dem Zuckerterminmarkt sprechen könnte. Des Weiteren ist auch die Regressionskonstante statistisch signifikant, sodass insgesamt von einer schlechteren Performance des erweiterten Regressionsmodells gesprochen werden kann.
- (3) Im Falle von Hafer sind sowohl die erwartete als auch die unerwartete Komponente der Nettopositionen der Finanzinvestoren statistisch signifikant auf dem 10%-Niveau. Während die erwartete Komponente negativ geladen ist, ergibt sich für die unerwartete Komponente ein positives Vorzeichen. Insgesamt bleibt hier die Wirkung des spekulativen Terminhandels also uneindeutig. Hierzu passt auch, dass zwar die Korrelation zwischen S&P 500-Index und Kassarenditen signifikant ist, jedoch der Regressionskoeffizient ein positives Vorzeichen hat, was zumindest der aus dem theoretischen Modell abgeleiteten Erwartung über das Vorzeichen widerspricht.

Für die Subperiode 2 ergeben sich keine nennenswerten Abweichungen im Vergleich zu den Ergebnissen des Gesamtzeitraums. Offensichtlich dominiert in den Ergebnissen des Gesamtzeitraums das Muster, das sich seit dem Jahr 2000 ergeben hat, was aufgrund des Übergewichts an Datenpunkten kaum überrascht.





Zu klären bleibt, ob sich das in Subperiode 2 gezeigte Bild verändert, wenn kleinere Zeitintervalle betrachtet werden. Hierzu werden die Subintervalle 2a bis 2c genauer untersucht. Tabelle 7.7 zeigt eine Übersicht über die Veränderung der geschätzten Regressionskoeffizienten  $\beta_2$  und  $\gamma_1$  der Variablen  $SPOI_t^{unex}$  bzw.  $R_t^S$  im Zeitverlauf. Die detaillierten Ergebnisse für alle Regressoren finden sich in Anhang B in den Tabellen B.1, B.2 und B.3. Es lassen sich folgende Beobachtungen feststellen:

- (1) Über alle Teilintervalle hinweg bleibt die Kassarendite die bedeutendste erklärende Variable des Modells.
- (2) Für Weichweizen, Mais und Sojabohnen sind die Regressionsergebnisse in allen Teilintervallen nahezu identisch zur Full-Sample Analyse: Eine Erhöhung der unerwarteten Komponente der Nettoposition der Finanzinvestoren führt durch die resultierende Übernachtfrage nach Terminkontrakten zu einer Erhöhung der Futuresrenditen (jeweils im Zeitpunkt  $t$ ).
- (3) Zucker hat wiederum eine Sonderrolle inne: In allen Teilintervallen hat spekulativer Terminhandel (erwartete wie unerwartete Komponente) keinen signifikanten Einfluss auf die Futuresrenditen. Da jedoch in der gesamten Subperiode ein statistisch signifikanter Einfluss messbar war, kann dies vermutlich auf die Schätzungenauigkeit zurückgeführt werden: Durch die verringerte Anzahl der einbezogenen Beobachtungen vergrößert sich potenziell der Standardfehler der Schätzung, so dass die Ergebnisse keine eindeutige Aussage zu zeitspezifischen Unterschieden in der Wirkung des spekulativen Terminhandels zulassen.
- (4) Unabhängig davon scheint aber der Einfluss des unerwarteten spekulativen Terminhandels von Finanzinvestoren auf die Futuresrenditen geringer zu werden, d.h. die Faktorladungen der Variable  $SPOI_t^{unex}$  gehen zurück und die Standardfehler der Schätzer nehmen zu.

Insgesamt erweisen sich die Regressionsergebnisse des erweiterten Regressionsmodells als robust — Zucker scheint hier die Ausnahme zu sein. Auch für die einbezogenen Kontrollvariablen ergeben sich im Wesentlichen nur numerische Effekte, d.h. die Kernbotschaften des empirischen Testmodells bleiben bestehen. Die in diesem und den beiden vorherigen Abschnitten abgeleiteten Antworten auf die Fragestellung, ob spekulativer Terminhandel die Futuresrenditen erhöhen kann, werden im nachfolgenden Kapitel zusammengefasst und unter Einbeziehung des aktuellen Stands der Forschung kritisch diskutiert.

Tabelle 7.7: Erweitertes Regressionsmodell: Subperioden 2a-2c (Übersicht)

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des erweiterten Regressionsmodells in den Zeiträumen 2000-2007 (Panel A), 2008-2011 (Panel B) und 2012-2017 (Panel C). Es wird folgendes Regressionsmodell für die Rohstoffe Winterweichweizen, Mais, Zucker, Sojabohnen, Winterhartweizen und Hafer getestet:  $R_t^F = \alpha + \beta_1 \cdot SPOI_t^{ex} + \beta_2 \cdot SPOI_t^{unex} + \gamma_1 \cdot R_t^S + \gamma_2 \cdot COI_t^{netto} + \gamma_3 \cdot \rho(R_t^S, R_t^{SP500}) + v_t$ . Ausführliche Regressionsergebnisse sind im Anhang in den Tabellen B.1, B.2 und B.3 dargestellt. Nachfolgend werden nur die beiden wesentlichen Variablen  $R_t^S$  und  $t$ ,  $SPOI_t^{unex}$  gezeigt. Dabei bezeichnet  $R_t^S$  die wöchentlichen Renditen der Rohstoffpreise am Kassamarkt zum Zeitpunkt  $t$  und  $SPOI_t^{unex}$  die unerwartete Nettoposition der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t$ . In Klammern werden gegenüber Autokorrelation und Heteroskedastizität robuste Standardfehler nach Newey/West (1987) gezeigt. \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
<b>Panel A: Subperiode 2a (2000-2007)</b>						
$R_t^S$	0,53784*** (0,06384)	0,75582*** (0,03625)	0,85297*** (0,09071)	0,41083*** (0,05277)	0,48815*** (0,08312)	0,65540*** (0,08504)
$SPOI_t^{unex}$	0,00185*** (0,00025)	0,00035*** (0,00009)	0,00027 (0,00028)	0,00128*** (0,00018)	0,00268*** (0,00063)	0,01568*** (0,00476)
<b>Panel B: Subperiode 2b (2008-2011)</b>						
$R_t^S$	0,60647*** (0,04817)	0,90212*** (0,02052)	0,88179*** (0,12855)	0,59028*** (0,08708)	0,69217*** (0,05725)	0,86774*** (0,04108)
$SPOI_t^{unex}$	0,00178*** (0,00055)	0,00016*** (0,00004)	0,00021 (0,00027)	0,00073*** (0,00024)	0,00187* (0,00096)	0,01226*** (0,00392)
<b>Panel C: Subperiode 2c (2012-2017)</b>						
$R_t^S$	0,57894*** (0,10166)	0,79643*** (0,07056)	1,14036*** (0,02604)	0,44264*** (0,06854)	0,75373*** (0,06362)	0,54112*** (0,08282)
$SPOI_t^{unex}$	0,00088*** (0,00025)	0,00014** (0,00006)	-0,00003 (0,00006)	0,00062*** (0,00010)	0,00068 (0,00042)	0,01506* (0,00590)



## 7.4 Zwischenfazit

Im Rahmen dieses Kapitels wurde ein Testmodell vorgestellt und angewandt, das gegenüber der einschlägigen Literatur drei wesentliche Modifikationen aufweist, um die Entwicklung von Futurespreisen besser erklären zu können: (1) Für das erweiterte Renditemodell wurde die Nettoposition der Finanzinvestoren in eine erwartete und eine unerwartete Komponente unterteilt wie sie bspw. Bessembinder und Seguin (1993) und Bohl und Stephan (2013) für die Untersuchung von Volatilitätseinflüssen des spekulativen Terminhandels vorgeschlagen haben. (2) Neben den Variablen, die sich auf das Handelsverhalten der Marktteilnehmer fokussieren, wurde auch der sich aus dem Pricing von Futureskontrakten ergebende Einfluss der Kassarenditen als Kontrollvariable einbezogen. (3) Der Einfluss der allgemeinen Preisentwicklungen an den Wertpapiermärkten wurde durch die bedingte dynamische Korrelation  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  berücksichtigt, sodass Diversifikationspotenziale der Finanzinvestoren einfließen konnten.

Insgesamt ergibt sich durch diese Modifikationen ein Modell mit hohem Erklärungsgehalt, was sich insbesondere in den F-Statistiken sowie in der Robustheit der Regressionsergebnisse widerspiegelt. Es zeigt sich dabei, dass — trotz Berücksichtigung des Einflusses der Kassarenditen auf die Futuresrenditen — spekulativer Terminhandel eine Wirkung auf die Entwicklung von Terminpreisen entfaltet: In Zeiten einer Ausweitung der Nettoposition der Finanzinvestoren werden im Durchschnitt höhere Futuresrenditen beobachtet. Dies beantwortet die in Kapitel 5 aufgeführte Forschungsfrage, auch wenn nicht zwingend von einem Kausalzusammenhang gesprochen werden kann, da zumindest die zeitliche Abfolge von Preisbewegung und Positionsänderung der Finanzinvestoren mit dem gewählten Modellrahmen nicht eindeutig identifiziert werden kann und somit die Logik der Granger-Kausalitätstests nicht greift. Aufgrund der nur wöchentlich vorliegenden Daten ist eine Verwendung ausschließlich gelagter Variablen allerdings kritisch zu sehen, da zwischen zwei Beobachtungen liegende Verhaltensmuster den Gesamteffekt verwässern würden.

Beim festgestellten Gesamteinfluss des spekulativen Terminhandels auf die Futuresrenditen kommt insbesondere den unerwarteten Änderungen der Nettoposition eine tragende Rolle zu. Die Erweiterung des Regressionsmodells zeigt, dass nur dieser Teil Erklärungsgehalt für beobachtete Futuresrenditen hat. Dies kann als Indiz gewertet werden, dass das Verhalten langfristig orientierter Investoren wie Long-Only-Fonds, die teilweise die Rohstoffe auch nur zur Beimischung kaufen, eingepreist ist und daraus kein Nachfrage- druck auf die Terminpreise entsteht. Lediglich die Liquidität des Terminmarktes würde zunehmen. Insofern widersprechen diese Ergebnisse keinesfalls den Arbeiten von Irwin

et al. (2009) oder Stoll und Whaley (2011), die einen spekulativen Preiseinfluss von Long-Only-Fonds verneinen. Die analogen Argumente gelten auch für die Landwirte und Retailer, die in der Gruppe der *Commercials* zusammengefasst sind. Demgegenüber hat eine kurzfristige und damit unerwartete Übernachfrage (oder -angebot) durch Finanzinvestoren einen statistisch und ökonomisch signifikanten Einfluss auf die Entwicklung der Terminpreise. Auch wenn dabei der Begriff *Blase* vermieden werden sollte, da nicht klar ist, wie hoch der fundamentale Wert des Terminkontraktes im jeweiligen Zeitpunkt ist, kann zumindest von vorhandenem spekulativen Preisdruck gesprochen werden. Nichtsdestotrotz unterstützen diese Resultate insbesondere die Erkenntnisse von Tadasse et al. (2016). Im Gegensatz zu Maul et al. (2015) oder Brunetti et al. (2016) erscheinen die hier gewonnenen Beobachtungen deutlichere Indizien für eine preiserhöhende Wirkung des spekulativen Terminhandels zu sein. Zu berücksichtigen ist allerdings, dass in der Literatur vorwiegend die Einflüsse spekulativer Aktivitäten auf die Kassarenditen untersucht wurden. In der vorliegenden Arbeit wurde bewusst der Terminpreis als abhängige Variable betrachtet, da die im Fokus stehende Gruppe der Finanzinvestoren nahezu ausschließlich am Terminmarkt aktiv ist und somit nur dort unmittelbare Preiswirkung durch Nachfrage nach oder Angebot von Terminkontrakten entfalten kann.

Die Betrachtung der Subperioden unterstreicht die vorgenannte Argumentation, da sich vor der Hochphase der *Finanzialisierung* der Finanzmärkte nur ein schwächer ausgeprägter Zusammenhang zwischen der unerwarteten Veränderung der Nettoposition der Finanzinvestoren und der Futuresrenditen feststellen lässt. Somit scheint das über den gesamten Betrachtungszeitraum gewonnene Ergebnis im Wesentlichen von den Jahren nach der Jahrtausendwende geprägt zu sein. Auch dies steht in Einklang mit Tadasse et al. (2016). In dieser zweiten Subperiode wird zudem deutlich, dass die beobachtete Wirkung des spekulativen Terminhandels mit Ausnahme von Zucker auch während der globalen Finanzkrise Bestand hat, andererseits aber eine gewisse Abschwächung in der Subperiode ab 2012 zu beobachten ist. Dies deutet daraufhin, dass der Einfluss der Spekulanten im engeren Sinne, also der kurzfristig orientierten Finanzinvestoren, schwächer wird. Unklar ist, ob dies mit einem potenziellen Rückzug dieser Gruppe aus den Märkten infolge der zunehmenden gesellschaftlichen Kritik zusammenhängt.

Es soll noch erwähnt werden, dass die bedingte dynamische Korrelation zwischen der Rendite des S&P 500-Indexes und den Kassarenditen des Rohstoffes bis auf vereinzelte Ausnahmen weder im gesamten Betrachtungszeitraum noch in den Subperioden einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Futuresrenditen hat. Entgegen der Erwartungen aus dem theoretischen Modell hat diese Variable keinen Einfluss auf die Futuresrenditen, auch wenn zumindest das Vorzeichen des entsprechenden Regressions-

koeffizienten im Wesentlichen negativ ist. Somit kann nicht geklärt werden, inwieweit eine ungenaue Schätzung — d.h. relativ zu den nahe null liegenden Regressionskoeffizienten hohe Standardfehler — für diese Ergebnisse verantwortlich sind oder ob in diesem Fall die Finanzinvestoren ihr Handelsverhalten letztlich nicht an den durch die Korrelation widergespiegelten Diversifikationspotenzialen festmachen. Da die negative Faktorladung aber der ökonomischen Intuition entspricht, kann zumindest vorsichtig interpretiert werden, dass die Korrelation  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  eine entsprechende Wirkung auf die Futuresrenditen haben kann, auch wenn letztlich sogar die interne Validität dieses Ergebnisses zweifelhaft ist.<sup>17</sup>

Insgesamt kann also von einer vorhandenen positiven Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Entwicklung der Futurespreise gesprochen werden, wobei sich dieser Einfluss in der jüngeren Vergangenheit abzuschwächen scheint und somit vor allem in den sogenannten 00er-Jahren seinen Höhepunkt hatte. Insofern liefern die betrachteten Regressionsmodelle neue Erkenntnisse, die über den bisherigen Stand der Forschung hinausgehen, wenngleich weiterhin eine kausale Wirkungsrichtung nicht eindeutig festzustellen ist.

---

<sup>17</sup>Anzumerken ist hier, dass die Vorzeichen von  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  bis auf wenige Ausnahmen auch in den Subperioden negativ sind. Lediglich im Intervall 2c drehen sich die Vorzeichen um, was wiederum die These einer Abschwächung des Einflusses des spekulativen Terminhandels in den letzten Jahren untermauert.

# Kapitel 8

## Volatilität der Futuresrenditen und Spekulativer Terminhandel

### 8.1 Modellbeschreibung

Nachdem im vorangegangenen Kapitel die Forschungsfrage hinsichtlich der Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Preise bzw. Renditen von Agrarrohstofffutures beantwortet wurde, verbleibt die Frage, inwieweit spekulativer Terminhandel zu einer Destabilisierung der Terminpreise beiträgt. Wie bereits in Kapitel 2.2 aufgezeigt wurde, sind die theoretischen und empirischen Ergebnisse zu dieser Fragestellung uneindeutig bzw. lassen sich keine statistisch signifikanten Wirkungsmuster erkennen. Allerdings steht genau dieser Aspekt regelmäßig im Mittelpunkt von Debatten über potenzielle Verbote des spekulativen Terminhandels durch Finanzinvestoren. Insofern lohnt auch hier eine genauere Betrachtung.

Bei der Wahl eines entsprechenden Modellansatzes wird sich eng an Bohl und Stephan (2013) angelehnt und ein GARCH (1,1)-Modell nach Brooks (2019) verwendet. Hierfür sprechen mehrere Gründe:

- (1) Renditen von Wertpapieren sind in der Regel nicht normalverteilt und weisen sogenannte *fat tails* auf. Man spricht in diesem Zusammenhang auch von Leptokurtosis (vgl. Spremann (2014)).
- (2) Die Volatilität von Financial Assets ist nicht konstant über die Zeit und es wird regelmäßig ein gewisses Clustering in bestimmten Zeiträumen beobachtet (vgl. Brooks (2019)).

- (3) Die Präferenzfunktionen der Marktteilnehmer, die den Rendite-Risiko-Trade-off abbilden, sind in der Regel nicht linear, sodass lineare Modelle hier unter Umständen an die Grenzen ihrer Aussagekraft stoßen können.
- (4) Um zu messen, inwieweit der spekulative Handel mit Futureskontrakten bzw. eine Positionsänderung entsprechender Marktteilnehmer die Volatilität beeinflusst, wird ein prospektives Modell benötigt, da sonst in der Proxy-Variable signifikante Einflüsse aus vorherigen Perioden enthalten sind, sodass sich kaum Aussagen über eine potenzielle unmittelbare Wirkung des spekulativen Handels treffen lassen. Aus diesem Grund wird bspw. kein Modell mit gleitender Standardabweichung als endogener Variable verwendet.

Aufbauend auf den Überlegungen der Renditemodelle und dem Modell von Bohl und Stephan (2013) wird ein ARMA (1,1)-GARCH (1,1)-Modell mit zusätzlichen zeitversetzten exogenen Variablen spezifiziert. Die Gleichungen für die Modellierung des Mittelwerts und der bedingten Varianz der Futuresrenditen lauten dabei:

A. Mittelwert

$$r_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot r_{t-1} + \alpha_2 \cdot u_{t-1} + u_t \quad (8.1)$$

B. Varianz

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \cdot u_{t-1}^2 + \beta_2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \cdot TOI_{t-j} + \gamma_2 \cdot SPOI_{t-j}^{ex} + \gamma_3 \cdot SPOI_{t-j}^{unex} \quad (8.2)$$

$$+ \gamma_4 \cdot \rho(R_{t-j}^S, R_{t-j}^{SP500}) + \gamma_5 \cdot COI_{t-j}. \quad (8.3)$$

Hierbei sei  $t$  der Zeitindex und  $j$  die Anzahl der Lags der Regressoren mit  $j = 0, 1$ . Die Rendite der Settlement-Preise der einbezogenen Terminkontrakte im Zeitpunkt  $t$  wird mit  $r_t$  notiert und wird annahmegemäß durch einen ARMA (1,1)-Prozess modelliert. Der Fehlerterm  $u_t$  der Mittelwert-Gleichung geht hierbei auch verzögert ein ( $u_{t-1}$ ), d.h. die aus einem Prognosefehler in der Vorperiode gewonnenen Informationen fließen in die Erklärung der nachfolgenden Futuresrenditen unmittelbar mit ein.

Die bedingte Varianz der Renditen des Settlement-Preises sei  $\sigma_t^2$ . Sie wird über folgenden Zusammenhang geschätzt:

$$\sigma_t^2 = Var[u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] = \mathbb{E}[(u_t - \mathbb{E}[u_t])^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots] = \mathbb{E}[u_t^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, \dots].$$

D.h. letztlich entspricht im vorliegenden GARCH (1,1)-Modell die bedingte Varianz der Futuresrenditen  $r_t$  der bedingten Varianz des Fehlerterms  $u_t$  der Mittelwert-Gleichung für alle  $u_{t-j}$ . Unter der gängigen Annahme, dass der Erwartungswert des Fehlerterms

$u_t$  eines Regressionsmodells stets null ist, also  $\mathbb{E}[u_t] = 0$  gilt, kann diese bedingte Varianz über den bedingten Erwartungswert von  $u_t^2$  geschätzt werden. Das Testmodell des GARCH-Ansatzes besteht hierbei einerseits aus dem ARCH-Term  $u_{t-1}^2$  und dem GARCH-Term  $\sigma_{t-1}^2$ . Während die zeitlich verzögerten quadrierten Residuen  $u_{t-1}^2$  die autoregressive Struktur der bedingten Varianz abbilden, werden über die Einbeziehung von  $\sigma_{t-1}^2$  auch die gefitteten Werte der bedingten Varianz in den Vorperioden für die Prognose herangezogen (vgl. hierzu ausführlich Brooks (2019), S. 423ff.)..

Andererseits wird das vorliegende GARCH (1,1)-Modell um weitere erklärende Variablen erweitert. Diese werden im ersten Schritt nur zeitlich verzögert einbezogen, d.h. es gilt stets  $j = 1$ . In Kapitel 8.2 wird dann die Robustheit des Modells mit Blick auf eine unverzögerte Wirkung der Regressoren überprüft. Als wesentliche erklärende Variable wird wiederum der spekulative Open Interest berücksichtigt. Im Gegensatz zu den Renditemodellen wird hierbei nicht die Nettoposition der Finanzinvestoren betrachtet, sondern die Gesamtzahl der von Finanzinvestoren gehaltenen Kontrakte (d.h. die Summe aus long-, short- und spread-Positionen). Es wird also unterstellt, dass allein die Teilnahme von Spekulanten am Terminhandel zu einer Erhöhung der Varianz der Futuresrenditen beiträgt.<sup>18</sup> Zusätzlich wird anhand eines ARMA(1,1)-Prozesses wieder zwischen der erwarteten und der unerwarteten Komponente des *SPOI* unterschieden. Aufgrund der nicht vorhandenen Stationarität der betrachteten Variable *SPOI* wird diese zudem in der ersten Differenz einbezogen, sodass  $\Delta SPOI_{t-1}^{ex}$  die erwartete Veränderung des spekulativen Open Interests in der Vorwoche bezeichnet ( $\Delta SPOI_{t-1}^{unex}$  entsprechend).

Ebenso wird untersucht, ob die Korrelation zwischen der Rendite des S&P 500-Indexes und der entsprechenden Kassarendite des Rohstoffes Einfluss auf die Volatilität der Futuresrenditen hat. Hierzu wird die in Kapitel 7 ebenfalls verwendete bedingte, dynamische Korrelation,  $\rho(R_{t-j}^S, R_{t-j}^{SP500})$ , gelagged einbezogen. Als weitere Kontrollvariablen dienen der gesamte Open Interest  $TOI_{t-1}$  sowie der Open Interest der *Commercials*  $COI_{t-1}$ , die aufgrund der Stationaritätserfordernisse in ersten Differenzen einbezogen werden.

Die Schätzung der Modellparameter erfolgt über die Maximum-Likelihood-Schätzung. Die logarithmierte Likelihood-Funktion hat hierbei die Form:

$$L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (r_t - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1} - \alpha_2 u_{t-1})^2 / \sigma_t^2, \quad (8.4)$$

---

<sup>18</sup>Im Vergleich zur Nettoposition enthält in diesem Fall die Gesamtzahl der ausstehenden Kontrakte auch zusätzliche Informationen, denn die Saldierung aus Long- und Short-Positionen könnte dazu führen, dass auch bei einer signifikanten Ausweitung des Gesamt-Engagements der Spekulanten am Terminmarkt die Nettoposition unverändert bliebe.

wobei  $u_t = r_t - \alpha_0 - \alpha_1 r_{t-1} - \alpha_2 u_{t-1}$ ,  $u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$  gilt. Mit Blick auf das Untersuchungsziel soll weniger die Prognose der zukünftigen Futuresrenditen und deren bedingten Varianz im Vordergrund stehen, sondern vielmehr die Frage, ob der Terminhandel der Finanzinvestoren (oder der *Commercials*) bzw. die aus den modelltheoretischen Erkenntnissen abgeleitete Korrelation  $\rho(R_{t-1}^S, R_{t-1}^{SP500})$  die bedingte Varianz beeinflussen. Insofern werden im folgenden Abschnitt nur die entsprechenden Regressionskoeffizienten adressiert. Hierbei wird erwartet, dass die Koeffizienten  $\gamma_2$  und/oder  $\gamma_3$  statistisch signifikant von null verschieden sind. Aus den modelltheoretischen Überlegungen ließe sich auch ein positives Vorzeichen für diese Koeffizienten ableiten, jedoch soll hier ein zweiseitiger Test durchgeführt werden, da letztlich auch eine umgekehrte Wirkung denkbar ist. Aus den modelltheoretischen Ergebnissen lässt sich zudem eine indirekte Beeinflussung der Varianz der Futuresrenditen durch die Korrelation zwischen S&P 500-Index und den Kassarenditen der Rohstoffe ableiten. Deshalb wird  $\gamma_4 \neq 0$  erwartet. Abschließend sei in diesem Abschnitt angemerkt, dass sich das vorgestellte empirische Testmodell auf die Volatilität der Futuresrenditen bezieht. Diese Fokussierung erfolgt abweichend von dem modelltheoretischen Ergebnis einer durch spekulativen Terminhandel steigenden Volatilität der Kassapreise (vgl. Abschnitt 4.2.2). Da Finanzinvestoren aber am Terminmarkt handeln und für die Volatilitätstransmission zwischen Termin- und Kassamarkt eine hinreichende empirische Evidenz vorhanden ist, wird auf die Futuresrenditen abgestellt. Dies steht auch im Einklang mit dem Fokus der öffentlichen Diskussion, denn nur dort, wo der spekulative Handel stattfindet, kann eine unmittelbare Wirkung auf die Volatilität der Renditen entstehen.

## 8.2 Empirische Ergebnisse

Wie bereits in Kapitel 7.2 dargestellt, sind vor der Durchführung der Tests die exogenen Variablen auf Stationarität zu testen. Hierfür wurden wiederum Augmented Dickey-Fuller-Tests durchgeführt, um gegen die Nullhypothese einer Einheitswurzel in den zugrundeliegenden stochastischen Prozessen zu testen. Die Teststatistiken sowie die zugehörigen  $p$ -Werte werden in Tabelle 8.1 gezeigt. Anzumerken ist, dass die Absolutwerte der betrachteten Variablen nicht stationär oder lediglich trend-stationär sind. Im Gegensatz zu Kapitel 7.2, wo Nettopositionen verwendet wurden, die durch die Saldierungswirkung die stochastischen und deterministischen Trends offensichtlich eliminiert hatten, trifft dies bei Betrachtung der absoluten Open Interests nicht zu. Deshalb wurden durchgängig erste Differenzen (siehe  $\Delta$ -Operator) gebildet, um Stationarität herzustellen. Die Teststatistiken weisen deshalb auch verhältnismäßig hohe Werte auf und es liegt durch-

weg statistische Signifikanz auf dem 0,1%-Signifikanzniveau vor, d.h. die Nullhypothese einer Einheitswurzel kann verworfen werden.

Die Ergebnisse der ML-Schätzung des betrachteten ARMA (1,1)-GARCH (1,1)-Modells sind in Tabelle 8.2 zusammengefasst. Aus Gründen der Übersichtlichkeit und der Fokussierung der Ergebnisinterpretation auf die gestellte Forschungsfrage werden in den Tabellen nur die Koeffizienten der Varianzgleichung dargestellt.

Für das Modell mit einwöchigen Lags der Regressoren zeigen die Ergebnisse, dass die Koeffizienten  $\beta_1$  und  $\beta_2$  des ARCH-Terms  $u_{t-1}^2$  und des GARCH-Terms  $\sigma_{t-1}^2$  durchweg auf dem 1%-Signifikanzniveau statistisch signifikant sind. Dies unterstreicht, dass der gewählte Modellansatz adäquat die Daten beschreibt und steht in Einklang mit den Ergebnissen von Bohl und Stephan (2013). Im Hinblick auf die hauptsächlich im Fokus stehende Variable  $\Delta SPOI_{t-1}$  lassen sich zwei Erkenntnisse gewinnen:

- (1) Die Unterscheidung zwischen der erwarteten und der unerwarteten Veränderung der spekulativen Gesamtposition führt — wie schon in den Renditemodellen in Kapitel 7.2 — zu der Schlussfolgerung, dass nur plötzliche, unerwartete Veränderungen im Handel der Finanzinvestoren eine Wirkung auf die Volatilität der Futuresrenditen haben. Die in den Markterwartungen enthaltenen Verschiebungen im spekulativen Open Interest sind für alle betrachteten Rohstoffe statistisch nicht signifikant. Demgegenüber ergeben sich für die Rohstoffe Weichweizen, Sojabohnen und Hartweizen auf einem Signifikanzniveau von mindestens 5% von null verschiedene Koeffizienten von  $\Delta SPOI_{t-1}^{unex}$ . Für Mais liegt der  $p$ -Wert mit 0,12 zudem nur knapp jenseits der Grenze der gängigen Signifikanzniveaus. Lediglich für Zucker und Hafer lässt sich eindeutig keine signifikante Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Volatilität der Futuresrenditen feststellen.
- (2) Trotz der zumindest teilweise identifizierten signifikanten Wirkung kann die gestellte Forschungsfrage, ob spekulativer Terminhandel die Volatilität der Futuresrenditen erhöht, nicht mit ja beantwortet werden, denn die statistisch signifikanten Koeffizienten (plus der Koeffizient für Mais) sind durchweg negativ. Eine unerwartete Ausweitung des Gesamtengagements der Finanzinvestoren in den Agrarrohstoffterminmärkten führt also zu einer Stabilisierung der Terminpreise. Somit bestätigen diese Ergebnisse die empirischen Befunde einiger Arbeiten wie Brunetti und Buyuksahin (2009) oder Kim (2015), stehen jedoch im Widerspruch zu bspw. Tadasse et al. (2016).



**Tabelle 8.1: Ergebnisse des Augmented Dickey-Fuller-Tests**

Die Tabelle zeigt die Teststatistiken der durchgeführten Augmented Dickey-Fuller-Tests auf eine Einheitswurzel (Unit Root) in den relevanten exogenen Variablen. Es wurde dabei eine AR(p)-Struktur in den jeweiligen Zeitreihen unter der Nullhypothese, dass die Zeitreihe eine Einheitswurzel aufweist, getestet. Die optimale Lag-Länge  $p$  wurde anhand der Informationskriterien nach Akaike bzw. Schwarz/Bayes bestimmt. In Klammern werden die zugehörigen  $p$ -Werte gezeigt. \*\*\* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%- Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
$\Delta TOI_t$	-31,936*** (0,000)	-28,725*** (0,000)	-24,618*** (0,000)	-27,899*** (0,000)	-29,992*** (0,000)	-32,800*** (0,000)
$\Delta SPOI_t$	-31,337*** (0,000)	-30,349*** (0,000)	-27,388*** (0,000)	-29,135*** (0,000)	-28,293*** (0,000)	-37,259*** (0,000)
$\Delta SPOI_t^{ex}$	-48,088*** (0,000)	-39,190*** (0,000)	-34,370*** (0,000)	-34,128*** (0,000)	-35,483*** (0,000)	-237,195*** (0,000)
$\Delta SPOI_t^{unex}$	-36,022*** (0,000)	-35,178*** (0,000)	-35,901*** (0,000)	-33,854*** (0,000)	-33,859*** (0,000)	-36,365*** (0,000)
$\Delta COI_t$	-32,274*** (0,000)	-27,933*** (0,000)	-27,812*** (0,000)	-28,505*** (0,000)	-31,305*** (0,000)	-37,293*** (0,000)

Ein wesentlicher Grund für die stabilisierende Wirkung des unerwarteten Terminhandels der Finanzinvestoren kann im höheren Informationsgehalt der Terminpreise vermutet werden. Steigt die Liquidität in einem Markt, sind mehr Erwartungen der Marktteilnehmer eingepreist und die Aktualität der Notierungen nimmt zu. Im Endeffekt ergeben sich daraus weniger Anreize für die Marktteilnehmer, ihre Asset Allocation umfassend zu verändern, sodass letztlich weniger Preissprünge resultieren sollten. Dieser Mechanismus führt zu einer Reduktion der Volatilität der Terminpreise.

Es bleibt also festzuhalten, dass für drei der sechs betrachteten Agrarrohstoffe eine statistisch signifikante Beeinflussung der bedingten Volatilität der Futuresrenditen durch spekulativen Terminhandel konstatiert werden kann. Ein Blick auf die Faktorladungen der Korrelation zwischen den Renditen des S&P 500-Indexes und der Kassarenditen der Rohstoffe legt für Mais zudem die Vermutung nahe, dass es eine indirekte Wirkung des spekulativen Terminhandels gibt. Es zeigt sich ein auf dem 5%-Niveau statistisch signifikanter, positiver Zusammenhang zwischen der bedingten Korrelation  $\rho(R_{t-1}^S, R_{t-1}^{SP500})$  und der bedingten Varianz der Futuresrenditen. Erhöht sich also der Gleichlauf der Renditen der Aktien- und Agrarrohstoffmärkte, so steigt am Agrarrohstoffterminmarkt die Volatilität. Gegeben den modelltheoretisch motivierten Mechanismus, dass Spekulanten anhand der Korrelation zwischen den Renditen des eigenen (Aktien-)Portfolios und des Agrarrohstoffes ihre Asset Allocation optimieren und damit indirekt Produktionsmenge und Varianz des Kassapreises beeinflussen, spricht die statistisch signifikante Faktorladung der bedingten Korrelation  $\rho(R_{t-1}^S, R_{t-1}^{SP500})$  für eine indirekte Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Futuresrenditen von Mais. Überraschenderweise scheint hier allerdings ein positiver Zusammenhang zu bestehen, denn das Vorzeichen des Koeffizienten ist positiv. Dies stellt allerdings nur auf den ersten Blick einen Widerspruch zu den Ergebnissen des theoretischen Modells dar. Letztlich impliziert dies nur, dass in Zeiten höherer Korrelationen, die vor allem in fallenden Märkten beobachtet werden, die Futuresrenditen stärker schwanken.

**Empirische Beobachtung 3** *Eine unerwartete Veränderung der Gesamtposition der Finanzinvestoren in  $t-1$  — also eine Erhöhung des spekulativen Open Interests von  $t-2$  nach  $t-1$  — führt für die Rohstoffe Weichweizen, Sojabohnen und Hartweizen zu einer signifikanten Reduktion der bedingten Varianz der Futuresrenditen in  $t$ . Spekulativer Terminhandel hat demnach tendenziell eine preisstabilisierende Wirkung.*

Tabelle 8.2: Ergebnisse des GARCH-Modells

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse für folgende Varianzgleichung des ARMA (1,1)-GARCH (1,1)-Modells:  $\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \Delta TOI_{t-1} + \gamma_2 \Delta SPOI_{t-1}^{ex} + \gamma_3 u_{t-1}^{unex} + \gamma_4 \rho(R_{t-1}^S, R_{t-1}^{SP500}) + \gamma_5 \Delta COI_{t-1}$ . Betrachtet werden wiederum die Rohstoffe Winterweichweizen, Mais, Zucker, Sojabohnen, Winterhartweizen und Hafer. Das Modell wurde auf Basis der Normalverteilung mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Die einbezogenen Variablen sind:  $u_{t-1}^2$  ist der quadrierte Fehlerterm der Renditegleichung des ARMA (1,1)-Modells,  $\sigma_{t-1}^2$  bezeichnet die bedingte Varianz zum Zeitpunkt  $t-1$ ,  $\Delta TOI_{t-1}$  ist die Gesamtzahl der ausstehenden Futureskontrakte,  $\Delta SPOI_{t-1}^{ex}$  die erwartete Gesamtposition (gemessen in offenen Kontrakten) der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t-1$ ,  $\Delta SPOI_{t-1}^{unex}$  die unerwartete Gesamtposition der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t-1$ ,  $\rho(R_{t-1}^S, R_{t-1}^{SP500})$  die dynamische bedingte Korrelation zwischen den Renditen am Kassamarkt des jeweiligen Rohstoffes und der Rendite des S&P 500-Index,  $\Delta COI_{t-1}^{netto}$  die Gesamtposition der in den Produktionsprozess involvierten Marktteilnehmer zum Zeitpunkt  $t-1$ . Der Operator  $\Delta$  zeigt an, dass aus Stationaritätsgründen erste Differenzen in den entsprechenden Variablen gebildet wurden. Die Daten wurden von Thomson Reuters EIKON und der CFTC für den Zeitraum 1993 - 2017 bezogen. \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
Konstante	-7,889***	-9,211***	-6,897***	-9,442***	-9,994***	-9,926***
$u_{t-1}^2$	0,133***	0,088***	0,303***	0,137***	0,059***	0,020***
$\sigma_{t-1}^2$	0,637***	0,830***	0,299***	0,788***	0,906***	0,961***
$\Delta TOI_{t-1}$	0,020	0,013	-0,014	0,038	—	-0,013
$\Delta SPOI_{t-1}^{ex}$	-0,049	-0,012	-0,014	-0,008	-0,199	0,038
$\Delta SPOI_{t-1}^{unex}$	-0,037***	-0,013	0,002	-0,038**	-0,095***	-0,004
$\rho(R_{t-1}^S, R_{t-1}^{SP500})$	-0,051	2,114**	-0,203	0,547	1,252	0,571
$\Delta COI_{t-1}$	-0,004	-0,010	0,003	-0,022	0,027	0,009
Beobachtungen	1302	1234	1300	1147	1146	1302

Zu erwähnen bleibt noch, dass die beiden Kontrollvariablen  $TOI_t$  und  $COI_t$  keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die bedingte Varianz der Futuresrenditen haben. Da  $TOI_t$  als Proxy für das Handelsvolumen herangezogen wird, kann also im betrachteten Sample nicht davon ausgegangen werden, dass mehr Handel per se die Terminpreise destabilisiert. Die empirischen Befunde von Bessembinder und Seguin (1993) bestätigen sich hier also nicht, wobei die Autoren betonen, dass auch für das Handelsvolumen eine Unterscheidung in erwartete und unerwartete Komponente präzisere Schlussfolgerungen erlaubt. Aufgrund des hier anders ausgerichteten Fokus der Untersuchung, wurde jedoch darauf verzichtet.

Die fehlende Signifikanz des Open Interests der *Commercials* unterstreicht aber einmal mehr, dass es bedeutend ist, *wer* handelt: Die Testergebnisse zeigen eine Asymmetrie in der Wirkung, die Terminhandel auf die bedingte Volatilität der Futuresrenditen hat. Handelt ein Landwirt oder ein weiterverarbeitendes Unternehmen mit dem Agrarrohstoff, sodass sich die Anzahl der offenen Kontrakte der *Commercials* ändert, so hat dies keine systematische Wirkung auf die Volatilität der Futuresrenditen zur Folge. Dies liegt u.a. in der Abgrenzung der Kategorien in den COT-Reports der CFTC begründet. Das Zusammenfassen aller *Commercials* in einer Kategorie führt aufgrund der gegensätzlichen Exposures von Landwirten und Händlern zu Kompensationseffekten, da bspw. ein erhöhtes Angebot der Bauern an Terminkontrakten durch eine Nachfrage von Händlern und Finanzinvestoren gedeckt werden kann. Durch die resultierenden Preisbewegungen kann zwar hieraus eine gewisse Volatilität entstehen, jedoch sind die Effekte in den aggregierten Open Interest-Werten von *Commercials* und *Non Commercials* unterschiedlich. Der durch das Angebot der Bauern induzierte Anstieg des  $COI$  wird in  $t$  durch die Nachfrage der Händler zumindest teilweise kompensiert. Demgegenüber erhöht die potenziell entstandene Nachfrage der Finanzinvestoren unmittelbar die Variable  $SPOI$  in  $t$ , sodass dort der Handel deutlichere Wertänderungen verursacht. Insofern ist es schwierig, auf Basis dieser aggregierten Daten eine konkrete Aussage zu treffen, ob und inwieweit der Handel der *Commercials* die Volatilität der Futuresrenditen beeinflusst, da aufgrund der Abgrenzung der Marktakteure ein Identifikationsproblem vorliegt.

## Robustheitstest: Das Modell ohne Lags

Um die Robustheit des Modells zu überprüfen, wird nachfolgend das Modell ohne Lags in den zusätzlichen Regressoren geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 8.3 wiederum nur für die Varianzgleichung dargestellt. Enders (2014) schlägt diesen Ansatz vor, um systematische Effekte in der Schätzung bedingter Volatilitäten zu berücksichtigen und bspw. Strukturbrüche zu identifizieren. Da auch im Modell mit Lags nicht die Prognose

der Volatilität, sondern vielmehr die Erklärung der Volatilität im Vordergrund stand, ändert sich an der Interpretation der Ergebnisse wenig. Es kann lediglich keine Kausalitätsaussage getroffen werden, die auf dem zeitverlagerten Eintreten zweier Effekte beruht, wonach nur dann von Kausalität zwischen A und B gesprochen werden kann, wenn A zeitlich vor B eintritt. Insofern wird nun analog zu den Renditemodellen in Kapitel 7 von einem wechselseitigen Effekt gesprochen.

Schon auf den ersten Blick wird deutlich, dass die Modellergebnisse weitgehend robust bleiben. Wiederum sind der ARCH-Term  $u_{t-1}^2$  und der GARCH-Term  $\sigma_{t-1}^2$  mit Ausnahme von Hafer durchweg statistisch signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau, was die Wahl eines adäquaten Modellansatzes zur Modellierung der Volatilität der Futuresrenditen bestätigt. Für Hafer liegt diese Signifikanz im Falle des GARCH-Terms nicht vor, d.h. in der bedingten Volatilität der Futuresrenditen von Hafer scheint keine autoregressive Struktur vorzuliegen.

Im Vergleich zum Ausgangsmodell mit Lags fällt zunächst auf, dass im Falle von Weichweizen kein statistisch signifikanter Zusammenhang zwischen der unerwarteten Veränderung des spekulativen Open Interests und der bedingten Volatilität feststellbar ist. Stattdessen ist nun sowohl für Weichweizen als auch für Hartweizen die erwartete Veränderung des  $SPOI$  statistisch signifikant auf dem 10%-Niveau. Die Wirkung der unerwarteten Komponente  $\Delta SPOI_t^{unex}$  bleibt robust für Hartweizen und Sojabohnen, wenngleich die Teststatistiken etwas niedriger sind.

Zusätzlich kann nun auch für Mais und Hafer eine statistisch signifikante Beziehung zwischen  $\Delta SPOI_t^{unex}$  und der bedingten Volatilität beobachtet werden. Die geschätzten Faktorladungen sind analog zu den anderen Agrarrohstoffen negativ. Insgesamt bestätigt sich also das Bild, das im Modell mit Lags gewonnen wurde: Eine Erhöhung der Gesamtposition der Finanzinvestoren im Zeitpunkt  $t$  geht c.p. mit einer Reduktion der bedingten Volatilität in  $t$  einher. Dieses Phänomen kann für fünf der sechs betrachteten Rohstoffe beobachtet werden. Im Gegensatz zum Grundmodell ist jedoch nun die Unterscheidung zwischen erwarteter und unerwarteter Veränderung des spekulativen Open Interests von geringerer Trennschärfe, da teilweise auch die erwartete Veränderung des  $SPOI$  einen unmittelbaren negativen Einfluss auf die bedingte Volatilität der Futuresrenditen zu haben scheint. Ebenfalls robust ist zudem der Zusammenhang zwischen der bedingten Korrelation der S&P 500-Renditen und den Kassarenditen sowie der bedingten Volatilität der Futuresrenditen. Weiterhin ist lediglich für Mais ein statistisch (und ökonomisch) signifikanter Zusammenhang sichtbar.

Für die weiteren Regressoren ist das Bild nun etwas differenzierter als im Fall mit Lags: Mit Ausnahme der beiden Weizensorten besitzen die Regressoren zur Veränderung des

gesamten Open Interests und zur Veränderung des Open Interests der *Commercials* weiterhin keinen signifikanten Einfluss auf die bedingte Volatilität der Futuresrenditen. Im Fall von Weichweizen zeigen die Schätzergebnisse hingegen, dass eine Erhöhung der Gesamtposition der *Commercials* mit einer Erhöhung der bedingten Volatilität einhergeht. Dieser Zusammenhang ist statistisch signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau. Während spekulativer Terminhandel also die Futurespreise stabilisiert, indem die bedingte Volatilität der Futuresrenditen negativ mit der Veränderung des spekulativen Open Interests korreliert, führt eine Zunahme des Gesamtengagements der Bauern und Händler tendenziell zu einer Destabilisierung der Futurespreise. Insofern scheinen überdurchschnittliche Positionsanpassungen der in den Produktionsprozess involvierten Marktteilnehmer auf deutliche Anpassungen der erwarteten Produktionsmengen hinzudeuten, was letztlich die Unsicherheit über den zukünftigen Kassapreis erhöht.

Für Hartweizen haben alle positionsbezogenen Regressoren eine statistisch signifikante Wirkung auf die bedingte Volatilität. Hierbei lässt sich folgende Trennlinie identifizieren: Eine (erwartete und/oder unerwartete) Erhöhung der Gesamtposition der Finanzinvestoren führt ebenso zu einer Reduktion der bedingten Volatilität der Futuresrenditen wie eine Erhöhung der Gesamtposition von Landwirten und Händlern. Demgegenüber scheint aber eine Erhöhung der gesamten offenen Positionen,  $\Delta TOI_t$ , die Futuresrenditen zu destabilisieren. Da  $\Delta TOI_t$  als Proxy-Variable für das Handelsvolumen eingesetzt wird, scheint sich hier der Befund von Bessembinder und Seguin (1993) zu bestätigen: Ein erhöhtes Handelsvolumen kann unmittelbar zu einer höheren Unsicherheit am Markt beitragen und somit zu einem Anstieg der Volatilität der Futuresrenditen führen.

Insgesamt verdeutlicht also das ARMA (1,1)-GARCH (1,1)-Modell ohne Lags die Robustheit der oben diskutierten Ergebnisse des Modells mit Lags in den zusätzlichen Regressoren: Auch der unmittelbar wirkende Zusammenhang zwischen der unerwarteten Gesamtposition der Finanzinvestoren und der bedingten Volatilität ist für vier der sechs betrachteten Agrarrohstoffe signifikant negativ. Hinzu kommt Weichweizen, für das lediglich die erwartete Veränderung des spekulativen Open Interests signifikant negativ wirkt. Weniger stabil zeigen sich hingegen die Schätzergebnisse der Regressoren *Total Open Interest* und *Open Interest* der *Commercials*, die nun teilweise statistisch signifikant sind.

**Tabelle 8.3: Ergebnisse des GARCH-Modells ohne Lags**

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse für folgende Varianzgleichung des ARMA (1,1)-GARCH (1,1)-Modells:  $\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 + \gamma_1 \Delta TOI_t + \gamma_2 \Delta SPOI_t^{ex} + \gamma_3^{unex} u_t + \gamma_4 \rho(R_t^S, R_t^{SP500}) + \gamma_5 \Delta COI_t$ . Betrachtet werden wiederum die Rohstoffe Winterweichweizen, Mais, Zucker, Sojabohnen, Winterhartweizen und Hafer. Das Modell wurde auf Basis der Normalverteilung mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Die einbezogenen Variablen sind:  $u_{t-1}^2$  ist der quadrierte Fehlerterm der Renditegleichung des ARMA (1,1)-Modells,  $\sigma_{t-1}^2$  bezeichnet die bedingte Varianz zum Zeitpunkt  $t-1$ ,  $\Delta TOI_t$  ist die Gesamtzahl der ausstehenden Futureskontrakte,  $\Delta SPOI_t^{ex}$  die erwartete Gesamtposition (gemessen in offenen Kontrakten) der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\Delta SPOI_t^{unex}$  die unerwartete Gesamtposition der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  die dynamische bedingte Korrelation zwischen den Renditen am Kassamarkt des jeweiligen Rohstoffes und der Rendite des SP500-Index,  $\Delta COI_t^{netto}$  die Gesamtposition der in den Produktionsprozess involvierten Marktteilnehmer zum Zeitpunkt  $t$ . Der Operator  $\Delta$  zeigt an, dass aus Stationaritätsgründen erste Differenzen in den entsprechenden Variablen gebildet wurden. Die Daten wurden von Thomson Reuters EIKON und der CFTC für den Zeitraum 1993 - 2017 bezogen. \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
Konstante	-7,872***	-9,180***	-7,009***	-9,369***	-9,128***	-6,022***
$u_{t-1}^2$	0,117***	0,094***	0,292***	0,142***	0,093***	0,039*
$\sigma_{t-1}^2$	0,624***	0,816***	0,350***	0,780***	0,814***	-0,022
$\Delta TOI_t$	-0,018	0,010	-0,014	0,030	0,206***	-0,017
$\Delta SPOI_t^{ex}$	-0,076*	-0,032	-0,006	-0,041	-0,281*	0,101
$\Delta SPOI_t^{unex}$	-0,020	-0,015*	0,001	-0,037*	-0,199***	-0,169***
$\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$	0,416	2,360***	-0,229	-0,095	1,231	0,426
$\Delta COI_t$	0,031**	-0,006	-0,000	-0,012	-0,102***	-0,004
Beobachtungen	1303	1235	1301	1148	1147	1303

### 8.3 Zwischenfazit

Mithilfe eines ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-Modells wurde in diesem Kapitel untersucht, ob spekulativer Terminhandel die Varianz bzw. Volatilität der Renditen von Futureskontrakten beeinflusst. Die Ergebnisse zeigen für zwei unterschiedliche Modellspezifikationen einen robusten Zusammenhang zwischen der Veränderung der Gesamtposition der Finanzinvestoren und der mittels des GARCH-Modells geschätzten bedingten Varianz für mindestens vier (mit Lags) bzw. fünf (ohne Lags) der sechs betrachteten Agrarrohstoffe. Lediglich für Zucker ergeben sich hier keine messbaren Effekte. Dies mag u.a. in der etwas anders gearteten landwirtschaftlichen Bewirtschaftung der Anbauflächen liegen. Zucker wird insgesamt weniger saisonal angebaut, sodass die Ernteperioden weltweit und auch in den USA ungleichmäßig über das Jahr verteilt liegen. Dadurch lassen sich potenzielle indirekte Wirkungen des spekulativen Terminhandels auf Anbauentscheidungen der Landwirte weniger gut identifizieren. Dies kann ggf. auch Einfluss auf die Prognose von Volatilitäten haben.

In beiden betrachteten Modellspezifikationen wird zudem deutlich, dass letztlich vor allem die unerwarteten Veränderungen der Gesamtposition der Finanzinvestoren auf die bedingte Volatilität der Futuresrenditen wirken. Eine unerwartete Erhöhung der Gesamtposition der Finanzinvestoren geht dabei c.p. mit einer Reduktion der bedingten Volatilität einher. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zur gestellten Forschungsfrage, ob spekulativer Terminhandel die Futurespreise (bzw. -renditen) destabilisiert. Insofern kann diese Forschungsfrage nicht bejaht werden, obwohl eben ein weitgehend robuster statistisch signifikanter Zusammenhang besteht. Eine mögliche Ursache für die durchweg negativen Faktorladungen mag hier in der mit der zunehmenden Marktliquidität einhergehenden Zunahme des Informationsgehalts der Marktpreise liegen. Dadurch wird der Bedarf der Marktteilnehmer für übermäßige Positionsanpassungen reduziert, weshalb tendenziell weniger Preisbewegungen zu erwarten sind. Offensichtlich scheint es keine Rolle zu spielen, dass teilweise zusätzlich (oder ausschließlich) die erwartete Veränderung des *SPOI* statistisch signifikant ist, da letztlich beide Komponenten durch spekulativen Terminhandel determiniert werden. Hinzu kommt, dass zumindest für Mais die Korrelation zwischen der Rendite des S&P 500-Indexes und der Kassarenditen des Rohstoffes eine signifikant positive Wirkung auf die bedingte Volatilität der Futuresrenditen hat. Das positive Vorzeichen des Koeffizienten zeigt an, dass bei hoher Korrelation — und somit tendenziell in fallenden Märkten — die Volatilität c.p. ebenfalls höher ist. Einzu-schränken ist, dass im vorliegenden Sample einerseits nur für einen der sechs Rohstoffe statistische Signifikanz vorliegt und andererseits auch die Vorzeichen der Koeffizienten



unterschiedlich sind. Somit können entsprechende Schlussfolgerungen nur im Hinblick auf Mais gezogen werden.

Der Befund, dass spekulativer Terminhandel wesentlich auf die Volatilität der Futuresrenditen wirkt, wird zudem durch die fehlende statistische Signifikanz der Regressoren  $\Delta TOI_t$  und  $\Delta COI_t$  gestützt. Denn sowohl der gesamte Handel am Terminmarkt als auch der Terminhandel der Landwirte und Händler haben keine systematische stabilisierende oder destabilisierende Wirkung auf die Futuresrenditen. Letztlich ergibt sich hier — wie schon im Renditemodell — eine Asymmetrie in der Wirkung des Terminhandels der Marktteilnehmer, die sowohl im Modell mit Lags als auch im Modell ohne Lags (mit wenigen Einschränkungen) beobachtbar ist.

## Teil III

### Schlussbetrachtung

# Kapitel 9

## Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit wurde die Wirkung des spekulativen Terminhandels am Agrarrohstoffmarkt auf die Entwicklung und Stabilität der Rohstoffpreise untersucht. Im Vergleich zum Großteil der Literatur wurde dabei der Fokus weniger auf finanzmarkttheoretische Fragestellungen wie das Vorzeichen der Risikoprämie im Terminmarkt gelegt, wenngleich letztere durchaus eine entscheidende Bedeutung in der vorgenommenen Analyse einnimmt. Vielmehr wurde — ausgehend von der öffentlichen und politischen Debatte — die Perspektive der Konsumenten in den Vordergrund gestellt.

Die eigentlich Frage war deshalb: Wie wirkt spekulativer Terminhandel auf die Welternährung, insbesondere auf den Zugang der armen Bevölkerungsteile zu Grundnahrungsmitteln? Diese fundamentale Fragestellung hat zwei wesentliche Implikationen:

- (1) Eine potenzielle **Mengenwirkung** — kurz-, mittel- und langfristig — des spekulativen Terminhandels muss untersucht und wesentliche Treiber dieses Einflusses identifiziert werden, um wirtschaftspolitische Folgerungen ableiten zu können.
- (2) Wie wirkt spekulativer Terminhandel auf die **konsumrelevanten Kassapreise** der Rohstoffe und wie wird das Risiko stark ansteigender Preise beeinflusst? Diese Sichtweise macht deutlich, dass Futurespreise nicht die richtige Messgröße sind, um den unmittelbaren Einfluss auf die Konsummöglichkeiten der Verbraucher zu quantifizieren.

Diese Implikationen wurden in mehreren Forschungsfragen konkretisiert und schwerpunktmäßig modelltheoretisch im Rahmen eines einperiodigen Gleichgewichtsmodells untersucht und beantwortet. Mithilfe einfacher empirischer Beobachtungen sowie einer Parametrisierung anhand beobachteter Daten erfolgte eine realitätsnahe Plausibilisierung der Modellergebnisse. Sie erweisen sich dabei insgesamt als sehr robust und aussagekräftig.

Um das Bild zu vervollständigen, wurden im zweiten Teil dieser Arbeit potenzielle Effekte des spekulativen Terminhandels auf Futuresrenditen und deren Volatilitäten mithilfe in der Literatur gängiger, aber modifizierter Testansätze empirisch untersucht. Hierbei ist zu betonen, dass diese empirischen Analysen kein Test des theoretischen Modells sind, da die mangelnde Verfügbarkeit von Wetter- und Anbaudaten entsprechende Analysen kaum möglich macht. Ebenso ist das theoretische Modell statisch angelegt und nicht dynamisch, sodass sich bspw. keine Renditen der Futures- oder Kassapreise berechnen lassen. Diese sind für die ökonometrische Analyse jedoch unabdingbar, um Stationaritätserfordernissen gerecht zu werden. Ziel der Untersuchungen war deshalb, den Einfluss des spekulativen Terminhandels am Terminmarkt zu untersuchen, um daraus Schlussfolgerungen (a) mit Blick auf die Konsistenz mit den Modellergebnissen und (b) mit Blick auf mögliche (und empirisch gut validierte) Übertragungseffekte auf den Kassamarkt ziehen zu können.

Insgesamt konnte die Untersuchung durch folgende Erkenntnisse zum aktuellen Stand der Forschung beitragen:

(a) **Futurespreise induzieren positive Mengenwirkung:**

Die Herleitung der optimalen Produktionsmenge des Produzenten (Gleichung (4.12)) verdeutlicht, dass der Produzent seine Anbauentscheidung vom aktuellen Terminpreis abhängig macht. Kann sich der Produzent während des Anbauzeitraums einen hohen Terminpreis sichern, wird er seine Produktionsmenge erhöhen. Diese Verbindung zwischen Finanz- und Realwirtschaft ist fundamental für die indirekte Mengenwirkung des spekulativen Terminhandels. Gleichzeitig wird dieser Mechanismus in der Literatur aufgrund exogener Produktionsmengen regelmäßig ignoriert.

(b) **Risikoprämie und Hedging Pressure sind abhängig von Produktionsmenge und Korrelationskoeffizient  $\rho_{r,p_P}$ :**

Im Fokus eines Großteils der theoretischen Literatur zu diesem Themenkomplex steht die Analyse der Risikoprämie am Terminmarkt. Viele Modelle wie Hirshleifer (1988) nutzen entsprechende Gleichgewichtsmodelle, um das Vorzeichen der Risikoprämie zu analysieren. Die Diskussion der gleichgewichtigen Futurespreise in den Kapiteln 4.2 und 4.3 liefert Erkenntnisse zur *hedging pressure*.

Diese wird im betrachteten Modellrahmen endogen durch die optimale Produktionsentscheidung des Produzenten beeinflusst. Exogene Einflussfaktoren sind die Wetterunsicherheit sowie insbesondere die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem gleichgewichtigen Kassapreis. Letztlich wird deutlich, dass die *hedging pressure* ohne Marktteilnahme des Finanzinvestors für

den Produzenten stärker ausgeprägt ist als für den Händler. Somit wird der Produzent eine Prämie zahlen, um sein Exposure besser managen zu können, d.h. es entsteht eine Backwardation-Situation am Terminmarkt. Durch den Terminhandel des Finanzinvestors verändert sich die Situation, da — je nach Vorzeichen des Korrelationskoeffizienten  $\rho_{r,PP}$  — ein stark ausgeprägtes Nachfrageverhalten des Finanzinvestors die *hedging pressure* zugunsten des Produzenten verschiebt. Insbesondere bei negativer Korrelation wird dann Contango begünstigt.

(c) **Spekulativer Terminhandel erhöht in der Regel Terminpreise und Produktionsmengen und senkt erwartete Kassapreise:**

In Abschnitt 4.3 wird gezeigt, dass bei Vorliegen einer negativen Korrelation bzw. bei unkorrelierten Märkten und gleichzeitiges Vorherrschen von Backwardation der spekulative Terminhandel des Finanzinvestors zu einer Erhöhung des gleichgewichtigen Terminpreises führt. In den numerischen Analysen in Abschnitt 4.4 werden dann Preis- und Mengenwirkungen simultan betrachtet.

Das Kernergebnis bleibt aber unverändert: Bei der mehrheitlich empirisch vorliegenden moderaten Korrelation,  $\rho_{r,PP}$ , hat spekulativer Terminhandel eine positive Wirkung auf die Wohlfahrt der Konsumenten. Die steigenden Produktionsmengen führen unmittelbar dazu, dass mehr Lebensmittel zur Befriedigung des Ernährungsbedürfnisses der Weltbevölkerung verfügbar sind. Gleichzeitig profitieren die Konsumenten von im Erwartungswert niedrigeren Nahrungsmittelpreisen, was vor allem den ärmeren Teilen der Bevölkerung hilft. Auch das Risiko stark ansteigender Kassapreise sinkt durch die Marktteilnahme des Finanzinvestors, was sich in einem niedrigeren *CPaR* niederschlägt. Ein wesentlicher Wermutstropfen sind jedoch die infolge des spekulativen Terminhandels sinkenden Gewinne der Produzenten, was letztlich zu einer Einschränkung des mittelfristigen Angebots führen könnte. Hier sollten ggf. wirtschaftspolitische Instrumente wie Subventionen in Erwägung gezogen werden.

Diese Ergebnisse sind der wesentliche Beitrag dieser Arbeit zum Stand der Forschung. Da andere Arbeiten das optimale Handelsverhalten des Spekulanten aus einem reinen Investment in Agrarrohstoffutures ableiten, wird das in der Realität überwiegend vorherrschende Investitionsmotiv, nämlich die Optimierung der Asset Allocation durch Diversifikation, ignoriert. Die vorliegende Arbeit identifiziert die Korrelation zwischen Aktien- und Rohstoffmärkten als entscheidenden Faktor für die Wirkungsrichtung des spekulativen Terminhandels. Somit wird ein Trigger sichtbar, den die politischen Entscheidungsträger für Regulierungsvorhaben nutzen können. Gleichzeitig wird die in der Literatur häufig herausgearbeitete These

einer förderlichen Wirkung von Spekulation durch einen ökonomisch intuitiven Parameter greifbar gemacht.

(d) **Korrelationsschocks (z.B. in Krisenzeiten) verursachen adverse Einflüsse des spekulativen Terminhandels:**

Die Zeitreihe des Korrelationskoeffizienten zwischen der Rendite von Weizen und dem Dow Jones Industrials Index oder auch dem S&P 500-Index zeigt, dass nur in wenigen Perioden stark angestiegene Korrelationen zu beobachten sind. Genau in diesen Zeiten, die teilweise auch mit Krisenzeiten an den Finanzmärkten zusammenfallen, entfaltet spekulativer Terminhandel eine adverse Wirkung, indem rückläufige Futurespreise und Produktionsmengen und dadurch steigende erwartete Kassapreise resultieren. Positiv entwickeln sich in diesem Marktumfeld hingegen die erwarteten Gewinne der Produzenten, d.h. das mittelfristige Angebot des Agrarrohstoffes ist nicht gefährdet.

Auf den ersten Blick scheint dieses Ergebnis im Widerspruch zu den starken Anstiegen der Rohstoffterminpreise während und nach der Finanzkrise 2007/2008 zu stehen. Zwar zeigen die Verläufe des spekulativen Open Interests tatsächlich steigende Marktanteile der Spekulanten, jedoch sind keine Vergleichspreise einer fiktiven Welt ohne Finanzinvestoren verfügbar. Es ist also unklar, ob diese ober- oder unterhalb der beobachteten Rohstoffpreise liegen. Zudem prognostiziert das Modell in diesen Zeiten für den Kassamarkt tatsächlich stark steigende Kassapreise und lediglich für den Terminmarkt einen Preisrückgang.

Die insgesamt aber negative Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Konsumentenwohlfaht in diesem Marktumfeld sollte politische Entscheidungsträger dazu veranlassen, über Handelsbeschränkungen ab einem gewissen Level der Korrelation zwischen Aktien- und Rohstoffmärkten nachzudenken und insbesondere Leerverkäufe in diesem Umfeld zu untersagen.

(e) **Hohes Mengenrisiko und hohe Preiselastizität verstärken c.p. die Wirkung des spekulativen Terminhandels auf die Produktionsmenge:**

Die Sensitivitätsanalyse zeigt, dass sich positive und negative Folgen des spekulativen Terminhandels auf die Produktionsmengen verstärken, wenn die Preiselastizität verhältnismäßig hoch ist (aber immer noch im inelastischen Bereich  $<1$  liegt) und/oder das Mengenrisiko, also die Wetterunsicherheit, stärker ausgeprägt ist. Eine hohe Preiselastizität induziert dabei jedoch geringere Kassapreiswirkungen, sodass dort ein vergleichsweise schwächerer Rückgang als im Ausgangsszenario zu beobachten ist. Insofern bleibt unklar, ob Konsumenten aus ärmeren Ländern mit niedrigerem Durchschnittseinkommen und evtl. schlechterer Produktionstechnolo-

gie tendenziell stärker oder schwächer von den Auswirkungen des spekulativen Terminhandels betroffen sind als Konsumenten aus entwickelten Industrienationen. Aufgrund der vermuteten niedrigeren Korrelation zwischen Finanz- und Rohstoffmärkten in wenig entwickelten Volkswirtschaften könnten zumindest die Risiken adverser Spekulationswirkungen geringer ausfallen.

Ebenso könnten sich durch den Klimawandel Folgewirkungen ergeben, da zunehmende Unwetter und Dürreperioden die Ausfallrate der landwirtschaftlichen Produktion auch hierzulande erhöhen könnten. Spekulativer Terminhandel hätte dann zwar eine stärkere positive Wirkung, jedoch gehen die Produktionsmengen bei höherer Wetterunsicherheit zurück, sodass sich die ökonomischen Bedingungen für landwirtschaftliche Produzenten verschlechtern könnten.

(f) **Ein unerwartet hohes Engagement von Spekulanten am Terminmarkt geht empirisch einher mit höheren Futuresrenditen:**

Anhand der empirischen Modelle lässt sich ein statistisch signifikanter Einfluss des spekulativen Open Interests auf die Futuresrenditen erkennen. Die Modellerweiterungen zeigen, dass dieser Effekt vor allem aus unerwarteten Positionsänderungen der Spekulanten resultiert. Das erwartete Verhalten spielt kaum eine Rolle. Kauft ein Finanzinvestor also unerwartet viele Terminkontrakte, so wird diese Nachfrage zu einem Nachfrageüberhang und damit zu Preisanstiegen führen.

Die Bedeutung der unerwarteten Komponente des spekulativen Terminhandels erweitert die bisher in der Literatur vorliegenden Erkenntnisse. Insbesondere findet man mit diesem Testansatz eine Erklärung, warum das beobachtete Long-Only-Verhalten institutioneller Fonds keinen Preisdruck nach sich zieht: Dieses Handelsverhalten wird von den anderen Marktteilnehmern erwartet und kurzfristige Positionsänderungen sind sehr selten. Auch wenn unterschiedliche Modellierungstechniken verwendet werden, stützt dieser Befund das modelltheoretisch gewonnene Resultat einer positiven Abhängigkeit zwischen spekulativem Terminhandel und Futurespreisen. Einschränkend anzumerken ist lediglich, dass die ebenfalls als Regressor einbezogene dynamische bedingte Korrelation zwischen der Rendite des S&P 500-Index und den Kassarenditen der Rohstoffe nicht signifikant ist und somit kein indirekter Zusammenhang zum Handelsverhalten des Finanzinvestors auf Basis der Ergebnisse von Bali und Engle (2010) hergestellt werden kann.

(f) **Ein unerwartet hohes Engagement von Spekulanten am Terminmarkt geht empirisch einher mit einer niedrigeren Volatilität der Futuresrenditen:**

Steigt am Terminmarkt die unerwartete Komponente des spekulativen Open In-

terests, steigen nicht nur die Futuresrenditen an, sondern es ergibt sich auch eine Wirkung auf die (bedingte) Varianz der Futuresrenditen. Eine unerwartete Zunahme des Engagements der Finanzinvestoren reduziert demnach die Volatilität der Futuresrenditen. Die u.a. im Rahmen der *Masters*-Hypothese geäußerte Behauptung, dass Spekulation die Rohstoffpreise destabilisiert, kann also nicht bestätigt werden.

Die für die Konsumenten gute Nachricht, dass (verstärkter) spekulativer Terminhandel zu einer Erhöhung der Futurespreise und Produktionsmengen führt, kann also sowohl modelltheoretisch begründet als auch empirisch beobachtet werden. Dass die Korrelation zwischen Aktien- und Rohstoffmärkten die zentrale Einflussgröße ist, konnte leider empirisch nicht bestätigt werden, wemgleich dies vermutlich in der mangelnden Verfügbarkeit täglicher Positionsdaten sowie von Wetterdaten begründet liegt.

Hier ergeben sich auch die wichtigsten Ansatzpunkte für weitere Forschungsarbeiten: Für eine präzisere Analyse der Prognosegüte des theoretischen Modells sollten insbesondere geplante Produktionsmengen statistisch erfasst und ausgewertet werden. Denn nur bei entsprechender Datenverfügbarkeit könnten die Prognosen des theoretischen Modells eins zu eins empirisch getestet werden, was die Aussagekraft der theoretischen wie empirischen Befunde weiter erhöhen würde. Dies gilt auch für eine umfassendere Erfassung von Wettereinflüssen auf die erwarteten Erntemengen auf zumindest monatlicher Basis, um diese in die dargestellten Zeitreihenregressionen integrieren zu können. Mit dieser verbesserten Datengrundlage könnte dann die Wirkung des spekulativen Terminhandels für bestimmte Kapitalmarktzustände (Stichwort: Korrelationen) sowie für bestimmte Wettereinwirkungen (Stichwort: erwartete Erntemenge) trennschärfer prognostiziert werden und den politischen Entscheidungsträgern bzw. den regulatorischen Aufsichtsbehörden geeignete Kriterien für mögliche temporäre Handelsbeschränkungen für Finanzinvestoren an die Hand gegeben werden.

Insgesamt können jedoch auch auf Basis der vorliegenden Modellergebnisse wichtige wirtschaftspolitische Implikationen und Handlungsempfehlungen abgeleitet werden, die letztlich für eine Verbesserung des Status Quo der Welternährung einsetzbar sind.



**Teil IV**

**Anhang**

# Anhang A

## Modelltheoretischer Teil

### A.1 Konsistenz der $\mu - \sigma$ -Zielfunktion mit CARA-Präferenzen

Eine generelle Form der Nutzenfunktion unter CARA ist:

$$U(w) = e^{-\lambda \cdot w} \quad (\text{A.1})$$

Hierbei sei  $\lambda$  der Koeffizient der absoluten Risikoaversion. Somit ist der Erwartungsnutzen  $\mathbb{E}(u(\cdot))$  für ein unsicheres Endvermögen  $\tilde{w}$  in  $t = 1$  gegeben durch:

$$\mathbb{E}(u(\tilde{w})) = \mathbb{E}\left(e^{-\lambda \cdot \tilde{w}}\right) \quad (\text{A.2})$$

Wenn  $\tilde{w}$  normalverteilt ist, kann diese Beziehung umgeschrieben werden zu:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\left(e^{-\lambda \cdot \tilde{w}}\right) &= e^{\mathbb{E}(-\lambda \cdot \tilde{w}) + \frac{1}{2} \text{Var}(-\lambda \cdot \tilde{w})} \\ &= e^{-\lambda \cdot \mathbb{E}(\tilde{w}) + \frac{1}{2} \lambda^2 \text{Var}(\tilde{w})} \\ &= e^{-\lambda \cdot \left(\mathbb{E}(\tilde{w}) - \frac{1}{2} \lambda \text{Var}(\tilde{w})\right)} \\ &= u\left(\mathbb{E}(\tilde{w}) - \frac{1}{2} \lambda \text{Var}(\tilde{w})\right) \end{aligned}$$

Da die Nutzenfunktion in (A.1) strikt monoton steigend in ihrem Argument  $w$  ist, ist die Maximierung des Erwartungsnutzens äquivalent zur Maximierung des Sicherheitsäquivalents  $CE_i = \mathbb{E}[\tilde{w}_i] - \frac{1}{2} \cdot \lambda_i \cdot \text{Var}[\tilde{w}_i]$ . Da alle Zufallsvariablen als normalverteilt angenommen werden, wird diese handhabbare Funktion in der Klasse der CARA-Funktionen gewählt.

## A.2 Beweis, dass $\frac{\partial x^*}{\partial f} > 0$ gilt

Es soll gezeigt werden, dass für plausible Parameterkombinationen, d.h. wenn  $(b + c_H) \cdot x^* > 1$ , ein höherer Terminpreis  $f$  mit einer höheren Produktionsmenge  $x$  einhergeht und somit  $\frac{\partial x^*}{\partial f} > 0$  gilt. Die erste Ableitung von  $x^*$  nach  $f$  ist gegeben durch:

$$\frac{\partial x^*}{\partial f} = \frac{Var[\tilde{p}_P] + Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P]}{c_P \cdot Var[\tilde{p}_P] + \lambda_P \cdot (Var[\tilde{p}_P] \cdot Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] - Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2)}.$$

Das Vorzeichen des Nenners hängt lediglich vom Vorzeichen von  $Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2$  ab, da sowohl  $\lambda_P$  als auch der Ausdruck  $Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2$  stets positiv sind. Es gilt:

$$Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2 = Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] \cdot Var[\tilde{p}_P] \cdot \rho^2.$$

Mithilfe dieser Beziehung kann der Nenner geschrieben werden als:

$$\lambda_P \cdot (Var[\tilde{p}_P] \cdot Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] - Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P]^2) = \lambda_P \cdot Var[\tilde{p}_P] \cdot Var[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P] \cdot (1 - \rho^2).$$

Da der Korrelationskoeffizient betragsmäßig kleiner oder gleich eins ist, kann der Nenner nicht negativ werden.

Der Zähler ist hingegen positiv, wenn gilt:

$$Var[\tilde{p}_P] + \sqrt{Var[\tilde{p}_P]} \cdot \sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]} \cdot \rho_{p_P, \varepsilon} > 0.$$

Unter Verwendung der Beziehung für den gleichgewichtigen Kassapreis  $\tilde{p}_P$  (Gleichung (4.19)) folgt die Bedingung:

$$\begin{aligned} \rho_{p_P, \varepsilon} &> -\frac{\sqrt{Var[\tilde{p}_P]}}{\sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]}} \\ \rho_{p_P, \varepsilon} &> -\frac{\sqrt{(b + c_H)^2 \cdot (x^*)^2 \cdot Var[\tilde{\varepsilon}]}}{\sqrt{Var[\tilde{\varepsilon}]}} \\ \rho_{p_P, \varepsilon}^2 &< (b + c_H) \cdot x^*, \text{ wenn } (b + c_H) \cdot x^* \geq 0. \end{aligned}$$

Diese Bedingung ist stets erfüllt, wenn  $(b + c_H) \cdot x^* > 1$  gilt. Folglich gilt: Sofern im Gleichgewicht  $(b + c_H) \cdot x^* > 1$  gilt, hängt die optimale geplante Produktionsmenge  $x^*$  positiv vom Terminpreis  $f^*$  ab.

### A.3 Beweis, dass $Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] < 0$

Unter Verwendung der Beziehung für den gleichgewichtigen Kassapreis in Gleichung (4.19) kann gezeigt werden, dass

$$\begin{aligned}
Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] &= Cov[\tilde{\varepsilon} \cdot (a - (b + c_H)x^* \cdot (1 + \tilde{\varepsilon})), a - (b + c_H)x^* \cdot (1 + \tilde{\varepsilon})] \\
&= Cov[\tilde{\varepsilon} \cdot (a - (b + c_H)x^* - (b + c_H)x^*\tilde{\varepsilon}^2), -(b + c_H)x^*\tilde{\varepsilon}] \\
&= Cov[(a - (b + c_H)x^*)\tilde{\varepsilon} - (b + c_H)x^*\tilde{\varepsilon}^2, -(b + c_H)x^*\tilde{\varepsilon}] \\
&= -(a - (b + c_H)x^*)(b + c_H)x^*Cov[\tilde{\varepsilon}, \tilde{\varepsilon}] + (b + c_H)^2(x^*)^2Cov[\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{\varepsilon}] \quad (\text{A.3})
\end{aligned}$$

gilt. Unter der getroffenen Verteilungsannahme für  $\tilde{\varepsilon}$  (Normalverteilung mit Mittelwert von Null) folgt für  $Cov[\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{\varepsilon}]$ :

$$Cov[\tilde{\varepsilon}^2, \tilde{\varepsilon}] = \mathbb{E}[\tilde{\varepsilon}^2 \cdot \tilde{\varepsilon}] - \mathbb{E}[\tilde{\varepsilon}^2] \cdot \mathbb{E}[\tilde{\varepsilon}] = 0.$$

Dadurch vereinfacht sich Gleichung (A.3) zu:

$$\begin{aligned}
Cov[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] &= (a - (b + c_H)x^*)(-(b + c_H)x^*)Var[\tilde{\varepsilon}] \\
&= -(b + c_H)x^*(a - (b + c_H)x^*)Var[\tilde{\varepsilon}].
\end{aligned}$$

Für  $a > (b + c_H)x^*$ , d.h. für positive erwartete Kassapreise, ist somit die Kovarianz zwischen dem schockbedingten Umsatz  $\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P$  und dem Kassapreis  $\tilde{p}_P$  stets negativ.

#### A.4 Beweis, dass $f < \mathbb{E}[\tilde{p}_P]$ , wenn $x^*(2b + c_H) > a$

Unter Verwendung der Beziehung für den gleichgewichtigen Kassapreis  $\tilde{p}_P = a - (b + c_H) \cdot x \cdot (1 + \tilde{\varepsilon})$  soll gezeigt werden, dass für den Ausdruck  $(x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H}) > 0$  gilt, wenn die Bedingung  $x^* \cdot (2b + c_H) > a$  erfüllt ist:

$$\begin{aligned}
 & x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + x \left( \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}\tilde{p}_P, \tilde{p}_P] + x \cdot c_H \cdot \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] \right) > 0 \\
 \Leftrightarrow & (b + c_H)^2 x^3 \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] - \left( (b + c_H)x^2(a - (b + c_H)x^*) \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] + x^3 c_H (b + c_H) \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] \right) > 0 \\
 \Leftrightarrow & (b + c_H)x^2 \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] \left( x(b + c_H) - (a - (b + c_H)x) - xc_H \right) > 0 \\
 & \Leftrightarrow x(2b + c_H) > a
 \end{aligned}$$

## A.5 Beweis, dass $f^{**} > f^*$ für $\rho_{\tilde{r}, \tilde{p}} \leq 0$ und $x^*(2b + c_R) > a$

Die Veränderung des Terminpreises in einer Welt mit Finanzinvestor,  $f^{**}$ , im Vergleich zum Terminpreis in einer Welt ohne Finanzinvestor,  $f^*$ , ist durch die Differenz der Gleichungen (4.28) und (4.33) gegeben:

$$\begin{aligned} f^{**} - f^* &= \mathbb{E}[\tilde{p}_P] - \Lambda_{P,H,I} \cdot (x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H,I}) - \mathbb{E}[\tilde{p}_P] - \Lambda_{P,H} \cdot (x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H}) \\ &= (\Lambda_{P,H} - \Lambda_{P,H,I}) \cdot (x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H}) - \Lambda_{P,H,I} \cdot w_I \cdot \text{Cov}[\tilde{r}, \tilde{p}_P]. \end{aligned}$$

Wenn die Korrelation zwischen der Portfoliorendite des Finanzinvestors und dem Kassapreis des Agrarrohstoffes null ist, also  $\rho_{r,p_P} = 0$  gilt, entfällt der letzte Kovarianzterm in  $f^{**}$ . Wenn zudem alle Akteure risikoavers sind, gilt für die Differenz der Risikogewichte  $\Lambda_{P,H,I}$  und  $\Lambda_{P,H}$ :

$$\begin{aligned} \Lambda_{P,H,I} - \Lambda_{P,H} &= \frac{\lambda_P \lambda_H \lambda_I}{\lambda_P \lambda_H + \lambda_P \lambda_I + \lambda_H \lambda_I} - \frac{\lambda_P \lambda_H}{\lambda_P + \lambda_H} && \leq 0 \\ &= \frac{\lambda_P \lambda_H \lambda_I \cdot (\lambda_P + \lambda_H) - \lambda_P \lambda_H \cdot (\lambda_P \lambda_H + \lambda_P \lambda_I + \lambda_H \lambda_I)}{(\lambda_P \lambda_H + \lambda_P \lambda_I + \lambda_H \lambda_I)(\lambda_P + \lambda_H)} && \leq 0 \\ &= -\frac{\lambda_P^2 \lambda_H^2}{\lambda_P^2 \lambda_H + \lambda_P^2 \lambda_I + \lambda_H^2 \lambda_I} && < 0 \end{aligned}$$

für  $\lambda_i \geq 0$  mit  $i = P, H, I$ . Ist also der Faktor  $(x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H}) > 0$ , wird die Differenz  $f^{**} - f^*$  positiv sein. Durch Einsetzen der Gleichgewichtsbeziehung für den Kassapreis aus Gleichung (4.19) ergibt sich folgende Bedingung, damit  $(x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + \Gamma_{P,H}) > 0$  gilt:

$$\begin{aligned} (x \cdot \text{Var}[\tilde{p}_P] + x \cdot (\text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P] + x \cdot c_H \cdot \text{Cov}[\tilde{\varepsilon}, \tilde{p}_P])) &> 0 \\ (b + c_H)^2 x^2 \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] - (b + c_H)x(a - (b + c_H)x) \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] - x c_H (b + c_H)x \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] &> 0 \\ (b + c_H)x \text{Var}[\tilde{\varepsilon}] \cdot ((b + c_H)x - (a - (b + c_H)x) - x c_H) &> 0 \\ (2b + c_H)x &> a. \end{aligned}$$

Diese Bedingung entspricht exakt der Bedingung für das Vorliegen von Backwardation im Szenario ohne Terminhandel durch Finanzinvestoren.

**Anhang B**

**Empirischer Teil**

Tabelle B.1: Erweitertes Regressionsmodell: Subperiode 2000-2007

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des erweiterten Regressionsmodells im Zeitraum 2000-2007. Es wird folgendes Regressionsmodell für die Rohstoffe Winterweichweizen, Mais, Zucker, Sojabohnen, Winterhartweizen und Hafer getestet:  $R_t^F = \alpha + \beta_1 \cdot SPOI_t^{ex} + \beta_2 \cdot SPOI_t^{unex} + \gamma_1 \cdot R_t^S + \gamma_2 \cdot COI_t^{netto} + \gamma_3 \cdot \rho(R_t^S, R_t^{SP500}) + v_t$ . Dabei bezeichnen  $R_t^F$  und  $R_t^S$  die wöchentlichen Renditen der Rohstoffpreise am Termin- bzw. Kassamarkt zum Zeitpunkt  $t$ ,  $SPOI_t^{ex}$  die erwartete Nettoposition (gemessen in offenen Kontrakten) der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t$ ,  $SPOI_t^{unex}$  die unerwartete Nettoposition der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t$ ,  $COI_t^{netto}$  die Nettoposition der in den Produktionsprozess involvierten Marktteilnehmer zum Zeitpunkt  $t$  und  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  die dynamische bedingte Korrelation zwischen den Renditen am Kassamarkt des jeweiligen Rohstoffes und der Rendite des S&P 500-Index. In Klammern werden gegenüber Autokorrelation und Heteroskedastizität robuste Standardfehler nach Newey/West (1987) gezeigt. \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
$SPOI_t^{ex}$	-0,00002 (0,00008)	-0,00000 (0,00002)	-0,00016 (0,00020)	0,00001 (0,00003)	-0,00003 (0,00015)	-0,00001 (0,00094)
$SPOI_t^{unex}$	0,00185*** (0,00025)	0,00035*** (0,00009)	0,00027 (0,00028)	0,00128*** (0,00018)	0,00268*** (0,00063)	0,01568*** (0,00476)
$R_t^S$	0,53784*** (0,06384)	0,75582*** (0,03625)	0,85297*** (0,09071)	0,41083*** (0,05277)	0,48815*** (0,08312)	0,65540*** (0,08504)
$COI_t^{netto}$	0,00009 (0,00007)	0,00000 (0,00002)	-0,00010 (0,00015)	-0,00001 (0,00003)	-0,00006 (0,00016)	0,00098 (0,00071)
$\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$	-0,03042** (0,01404)	-0,00477 (0,00722)	-0,01122 (0,01526)	0,00834 (0,00987)	-0,02518 (0,02147)	-0,02033 (0,01713)
Konstante	0,00270** (0,00114)	0,00136 (0,00098)	0,00120 (0,00396)	0,00124 (0,00106)	0,00174 (0,00144)	0,00597* (0,00331)
Beobachtungen	365	386	417	418	418	418
F-Statistik	161,11	232,51	139,55	67,67	43,28	23,72
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000





Tabelle B.3: Erweitertes Regressionsmodell: Subperiode 2012-2017

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse des erweiterten Regressionsmodells im Zeitraum 2012-2017. Es wird folgendes Regressionsmodell für die Rohstoffe Winterweichweizen, Mais, Zucker, Sojabohnen, Winterhartweizen und Hafer getestet:  $R_t^F = \alpha + \beta_1 \cdot SPOI_t^{ex} + \beta_2 \cdot SPOI_t^{unex} + \gamma_1 \cdot R_t^S + \gamma_2 \cdot COI_t^{netto} + \gamma_3 \cdot \rho(R_t^S, R_t^{SP500}) + v_t$ . Dabei bezeichnen  $R_t^F$  und  $R_t^S$  die wöchentlichen Renditen der Rohstoffpreise am Termin- bzw. Kassamarkt zum Zeitpunkt  $t$ ,  $SPOI_t^{ex}$  die erwartete Nettoposition (gemessen in offenen Kontrakten) der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t$ ,  $SPOI_t^{unex}$  die unerwartete Nettoposition der Finanzinvestoren zum Zeitpunkt  $t$ ,  $COI_t^{netto}$  die Nettoposition der in den Produktionsprozess involvierten Marktteilnehmer zum Zeitpunkt  $t$  und  $\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$  die dynamische bedingte Korrelation zwischen den Renditen am Kassamarkt des jeweiligen Rohstoffes und der Rendite des S&P 500-Index. In Klammern werden gegenüber Autokorrelation und Heteroskedastizität robuste Standardfehler nach Newey/West (1987) gezeigt. \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnet statistische Signifikanz auf dem 1%-, 5%- und 10%-Signifikanzniveau.

	Weichweizen	Mais	Zucker	Sojabohnen	Hartweizen	Hafer
$SPOI_t^{ex}$	-0,00004 (0,00011)	-0,00003 (0,00002)	-0,00000 (0,00005)	-0,00004 (0,00004)	-0,00020 (0,00028)	-0,00213 (0,00432)
$SPOI_t^{unex}$	0,00088*** (0,00025)	0,00014** (0,00006)	-0,00003 (0,00006)	0,00062*** (0,00010)	0,00068 (0,00042)	0,01506* (0,00590)
$R_t^S$	0,57894*** (0,10166)	0,79643*** (0,07056)	1,14036*** (0,02604)	0,44264*** (0,06854)	0,75373*** (0,06362)	0,54112*** (0,08282)
$COI_t^{netto}$	-0,00001 (0,00012)	-0,00002 (0,00002)	-0,00000 (0,00004)	-0,00003 (0,00004)	-0,00014 (0,00027)	0,00031 (0,00336)
$\rho(R_t^S, R_t^{SP500})$	0,02332 (0,01700)	-0,01275 (0,01781)	-0,00121 (0,00281)	0,01755 (0,01248)	0,01529 (0,01400)	0,00633 (0,02665)
Konstante	-0,00198 (0,00194)	0,00317 (0,00217)	0,00076 (0,00069)	0,00006 (0,00194)	-0,00010 (0,00184)	0,00369 (0,00429)
Beobachtungen	313	301	313	313	333	313
F-Statistik	102,70	167,60	895,02	64,66	99,96	18,52
Prob > F	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

# Literaturverzeichnis

- Adämmer, P. und Bohl, M. T. (2018), Price Discovery Dynamics in European Agricultural Markets, *Journal of Futures Markets* **38**(5), 549–562.
- Akaike, H. (1973), Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle, *in* ‘Proceedings of the Second International Symposium on Information Theory’, Budapest: Akademiai Kiado, pp. 267–281.
- Algieri, B. (2012), Price Volatility, Speculation and Excessive Speculation in Commodity Markets: Sheep or Shepherd Behaviour?, *ZEF-Discussion Papers on Development Policy* (166).
- Anderson, R. W. und Danthine, J.-P. (1983), Hedger Diversity in Futures Markets, *The Economic Journal* **93**(370), 370–389.
- Andreyeva, T., Long, M. W. und Brownell, K. D. (2010), The Impact of Food Prices on Consumption: a Systematic Review of Research on the Price Elasticity of Demand for Food, *American Journal of Public Health* **100**(2), 216–222.
- Angrist, J. D. und Pischke, J.-S. (2008), *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*, Princeton University Press.
- Anthropelos, M., Kupper, M. und Papapantoleon, A. (2017), An Equilibrium Model for Spot and Forward Prices of Commodities, *Mathematics of Operations Research* **43**(1), 152–180.
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J.-M. und Heath, D. (1999), Coherent Measures of Risk, *Mathematical finance* **9**(3), 203–228.
- Aulerich, N. M., Irwin, S. H. und Garcia, P. (2013), Bubbles, Food Prices, and Speculation: Evidence from the CFTC’s Daily Large Trader Data Files, *National Bureau of Economic Research: Working Paper Series* .

- Babcock, B. A., Choi, E. K. und Feinerman, E. (1993), Risk and Probability Premiums for CARA Utility Functions, *Journal of Agricultural and Resource Economics* pp. 17–24.
- Bali, T. G. und Engle, R. F. (2010), The Intertemporal Capital Asset Pricing Model with Dynamic Conditional Correlations, *Journal of Monetary Economics* **57**(4), 377–390.
- Banz, R. W. (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics* **9**(1), 3–18.
- Bass, H.-H. (2013), Finanzspekulation und Nahrungsmittelpreise: Anmerkungen zum Stand der Forschung, *Materialien des Wissenschaftsschwerpunkts Globalisierung der Weltwirtschaft* **42**.
- Basu, S. (1977), Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, *The Journal of Finance* **32**(3), 663–682.
- Beck, S. E. (1994), Cointegration and Market Efficiency in Commodities Futures Markets, *Applied Economics* **26**(3), 249–257.
- Bessembinder, H. und Seguin, P. J. (1993), Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from Futures Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **28**(1), 21–39.
- Bohl, M. T., Javed, F. und Stephan, P. M. (2013), Do Commodity Index Traders Destabilize Agricultural Futures Prices?, *Applied Economics Quarterly* **59**(2), 125–148.
- Bohl, M. T. und Stephan, P. M. (2013), Does Futures Speculation Destabilize Spot Prices? New Evidence for Commodity Markets, *Journal of Agricultural and Applied Economics* **45**(4), 595–616.
- Branger, N., Grüning, P. und Schlag, C. (2016), Commodities, Financialization, and Heterogeneous Agents, *Working Paper* .
- Brennan, M. J. (1958), The Supply of Storage, *The American Economic Review* **48**(1), 50–72.
- Brooks, C. (2019), *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge university press.
- Brorsen, B. und Irwin, S. (1987), Futures Funds and Price Volatility, *Review of Futures Markets* **6**, 118–135.

- Brorsen, B. W., Bailey, D. V. und Richardson, J. W. (1984), Investigation of Price Discovery and Efficiency for Cash and Futures Cotton Prices, *Western Journal of Agricultural Economics* **9**(1), 170–176.
- Brunetti, C., Büyüksahin, B. und Harris, J. H. (2016), Speculators, Prices, and Market Volatility, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **51**(5), 1545–1574.
- Brunetti, C. und Büyüksahin, B. (2009), Is Speculation Destabilizing?, *Available at SSRN 1393524* .
- Bryant, H. L., Bessler, D. A. und Haigh, M. S. (2006), Causality in Futures Markets, *Journal of Futures Markets* **26**(11), 1039–1057.
- Büyüksahin, B. und Robe, M. A. (2014), Speculators, Commodities and Cross-Market Linkages, *Journal of International Money and Finance* **42**, 38–70.
- Chari, V. V., Jagannathan, R. und Jones, L. (1990), Price Stability and Futures Trading in Commodities, *The Quarterly Journal of Economics* **105**(2), 527–534.
- Chari, V. V. und Christiano, L. (2017), Financialization in Commodity Markets, Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Chatrath, A. und Song, F. (1999), Futures Commitments and Commodity Price Jumps, *Financial Review* **34**(3), 95–111.
- Cheng, I.-H. und Xiong, W. (2014), Financialization of Commodity Markets, *Annu. Rev. Financ. Econ.* **6**(1), 419–441.
- Chinn, M. D. und Coibion, O. (2014), The Predictive Content of Commodity Futures, *Journal of Futures Markets* **34**(7), 607–636.
- Crain, S. J. und Lee, J. H. (1996), Volatility in Wheat Spot and Futures Markets: Government Farm Programs, Seasonality, and Causality, *The Journal of Finance* **51**(1), 325–343.
- Creti, A., Joëts, M. und Mignon, V. (2013), On the Links between Stock and Commodity Markets' Volatility, *Energy Economics* **37**, 16–28.
- Danthine, J.-P. (1978), Information, Futures Prices, and Stabilizing Speculation, *Journal of Economic Theory* **17**(1), 79–98.
- De Roon, F. A., Nijman, T. E. und Veld, C. (2000), Hedging Pressure Effects in Futures Markets, *The Journal of Finance* **55**(3), 1437–1456.

- Dickey, D. A. und Fuller, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* **74**(366a), 427–431.
- Dimpfl, T., Flad, M. und Jung, R. C. (2017), Price Discovery in Agricultural Commodity Markets in the Presence of Futures Speculation, *Journal of Commodity Markets* **5**, 50–62.
- Du, X., Cindy, L. Y. und Hayes, D. J. (2011), Speculation and Volatility Spillover in the Crude Oil and Agricultural Commodity Markets: A Bayesian Analysis, *Energy Economics* **33**(3), 497–503.
- Ekeland, I., Lautier, D. und Villeneuve, B. (2017), Hedging Pressure and Speculation in Commodity Markets, *Economic Theory* pp. 1–41.
- Enders, W. (2014), *Applied Econometric Time Series, 4. Auflage*, Wiley Series in Probability and Statistics, Wiley.
- Engle, R. (2002), Dynamic Conditional Correlation: A simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business & Economic Statistics* **20**(3), 339–350.
- Epstein, L. G. und Zin, S. E. (1987), Substitution, Risk Aversion, and the temporal Behavior of Asset Returns: II: An Empirical Investigation, *Manuscript. University of Toronto and Queen's University* .
- Fama, E. F. und French, K. R. (1987), Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage, *The Journal of Business* **60**(1), 55–73.
- Feder, G., Just, R. E. und Schmitz, A. (1980), Futures Markets and the Theory of the Firm under Price Uncertainty, *The Quarterly Journal of Economics* **94**(2), 317–328.
- for International Settlements, B. (2005), Zero-coupon Yield Curves: Technical Documentation (BIS Papers, 25).
- French, K. R. (1986), Detecting Spot Price Forecasts in Futures Prices, *The Journal of Business* **59**(2), S39–S54.
- Garbade, K. und Silber, W. L. (1983), Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets, *The Review of Economics and Statistics* **65**(2), 289–97.

- Gertner, R. (1993), Game Shows and Economic Behavior: Risk-Taking on Card Sharks , *The Quarterly Journal of Economics* **108**(2), 507–521.
- Goldstein, I. und Yang, L. (2017), Information Disclosure in Financial Markets, *Annual Review of Financial Economics* **9**, 101–125.
- Green, R., Cornelsen, L., Dangour, A. D., Turner, R., Shankar, B., Mazzocchi, M. und Smith, R. D. (2013), The Effect of Rising Food Prices on Food Consumption: Systematic Review with Meta-Regression, *British Medical Journal* **346**, 3703ff.
- Hackl, P. (2008), *Einführung in die Ökonometrie*, Pearson.
- Hart, O. und Kreps, D. (1986), Price Destabilizing Speculation, *Journal of Political Economy* **94**(5), 927–52.
- Haugen, R. A. und Heins, A. J. (1972), On the Evidence supporting the Existence of Risk Premiums in the Capital Market, *Available at SSRN 1783797* .
- Hicks, J. R. (1939), Value and Capital, *Mathematical Appendix* **311312**.
- Hirshleifer, D. (1988), Risk, Futures Pricing, and the Organization of Production in Commodity Markets, *Journal of Political Economy* **96** (6), 1206–1220.
- Hirshleifer, D. (1990), Hedging Pressure and Futures Price Movements in a General Equilibrium Model, *Econometrica* **58**, 411–28.
- Hong, H. und Yogo, M. (2012), What does Futures Market Interest tell us about the Macroeconomy and Asset Prices?, *Journal of Financial Economics* **105**(3), 473–490.
- Huang, C.-F. und Litzenberger, R. H. (1988), *Foundations for Financial Economics*, North-Holland.
- Hull, J. (2018), *Options, Futures, and Other Derivatives*.
- Irwin, S. H. und Yoshimaru, S. (1999), Managed Futures, positive Feedback Trading, and Futures Price Volatility, *Journal of Futures Markets* **19**(7), 759–776.
- Irwin, S., Sanders, D. und Merrin, R. (2009), Devil or Angel? The Role of Speculation in the Recent Commodity Price Boom (and Bust), *Journal of Agricultural and Applied Economics* **41**.
- Kaldor, N. (1976), Speculation and Economic Stability, in ‘The Economics of Futures Trading’, Springer, pp. 111–123.

- Kang, W., Rouwenhorst, K. G. und Tang, K. (2014), The Role of Hedgers and Speculators in Liquidity Provision to Commodity Futures Markets, *Yale International Center for Finance Working Paper* (14-24).
- Keynes, J. M. (1930), *A Treatise on Money in two Volumes. 1.: The pure Theory of Money. 2.: The Applied Theory of Money*, London: Macmillan & Co.
- Kim, A. (2015), Does Futures Speculation Destabilize Commodity Markets?, *Journal of Futures Markets* **35**(8), 696–714.
- Koziol, C. und Treuter, T. (2019), How do Speculators in Agricultural Commodity Markets impact Production Decisions and Commodity Prices? A Theoretical Analysis, *European Financial Management* **25**(3), 718–743.
- Leclercq, E. und Praz, R. (2014), Equilibrium Commodity Trading, *Available at SSRN 2464400*.
- Liu, P., Qiu, Z. und Tang, K. (2011), Financial-demand based Commodity Pricing: A Theoretical Model for Financialization of Commodities, *Available at SSRN 1946197*.
- Malkiel, B. G. und Fama, E. F. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *The Journal of Finance* **25**(2), 383–417.
- Mann, M., Rahmstorf, S., Kornhuber, K., Steinman, B., Miller, S. und Coumou, D. (2017), Influence of Anthropogenic Climate Change on Planetary Wave Resonance and extreme Weather vents, *Scientific Reports* **7**, 45242.
- Marcus, A. J. und Modest, D. M. (1984), Futures Markets and Production Decisions, *Journal of Political Economy* **92**(3), 409–426.
- Markowitz, H. (1952), Portfolio Selection, *The Journal of Finance* **7**(1), 77–91.
- Masters, M. (2008), Testimony before the Committee on Homeland Security and Governmental Affairs, Technical report, U.S. Senat, Washington.
- Maul, D., Fischer, M. und Schiereck, D. (2015), Spekulation am Terminmarkt und die Preisentwicklung von Agrarrohstoffen am Kassamarkt: Eine Zeitreihenanalyse der CFTC Berichte für Weizen, Mais und Sojabohnen, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* **235**(6), 608–629.
- Mossin, J. (1969), Security Pricing and Investment Criteria in Competitive Markets, *American Economic Review* **59**(5), 749–56.



NASS (2019), Kansas Wheat History.

**URL:** [https://www.nass.usda.gov/StatisticsbyState/Kansas/Publications/Cooperative Projects/KS-wheat-history19.pdf](https://www.nass.usda.gov/StatisticsbyState/Kansas/Publications/Cooperative%20Projects/KS-wheat-history19.pdf)

Newbery, D. M. (1987), When do Futures Destabilize Spot Prices?, *International Economic Review* **28**, 291–297.

Newbery, D. und Stiglitz, J. (1981), *The Theory of Commodity Price Stabilization: A Study in the Economics of Risk*, Oxford.

Newey, W. K. und West, K. D. (1987), Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation, *International Economic Review* **28**, 777–787.

Ribbeck, E. (2018), Human Development Index (HDI).

**URL:** <https://www.bpb.de/internationales/weltweit/megastaedte/64733/hdi>

Scheinkman, J. A. und Schechtman, J. (1983), A simple Competitive Model with Production and Storage, *The Review of Economic Studies* **50**(3), 427–441.

Schwarz, G. (1978), Estimating the Dimension of a Model, *The annals of statistics* **6**(2), 461–464.

Spremann, K. (2014), *Portfoliomanagement*, Walter de Gruyter GmbH & Co. KG.

Stein, J. C. (1987), Informational Externalities and Welfare-Reducing Speculation, *Journal of Political Economy* **95**(6), 1123–1145.

Stock, J. H. und Watson, M. M. (2011), *Introduction to Econometrics*, Prentice Hall.

Stoll, H. R. und Whaley, R. E. (1988), Volatility and Futures: Message versus Messenger, *Journal of Portfolio Management* **14**(2), 20.

Stoll, H. R. und Whaley, R. E. (2011), Commodity Index Investing: Speculation or Diversification? , *The Journal of Alternative Investments* **14**(1), 50–60.

Stoll, H. R. und Whaley, R. E. (2015), Commodity Index Investing and Commodity Futures Prices.

Tadasse, G., Algieri, B., Kalkuhl, M. und Von Braun, J. (2016), Drivers and Triggers of International Food Price Spikes and Volatility, in ‘Food price volatility and its implications for food security and policy’, Springer, pp. 59–82.

Tang, K. und Xiong, W. (2010), ‘Index Investment and the Financialization of Commodities’.

- Turnovsky, S. J. (1983), The Determination of Spot and Futures Prices with Storable Commodities, *Econometrica* pp. 1363–1387.
- Wilson, R. (1968), The Theory of Syndicates, *Econometrica* pp. 119–132.
- Wooldridge, J. M. (2016), *Introductory Econometrics: A modern Approach*, SOUTH WESTERN EDUC PUB.
- Working, H. (1949), The Theory of Price of Storage, *The American Economic Review* pp. 1254–1262.
- Yang, J., Bessler, D. A. und Leatham, D. J. (2001), Asset Storability and Price Discovery in Commodity Futures Markets: new look, *Journal of Futures Markets* **21**(3), 279–300.
- Yang, J. und Leatham, D. J. (1999), Price Discovery in Wheat Futures Markets, *Journal of Agricultural and Applied Economics* **31**(2), 359–370.