

Carsten Holst

Möglichkeiten und Grenzen von Preisprognosemodellen:
Eine Quantitative Untersuchung von Weizenpreisvorhersagen

Masterarbeit im wissenschaftlichen Studiengang
Agrarwissenschaften an der Georg-August-Universität Göttingen,
Fakultät für Agrarwissenschaften

Studienrichtung: Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus
1. Prüfer: Prof. Dr. Stephan von Cramon-Taubadel
2. Prüfer: Prof. Dr. Oliver Mußhoff
Abgabetermin: 17. März 2009

Angefertigt im Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung.....	1
2	Langfristige Prognose von Weizenpreisen.....	3
2.1	OECD- und FAPRI-Prognosen	4
2.2	Eigene Prognosen mit einem AR(2)-Modell.....	9
2.3	Eigene Prognosen mit einem multiplen Regressionsmodell	15
2.3.1	Auswahl der erklärenden Variablen	15
2.3.2	Prognose der erklärenden Variablen.....	21
2.3.3	Prognose der Weizenpreise.....	29
2.4	Vergleich der Prognosegüte	37
3	Kurzfristige Prognose von Weizenpreisen.....	44
3.1	Prognosegüte von Warenterminkontrakten	45
3.2	Prognosegüte von Zeitreihenmodellen.....	47
4	Eigene Simulation zukünftiger Weizenpreise.....	52
5	Zusammenfassung.....	58
	Quellenverzeichnis	60
	Anhang	63

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 1: Nominaler Weizenpreis und OECD-Prognosen seit 1996.....	6
Abbildung 2: Nominaler Weizenpreis und FAPRI-Prognosen seit 1996	8
Abbildung 3: Nominaler Weizenpreis und Prognosen mit dem AR(2)-Modell	14
Abbildung 4: Nominaler Weizenpreis und Anteil der Lagerbestände am Weltweizenverbrauch.....	16
Abbildung 5: Nominaler Weizen- und Rohölpreis	17
Abbildung 6: Beobachteter und mit dem multiplen Regressionsmodell geschätzter Weizenpreis.....	20
Abbildung 7: Produktion, Konsum und Lagerendbestand von Weizen.....	23
Abbildung 8: Weizenanbaufläche und Weltdurchschnittsertrag.....	25
Abbildung 9: Nominaler Weizenpreis und Prognosen mit dem multiplen Regressionsmodell	31
Abbildung 10: Nominaler Weizenpreis und korrigierte Prognosen mit dem multiplen Regressionsmodell	36
Abbildung 11: Weizenpreis an der Warenterminbörse in Chicago, 2003-2008	45
Abbildung 12: Simulation des prognostizierten Weizenpreises für die Marktjahre 2009/10 bis 2018/19 bei konstantem Rohölpreis	56
Abbildung 13: Simulation des prognostizierten Weizenpreises für die Marktjahre 2009/10 bis 2018/19 bei unterschiedlichen Rohölpreisen.....	57

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1: Regressionsergebnisse zur Bestimmung der Ordnung eines AR-Prozesses zur Ermittlung von Weizenpreisprognosen	12
Tabelle 2: Regressionsergebnisse von AR(2)-Modellen für Weizenpreisprognosen ausgehend von den Jahren 1996-2008.....	13
Tabelle 3: Ergebnisse von Varianzanalysen zur Ermittlung der erklärenden Variablen für die Prognose von Weizenpreisen.....	18
Tabelle 4: Geschätzte Regressionskoeffizienten im multiplen Regressionsmodell...	18
Tabelle 5: Regressionsergebnisse zur Ermittlung der erklärenden Variablen für die Weizenanbaufläche	27
Tabelle 6: Regressionsergebnisse von multiplen Regressionsmodellen für Weizenpreisprognosen ausgehend von den Jahren 1996-2008.....	30
Tabelle 7: Vergleich zwischen den beobachteten und prognostizierten Werten der erklärenden Variablen für das Jahr nach der Prognoseerstellung	33
Tabelle 8: Vergleich zwischen den beobachteten und den korrigierten prognostizierten Werten der erklärenden Variablen für das Jahr nach der Prognoseerstellung	35
Tabelle 9: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten für verschiedene Prognosemodelle mit unterschiedlichem Prognosehorizont, mit Marktjahr 2007/08.....	39
Tabelle 10: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten für verschiedene Prognosemodelle mit unterschiedlichem Prognosehorizont, ohne Marktjahr 2007/08.....	41
Tabelle 11: Partielle Theilsche Ungleichheitskoeffizienten für verschiedene Prognosemodelle mit Prognosehorizont von zwei Jahren, jeweils mit und ohne Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08.....	43
Tabelle 12: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten bei kurzfristigen Preisprognosen mit Warenterminmarktnotierungen	46
Tabelle 13: Ergebnisse der Tests auf Differenzstationarität in der Zeitreihe von monatlichen Weizenpreisen	48
Tabelle 14: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten bei kurzfristigen Weizenpreisprognosen mit Zeitreihenmodellen	49
Tabelle 15: Anteil der richtigen Trendvorhersagen bei kurzfristigen Weizenpreisprognosen mit Zeitreihenmodellen	50
Tabelle 16: Prognosen für Flächenertrag und Weizenkonsum sowie deren Standardfehler für die Marktjahre 2009/10 bis 2018/19	54

Anhangverzeichnis

Anhang 1: Regressionsergebnisse der Prognose für die Weizenanbaufläche in Mio. ha ausgehend von den Jahren 1996-2008.....	63
Anhang 2: Regressionsergebnisse der Trendextrapolation für Weizenerträge in t/ha ausgehend von den Jahren 1996-2008	63
Anhang 3: Regressionsergebnisse der Trendextrapolation für den Weltweizenkonsum in Mio. t ausgehend von den Jahren 1996-2008.....	63
Anhang 4: Regressionsergebnisse der Trendextrapolation für den Rohölpreis (Brent) in US-\$/barrel ausgehend von den Jahren 1996-2008.....	64

Abkürzungsverzeichnis

ADF-Test	Augmented-Dickey-Fuller-Test
AR-Prozess	Autoregressive-Prozess
ARIMA-Prozess	Autoregressive-Integrated-Moving-Average-Prozess
ARMA-Prozess	Autoregressive-Moving-Average-Prozess
CBOT	Chicago Board of Trade
FAO	Food and Agriculture Organization of the United Nations
FAPRI	Food and Agricultural Policy Research Institute
FOB	Free On Board
KPSS-Test	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-Test
MA-Prozess	Moving-Average-Prozess
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (engl.: Organisation for Economic Co-operation and Development)
USDA	United States Department of Agriculture

1 Einführung

„What goes up, must come down!“ Diese Redewendung scheint sich auch Anfang 2009 für die Preisentwicklung vieler Agrarrohstoffe in den vergangenen beiden Jahren bewahrheitet zu haben. Von Mai 2007 bis Februar 2008 ist der Preis für Weizen um das 1,7-fache angestiegen, inzwischen aber schon wieder um mehr als die Hälfte unter die erreichte Preisspitze gefallen (BRÜMMER ET AL. 2008: 3).

Häufig wird in diesem Zusammenhang die Frage diskutiert, ob es sich bei dem zu beobachtenden Preisverhalten lediglich um eine durch Spekulanten ausgelöste Blase handelt oder ob durch diesen Preisausschlag nach oben langfristig höhere Weizenpreise zu erwarten sind. Wenn der Weizenpreisanstieg ex-ante durch Prognosemodelle hätte vorhergesagt werden können, ließe sich dieser durch die Änderungen der im Modell berücksichtigten Fundamentalfaktoren erklären. Wäre die Prognose dieser Entwicklung aber andererseits nicht möglich, würden neben verschiedenen zufälligen Effekten wie ungünstigen Wetterbedingungen in den Hauptanbaugebieten wahrscheinlich vor allem Spekulanten einen Einfluss auf den Preisanstieg besessen haben.

Derartige Aussagen lassen sich aber wiederum nur treffen, wenn Preisprognosen auch wirklich Preise hinreichend gut prognostizieren können. Größere Abweichungen zwischen den vorhergesagten Werten und den später tatsächlich beobachteten Marktpreisen können dann nämlich nicht mehr allein durch stochastische Einflüsse erklärt werden, sondern deuten auf Ursachen hin, welche nicht im jeweiligen Prognosemodell berücksichtigt worden sind. In der vorliegenden Masterarbeit wird die Prognosegüte verschiedener Vorhersagemodelle untersucht, indem deren Möglichkeiten und Grenzen in Bezug auf Weizenpreisprognosen im Rahmen einer quantitativen Analyse betrachtet werden.

Seit den 1990er-Jahren veröffentlichen die *Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung* (OECD) und das *Food and Agricultural Policy Research Institute* (FAPRI) jährlich Weizenpreisprognosen, welche die Preisentwicklungen für einen Zeitraum von bis zu zehn Jahren vorhersagen und zunächst in Kapitel 2.1 vorgestellt werden. Neben diesen prognostizierten Weizenpreisen, die von komplexen Modellen unter der Berücksichtigung vieler Annahmen und Bedingungen ausgegeben werden, können aber auch mit einfachen ökonometrischen Methoden eigene

Vorhersagen getroffen werden, die mit wesentlich geringerem Aufwand zu möglicherweise vergleichbaren Ergebnissen gelangen. Hierzu werden in Kapitel 2.2 einerseits ein autoregressives Zeitreihenmodell zweiter Ordnung angepasst und andererseits in Kapitel 2.3 ein multiples Regressionsmodell geschätzt, das die Weizenpreise der beiden Vorjahre, den Anteil des Lagerbestandes am Weltweizenverbrauch sowie den Rohölpreis als erklärende Variablen beinhaltet. Ausgehend von diesen beiden Modellen werden nachträglich ab 1996 jährlich eigene ex-ante Prognosen für die Weizenpreise erstellt, welche parallel zu den OECD- und FAPRI-Vorhersagen jeweils nur die bis zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung verfügbaren Informationen berücksichtigen. Mit dem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten wird in Kapitel 2.4 die Prognosegüte von allen bis dahin betrachteten Weizenpreisvorhersagen verglichen und im Verhältnis zur naiven Annahme beurteilt, die auf der konstanten Fortschreibung des zur Prognoseerstellung aktuell beobachteten Marktpreises beruht, um somit die Möglichkeiten und Grenzen der unterschiedlichen Vorhersagen aufzuzeigen.

Während die Prognosen von jährlichen Weizenpreisen vor allem für die langfristigen und strategischen Entscheidungen von besonderem Interesse sind, benötigen landwirtschaftliche Erzeuger bei der Wahl des optimalen Verkaufszeitpunktes für ihre Erzeugnisse Informationen über die kurzfristige Preisentwicklung. Deshalb wird in Kapitel 3 kurz erörtert, ob möglicherweise die Börsenkurse von Warenterminmärkten als Instrument zur kurzfristigen Prognose von Weizenpreisen dienen können oder ob Zeitreihenanalysemodelle auf der Basis monatlicher Preisdaten bessere Einschätzungen der zukünftigen Preisentwicklung bieten können.

Anschließend wird im vierten Kapitel dieser Masterarbeit ein Ausblick aus der Sicht von Anfang Februar 2009 über die Entwicklung der durchschnittlichen jährlichen Weizenpreise für die kommenden zehn Jahre auf der Grundlage des selbst aufgestellten multiplen Regressionsmodells ermittelt. Im Rahmen einer Simulationsstudie werden zufällige Effekte bei der zukünftigen Entwicklung der erklärenden Variablen dieses Modells berücksichtigt, sodass ein Schwankungsbereich für die prognostizierten Weizenpreise angegeben werden kann, der allein durch die Variation stochastischer Einflüsse erreicht wird.

In Kapitel 5 werden die wesentlichen Aspekte dieser Masterarbeit zusammengefasst.

2 Langfristige Prognose von Weizenpreisen

Prognosen haben eine grundlegende Bedeutung in vielen Bereichen der Wissenschaft, Wirtschaft und Politik erlangt (DIEBOLD und MARIANO 1995: 134). Der Begriff bezeichnet die „Vorhersage einer zukünftigen Entwicklung aufgrund kritischer Beurteilung des Gegenwärtigen“ und wurde im 18./19. Jahrhundert als griechisches Wort *prognosis* (übersetzt „das Vorherwissen“) in die deutsche Sprache übernommen (DUDEN 1963: 532).

Eine Prognose trifft im ökonomischen Kontext Aussagen über zukünftige Ereignisse, welche unter Verwendung einer geeigneten theoretischen Grundlage aus zurückliegenden Beobachtungen abgeleitet werden. Diese historischen Daten liegen häufig in der Form von Zeitreihen vor, d.h. die aufeinanderfolgenden Werte besitzen jeweils den gleichen zeitlichen Abstand zueinander. Falls die Analyse der bereits vorhandenen Beobachtungen Gesetzmäßigkeiten ergibt, die auch in der Zukunft Gültigkeit besitzen werden, kann eine sinnvolle Prognose für die weitere Entwicklung dieser Zeitreihe erstellt werden. In der ökonomischen Realität müssen allerdings grundsätzlich immer Prognosefehler akzeptiert werden, die je nach Prognosemodell unterschiedlich groß ausfallen und die als Beurteilungskriterium für die Güte der getroffenen Vorhersagen genutzt werden können (HANSMANN 1993: 3546).

Die Prognosegüte einzelner Modelle ist zum einen für die Nutzer dieser Vorhersagen von besonderer Wichtigkeit (DIEBOLD und MARIANO 1995: 134). Agrarpolitische Entscheidungsträger können in der Europäischen Union von den Preisprognosen der Organisationen OECD und FAPRI beeinflusst werden, wenn Verhandlungen über die weitere Ausgestaltung der Gemeinsamen Agrarpolitik anstehen. Landwirte können die prognostizierten Preise bei langfristigen Entscheidungen über Bodenerwerb oder Flächenpacht mit in ihren Kalkulationen berücksichtigen. Aber nur exakte Vorhersagen dienen den Nutzern dieser Informationen, ungenaue Prognosen hingegen führen zu Fehlentscheidungen. Zum anderen ist die Güte von Prognosen auch für den Herausgeber dieser Vorhersagen sehr wichtig, denn dessen Ruf und dessen Erfolg stehen und fallen mit der Prognosegüte (IBID.). Die Organisationen OECD und FAPRI werden deshalb intrinsisch motiviert sein, die veröffentlichten Prognosen nach bestem Wissensstand angefertigt zu haben. Der Vergleich der Prognosegüte

verschiedener Vorhersagen (Kapitel 2.4) eröffnet die Möglichkeit, das beste ökonomische Modell für die zukünftige Preisentwicklung zu bestimmen (IBID.).

2.1 OECD- und FAPRI-Prognosen

Die OECD veröffentlicht bereits seit 1988 jährlich detaillierte Informationen zum Marktgeschehen wesentlicher Agrargüter und prognostiziert die zukünftigen Entwicklungen der entscheidenden Fundamentalfaktoren (z.B. Einkommens- und Bevölkerungswachstum), welche den Vorhersagen für die Marktpreise von Getreide, Ölsaaten, Milch und Fleischprodukten zugrunde liegen. Sämtliche Berechnungen werden mit dem *Aglink*-Modell der OECD durchgeführt. Die Vorhersagen stellen mittel- und langfristige Preisentwicklungen wichtiger Agrargüter dar, bei denen neben den makroökonomischen Gegebenheiten auch aktuelle und für die Zukunft bereits beschlossene Maßnahmen der Agrar- und Handelspolitik der OECD-Länder und der wichtigsten Nicht-Mitgliedsstaaten berücksichtigt werden (OECD 1998: 3).

Im Zeitraum von 1988 bis 1994 werden die Prognosen unter dem Titel „*Agricultural Policies, Market and Trade: Monitoring and Outlook*“ veröffentlicht. Die Vorhersagen beziehen sich nur auf wenige Jahre in der Zukunft, 1988 wird beispielsweise lediglich ein Trend bis 1990 aufgezeigt. Die Aussagekraft der Prognosen scheint allerdings begrenzt zu sein, weil in der Regel der zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung aktuelle Weizenpreis für die nächsten Jahre fortgeschrieben wird.

Die in den darauf folgenden vier Jahren erscheinenden Veröffentlichungen tragen den Titel „*The Agricultural Outlook*“ und geben eine Schätzung für den Weizenpreis im laufenden Marktjahr sowie Prognosen für die jeweils weiteren fünf bzw. ab 1998 für jeweils sechs Jahre an, bei denen schon stärker ein Trend zu erkennen ist, welcher von der linearen Fortschreibung des aktuellen Preises abweicht. Die Vorhersagen werden jeweils im ersten Quartal eines Kalenderjahres herausgegeben und beziehen beispielsweise 1996 alle bis zum 2. Februar des Jahres verfügbaren Daten in die Berechnung mit ein. Die Weizenpreise werden jeweils als Durchschnittswert des Free-On-Board (FOB) Exportpreises (Trigo Pan, Argentina ports) eines Marktjahres (01.06. - 31.05.) angegeben. Die Schätzung für den Weizenpreis des jeweils laufenden Marktjahres wird deshalb schon recht exakt ausfallen können, da bis Anfang Februar die Preise der ersten acht Monate schon vorliegen und zu diesem Zeitpunkt

bereits eine relativ hohe Sicherheit bei der Abschätzung der Erntemengen auf der Südhalbkugel vorliegt.

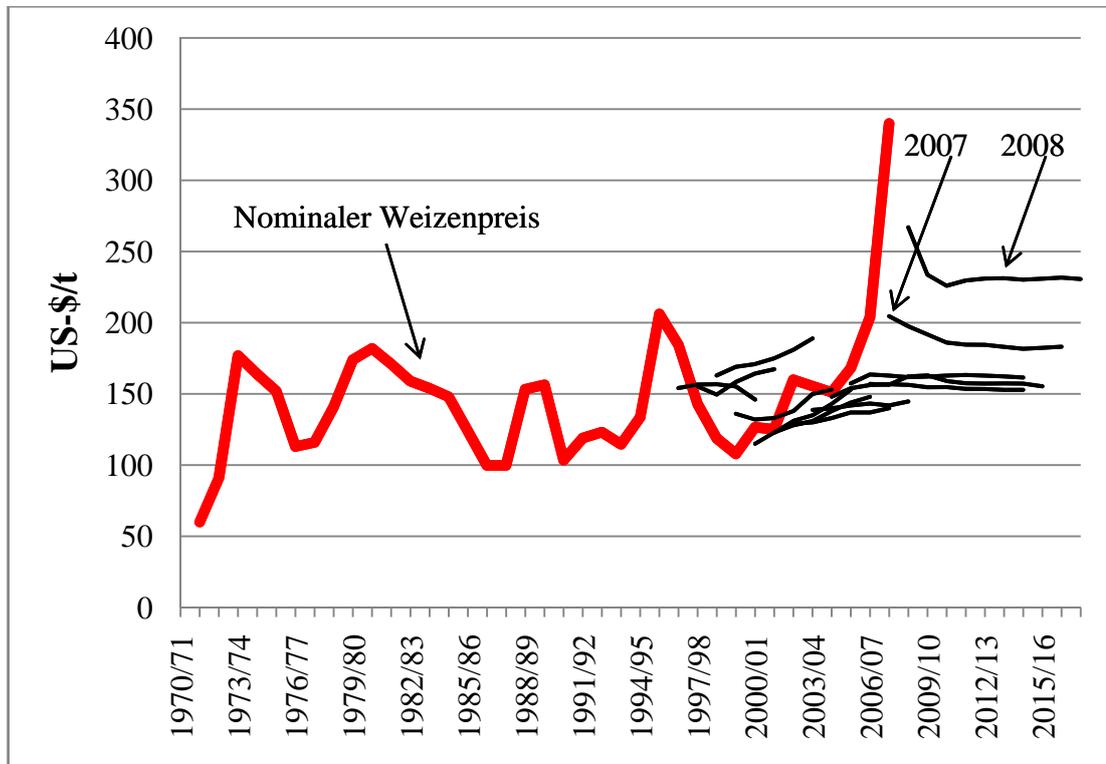
Von der Ausgabe 1999 an sind alle Veröffentlichungen des „*OECD Agricultural Outlook*“ auch im Internet abrufbar. Im Gegensatz zu den vorangegangenen Prognosen werden für alle weiteren Vorhersagen die Exportpreise für „No. 2 hard red winter wheat, ordinary protein, USA Gulf ports, FOB“ verwendet und bis zu sechs Jahre im Voraus prognostiziert.

Ab 2002 erfolgt die Veröffentlichung regelmäßig erst im Juli eines Jahres, sodass der Stichtag für die zu berücksichtigenden Daten im Mai oder Juni liegen dürfte. Damit stehen im Vergleich zu den Vorjahren zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung mehr Informationen zur Verfügung. Es ist zu erwarten, dass die Schätzung des Weizenpreises im aktuellen Jahr nur noch unwesentlich vom tatsächlichen Wert abweicht und dass sich die Güte der Preisprognosen zukünftiger Jahre leicht verbessern wird.

Erstmals wird in der Ausgabe 2004 der Prognosezeitraum auf zehn Jahre ausgedehnt, ab dem darauf folgenden Jahr werden die Vorhersagen gemeinsam mit der Food and Agriculture Organization (FAO) als „*OECD-FAO Agricultural Outlook*“ herausgegeben.

Abbildung 1 stellt neben der nominalen FOB-Preisentwicklung von Weizen „No. 2 hard red winter, ordinary protein, USA Gulf ports“ (rote Linie) die jährlich veröffentlichten Prognosen der OECD dar. Aufgrund der Datenverfügbarkeit werden lediglich die Prognosen ab 1996 in dieser Abbildung dargestellt und bei den in Kapitel 2.4 folgenden Berechnungen zur Prognosegüte berücksichtigt. Ferner ist allerdings zu beachten, dass sich die zwischen 1996 und 1998 erstellten Vorhersagen noch auf den Exportpreis in Argentinien beziehen.

Abbildung 1: Nominaler Weizenpreis und OECD-Prognosen seit 1996



Quelle: Eigene Darstellung nach OECD (verschiedene Jahrgänge)

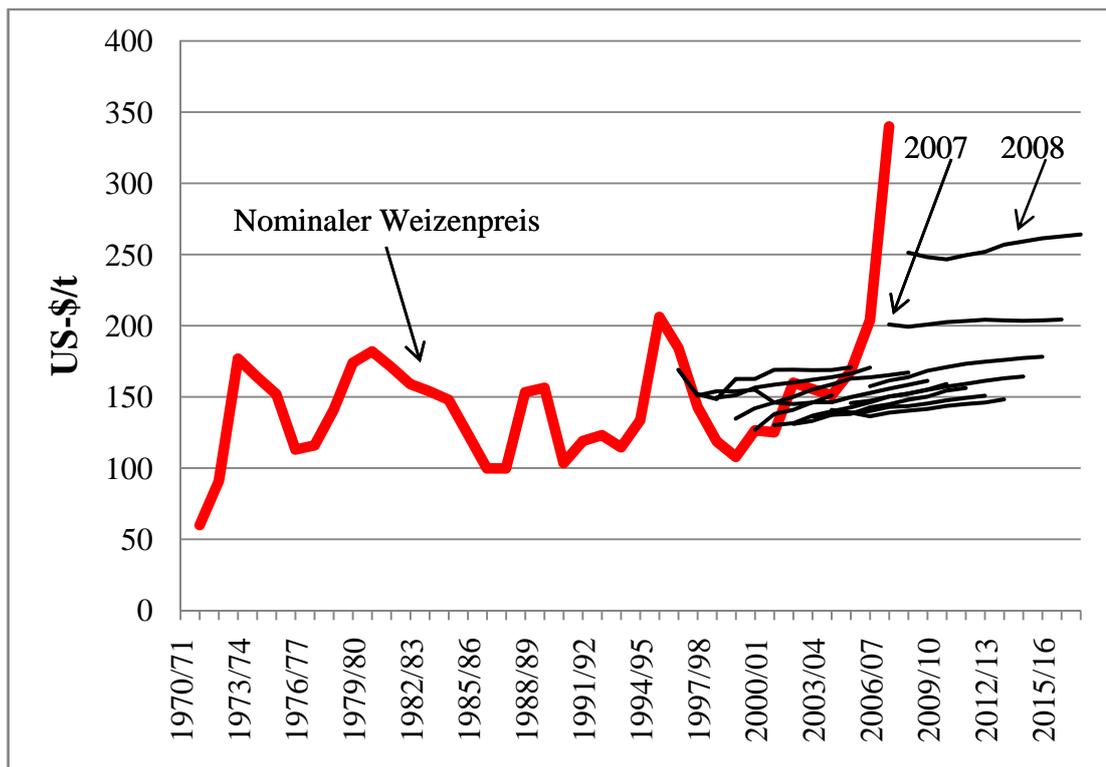
Grundsätzlich lässt sich in Abbildung 1 erkennen, dass die zwischen 1999 und 2006 erstellten Prognosen einen gemeinsamen Trend aufweisen. Alle Vorhersagen in der ersten Hälfte dieses Zeitraums gehen von moderaten Preissteigerungen aus. Ab 2004 wird erwartet, dass der Exportpreis mittel- und langfristig innerhalb einer Spanne von 150 und 160 US-\$/t liegen wird – ein Bereich etwas oberhalb des durchschnittlichen Weizenpreises zwischen 1970 und 2005 von etwa 140 US-\$/t. Auch die Prognosen von 1996 und 1997 gehen von leicht über dem Mittel liegenden Preisen aus, während 1998 deutlich steigende Weizenpreise für die Folgejahre vermutet werden. Den Preisanstieg ab 2007 hat keine der vorangegangenen Prognosen auch nur in Ansätzen vorhergesagt. Auch die 2007 veröffentlichten Daten geben keinen Anhaltspunkt dafür, dass die Preisspitze erst im Marktjahr 2007/08 bevorsteht. Letztlich bewirkt dieser jüngste Preisanstieg eine Änderung der langfristigen Erwartungen, sodass aus der Sicht von 2008 im kommenden Jahrzehnt von Weizenpreisen um 230 US-\$/t ausgegangen werden kann.

FAPRI publiziert seit 1995 ebenfalls Prognosen für den US-amerikanischen Agrarsektor sowie Vorhersagen für die Weltmarktpreise der wichtigsten landwirtschaftlichen Handelsgüter. Die Berechnungen beruhen auf Annahmen über die Entwicklungen der Makroökonomie und der Agrarpolitik, wobei durchschnittliche Raten des technischen Fortschritts sowie normale Witterungsverläufe unterstellt werden (FAPRI 2008: 1). Sämtliche Veröffentlichungen können im Internet abgerufen werden. Die Ausgaben 1995 und 1996 tragen den Titel „*International Outlook*“, in den beiden darauf folgenden Jahren wird der „*World Agricultural Outlook*“ herausgegeben und seit 1999 lautet der Titel „*U.S. and World Agricultural Outlook*“. Die prognostizierten Preise beziehen sich ohne weitere Erläuterungen auf Weizen „U.S. Gulf, FOB“ und stellen Durchschnittspreise der Marktjahre dar. Neben den Einschätzungen für das jeweils laufende Marktjahr werden Vorhersagen für die folgenden neun Jahre, ab 1999 sogar für zehn Jahre getroffen. Die Berichte werden jeweils im Januar veröffentlicht, sodass zum Zeitpunkt der Erstellung bei den FAPRI-Prognosen weniger Informationen vorliegen als bei den OECD-Vorhersagen, welche seit 2002 sogar jeweils sechs Monate später erscheinen.

Analog zur Abbildung 1 werden in Abbildung 2 die FAPRI-Prognosen im Verhältnis zur nominalen FOB-Preisentwicklung von Weizen „No. 2 hard red winter, ordinary protein, USA Gulf ports“ (rote Linie) dargestellt.

Alle abgebildeten Prognosen gehen im Zeitablauf ausnahmslos von moderat steigenden Weizenpreisen aus. Diese Tatsache kann als Indiz dafür gewertet werden, dass sich langfristig höhere Preise einstellen werden. Den deutlichen Preisanstieg im Marktjahr 2007/08 aber sehen auch die FAPRI-Veröffentlichungen nicht im Vorfeld kommen. Je nach aktuell beobachtetem Preisniveau zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung sagen die Studien höhere oder niedrigere Preise jeweils mit steigendem Trend in der Zukunft voraus. Die prognostizierten Weizenpreise liegen bis zur Studie aus dem Jahr 2006 in einem Bereich zwischen 130 und 180 US-\$/t. Die 2007 und 2008 durchgeführten Berechnungen werden durch den steigenden Weltmarktpreis beeinflusst, sodass für die darauf folgenden Jahre mit deutlich erhöhten Preisniveaus von ca. 200 US-\$/t bzw. zwischen 250 und 260 US-\$/t gerechnet wird.

Abbildung 2: Nominaler Weizenpreis und FAPRI-Prognosen seit 1996



Quelle: Eigene Darstellung nach FAPRI (verschiedene Jahrgänge) und OECD (2008)

Bei einem Vergleich der beiden Abbildungen stellen sich die OECD-Prognosen von einem Jahr zum nächsten Jahr als relativ konsistent dar, weil sich die Bandbreite der schwarzen Linien für die zwischen 1999 und 2006 erstellten Prognosen als relativ eng erweist. Dabei übersteigt der tatsächlich eingetretene Weizenpreis mit nur wenigen Ausnahmen die prognostizierten Werte. Die FAPRI-Vorhersagen scheinen im Gegensatz dazu stärker auf Veränderungen zwischen den einzelnen Jahren zu reagieren, denn die Spannweite der prognostizierten Werte ist deutlich größer. Gleichzeitig ist in Abbildung 2 zu erkennen, dass die tatsächlich eingetretenen Weizenpreise zwischen den Marktjahren 2000/01 und 2005/06 durch den Bereich der zuvor prognostizierten Werte abgedeckt werden. Die Gegenüberstellung der jeweiligen Prognosen aus den letzten beiden Jahren ergibt zwei weitere Unterschiede. Zum einen deuten die im Zeitablauf fallenden Vorhersagen der OECD auf einen Rückschlag der Weizenpreise zum langfristigen Mittelwert hin, während die FAPRI-Prognosen von einem weiterhin vorhandenen Trend leichter Preiserhöhungen ausgehen. Zum anderen liegen die langfristig erwarteten Weizenpreise bei den FAPRI-Vorhersagen um 20 bis 30 US-\$/t höher als bei der OECD.

Eine Bewertung der Prognosegüte allein auf Grundlage dieser graphischen Darstellung ist nicht möglich. Es lassen sich zwar gewisse Unterschiede zwischen den Prognosen der beiden Organisationen erkennen, jedoch reichen diese nicht aus, um auch eindeutige Unterschiede in der Prognosegüte feststellen zu können. Grundsätzlich kann zunächst festgehalten werden, dass die Vorhersagen beider Institutionen bis zum Marktjahr 2005/06 nicht zu stark von den tatsächlich beobachteten Marktpreisen abweichen oder gänzlich andere Trends prognostizieren. Aber es darf auch nicht unberücksichtigt bleiben, dass die Preisspitze im Marktjahr 2007/08 von keiner der beiden Institutionen im Vorfeld erkannt wird. Wenn diese komplexen Prognosemodelle für einen Zeitraum mit relativ gleichbleibenden Preisen zwar keine großen Abweichungen, aber auch keine exakten Werte liefern und zudem große Preisausschläge gar nicht vorhersehen können, muss an dieser Stelle aber auch kritisch hinterfragt werden, ob diese Prognosen überhaupt einen Informationsgewinn darstellen bzw. ob nicht mit einfacheren Methoden Vorhersagen ähnlicher oder möglicherweise sogar besserer Güte erstellt werden können. Deshalb werden in den folgenden Abschnitten 2.2 (autoregressives Zeitreihenmodell) und 2.3 (multiples Regressionsmodell) unter Anwendung einfacher ökonometrischer Methoden rückwirkend von 1996 an Prognosen für die Weizenpreisentwicklung ermittelt, die jeweils nur vor dem Prognosezeitraum liegende Informationen berücksichtigen. Diese ex-ante Vorhersagen werden dann anschließend im Kapitel 2.4 quantitativ mit den OECD- und FAPRI-Studien hinsichtlich ihrer Prognosegüte verglichen.

2.2 Eigene Prognosen mit einem AR(2)-Modell

Zeitreihen werden schon seit den Anfängen der Ökonometrie verwendet. TINBERGEN (1939), ein Pionier der empirischen Ökonometrie, vernachlässigt die besondere Eigenschaft von Zeitreihen, dass die zeitlich aufeinander folgenden Beobachtungen keine unabhängigen Realisationen einer Variablen sind, sondern voneinander abhängen. Er geht bei seinen Berechnungen davon aus, dass die Residuen seiner geschätzten Regressionsgleichungen stochastisch unabhängig voneinander sind. Deshalb wendet er die ökonometrischen Verfahren auch auf Zeitreihen an, die bei der Analyse von Querschnittsdaten oder der Auswertung von Experimenten eingesetzt werden. Zwar ergeben sich dabei weiterhin konsistente Schätzer für Regressionsparameter, doch im Falle von positiver Autokorrelation der Restfehler werden die Varianzen der ermittelten Parameter unterschätzt und somit folgern COCHRANE und ORCUTT

(1949), dass die Werte der t- und F-Statistiken zu hoch ausfallen. Einzelne Parameter können dann fälschlicherweise als signifikant eingestuft werden. Erstmals werden im Lehrbuch von BOX und JENKINS (1970) univariate statistische Modelle beschrieben, welche die in den Zeitreihen enthaltenen Informationen systematisch und vollständig berücksichtigen. GRANGER und NEWBOLD (1975) belegen, dass Prognosen, welche nur durch die Ausnutzung der in einer Zeitreihe vorhandenen Informationen erstellt werden, häufig eine bessere Prognosegüte aufweisen als große makroökonomische Modelle auf der Basis mehrerer hundert Gleichungen (KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006: 1f.).

Vor diesem Hintergrund wird die vorliegende Zeitreihe nun als univariater stationärer Prozess aufgefasst, der mit den Methoden von BOX und JENKINS (1970) analysiert werden soll. Dabei kann eine Zeitreihe entweder als Autoregressive-Prozess (AR-Prozess), als Moving-Average-Prozess (MA-Prozess) oder als Kombination dieser beiden Prozesse, dem sogenannten Autoregressive-Moving-Average-Prozess (ARMA-Prozess), aufgefasst werden.

Bei einem vorliegenden AR-Prozess erster Ordnung besteht zwischen dem zum Zeitpunkt t beobachteten Wert x_t und dem in der Vorperiode erfassten Wert x_{t-1} ein signifikanter Zusammenhang. Die Parameter von einem AR(1)-Prozess können durch folgendes Regressionsmodell geschätzt werden.

$$x_t = \delta + \alpha x_{t-1} + u_t$$

Hängt der Wert x_t nicht nur von der direkt zuvor erfassten Beobachtung ab, sondern von den p zuletzt realisierten Werten, so kann dieser AR(p)-Prozess mit nachfolgendem Modell geschätzt werden.

$$x_t = \delta + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + u_t$$

Bei einem vorliegenden MA-Prozess erster Ordnung ergibt sich der zum Zeitpunkt t beobachtete Wert x_t aus der Summe vom Erwartungswert μ , dem zufälligen Restfehler u_t sowie dem gewichteten Restfehler der Vorperiode u_{t-1} .

$$x_t = \mu + u_t - \beta u_{t-1}$$

Ein MA(q)-Prozess besteht im Allgemeinen, wenn der Wert x_t statistisch signifikant durch die q zuletzt beobachteten Restfehler beeinflusst wird.

$$x_t = \mu + u_t - \beta_1 u_{t-1} - \beta_2 u_{t-2} - \dots - \beta_q u_{t-q}$$

Die Kombination dieser beiden Prozesse ergibt den ARMA(p,q)-Prozess, bei dem im Gegensatz zum MA-Prozess nicht mehr von einem konstanten Wert für den Erwartungswert μ ausgegangen wird, sondern sich dieser aus dem deterministischen Teil des AR-Prozesses ergibt.

$$x_t = \delta + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + u_t - \beta_1 u_{t-1} - \beta_2 u_{t-2} - \dots - \beta_q u_{t-q}$$

(KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006: 25-69)

Die vorliegende Datenreihe der nominalen Weizenpreise für „No. 2 hard red winter, ordinary protein, USA Golf ports“, welche bereits zuvor in den Abbildungen 1 und 2 dargestellt worden ist, umfasst 37 Beobachtungen im Zeitraum zwischen den Marktjahren 1971/72 und 2007/08. Für die Zeitreihe wird angenommen, dass dieser ein univariater stationärer Prozess zugrunde liegt. Zunächst wird ein reines AR-Modell angepasst, auf dessen Grundlage anschließend Prognosen für zukünftige Weizenpreise erstellt werden. Die im Internet frei verfügbare Software JMulTi (LÜTKEPOHL und KRÄTZIG 2004) wird für die weiteren Berechnungen verwendet.

Zur Bestimmung der Ordnung des AR-Prozesses werden AR-Modelle bis zum dritten Grad hin jeweils mit und ohne zeitlicher Trendkomponente geschätzt. Hierfür werden alle Daten verwendet mit Ausnahme der ersten beiden Beobachtungen der Zeitreihe, weil diese beiden Daten die kleinsten Werte des gesamten Datensatzes sind und möglicherweise Verzerrungen hervorrufen können.

Bei der Schätzung der Regressionsparameter mit dem Programm JMulTi werden statt der Beobachtungen aus den Vorperioden x_{t-i} die Abweichungen dieser Werte vom erwarteten Vorperiodenwert $\tilde{x}_{t-i} = x_{t-i} - \mu$ verwendet, wodurch sich der Parameter des Achsenabschnitts ändert.

$$x_t = \gamma_0 + \alpha_1 \tilde{x}_{t-1} + \alpha_2 \tilde{x}_{t-2} + \alpha_3 \tilde{x}_{t-3} + \gamma_1 t + u_t$$

Tabelle 1: Regressionsergebnisse zur Bestimmung der Ordnung eines AR-Prozesses zur Ermittlung von Weizenpreisprognosen

	ohne lineare Trendkomponente			mit linearer Trendkomponente		
	AR(1)-Modell	AR(2)-Modell	AR(3)-Modell	AR(1)-Modell	AR(2)-Modell	AR(3)-Modell
γ_0	168,05 ***	158,46 ***	162,73 ***	94,55 *	105,89 ***	102,29 **
α_1	0,84 ***	1,18 ***	1,26 ***	0,78 ***	1,12 ***	1,19 ***
α_2		-0,49 *	-0,68 *		-0,46 *	-0,63 *
α_3			0,19			0,17
γ_1				4,17	3,12	3,50

Anm.: Signifikanzniveaus: * 10 %; ** 5 %; *** 1 %

Quelle: Eigene Berechnungen

Die in Tabelle 1 dargestellten Ergebnisse belegen, dass auf eine Berücksichtigung der zeitlichen linearen Trendkomponente verzichtet werden kann, weil die jeweiligen Regressionskoeffizienten nicht signifikant (10-Prozent-Niveau) sind. Der Vorjahreswert hat einen stark und der Vorvorjahreswert einen schwach signifikanten Einfluss auf den jeweils aktuellen Weizenpreis, während die Wirkung des drei Jahre zuvor beobachteten Preises statistisch nicht abgesichert ist. Deshalb kann für die hier betrachtete Zeitreihe von einem AR(2)-Prozess ausgegangen werden.

Neben dieser pragmatischen Vorgehensweise bietet das Programm JMulTi einen Test nach HANNAN und RISSANEN (1982) an, um die gemischte Ordnung von ARMA-Prozessen zu schätzen. Nach dem Akaike- und dem Hannan-Quinn-Kriterium wird ein ARMA(2,0)-Prozess und nach dem Schwarz-Kriterium ein ARMA(1,0)-Prozess vorgeschlagen (AKAIKE 1974, SCHWARZ 1978, HANNAN und QUINN 1979). Somit kann das Vorhandensein eines zusätzlichen MA-Prozesses ausgeschlossen werden. Das AR(2)-Modell wird demnach die beste Anpassung für die vorliegende Zeitreihe der Weizenpreise darstellen.

Analog zu den OECD- und FAPRI-Studien werden nachträglich aus Sicht der Jahre 1996 bis 2008 jeweils Vorhersagen erstellt, indem für die bis dahin verfügbaren Daten mit JMulTi separate AR(2)-Modelle ohne Trendkomponente geschätzt und anschließend Prognosen für die folgenden zehn Marktjahre generiert werden.

Geschätzte AR(2)-Modelle: $x_t = \gamma + \alpha_1 \tilde{x}_{t-1} + \alpha_2 \tilde{x}_{t-2} + u_t$

Die geschätzten Regressionsparameter sowie deren Signifikanz werden in Tabelle 2 dargestellt.

Tabelle 2: Regressionsergebnisse von AR(2)-Modellen für Weizenpreisprognosen ausgehend von den Jahren 1996-2008

Jahr	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Regressionskoeffizienten													
α_1	0,86	0,78	0,78	0,78	0,81	0,80	0,80	0,79	0,77	0,78	0,78	0,84	1,18
α_2	-0,52	-0,48	-0,48	-0,49	-0,50	-0,50	-0,47	-0,48	-0,47	-0,46	-0,45	-0,46	-0,49
γ	141,8	140,7	140,7	140,5	139,7	139,8	138,5	140,0	139,7	140,1	141,4	143,8	158,5
Signifikanz der Regressionskoeffizienten (p-Wert)													
α_1	0,005	0,002	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
α_2	0,062	0,064	0,035	0,019	0,014	0,012	0,015	0,014	0,012	0,011	0,014	0,017	0,081
γ	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Quelle: Eigene Berechnungen

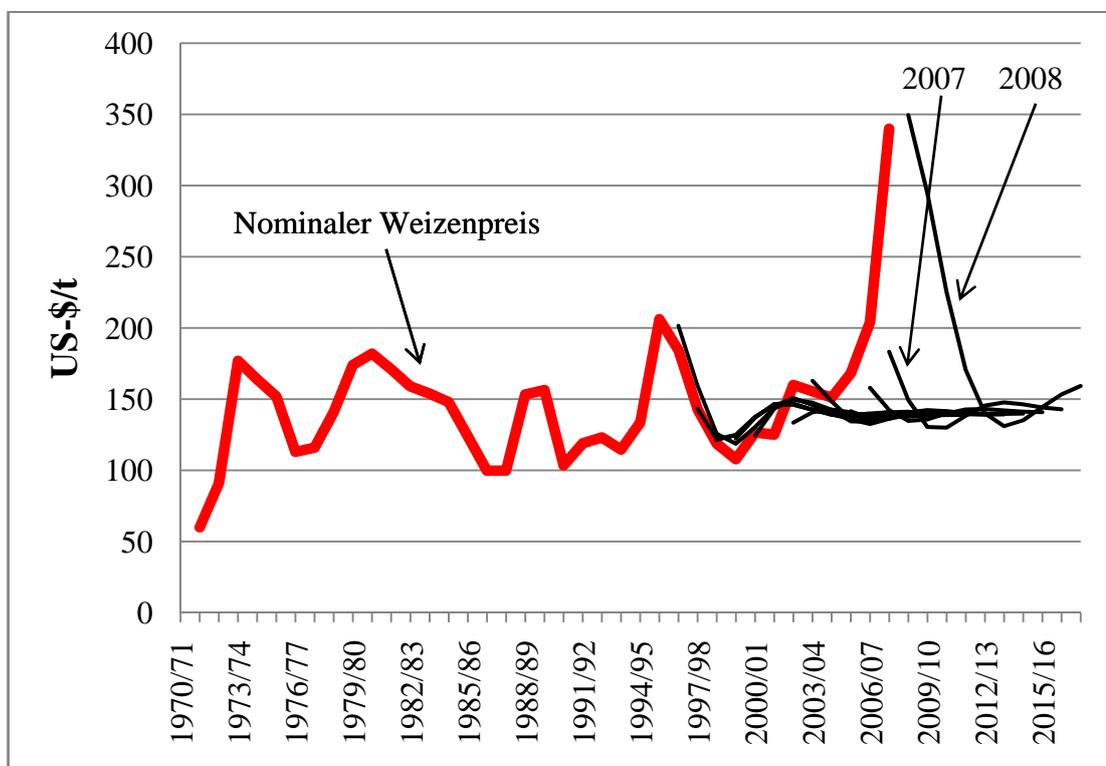
Die Regressionskoeffizienten variieren für die Prognosen ausgehend von den Jahren 1996 bis 2007 nicht sehr stark. Der Regressionskoeffizient für den Vorjahrespreis schwankt zwischen 0,77 und 0,86, derjenige für den Vorvorjahreswert bewegt sich zwischen -0,45 und -0,52. Der Wert der Konstanten umfasst ein Spektrum von 138,5 bis 143,8. Allerdings bewirkt die zusätzliche Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08 bei der Prognose im Jahr 2008 eine Erhöhung des Regressionskoeffizienten für den Vorjahrespreis um mehr als 40 Prozent gegenüber dem Wert für die Vorhersage im Jahr 2007. Diese Tatsache deutet darauf hin, dass der Preisanstieg im Marktjahr 2007/08 nicht mit den Modellen aus den Vorjahren erklärt werden kann und somit einen gewissen Strukturbruch in der Zeitreihe darstellt.

Alle in Tabelle 2 dargestellten Regressionskoeffizienten sind in diesem Zeitraum signifikant, sofern keine Autokorrelation in den geschätzten Residuen vorliegt, welche die t-Statistik und somit die ausgewiesenen p-Werte verzerren könnte. DURBIN und WATSON (1951) schlagen einen Test auf Autokorrelation erster Ordnung vor, der auch für kleine Stichproben geeignet ist. Bei der Regression aus der Sicht von 2008 über die gesamte Zeitreihe ergibt sich ein Wert für die Teststatistik von 1,42. Dieser deutet zwar an, dass möglicherweise positive Autokorrelation erster Ordnung vorliegen könnte, allerdings ist der Wert der Teststatistik nicht weit genug vom Wert 2 (keine Autokorrelation erster Ordnung) entfernt, sodass diese Aussage statistisch nicht abgesichert werden kann. Zudem muss angefügt werden, dass durch den Preisausschlag im Marktjahr 2007/08 ein relativ großer Restfehler für diese Beobachtung entsteht, welcher zum Quadrat in die Durbin-Watson-Teststatistik einfließt. Ohne Berücksichtigung dieser letzten Preisbeobachtung ergibt sich eine Teststatistik von

2,06, die keinen Anlass zur Annahme von Autokorrelation erster Ordnung bietet. Die den p-Werten in Tabelle 2 zugrunde liegende t-Statistik wird also nicht verzerrt sein.

Die Ergebnisse der mit JMulTi ermittelten Preisprognosen auf der Grundlage der geschätzten AR(2)-Modelle werden in Abbildung 3 dargestellt. Auf AR-, MA- bzw. ARMA-Modellen basierende Vorhersagen werden auch als unbedingte Prognosen bezeichnet, weil nur Informationen bis zum gegenwärtigen Zeitpunkt verwendet werden und daraus die zukünftigen Entwicklungen ermittelt werden (KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006: 79).

Abbildung 3: Nominaler Weizenpreis und Prognosen mit dem AR(2)-Modell



Quelle: Eigene Berechnungen und OECD (2008)

Die auf Basis von AR(2)-Modellen erstellten Prognosen für den Weizenpreis liegen alle sehr dicht beieinander. Bis zum Marktjahr 2004/05 stimmen die Vorhersagen mit den beobachteten Werten relativ gut überein. Bis zu diesem Zeitpunkt sind optisch klare Vorteile bei der Prognosegüte gegenüber den OECD- und FAPRI-Vorhersagen zu erkennen. In den ersten Jahren der Prognose werden die anschließend tatsächlich beobachteten Werte leicht überschätzt, ab dem Marktjahr 2002/03 jedoch grundsätzlich unterschätzt. Die in Abbildung 3 dargestellten Prognosen geben allerdings nicht den sich daran anschließenden, ab dem Marktjahr 2005/06 einsetzenden Preisanstieg

wieder. Der stationäre AR-Prozess wird langfristig immer Werte im Bereich des Durchschnitts aller Zeitreihendaten liefern. Deshalb kommen die Prognosen in den Jahren 2007 und 2008 vom anfänglich höheren Preisniveau recht schnell wieder zum langfristig angenommenen Wert von etwa 140 US-\$/t zurück und gehen im Gegensatz zu den Prognosen der beiden Organisationen OECD und FAPRI nicht von nachhaltig geänderten Preisniveaus aus. Die Eigenschaft der Stationarität muss nicht zwangsläufig einen Nachteil für die Prognosegüte bedeuten. Erst die Zukunft wird zeigen, ob sich die Weizenpreise langfristig auf einer höheren Ebene bewegen werden oder nicht.

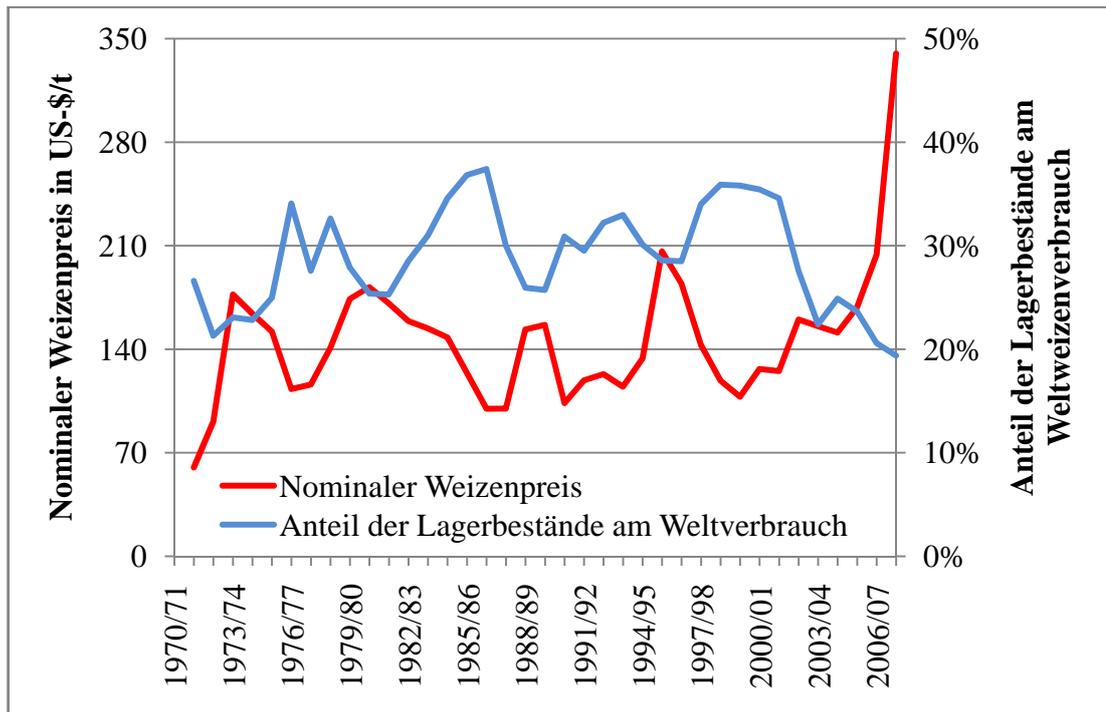
2.3 Eigene Prognosen mit einem multiplen Regressionsmodell

Neben Prognosen, die auf den Methoden der reinen Zeitreihenanalyse beruhen, besteht auch die Möglichkeit unter Verwendung von multiplen Regressionsmodellen Vorhersagen für die Weizenpreise zu erstellen. Deshalb werden zunächst erklärende Variablen ermittelt, welche einen Einfluss auf die abhängige Variable Weizenpreis besitzen.

2.3.1 Auswahl der erklärenden Variablen

Neben dem Vorjahres- und dem Vorvorjahrespreis kommen noch weitere Faktoren als erklärende Variablen in Betracht. Hierzu eignet sich beispielsweise der Anteil der Weltlagerbestände am Weltverbrauch von Weizen. Diese Variable kann die bestimmenden Faktoren auf der Angebots- und Nachfrageseite zu einer einzigen Zahl verdichten. Die Kennzahl hängt vom Lagerbestand zu Beginn des Marktjahres, von der Produktion und vom Konsum im laufenden Jahr ab. Damit werden wesentliche Änderungen bei der Anbaufläche und die durch unterschiedliche Wetterereignisse möglicherweise negativ beeinflussten Erträge auf der Produktionsseite berücksichtigt, während sich das aktuelle Bevölkerungswachstum und die zu einer höheren Nachfrage nach Veredlungsprodukten führende Einkommensentwicklung in Schwellenländern im Weltweizenverbrauch auswirken.

Abbildung 4: Nominaler Weizenpreis und Anteil der Lagerbestände am Weltweizenverbrauch



Quelle: Eigene Darstellung nach OECD (2008) und USDA (2009b)

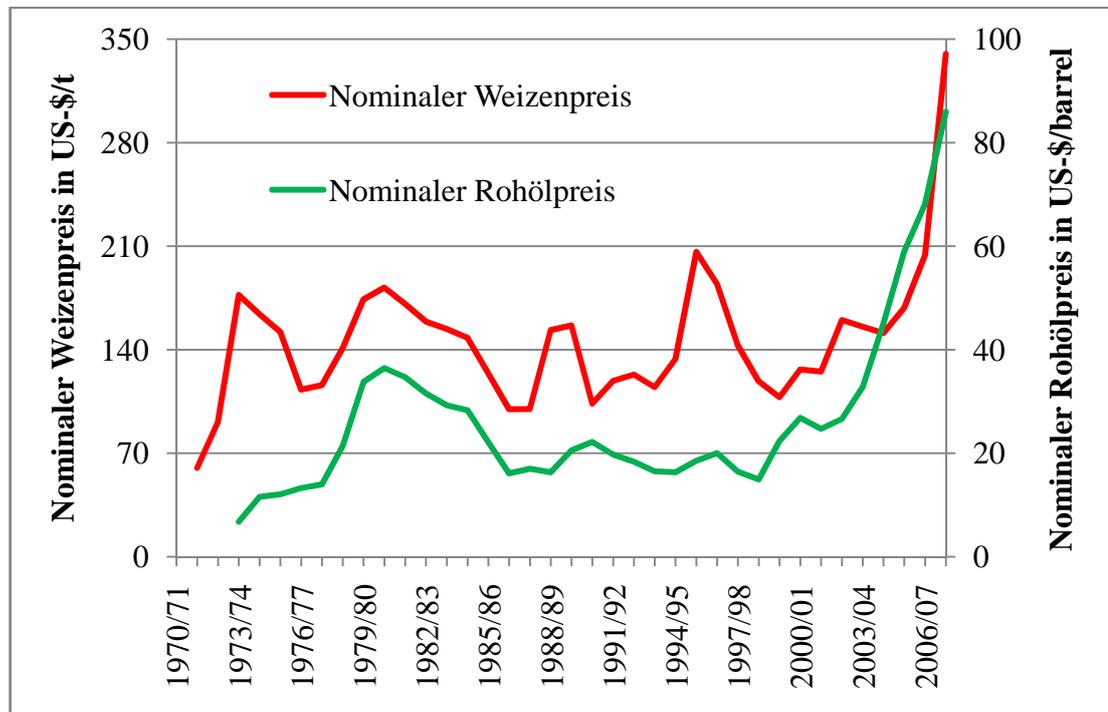
Abbildung 4 stellt die gegensätzlichen Entwicklungen des durchschnittlichen Weizenpreises sowie des Anteils der Weltlagerbestände am Weltverbrauch von Weizen am Ende des jeweiligen Marktjahres dar. Niedrige Weizenpreise sind demnach die Folge relativ hoher Lagerbestände.

BRÜMMER ET AL. (2008: 16) bestätigen diese negative Korrelation. Die Schätzung eines linearen Regressionsmodells ergibt in den vergangenen zwanzig Jahren im Durchschnitt einen Anstieg der nominalen Weizenpreise um 9 US-\$/t, wenn der Anteil der Weltlagerbestände am Weltverbrauch von Weizen vom Ende des einen Marktjahres zum Ende des darauf folgenden Marktjahres um einen Prozentpunkt sinkt. Trotzdem eignet sich allerdings diese Kennzahl allein nur begrenzt, um Weizenpreise zu prognostizieren, denn selbst bei vorheriger Kenntnis des exakten Wertes für den Lageranteil an der Konsummenge für das Ende des Marktjahres 2007/08 wäre der erfolgte Preisanstieg zwar in der Tendenz vorhergesagt worden, aber nicht in dieser Höhe (IBID.).

Zur Optimierung der Prognose wird deshalb noch eine unabhängige Variable benötigt, welche vor allem den Preisanstieg im Marktjahr 2007/08 erklären kann. Hierfür

eignet sich wie in Abbildung 5 dargestellt der nominale Rohölpreis (Brent). Vor allem vor dem Hintergrund der steigenden Anteile der Weltgetreideproduktion, die zur energetischen Nutzung verwendet werden, kann der Einfluss des Rohölpreises auf die Weizenpreise zunehmend an Bedeutung gewinnen.

Abbildung 5: Nominaler Weizen- und Rohölpreis



Quelle: Eigene Darstellung nach OECD (2008) und BP (2008)

Abbildung 5 veranschaulicht den Zusammenhang zwischen Weizen- und Rohölpreisen. Während der Verlauf der beiden Kurven ab dem Marktjahr 1976/77 für die darauf folgenden zehn Jahren sehr ähnlich erscheint, kann der hohe Weizenpreis im Marktjahr 1995/96 allerdings nicht durch einen Preisanstieg beim Rohöl erklärt werden. In der jüngsten Vergangenheit ist der deutliche Aufwärtstrend beim Rohölpreis bereits zwei Jahre vor dem einsetzenden Anstieg beim Weizen zu erkennen.

Eine Überprüfung der Signifikanz der Zusammenhänge zwischen den einzelnen erklärenden Komponenten und dem Weizenpreis erfolgt, indem zunächst jeweils einzeln für die Bestimmungsgründe Preis in der Vergangenheit (Vor- und Vorvorjahrespreis), Anteil Lagerbestand am Weltverbrauch sowie Rohölpreis im Rahmen einer Varianzanalyse das Bestimmtheitsmaß R^2 und dessen Signifikanz mittels F-Test anhand der Datenreihe seit dem Marktjahr 1973/74 ermittelt werden.

Tabelle 3: Ergebnisse von Varianzanalysen zur Ermittlung der erklärenden Variablen für die Prognose von Weizenpreisen

	R ²	F-Statistik	p-Wert
Preise in der Vergangenheit	0,448	12,2	0,000133
Anteil Lagerbestand am Weltverbrauch	0,473	29,6	0,000005
Rohölpreis	0,503	33,4	0,000002

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Ergebnisse in Tabelle 3 belegen, dass alle drei zuvor erläuterten Einflussgrößen einen signifikanten Einfluss auf den Weizenpreis besitzen. Bei separater Betrachtung kann in allen Fällen etwa die Hälfte der beobachteten Varianz der Weizenpreise durch die jeweilige Variable erklärt werden.

In einem weiteren Schritt werden nun diese Einflussgrößen in einem multiplen Regressionsmodell für den Weizenpreis x_t zusammengefasst:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \beta_3 \cdot \text{Lageranteil}_t + \beta_4 \cdot \text{Ölpreis}_t + u_t$$

Mit diesem Modell kann die Varianz des Weizenpreises zu ca. 73 Prozent erklärt werden. Die Durbin-Watson-Teststatistik nimmt den Wert 1,59 an und deutet somit nicht auf Autokorrelation erster Ordnung hin, die Werte der t-Statistik sind demnach nicht verzerrt. Die geschätzten Regressionsparameter werden in Tabelle 4 dargestellt.

Tabelle 4: Geschätzte Regressionskoeffizienten im multiplen Regressionsmodell

	Koeffizienten	t-Statistik	p-Wert
β_0	148,359	3,213	0,003
β_1	0,639	3,095	0,004
β_2	-0,293	-1,547	0,132
β_3	-264,718	-2,523	0,017
β_4	1,088	3,664	0,001

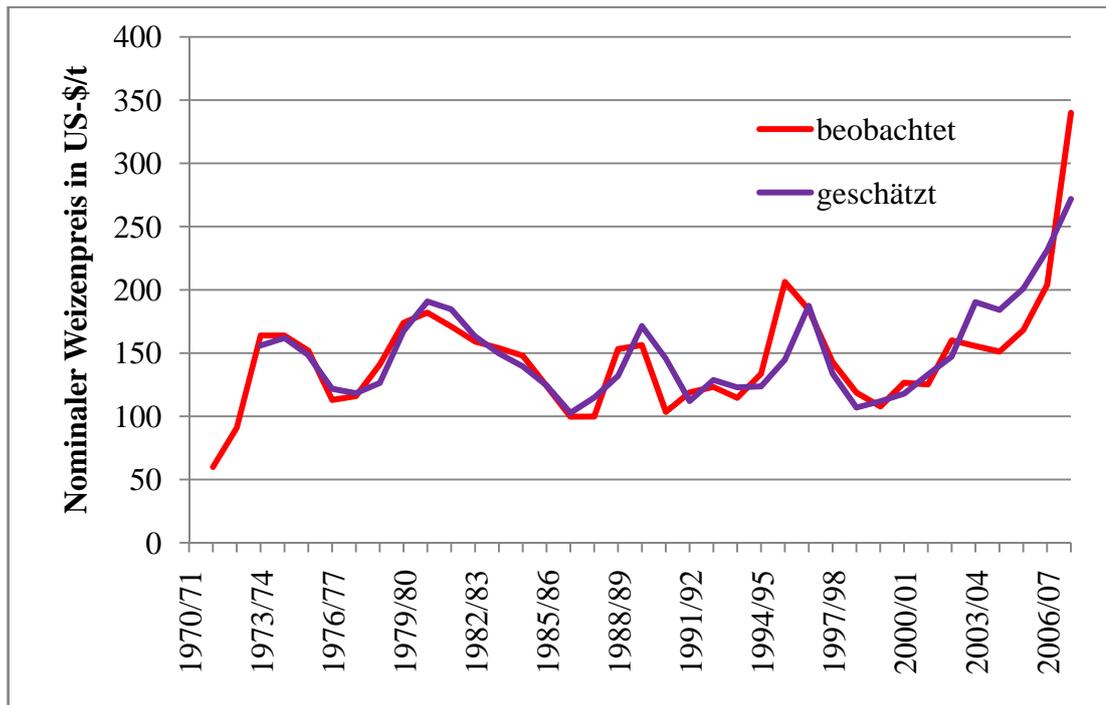
Quelle: Eigene Berechnungen

Die mit diesem Modell geschätzten Koeffizienten für die beiden Variablen der vergangenheitsbezogenen Weizenpreise fallen erwartungsgemäß vom Betrag her kleiner als im reinen AR(2)-Modell aus, wobei das positive Vorzeichen des Vorjahrespreises und das negative Vorzeichen des Vorvorjahrespreises bestehen bleiben. Der Einfluss dieser beiden Variablen geht zurück, weil weitere Variablen zusätzlich berücksichtigt werden. Ein Sinken des Anteils der Weizenlagerbestände am Weltverbrauch um einen Prozentpunkt bewirkt in diesem multiplen Regressionsmodell ceteris paribus

einen Preisanstieg um 2,65 US-\$/t Weizen, während sich Rohölpreisänderungen um das 1,09-fache in die gleiche Richtung auf die Weizenpreise auswirken. Bei der Bewertung der Signifikanz der Regressionsparameter muss berücksichtigt werden, dass für das dargestellte Ergebnis die Daten bis zum Marktjahr 2007/08 einschließlich verwendet werden. Der hohe Weizenpreis der letzten Beobachtung kann weder durch die historischen Weizenpreise, noch durch den Lageranteil am Weltverbrauch hinreichend erklärt werden, sondern vor allem durch den parallelen Preisanstieg beim Rohöl. Deshalb scheint der Regressionskoeffizient für den Rohölpreis in Tabelle 4 zwar hoch signifikant zu sein, ohne die Berücksichtigung der letzten Beobachtung aber fällt der geschätzte Koeffizient kleiner aus und ist nicht mehr signifikant (p-Wert 0,175). Genau entgegengesetzt verhält sich wiederum der Regressionskoeffizient für den Vorvorjahrespreis. Dieser ist zwar bei der in Tabelle 4 geschätzten Regression nicht signifikant, doch ohne die letzte Beobachtung ist der geschätzte Wert statistisch von Null verschieden. Eine optimale Modellauswahl sollte dem Grundsatz folgen, zwar möglichst wenige, aber auch so viele Variablen wie nötig zu verwenden. Vor dem Hintergrund dieser unterschiedlichen Aussagen hinsichtlich der Signifikanz von Regressionsparametern in Abhängigkeit von der Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08 kann kontrovers diskutiert werden, ob beide Variablen weggelassen oder in das Modell aufgenommen werden sollten. Weil aber das Hinzufügen nicht signifikanter Einflussgrößen die Aussagefähigkeit eines Modells grundsätzlich nicht verschlechtern kann und weil p-Werte zwischen 0,10 und 0,20 nur in einem von zehn bzw. in einem von fünf Fällen wirklich keinen Einfluss auf die abhängige Variable besitzen, werden beide Variablen in dieser Regression belassen und auch in allen Berechnungen für die Prognosen auf der Grundlage des multiplen Regressionsmodells eingesetzt.

Mit den bereits ermittelten Parametern des multiplen Regressionsmodells können rückwirkend alle Weizenpreise geschätzt werden. Diese „ex-post“ Prognose wird in Abbildung 6 zusammen mit den tatsächlich beobachteten Weizenpreisen dargestellt.

Abbildung 6: Beobachteter und mit dem multiplen Regressionsmodell geschätzter Weizenpreis



Quelle: Eigene Berechnungen und OECD (2008)

Aus der Abbildung 6 geht hervor, dass der Verlauf der Weizenpreise nachträglich recht gut prognostiziert werden kann. Bei den insgesamt 35 geschätzten Weizenpreisen weicht die Prognose in 20 Fällen um maximal 10 US-\$/t vom tatsächlich beobachteten Wert ab. Allerdings fallen auch große Unterschiede innerhalb der Wertepaare auf. Im Marktjahr 1995/96 übertrifft der tatsächliche Weizenpreis die Schätzung um mehr als 60 US-\$/t. Die Weizenpreise erreichen ihren höchsten Stand seit über 20 Jahren, weil nach zwei unterdurchschnittlichen Ernten in Verbindung mit der Einführung der Stilllegungsverpflichtung in der Europäischen Union die Lagerbestände bedeutender Exportländer zurückgehen (OECD 1996: 23f.). In diesem Zusammenhang könnten Spekulationen über einen längerfristigen Trend niedriger Erntemengen eine Dynamik bei der Preisentwicklung verursacht haben, welche anhand des geschätzten Modells nicht zu erwarten ist. Eine ebenso große Differenz zwischen den beobachteten und geschätzten Weizenpreisen ergibt sich im letzten Jahr der Datenreihe. Trotz Berücksichtigung verschiedener Faktoren kann die absolute Höhe des Preisanstiegs im Marktjahr 2007/08 mit dem geschätzten multiplen Regressionsmodell nicht erklärt werden, ein deutlicher Anstieg der Weizenpreise scheint aber nachvollziehbar. Möglicherweise hat der Einfluss von Spekulanten den über das Modell

hinaus gehenden Preisanstieg verursacht. Zu bemerken ist in diesem Zusammenhang ferner, dass für die vier Marktjahre zuvor jeweils die geschätzten Weizenpreise um ca. 30 US-\$/t über den tatsächlichen Werten liegen. Im zeitlichen Verhältnis gesehen liegen relativ niedrige Lagerbestände gemessen am Weltverbrauch und relativ hohe Rohölpreise vor, sodass bei Annahme der geschätzten Regressionsparameter schon vorher mit einem Preisanstieg zu rechnen gewesen wäre. Abbildung 6 deutet darauf hin, dass Weizen im Zeitraum 2003/04 bis 2006/07 eventuell tatsächlich unterbewertet gewesen ist. Diese Tatsache könnte wiederum verstärkt Spekulanten anziehen, die bei einsetzendem Herdentrieb die Preise auch schnell im Marktjahr 2007/08 in eine Überbewertung führen können. Auch wenn sich die Spekulanten zwischenzeitlich wieder von diesem Markt entfernt haben und sich die Preise in der Abwärtsbewegung befinden, kann die Tatsache niedriger Lagerbestände am Weltverbrauch sowie noch immer leicht über dem langjährigen Durchschnitt liegende Rohölpreise auf Weizenpreise hindeuten, die sich mittelfristig auf einem höheren Niveau bewegen können.

Dieses multiple Regressionsmodell verdeutlicht, dass auch selbst rückblickend die Preisentwicklungen teilweise nicht vollständig erklärt werden können. Im Vergleich hierzu muss deshalb für ex-ante Prognosen von einer noch geringeren Güte der Schätzungen ausgegangen werden, weil weniger Informationen zum Zeitpunkt der Berechnung berücksichtigt werden können. Für spätere Vergleiche der Prognosegüte zwischen den Preisprognosen der OECD- und FAPRI-Modelle sowie den Vorhersagen, welche auf den geschätzten AR(2)-Modellen und multiplen Regressionsmodellen beruhen, müssen nun auch Verfahren ermittelt werden, um diese ex-ante Prognosen zu generieren. Auch für die auf dem multiplen Regressionsmodell basierenden Prognosen sollen nun nachträglich für jedes Jahr ab 1996 Vorhersagen erstellt werden, wobei nur diejenigen Informationen verwendet werden sollen, welche zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung bereits bekannt gewesen sind.

2.3.2 Prognose der erklärenden Variablen

Während die Vorhersagen auf der Grundlage von AR(2)-Modellen lediglich die in der Zeitreihe vorhandenen Informationen der vergangenen Weizenpreise nutzen, müssen bei der Prognoseerstellung mit diesem multiplen Regressionsmodell noch weitere Annahmen getroffen werden. Ein zukünftiger Weizenpreis wird hierbei näm-

lich nicht nur durch die bekannten Weizenpreise der beiden Vorjahre erklärt, sondern zusätzlich werden der zukünftige Lageranteil am Weltverbrauch zum Ende des Jahres, für welches die Prognose erstellt wird, sowie der durchschnittliche Rohölpreis im Zeitraum der Prognose benötigt. Die Prognose zum Zeitpunkt t für den Weizenpreis in k Jahren ist durch folgende Funktion bestimmt.

$$x_{t+k} = f(x_{t+k-1}, x_{t+k-2}, \text{Lageranteil}_{t+k}, \text{Ölpreis}_{t+k})$$

Die Werte der beiden unabhängigen Variablen x_{t+k-1} und x_{t+k-2} sind bekannt, wenn es sich um eine Prognose mit einem Zeithorizont von einem Jahr handelt. Andernfalls müssen diese Weizenpreise zunächst erst selbst mit dieser Funktion prognostiziert werden, bevor sie dann eingesetzt werden können.

Der prognostizierte Anteil der Weizenlagerbestände am Weltverbrauch zum Ende eines Marktjahres ergibt sich als Quotient aus vorhergesagtem Lagerbestand am Ende des Jahres und der angenommenen Konsummenge.

$$\text{Lageranteil}_{t+k} = \frac{\text{Lagerendbestand}_{t+k}}{\text{Konsum}_{t+k}}$$

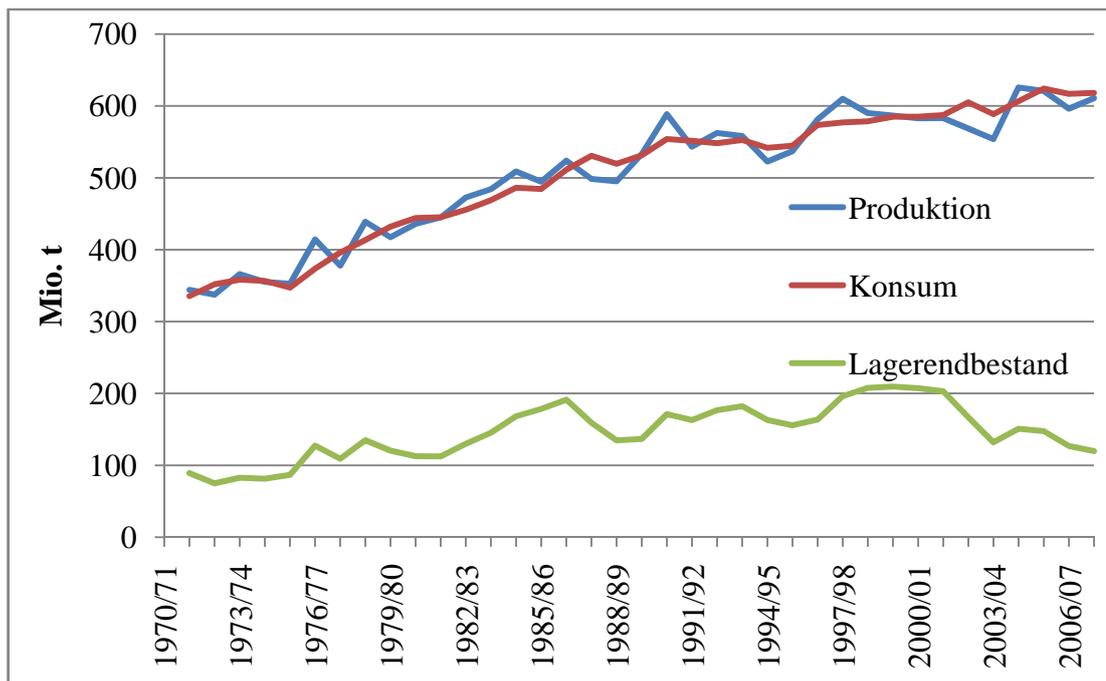
Weil bei ex-ante Prognosen für den Weizenpreis in k Jahren nur Informationen bis zum Zeitpunkt t der Vorhersageerstellung einfließen sollen, müssen Möglichkeiten zur Prognose der Werte für den Zähler und den Nenner gefunden werden. Der Lagerendbestand in der Periode $t + k$ ergibt sich aus dem Lagerendbestand der Vorperiode zuzüglich des Produktionsüberschusses in der Prognoseperiode.

$$\begin{aligned} \text{Lagerendbestand}_{t+k} \\ = \text{Lagerendbestand}_{t+k-1} + \text{Produktion}_{t+k} - \text{Konsum}_{t+k} \end{aligned}$$

Der Lagerendbestand in der Vorperiode ist entweder bekannt (Prognosehorizont ein Jahr) oder kann unter Verwendung aller prognostizierten Werte für die Produktions- und Konsummengen der dazwischen liegenden Jahre ermittelt werden.

Bevor die Möglichkeiten zur Prognose dieser beiden dafür benötigten Variablen diskutiert werden, veranschaulicht Abbildung 7 zunächst die Entwicklungen von Produktion und Konsum sowie den Lagerbeständen am Ende eines Marktjahres.

Abbildung 7: Produktion, Konsum und Lagerendbestand von Weizen



Quelle: Eigene Darstellung nach USDA (2009b)

Die Weltweizenproduktion und der Weltverbrauch weisen einen sehr ähnlichen Verlauf auf, wobei im Verhältnis zur Konsummenge eine größere Varianz in den Werten bei der Produktionsmenge festzustellen ist. Seit Beginn der 1990er-Jahre sind nicht mehr so hohe Steigerungsraten wie zuvor zu beobachten. In den letzten acht dargestellten Marktjahren übersteigt die Weizenproduktion nur einmal im Marktjahr 2004/05 die verbrauchte Menge. Diese Tatsache führt in diesem Zeitraum fast zu einer Halbierung der Lagerendbestände, welche absolut gesehen am Ende des Betrachtungszeitraumes zwar noch größer als in der ersten Hälfte der 1970er-Jahre ausfallen, relativ zum Weltkonsum gesehen sind allerdings aktuell die niedrigsten Lagerbestände in den zurückliegenden vier Jahrzehnten zu verzeichnen.

Eine einfache Möglichkeit der Prognose dieser Zeitreihen für die Weizenproduktion und den -konsum kann in der linearen Trendfortschreibung bestehen. Für alle bis zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung vorhandenen Daten kann mit der Kleinst-Quadrate-Methode eine Regressionsgerade geschätzt werden, deren Extrapolation plausible Prognosen für diese Variablen in den darauf folgenden Jahren liefern kann. Bei Berücksichtigung der unterschiedlichen Wachstumsraten im Zeitablauf erscheint es nicht hilfreich zu sein, für die Schätzung der Regressionsgeraden alle verfügbaren Daten zu verwenden. Die Prognosen für die Weizenproduktion und den -konsum

würden dann systematisch überschätzt werden, weil für die Regressionsgerade eine durchschnittliche Steigung ermittelt wird, tatsächlich in den letzten Jahren aber nur ein im Zeitablauf unterdurchschnittliches Wachstum zu beobachten ist. Deshalb sind mit zunehmendem Prognosehorizont immer größer werdende Unterschiede zwischen den geschätzten und den wahrscheinlich realisierten Werten zu erwarten.

Dieses Problem kann dadurch gelöst werden, dass die für die Schätzung der Regressionsgeraden verwendeten Daten begrenzt werden. Bei der Erstellung von Prognosen für den Weizenkonsum werden deshalb nur die jeweils letzten zehn Beobachtungen zum Schätzen einer linearen Regression eingesetzt. Diese Anzahl ist für eine Trendbestimmung ausreichend groß gewählt und spiegelt die aktuellen Änderungsraten wider, welche dann auch für die zu prognostizierenden Werte unterstellt werden. Die Vorhersage der Konsummenge in k Jahren ist also als Funktion der letzten zehn tatsächlich beobachteten Werte aufzufassen.

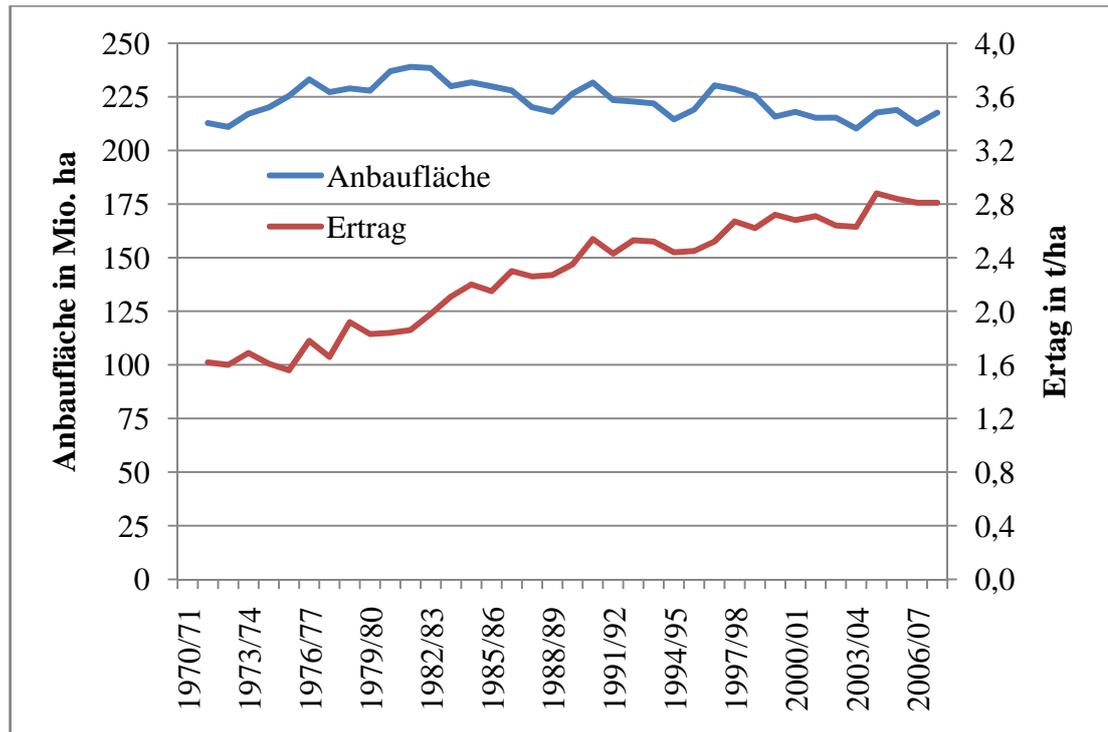
$$\text{Konsum}_{t+k} = f(\text{Konsum}_t, \text{Konsum}_{t-1}, \dots, \text{Konsum}_{t-9})$$

Eine Übertragung dieses Verfahrens auf die Prognose der Weltweizenproduktionsmenge erscheint vor dem Hintergrund der größeren Schwankungen in dieser Datenreihe gegenüber den Konsummengen nicht sinnvoll zu sein. Eine lineare Trendermittlung auf der Basis von wenigen Beobachtungen kann in diesem Fall auch zu falschen Prognosen führen. Würde beispielsweise eine Trendextrapolation durchgeführt werden, bei der die Beobachtungen der Produktionsmengen zwischen den Marktjahren 1997/98 (lokales Maximum) und 2003/04 (lokales Minimum) der Schätzung der Regressionsgeraden zugrunde liegen, so ergäbe sich ein eindeutiger Trend abnehmender Produktionsmengen, welcher dann auch noch im Prognosezeitraum jedes Jahr weiter fortgeschrieben werden würde. Weil die Datenreihe der Produktionsmenge stärkeren Schwankungen unterliegt, deutet dieses auch auf größere stochastische Effekte in einzelnen Jahren hin. Um die Produktionsmengen besser vorhersagen zu können, wird die Produktionsmenge deshalb als Produkt aus Anbaufläche und Flächenertrag aufgefasst. Beide Faktoren werden getrennt voneinander prognostiziert und anschließend wieder multipliziert, um eine Vorhersage für die Weizenproduktionsmenge zu erhalten.

$$\text{Produktion}_{t+k} = \text{Anbaufläche}_{t+k} \cdot \text{Ertrag}_{t+k}$$

In Abbildung 8 werden die Verläufe der beiden Faktoren Weizenanbaufläche und Weltdurchschnittsertrag dargestellt. Beide Kurven unterliegen Schwankungen im Zeitverlauf. Während die Weizenanbaufläche seit etwa 1980 einen leicht rückläufigen Trend aufweist, sind andererseits kontinuierliche Ertragssteigerungen zu beobachten. Diese fallen in den 1970er- und 1980er-Jahren etwas größer aus als in dem darauf folgenden Zeitraum.

Abbildung 8: Weizenanbaufläche und Weltdurchschnittsertrag



Quelle: Eigene Darstellung nach USDA (2009b)

Der langfristige Trend bei der Entwicklung der Ernteerträge lässt sich vor allem durch den technischen Fortschritt erklären, welcher möglicherweise in den vergangenen Jahren an Dynamik verloren hat. Ein Rückgang der Anbauflächen könnte zudem einen positiven, aber auch nur geringen Effekt auf den Anstieg der Durchschnittserträge besitzen, wenn die Annahme zutrifft, dass vornehmlich Grenzertragsstandorte aus der Produktion genommen werden. Die zu beobachtenden Schwankungen im Zeitablauf können durch unterschiedliche Witterungsverläufe und Extremwetterereignisse mit negativen Folgen hervorgerufen werden und sollten in diesem Fall stochastischer Natur sein.

Deshalb erscheint es auch für die Prognose der durchschnittlichen Flächenerträge in k Jahren geeignet zu sein, eine lineare Trendextrapolation vorzunehmen, welche auf der Grundlage der Regression der zehn zuletzt tatsächlich beobachteten Werte durchzuführen ist.

$$Ertrag_{t+k} = f(Ertrag_t, Ertrag_{t-1}, \dots, Ertrag_{t-9})$$

Auf den ersten Blick könnte auch eine Trendextrapolation für die Prognose der Anbauflächen eine gute Anpassungsmöglichkeit bieten. Dieses würde dann aber gleichzeitig bedeuten, dass es einen systematischen, langfristig negativen Trend gibt, mit dem diese Entwicklung erklärt werden könnte. Die durch Bevölkerungs- und Einkommenswachstum steigende Nachfrage nach Agrarprodukten bei gleichzeitig geringer werdenden Ertragssteigerungen lassen vermuten, dass sich der Trend des leichten Flächenrückganges in der Zukunft auch wieder umkehren könnte. Gerade bei steigenden Weltmarktpreisen sind Anbauausdehnungen zu erwarten.

Deshalb scheint eine Trendextrapolation bei der Prognose für die Anbaufläche nicht geeignet zu sein. Zur Klärung der Frage, welche Variablen einen Einfluss auf die Weizenanbaufläche besitzen, wird zunächst ein eigenes Regressionsmodell zur Schätzung der Weizenanbaufläche für den vorhandenen Datensatz angepasst, welches die Anbaufläche und den Weizenpreis des vergangenen Marktjahres als erklärende Variablen besitzt.

$$Anbaufläche_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot Anbaufläche_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + u_t$$

Es ist zu erwarten, dass die Weizenanbaufläche des Vorjahres einen Einfluss auf die aktuelle Anbaufläche hat, weil bei der Annahme einer weltweit relativ konstanten Ackerfläche und der Annahme einzelbetrieblich relativ konstanter Fruchtfolgeanteile kaum Änderungen gegenüber dem Vorjahreswert erfolgen werden. Zum Zeitpunkt der Aussaat entscheidet der dann aktuelle Weizenpreis x_{t-1} über mögliche kurzfristige Verschiebungen beim Anbauverhältnis zugunsten oder zulasten der Weizenanbaufläche, die für die Erntemenge zum Zeitpunkt t relevant ist. Die Ergebnisse dieses Regressionsmodells werden in Tabelle 5 dargestellt.

Tabelle 5: Regressionsergebnisse zur Ermittlung der erklärenden Variablen für die Weizenanbaufläche

	Koeffizienten	t-Statistik	p-Wert
β_0	55,363	2,450	0,020
β_1	0,699	6,963	0,000
β_2	0,085	3,252	0,003

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Koeffizienten der beiden erklärenden Variablen sowie der Wert für den Achsenabschnitt unterscheiden sich signifikant von dem Wert Null. Ein zusätzliches Berücksichtigen zeitlich zurückliegender Werte (z.B. Vorvorjahresanbaufläche oder Vorvorjahrespreis) ergibt bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von zehn Prozent keine weiteren signifikanten Regressionskoeffizienten. Die durchgeführte Regression weist ein Bestimmtheitsmaß von 0,66 auf und kann somit fast zwei Drittel der Varianz in der Anbaufläche erklären.

Deshalb wird für das Modell zur Prognose der Weizenpreise festgelegt, dass die Anbaufläche in k Jahren durch die Anbaufläche und den Weizenpreis in der Periode zuvor erklärt werden.

$$\text{Anbaufläche}_{t+k} = f(\text{Anbaufläche}_{t+k-1}, x_{t+k-1})$$

Somit ergibt sich nun die Prognose für die jährlich produzierte Weizenmenge als Produkt aus den vorhergesagten Werten für die Anbaufläche und für den Ertrag. Prognostizierter Weizenkonsum und prognostizierte Weizenproduktion fließen anschließend in die Vorhersage des Lagerbestandes am Ende eines Marktjahres ein. Die Division dieses Wertes durch den für das entsprechende Jahr geschätzten Weizenkonsums ergibt dann die Vorhersage des Anteils der Weizenlagerbestände am Weltverbrauch und somit die dritte Variable für das Prognosemodell des Weizenpreises.

Die vierte und damit letzte erklärende Variable ist der prognostizierte Rohölpreis. Dessen Entwicklung ist bereits in Abbildung 5 dargestellt. Nach dem Preishoch im Marktjahr 1980/81 geht der Rohölpreis wieder zurück und bleibt in den 1990er-Jahren auf einem relativ konstanten Niveau, ehe ab etwa der Jahrtausendwende ein zum Teil deutlicher Preisanstieg folgt. Es scheint schwierig zu sein, diese Entwicklung ex-ante prognostizieren zu können. Um die Prognose nun relativ einfach auszu-

gestalten, wird wie schon bei anderen vorherzusagenden Variablen auch für den Rohölpreis die Trendextrapolation verwendet. Bei einer Prognose zum Zeitpunkt t ergibt sich der Ölpreis in k Jahren durch das Fortschreiben der Trendkomponente einer linearen Regression, welche auf den letzten zehn beobachteten Werten beruht.

$$\text{Ölpreis}_{t+k} = f(\text{Ölpreis}_t, \text{Ölpreis}_{t-1}, \dots, \text{Ölpreis}_{t-9})$$

Dieses Verfahren ist rückblickend zwar keine besonders zutreffende Möglichkeit den Rohölpreis zu prognostizieren, denn zu Beginn des Preisanstiegs ab 1999 kann die lineare Regression über die zehn davor liegenden Jahre diesen Trend gar nicht aufnehmen und für die Zukunft fortführen. Ebenso wird aus der Sicht des Jahres 2008 bei der Trendextrapolation weiterhin ein Preisanstieg erwartet, während inzwischen schon wieder ein deutlicher Preisrückgang zu beobachten ist. Doch andererseits soll der Rohölpreis wiederum ex-ante vorhergesagt werden, um die selbst erstellte Weizenpreisprognose mit den OECD- und FAPRI-Studien vergleichen zu können. In den ausgehenden 1990er-Jahren ist aber möglicherweise kein Anzeichen für steigende Rohölpreise vorhanden, sodass die lineare Extrapolation die beste Vorhersage zu dem Zeitpunkt ist. Ebenso erwarten Anfang 2008 vielleicht nicht alle Marktbeteiligten eine Trendumkehr beim Rohölpreis, sodass durchaus von weiter steigenden Preisen bei der Vorhersage ausgegangen werden kann.

Zusammenfassend lässt sich für die Vorhersage von Weizenpreisen auf der Grundlage des eigenen multiplen Regressionsmodells folgendes festhalten: Die Prognose zum Zeitpunkt t für den Weizenpreis in k Jahren ist durch die folgende Funktion gekennzeichnet.

$$x_{t+k} = f(x_{t+k-1}, x_{t+k-2}, \text{Lageranteil}_{t+k}, \text{Ölpreis}_{t+k})$$

Hierbei ergeben sich die ebenfalls zum Zeitpunkt t um k Jahre in die Zukunft zu prognostizierenden Variablen Lageranteil am Weltverbrauch und Rohölpreis durch folgende Funktionen.

$$\text{Lageranteil}_{t+k} = f(\text{Lagerendbestand}_{t+k-1}, \text{Produktion}_{t+k}, \text{Konsum}_{t+k})$$

$$\text{Ölpreis}_{t+k} = f(\text{Ölpreis}_t, \text{Ölpreis}_{t-1}, \dots, \text{Ölpreis}_{t-9})$$

Die Prognosen für die Weltweizenproduktion und den Weltverbrauch sind durch folgende Funktionen definiert.

$$\text{Produktion}_{t+k} = f(\text{Anbaufläche}_{t+k}, \text{Ertrag}_{t+k})$$

$$\text{mit } \text{Anbaufläche}_{t+k} = f(\text{Anbaufläche}_{t+k-1}, x_{t+k-1})$$

$$\text{und } \text{Ertrag}_{t+k} = f(\text{Ertrag}_t, \text{Ertrag}_{t-1}, \dots, \text{Ertrag}_{t-9})$$

sowie

$$\text{Konsum}_{t+k} = f(\text{Konsum}_t, \text{Konsum}_{t-1}, \dots, \text{Konsum}_{t-9}).$$

Somit liegt ein Prognosemodell vor, welches lediglich die Informationen bis zum Zeitpunkt t der Prognoseerstellung benötigt, um dann anschließend auf dieser Grundlage beliebig weit in die Zukunft Werte für die Weizenpreisentwicklung zu erzeugen.

2.3.3 Prognose der Weizenpreise

Für die Prognoseerstellung zum Zeitpunkt t werden insgesamt fünf Regressionen geschätzt. Auf der einen Seite werden die multiplen Regressionsmodelle für den Weizenpreis und für die Anbaufläche zur Ermittlung der jeweiligen Koeffizienten unter Berücksichtigung aller seit dem Marktjahr 1973/74 verfügbaren Daten berechnet. Auf der anderen Seite werden lineare Regressionen für den Weltweizenkonsum, für die Weizenenerträge und für die Rohölpreise unter Verwendung der letzten zehn zur Verfügung stehenden Daten erstellt.

Für die Prognose des Weizenpreises x_{t+1} im ersten Jahr nach der Prognoseerstellung werden zunächst die extrapolierten Werte für den Weizenkonsum, den Flächenertrag sowie den Rohölpreis ermittelt. Die Anbaufläche_{t+1} ergibt sich durch Einsetzen der bekannten Anbaufläche_t und des bekannten Weizenpreises x_t in die geschätzte Regressionsgleichung, wodurch dann auch der Lageranteil_{t+1} berechnet werden kann. Neben diesem Wert und dem prognostizierten Ölpreis_{t+1} werden die beiden bekannten Weizenpreise x_t und x_{t-1} abschließend in die geschätzte Regressionsgleichung eingesetzt und damit der prognostizierte Wert für den Weizenpreis x_{t+1} errechnet.

Der darauf folgende Prognosewert x_{t+2} wird nach demselben Prinzip ermittelt. Dabei werden nun alle für den Zeitpunkt $t + 1$ prognostizierten Werte als bekannt angesehen, sodass darauf aufbauend durch Einsetzen der entsprechenden Werte in die zum Zeitpunkt t geschätzten Regressionsgleichungen die nächste Prognose erstellt werden kann. Dieses Prognoseverfahren ermöglicht somit einen beliebig langen Prognosehorizont.

Sämtliche prognostizierten Weizenpreise basieren somit auf den geschätzten Koeffizienten aus dem folgenden Regressionsmodell.

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \beta_3 \cdot \text{Lageranteil}_t + \beta_4 \cdot \text{Ölpreis}_t + u_t$$

Dieses Modell wird nun rückwirkend für alle Jahre zwischen 1996 und 2008 mit den bis zu dem jeweiligen Zeitpunkt verfügbaren Daten geschätzt. Die ermittelten Regressionskoeffizienten sowie deren Signifikanz werden in Tabelle 6 zusammengefasst. Auf die Darstellung der Regressionsergebnisse zur Prognose der Anbauflächen, der Weizenerträge, des Weltkonsums sowie des Rohölpreises wird an dieser Stelle verzichtet. Diese Daten sind dem Anhang zu entnehmen.

Tabelle 6: Regressionsergebnisse von multiplen Regressionsmodellen für Weizenpreisprognosen ausgehend von den Jahren 1996-2008

Jahr	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Regressionskoeffizienten													
β_0	206,8	207,0	191,6	185,8	186,7	186,0	187,2	191,1	179,2	178,8	178,8	178,7	148,4
β_1	0,550	0,546	0,572	0,564	0,569	0,559	0,550	0,535	0,532	0,564	0,567	0,562	0,639
β_2	-0,375	-0,373	-0,332	-0,307	-0,309	-0,313	-0,297	-0,294	-0,276	-0,311	-0,314	-0,308	-0,293
β_3	-350,9	-351,5	-324,1	-308,7	-313,2	-306,0	-314,2	-323,5	-280,2	-263,4	-262,0	-268,4	-264,7
β_4	0,744	0,747	0,671	0,638	0,627	0,670	0,663	0,712	0,504	0,289	0,266	0,363	1,088
Signifikanz der Regressionskoeffizienten (p-Wert)													
β_0	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,003
β_1	0,041	0,008	0,005	0,005	0,003	0,003	0,003	0,003	0,004	0,002	0,001	0,001	0,004
β_2	0,094	0,052	0,068	0,076	0,067	0,059	0,060	0,058	0,085	0,045	0,035	0,035	0,132
β_3	0,007	0,004	0,005	0,005	0,003	0,003	0,001	0,001	0,003	0,003	0,003	0,002	0,017
β_4	0,220	0,186	0,222	0,235	0,231	0,187	0,183	0,141	0,297	0,478	0,403	0,175	0,001

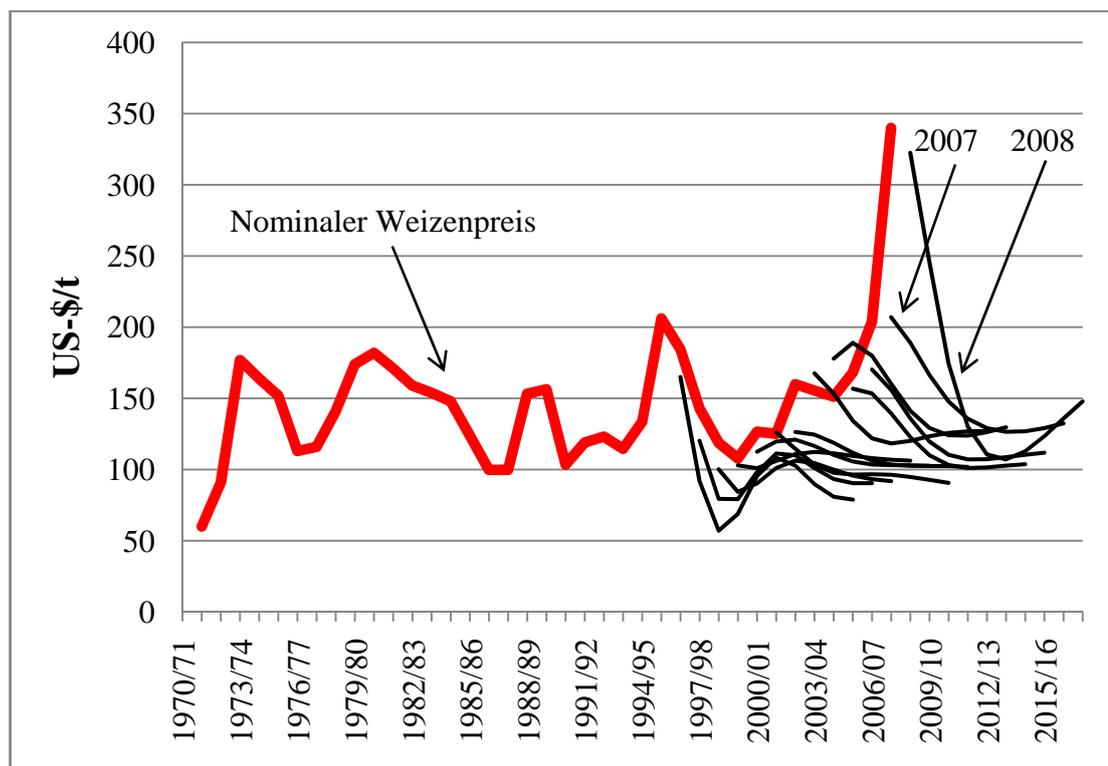
Quelle: Eigene Berechnungen

Im Zeitablauf ändern sich die Höhe und die Signifikanz der Regressionskoeffizienten. Während β_1 mit Ausnahme der Regression im Jahr 2008 einen relativ konstanten Wert aufweist, der zugleich durchgehend signifikant ist, nimmt der Einfluss des Vorjahrespreises auf den aktuellen Weizenpreis innerhalb dieses Zeitraumes ab. Der

Regressionskoeffizient β_2 ist außer 2008 immer als schwach signifikant einzustufen. Ebenso verliert die Variable Lageranteil am Weltverbrauch im Zeitablauf an Bedeutung, ist aber durchgehend signifikant. 1996 wird bei einem Rückgang dieser relativen Größe um einen Prozentpunkt noch ein Weizenpreisanstieg um 3,50 US-\$/t erwartet, zwölf Jahre später erhöht sich der Weltmarktpreis ceteris paribus dann nur noch um 2,60 US-\$/t. Im Verhältnis zu den anderen Regressionskoeffizienten variiert β_4 am stärksten und nimmt lediglich bei der Schätzung im Jahr 2008 einen hoch signifikanten Wert an.

Auf der Grundlage dieser in Tabelle 6 dargestellten Schätzungen der Regressionskoeffizienten werden nun für alle Jahre zwischen 1996 und 2008 Weizenpreisprognosen für die jeweils zehn darauf folgenden Jahre nach dem zuvor erläuterten Verfahren ermittelt. Die Ergebnisse werden in Abbildung 9 dargestellt.

Abbildung 9: Nominaler Weizenpreis und Prognosen mit dem multiplen Regressionsmodell



Quelle: Eigene Berechnungen

Auf den ersten Blick scheinen diese in Abbildung 9 dargestellten Prognosen im Vergleich zu den Vorhersagen der OECD- und FAPRI-Studien sowie den mit dem AR(2)-Modell ermittelten Werten die größte Streuung aufzuweisen. Darüber hinaus

fällt auf, dass sämtliche prognostizierten Weizenpreise nur mit wenigen Ausnahmen die tatsächlich beobachteten Werte unterschätzen. Der Verlauf der Prognosen, welche ausgehend von den Jahren 1996 bis 2001 erstellt worden sind, deutet darauf hin, dass dieses Prognosemodell die zukünftigen Entwicklungen und Schwankungen der Weizenpreise zwar vorhersagen, aber das Preisniveau nicht hinreichend gut abbilden kann. Während alle übrigen Prognosen langfristig von Weizenpreisen um 150 US-\$/t ausgehen, ergeben viele der in Abbildung 9 dargestellten Vorhersagen eine langfristige Preiserwartung von lediglich 100 US-\$/t. Dieser Wert liegt deutlich unter dem langjährigen Durchschnitt und zwar im Bereich der tiefsten Preise in den vergangenen drei Jahrzehnten.

Diese Tatsachen deuten darauf hin, dass die Prognosen auf der Grundlage der geschätzten multiplen Regressionsmodelle möglicherweise einem systematischen Fehler unterworfen sind. Dieser Fehler muss nicht zwangsläufig im Regressionsmodell für die Weizenpreise zu suchen sein, sondern kann auch bei der Prognose der in das Modell eingegangenen Werte der erklärenden Variablen (Anbaufläche, Weizenertrag, Weltweizenkonsum und Rohölpreis) auftreten. Deshalb wird die relative Abweichung der für das Jahr nach der Prognoseerstellung vorhergesagten Werte zu den tatsächlich eingetretenen Werten dieser vier Variablen bestimmt und in Tabelle 7 zusammengefasst.

Die Abweichungen werden für alle aus der Sicht der Jahre 1996 bis 2007 erstellten Prognosen ermittelt. Für die letzte Vorhersage von 2008 stehen zwar die prognostizierten Werte für das Marktjahr 2008/09 zur Verfügung, da dieser Zeitraum allerdings noch nicht abgeschlossen ist, liegen aber noch keine beobachteten Daten vor. Die in die Berechnungen der Weizenpreisprognosen eingegangenen Anbauflächen werden für das erste Jahr nach der Prognoseerstellung durchschnittlich um 2,2 Prozent zu hoch vorhergesagt. Dabei liegt nur in zwei von zwölf Fällen eine Unterschätzung der Anbaufläche vor. Die Weizenerträge sowie der Weltverbrauch weichen im Mittel nur verhältnismäßig gering von den beobachteten Werten ab (-0,2 Prozent bzw. -0,5 Prozent), wobei eine größere Varianz bei den Abweichungen der Weizenerträge zu beobachten ist. Die Rohölpreise werden dagegen mit Ausnahme der Prognosen von 1997 und 1998 grundsätzlich zu niedrig vorhergesagt, zum Teil weichen

die Werte sogar um mehr als ein Drittel von den tatsächlich beobachteten Preisen ab, sodass durchschnittlich eine Unterschätzung der Rohölpreise von 16 Prozent auftritt.

Tabelle 7: Vergleich zwischen den beobachteten und prognostizierten Werten der erklärenden Variablen für das Jahr nach der Prognoseerstellung

Jahr d. Progn.-erstell.	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	∅
Anbaufläche													
Beob.	230,3	228,5	225,4	215,7	217,9	215,2	215,2	210,2	217,6	218,8	212,3	217,5	
Progn.	231,8	234,4	228,0	223,6	216,9	220,5	218,5	222,5	217,3	221,5	224,0	222,1	
Abw.	0,7%	2,6%	1,2%	3,7%	-0,4%	2,4%	1,5%	5,8%	-0,1%	1,2%	5,5%	2,1%	2,2%
Weizenertrag													
Beob.	2,520	2,670	2,620	2,720	2,680	2,710	2,640	2,630	2,880	2,840	2,810	2,810	
Progn.	2,552	2,567	2,617	2,623	2,666	2,719	2,746	2,753	2,745	2,809	2,831	2,833	
Abw.	1,3%	-3,8%	-0,1%	-3,6%	-0,5%	0,3%	4,0%	4,7%	-4,7%	-1,1%	0,7%	0,8%	-0,2%
Weltweizenkonsum													
Beob.	573,4	577,2	578,7	585,0	585,1	587,2	605,1	588,7	606,7	624,2	616,9	618,1	
Progn.	558,4	565,0	574,2	577,9	583,3	591,3	597,4	607,4	608,2	610,9	617,0	622,6	
Abw.	-2,6%	-2,1%	-0,8%	-1,2%	-0,3%	0,7%	-1,3%	3,2%	0,2%	-2,1%	0,0%	0,7%	-0,5%
Rohölpreis													
Beob.	20,01	16,44	14,91	22,36	26,81	24,69	26,61	32,76	45,04	58,95	68,16	85,98	
Progn.	18,46	18,66	17,40	15,38	17,57	21,85	24,32	26,87	30,82	38,56	50,54	63,91	
Abw.	-8%	14%	17%	-31%	-34%	-11%	-9%	-18%	-32%	-35%	-26%	-26%	-16%

Quelle: Eigene Berechnungen

Bedeutende systematische Fehler können bei der Prognose der Weizenerträge und des Weizenkonsums ausgeschlossen werden, denn die durchschnittlich ermittelten geringen Abweichungen müssen noch nicht einmal statistisch abgesichert sein. Diese beiden prognostizierten Variablen gehen in die Berechnung des Lageranteils am Weltverbrauch ein, welcher für die Prognose der Weizenpreise ermittelt werden muss.

$$\text{Lageranteil}_{t+k} = \frac{\text{Lagerendbestand}_{t+k-1} + \text{Produktion}_{t+k} - \text{Konsum}_{t+k}}{\text{Konsum}_{t+k}}$$

In der Tendenz werden diese beiden kleinen Fehler dazu führen, dass der Lageranteil am Weltverbrauch eher überschätzt wird. Im Zähler werden sich nämlich die beiden Effekte (etwas geringere Produktion durch unterschätzte Flächenerträge und etwas geringerer Konsum) gegenseitig nahezu aufheben. Bei relativ gleichbleibendem Zähler führt dann eine geringe Unterschätzung des Konsums im Nenner des Quotienten insgesamt zu einem geringfügig höheren Lageranteil.

Die systematische Überschätzung der Anbauflächen führt zu einem weitaus größeren Effekt auf den Lageranteil am Weltverbrauch in dieselbe Richtung. Zu hoch angenommene Anbauflächen bewirken eine Überschätzung der Weizenproduktion und somit auch des Lageranteils am Weltverbrauch.

Der auftretende systematische Fehler bei der Prognose der Rohölpreise ist bereits bei den Erläuterungen zur Modellauswahl erörtert worden. Die lineare Trendextrapolation kann nach einigen Jahren mit relativ konstanten Preisen einen Anstieg nicht abbilden. Deshalb werden die Rohölpreise teilweise so stark unterschätzt.

Insgesamt geht die Variable Lageranteil am Weltverbrauch über- und die Variable Rohölpreis unterschätzt in die Berechnung der Weizenpreisprognose ein. Beide Fehler wirken sich in dieselbe Richtung aus, nämlich dass die Weizenpreise zu niedrig vorhergesagt werden. Deshalb wird eine Möglichkeit entwickelt, um diese Fehler zu korrigieren. Eine Option könnte beispielsweise darin bestehen, die durchschnittlich um 2,2 Prozent überschätzten Anbauflächen durch den entsprechenden Faktor 1,022 zu dividieren und diesen bereinigten Wert für die Berechnung der Weizenpreisprognosen zu verwenden. Dieses Verfahren wäre zwar für die Korrektur der im Jahr 2008 erstellten Vorhersage der Anbaufläche legitim, weil dann zur Ermittlung des Korrekturfaktors nur Daten verwendet werden, welche zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung schon bekannt sind. Allerdings würde die Anwendung dieses Faktors auf die im Jahr 1996 prognostizierte Anbaufläche einen Verstoß gegen die Bedingungen für ex-ante Vorhersagen darstellen. Deshalb kann ein Korrekturfaktor nur auf der Grundlage zuvor beobachteter Abweichungen ermittelt werden. Für jedes Jahr, in dem eine Prognose erstellt wird, soll daher jeweils ein Korrekturfaktor berechnet werden, der sich aus dem arithmetischen Mittel der fünf vorherigen relativen Abweichungen ergibt. Konkret bedeutet das für den Korrekturfaktor für die Prognose von 1996, dass hierfür die durchschnittliche Abweichung zwischen den ein Jahr im Voraus prognostizierten und den beobachteten Werten ausgehend von den Vorhersagen aus den Jahren 1991 bis 1995 ermittelt werden muss. (Zunächst ist also noch die nachträgliche ex-ante Prognose zu diesen Zeitpunkten nach dem zuvor erläuterten Prinzip zu erstellen, damit Abweichungen zwischen den prognostizierten und beobachteten Daten bestimmt werden können.) Auf diese Weise werden für alle erstellten Prognosen jeweils eigene Korrekturfaktoren für die Anbaufläche und die Rohölpreise berechnet.

Auf eine Korrektur der prognostizierten Werte für den Flächenertrag und den Weltverbrauch wird verzichtet, weil sich die durchschnittlich recht geringen Abweichungen sogar gegenseitig aufheben und somit nur eine geringe Wirkung davon auf die Weizenpreisprognose ausgeht.

In Tabelle 8 werden die jeweils ermittelten Korrekturfaktoren sowie die korrigierten Prognosewerte zusammengestellt und die Abweichungen zu den beobachteten Werten neu ermittelt.

Tabelle 8: Vergleich zwischen den beobachteten und den korrigierten prognostizierten Werten der erklärenden Variablen für das Jahr nach der Prognoseerstellung

Jahr	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	Ø
Anbaufläche													
Beob.	230,3	228,5	225,4	215,7	217,9	215,2	215,2	210,2	217,6	218,8	212,3	217,5	
KF*	1,013	1,012	1,016	1,017	1,017	1,015	1,019	1,017	1,026	1,018	1,022	1,028	
Korr.	228,9	231,7	224,4	219,8	213,2	217,1	214,4	218,8	211,8	217,5	219,2	216,1	
Abw.	-0,6%	1,4%	-0,5%	1,9%	-2,1%	0,9%	-0,4%	4,1%	-2,7%	-0,6%	3,2%	-0,7%	0,3%
Rohölpreis													
Beob.	20,01	16,44	14,91	22,36	26,81	24,69	26,61	32,76	45,04	58,95	68,16	85,98	
KF*	0,895	0,938	0,999	1,037	0,971	0,914	0,906	0,862	0,793	0,792	0,792	0,763	
Korr.	20,61	19,89	17,42	14,84	18,09	23,92	26,84	31,17	38,89	48,70	63,85	83,77	
Abw.	3%	21%	17%	-34%	-33%	-3%	1%	-5%	-14%	-17%	-6%	-3%	-6,0%

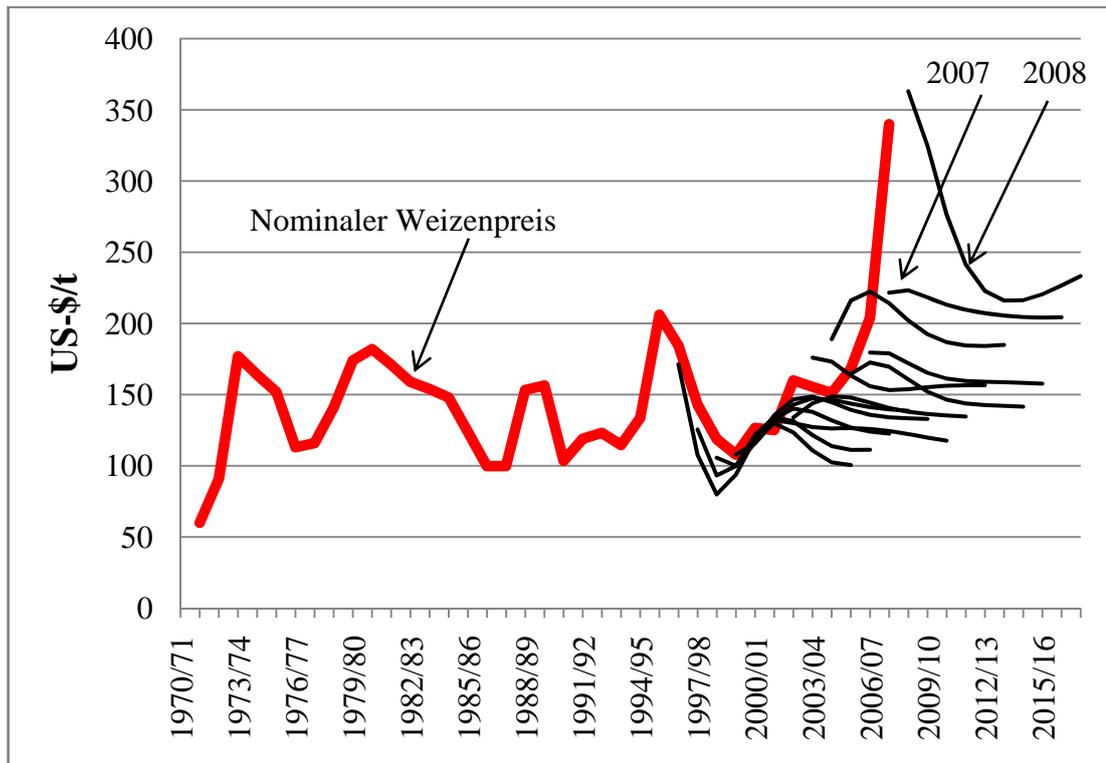
Anm.: * KF (Korrekturfaktor), der Quotient aus dem eigentlich prognostizierten Wert und dem Korrekturfaktor ergibt den korrigierten prognostizierten Wert

Quelle: Eigene Berechnungen

Für beide Variablen ergeben sich durch diese Fehlerkorrektur wesentlich bessere Vorhersagen. Die Anbaufläche wird nun im Durchschnitt nur noch um 0,3 Prozent gegenüber zuvor 2,2 Prozent überschätzt, während die Rohölpreise im arithmetischen Mittel nicht mehr um 16 Prozent, sondern lediglich um 6 Prozent zu niedrig vorhergesagt werden.

Die ermittelten Korrekturfaktoren tragen somit zur Bereinigung von systematischen Fehlern bei. Deshalb werden die Prognosen für den Weizenpreis auf der Grundlage des multiplen Regressionsmodells noch einmal bestimmt, wobei hierfür alle im Vorfeld zu schätzenden Anbauflächen und Rohölpreise durch den jeweiligen Korrekturfaktor des Jahres der Prognoseerstellung dividiert werden. Die Vorhersagen der Weizenpreise für die darauf folgenden zehn Jahre ausgehend von den Regressionen im Zeitraum 1996 bis 2008 werden in Abbildung 10 dargestellt.

Abbildung 10: Nominaler Weizenpreis und korrigierte Prognosen mit dem multiplen Regressionsmodell



Quelle: Eigene Berechnung

Ebenso wie in Abbildung 9 kann auch in Abbildung 10 festgestellt werden, dass fast keiner der prognostizierten Weizenpreise den beobachteten Wert übersteigt. Allerdings hat die zusätzliche Berücksichtigung der Korrekturfaktoren bewirkt, dass die Weizenpreise häufig kaum oder nur weniger stark unterschätzt werden, zumindest ist diese Aussage jeweils für die erste Hälfte des Prognosezeitraums zu treffen. Die langfristige Preisentwicklung bei diesen prognostizierten Datenreihen weist in der Regel einen leicht fallenden Trend auf und unterscheidet sich damit zum Beispiel von den FAPRI-Vorhersagen, welche grundsätzlich von geringfügigen Preissteigerungen ausgehen.

Neben den Prognosen der beiden Organisationen OECD und FAPRI sind nun weitere Prognosen auf der Grundlage zum einen eines AR(2)-Modells und zum anderen eines multiplen Regressionsmodells erstellt worden. Die Bewertung der Prognosegüte kann visuell nicht objektiv durchgeführt werden, sodass Aussagen hierzu nur nach einer quantitativen Analyse getroffen werden können. Deshalb wird im folgenden Abschnitt 2.4 der sogenannte Theilsche Ungleichheitsindex vorgestellt, mit dem die Qualität der vorhergesagten Werte beurteilt werden soll.

2.4 Vergleich der Prognosegüte

Nachdem die Beobachtungen der tatsächlich eingetretenen Werte vorliegen, für welche zuvor bereits Prognosen erstellt worden sind, kann die Prognosegüte auf verschiedenen Wegen beurteilt werden. Einfache deskriptive Maße zur Beurteilung der Prognosegüte verwenden die Durchschnittsgröße des realisierten Prognosefehlers. Das Bilden eines arithmetischen Mittelwertes gibt Auskunft über eine durchschnittliche Über- oder Unterschätzung des vorherzusagenden Wertes. Dabei können sich allerdings große Abweichungen nach oben und nach unten gegenseitig aufheben, sodass sich trotz zum Teil großer Abweichungen einzelner Werte nur ein geringer durchschnittlicher Prognosefehler ergeben kann, der somit auf eine hohe Prognosegüte hindeutet. Diese mögliche Fehleinschätzung lässt sich durch die Ermittlung des durchschnittlichen absoluten Prognosefehlers vermeiden. Sollen einzelne größere Abweichungen zwischen den vorhergesagten und den tatsächlich eingetretenen Werten stärker gewichtet werden, so wird häufig die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Prognosefehler als Gütemaß herangezogen (KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006: 76-78).

Diese aufgeführten Maße werden hinsichtlich ihrer Größenordnung von der Skalierung der Daten beeinflusst. Eine Normierung des mittleren quadratischen Prognosefehlers wird im Ungleichheitskoeffizienten von THEIL (1961 und 1966) eingeführt. Der mittlere quadratische Fehler der zu untersuchenden Prognose wird dabei ins Verhältnis gesetzt zum mittleren quadratischen Fehler der sogenannten naiven Vorhersage, welche von einer Fortschreibung des zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung beobachteten Wertes ausgeht (KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006: 78).

Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient U ist auf folgende Weise definiert:

$$U = \sqrt{\frac{\sum (P_i - A_i)^2 / n}{\sum A_i^2 / n}},$$

wobei P_i für die prognostizierte Änderung der abhängigen Variablen und A_i für die tatsächlich beobachtete Änderung der abhängigen Variablen stehen. Der Theilsche Ungleichheitskoeffizient kann theoretisch alle positiven Werte annehmen.

$$0 \leq U \leq \infty$$

Je kleiner der Wert U , desto besser ist die Güte der Vorhersage. Entsprechen die prognostizierten Änderungen der abhängigen Variablen den anschließend tatsächlich beobachteten Änderungen ($P_i = A_i$), so nimmt bei dieser perfekten Vorhersage der Theilsche Ungleichheitskoeffizient U den Wert Null an. Für die zur Normierung dieses Gütemaßes benötigte naive Prognose gilt allgemein, dass der Theilsche Ungleichheitskoeffizient U den Wert Eins annimmt, weil der Wert der abhängigen Variablen für die Zukunft konstant fortgeschrieben wird und somit keine Änderungen prognostiziert werden können ($P_i = 0$). Ein Theilscher Ungleichheitskoeffizient $U > 1$ deutet auf eine schlechtere Prognosegüte hin, als mit dem Modell der naiven Vorhersage erreicht werden kann, während eine Vorhersage im Falle von $U < 1$ einen Informationsgewinn gegenüber der naiven Prognose beinhaltet (KOUTSOYIANNIS 1977: 492 f.).

Um die Güte der verschiedenen Weizenpreisprognosen miteinander vergleichen zu können, besteht die Möglichkeit, jeweils die Theilschen Ungleichheitskoeffizienten der verschiedenen vorhergesagten Zeitreihen bezogen auf einen einheitlichen Zeitpunkt der Prognoseerstellung zu ermitteln. Diese Vorgehensweise könnte beispielsweise dazu führen, dass zwei Prognosen als gleich gut eingestuft werden, obwohl sich die eine Prognose für zeitnahe Vorhersagen eignet, während die zweite besonders gut den langfristigen Trend abbilden kann. Ferner könnte die Rangfolge der unterschiedlichen Prognosemodelle für unterschiedliche Zeitpunkte ihrer Berechnung nicht konsistent sein. Modell A könnte in dem einem Jahr besser sein als Modell B, im darauf folgenden Jahr könnte aber die genau entgegengesetzte Aussage gelten. Liegt wie in diesem geschilderten Beispiel ein Jahreseinfluss auf die Prognosegüte vor, kann für die Zukunft keine eindeutige Aussage getroffen werden, welchem Prognoseinstrument mehr Vertrauen geschenkt werden sollte.

Deshalb werden aus den vorliegenden Prognosen neue Zeitreihen zusammengestellt, für die dann anschließend der Theilsche Ungleichheitskoeffizient ermittelt wird. Für jedes Modell werden sämtliche Vorhersagen für den gleichen Prognosehorizont verwendet. Es bilden somit beispielsweise alle Weizenpreise eine neue Datenreihe, welche genau zwei Jahre im Voraus prognostiziert worden sind.

Aus der Definition des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten ergibt sich somit folgende Berechnung, welche für alle Prognosemodelle und in Abhängigkeit vom Prognosehorizont k mit $k = 1; 2; \dots$ angewendet wird:

$$U_k = \sqrt{\frac{\sum_{t=1995/96}^{2007/08-k} [(\hat{x}_{t+k} - x_t) - (x_{t+k} - x_t)]^2 / n}{\sum_{t=1995/96}^{2007/08-k} (x_{t+k} - x_t)^2 / n}} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1995/96}^{2007/08-k} (\hat{x}_{t+k} - x_{t+k})^2}{\sum_{t=1995/96}^{2007/08-k} (x_{t+k} - x_t)^2}}$$

Während bei einem Prognosehorizont von einem Jahr insgesamt zwölf Beobachtungen in die Berechnung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten einfließen, nämlich alle Vorhersagen, welche zwischen 1996 und 2007 (für die Marktjahre 1996/97 bzw. 2007/08) erstellt worden sind, reduzieren sich bei einem Prognosehorizont von sechs Jahren die Beobachtungen auf sieben, weil für nach 2002 erstellte Prognosen noch keine tatsächlich realisierten Weizenpreise vorliegen.

Tabelle 9: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten für verschiedene Prognosemodelle mit unterschiedlichem Prognosehorizont, mit Marktjahr 2007/08

Prognosehorizont	1 Jahr	2 Jahre	3 Jahre	4 Jahre	5 Jahre	6 Jahre
OECD	1,03	0,98	0,87	0,91	0,94	----
FAPRI	1,02	0,96	0,92	0,95	0,93	0,81
AR(2)-Modell	1,09	1,02	0,93	0,93	0,94	0,86
Mult. Regr., ohne Anpassung	0,95	1,01	0,98	0,97	1,15	1,10
Mult. Regr., mit Anpassung	0,85	0,86	0,76	0,60	0,87	0,86

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 9 gibt die Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für verschiedenen Prognosemodelle in Abhängigkeit vom Prognosehorizont an. Für die Vorhersagen der OECD kann in Tabelle 9 kein Wert für den Prognosehorizont von sechs Jahren im Vergleich zu den anderen Vorhersagemodellen angegeben werden, weil die 1996 und 1997 erstellten Prognosen nur Weizenpreise für maximal fünf darauf folgende Jahre ausweisen.

Die dargestellten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten lassen einen Vergleich der aufgeführten Modelle mit der naiven Prognose zu. Die Prognosen von der OECD und FAPRI besitzen mit Ausnahme des Prognosehorizontes von einem Jahr eine bessere Prognosegüte als die naive Vorhersage. Dennoch deuten die ermittelten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten zwischen 0,87 und 0,98 nur auf einen eingeschränkten Informationsgewinn durch diese Modelle hin. Lediglich der Wert von

0,81 bei einem sechsjährigen Prognosehorizont der FAPRI-Modelle ist deutlich unter dem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten der naiven Prognose. Ein signifikanter Unterschied bei der Prognosegüte zwischen dem OECD- und dem FAPRI-Modell kann nicht festgestellt werden, weil sich im direkten Vergleich nur geringe Abweichungen ergeben, wobei der Theilsche Ungleichheitskoeffizient der OECD-Vorhersagen zweimal besser und dreimal schlechter als der entsprechende Wert der FAPRI-Prognosen ist.

Während das AR(2)-Modell bei einem Prognosehorizont von bis zu zwei Jahren keine besseren Weizenpreisprognosen als das naive Modell liefern kann, nimmt die Prognosegüte mit zunehmendem Prognosehorizont zu.

Beim direkten Vergleich der Theilschen Ungleichheitskoeffizienten bei den auf der Grundlage von multiplen Regressionsmodellen ermittelten Weizenpreisprognosen weist die Variante mit den korrigierten Anbauflächen und Rohölpreisen für alle Prognosehorizonte eine bessere Prognosegüte auf. Während der Theilsche Ungleichheitskoeffizient ohne die Anpassungen zwischen 0,95 und 1,15 schwankt, nimmt dieser mit Berücksichtigung der Anpassungen nur Werte zwischen 0,60 und 0,86 an. Damit weist das selbst geschätzte und angepasste Modell bei einem Prognosehorizont zwischen einem und fünf Jahren die höchste Prognosegüte auf, nur bei einem Prognosehorizont von sechs Jahren ist das FAPRI-Modell besser.

Es deutet somit einiges daraufhin, dass auch in diesem Fall, wie von GRANGER und NEWBOLD (1975) bereits dargelegt, einfache Modelle die Prognose von Zeitreihen sogar besser abbilden können als komplexe Modelle mit mehreren hundert Gleichungen. Mit letzter Gewissheit kann diese These allerdings nicht bestätigt werden, denn es steht beim Theilschen Ungleichheitskoeffizienten kein Kriterium zur Verfügung, welches Auskunft über die erforderliche Größe des Unterschiedes bei dieser Maßzahl gibt, welche für eine signifikante Aussage benötigt wird. Gerade vor dem Hintergrund einer geringen Anzahl an Werten, die zur Ermittlung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten zur Verfügung stehen, muss kritisch hinterfragt werden, ob nicht eventuell einige Beobachtungen mit großen Abweichungen durch die quadratische Gewichtung einen so starken Einfluss erhalten, dass das Gütemaß hierdurch verzerrt werden kann.

Keines der vorgestellten Prognosemodelle kann den Weizenpreisanstieg im Marktjahr 2007/08 vorhersagen. Deshalb entstehen in Bezug auf diese Beobachtung im Verhältnis zu den Marktjahren zuvor große Abweichungen, welche quadriert in die Berechnung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten einfließen. Deshalb werden in Tabelle 10 die sich ohne Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08 ergebenden Werte für diese Maßzahl dargestellt.

Tabelle 10: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten für verschiedene Prognosemodelle mit unterschiedlichem Prognosehorizont, ohne Marktjahr 2007/08

Prognosehorizont	1 Jahr	2 Jahre	3 Jahre	4 Jahre	5 Jahre	6 Jahre
OECD	1,11	0,76	0,73	0,74	0,60	----
FAPRI	0,99	0,77	0,76	0,67	0,58	0,49
AR(2)-Modell	0,87	0,69	0,59	0,56	0,54	0,59
Mult. Regr., ohne Anpassung	0,88	0,87	0,81	0,95	1,02	1,11
Mult. Regr., mit Anpassung	0,80	0,68	0,39	0,43	0,53	0,67

Quelle: Eigene Berechnungen

Nahezu alle ohne die Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08 ermittelten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten nehmen kleinere Werte an. Zentrale zuvor getroffene Aussagen bleiben im Wesentlichen bestehen. Die OECD- und FAPRI-Vorhersagen stellen bei einem Prognosehorizont von einem Jahr keinen Informationsgewinn gegenüber der naiven Prognose dar, während die Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für die längerfristigen Vorhersagen zwischen 0,49 und 0,77 die Erstellung dieser Prognosen rechtfertigen können. Die Güte der Vorhersagen mit dem AR(2)-Modell verbessert sich wie zuvor mit zunehmendem Prognosehorizont, wobei der Theilsche Ungleichheitskoeffizient in den ersten fünf Jahren Vorteile gegenüber den Prognosen von der OECD und FAPRI aufweist. Bei den beiden multiplen Regressionsmodellen schneidet im direkten Vergleich ebenfalls wieder in allen Fällen die Prognose mit den angepassten Werten besser ab, welche mit Ausnahme des Prognosehorizontes von sechs Jahren immer den niedrigsten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten annimmt und somit die beste Prognosegüte aufweist.

Auch ohne zur Verfügung stehende Tests zur statistischen Absicherung der beobachteten Unterschiede beim Theilschen Ungleichheitskoeffizienten kann grundsätzlich davon ausgegangen werden, dass das multiple Regressionsmodell mit angepassten Werten die besten Vorhersagen für die Weizenpreise bis zu einem Prognosehorizont von einschließlich fünf Jahren liefert. Bei rein zufällig verteilten Werten für den

Theilschen Ungleichheitskoeffizienten würde nämlich nur mit geringer Wahrscheinlichkeit für fünf Jahre in Folge der jeweils kleinste Wert bei einem einzigen Modell anzutreffen sein. Langfristig kann das FAPRI-Modell möglicherweise bessere Prognosen erstellen, zumindest deutet sich dieses bei der Beurteilung des Prognosehorizontes von sechs Jahren an. Diese Vermutung könnte durch die Bestimmung von weiteren Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für Prognosehorizonte von mehr als sechs Jahren bestätigt werden. Darauf wird allerdings verzichtet, weil zum einen mit der Erhöhung des Prognosehorizontes um jedes weitere Jahr auch immer jeweils eine Beobachtung weniger für die Ermittlung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten zur Verfügung steht und weil zum anderen kein Vergleich zu den OECD-Prognosen mehr möglich ist, die eventuell noch besser sein könnten.

Zur eingehenderen Untersuchung der Gründe für die beobachteten Prognosefehler kann der Theilsche Ungleichheitskoeffizient in drei Komponenten unterteilt werden. Liegen voneinander abweichende Mittelwerte der prognostizierten Änderungen und der tatsächlich beobachteten Weizenpreisänderungen vor, wird dieses in der Verzerrungskomponente erfasst. Unterschiedliche Varianzen wirken sich auf die Varianzkomponente aus. Im Gegensatz zu diesen ersten beiden Komponenten, bei deren Auftreten Korrekturmaßnahmen ergriffen werden können, ist dieses allerdings bei der Kovarianzkomponente nicht möglich (KOUTSOYIANNIS 1977: 493 f.).

Bei der Formel zur Berechnung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten lässt sich der Zähler unter der Wurzel folgendermaßen aufteilen:

$$\sum (P_i - A_i)^2/n = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (S_P - S_A)^2 + 2(1 - r_{PA})S_P S_A,$$

wobei \bar{P} und \bar{A} die arithmetischen Mittelwerte, S_P^2 und S_A^2 die Varianzen und r_{PA} die Korrelation zwischen den Änderungen der prognostizierten und der anschließend beobachteten Weizenpreise sind (IBID.).

Die drei Summanden stellen die drei Komponenten des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten dar und werden jeweils als relativer Anteil am Wert des Zählers angegeben. Der Verzerrungsanteil U_M , der Varianzanteil U_S und der Kovarianzanteil U_C am Prognosefehler werden durch folgenden Quotienten bestimmt.

$$U_M = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\sum(P_i - A_i)^2/n}; \quad U_S = \frac{(S_P - S_A)^2}{\sum(P_i - A_i)^2/n}; \quad U_C = \frac{2(1 - r_{PA})S_P S_A}{\sum(P_i - A_i)^2/n}$$

Die Summe dieser drei partiellen Ungleichheitskoeffizienten ergibt den Wert Eins (IBID.).

Exemplarisch werden die partiellen Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für alle betrachteten Modelle für einen Prognosehorizont von zwei Jahren in Tabelle 11 dargestellt. Der Prognosehorizont ist in diesem Fall so gewählt worden, weil die zuvor in den Tabellen 9 und 10 aufgeführten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten dann gerade die geringste Streuung aufweisen und somit eine optimale Vergleichbarkeit der drei Komponenten untereinander möglich ist.

Tabelle 11: Partielle Theilsche Ungleichheitskoeffizienten für verschiedene Prognosemodelle mit Prognosehorizont von zwei Jahren, jeweils mit und ohne Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08

	mit Marktjahr 2007/08			ohne Marktjahr 2007/08		
	U_M	U_S	U_C	U_M	U_S	U_C
OECD	0,089	0,416	0,494	0,005	0,283	0,713
FAPRI	0,108	0,390	0,502	0,019	0,204	0,777
AR(2)-Modell	0,134	0,260	0,606	0,057	0,107	0,836
Mult. Regr., ohne Anpassung	0,377	0,070	0,553	0,544	0,061	0,395
Mult. Regr., mit Anpassung	0,151	0,071	0,779	0,075	0,167	0,758

Quelle: Eigene Berechnungen

Unabhängig von der Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08 weisen die OECD- und FAPRI-Vorhersagen für die Weizenpreise in zwei Jahren im Vergleich zu den anderen Prognosen die niedrigsten partiellen Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für die Verzerrungskomponente, aber auch gleichzeitig die höchsten für die Varianzkomponente auf. Im langjährigen Durchschnitt wird somit zwar das Niveau der Weizenpreise richtig prognostiziert, doch die Varianz der vorhergesagten Werte ist in diesem Fall deutlich kleiner als die Varianz der zwei Jahre später tatsächlich beobachteten Weizenpreise.

Die mit dem multiplen Regressionsmodell erstellten Prognosen ohne Berücksichtigung der angepassten Werte verhalten sich genau entgegengesetzt. Die partiellen Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für die Verzerrungskomponente sind am größten, aber die für die Varianzkomponente am kleinsten. Während die Varianz der

Vorhersagen relativ gut abgebildet werden kann, bestätigen die hohen Werte für die Verzerrungskomponente auch den optischen Eindruck der grundlegenden Unterschätzung der Weizenpreise mit diesem Modell. Das Ziel, durch die Anpassung der in das Modell eingehenden Prognosen für die Anbaufläche und die Rohölpreise diese Unterschätzung zu verringern, wird erreicht, denn der Anteil der Verzerrungskomponente am Theilschen Ungleichheitskoeffizienten nimmt deutlich ab, kommt allerdings nicht an das Niveau der OECD- und FAPRI-Prognosen heran. Gleichzeitig vergrößert sich der Anteil der Varianzkomponente nur unwesentlich (ohne Berücksichtigung des Marktjahres 2007/08 jedoch stärker), bleibt aber in beiden Fällen besser als bei den OECD- und FAPRI-Vorhersagen. Die partiellen Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für das geschätzte AR(2)-Modell liegen im mittleren Bereich.

Eine „optimale“ Prognose müsste somit einerseits die geringen Mittelwertverzerrungen der OECD- und FAPRI-Vorhersagen und andererseits die Varianz der tatsächlich beobachteten Weizenpreise ähnlich gut wie das multiple Regressionsmodell abbilden können. Im Gegensatz zur Kovarianzkomponente lassen sich die Verzerrungs- und die Varianzkomponente in der Theorie grundsätzlich minimieren (KOUTSOYIANNIS 1977: 494). Doch die Optimierung dieser beiden Komponenten erscheint nicht so einfach umzusetzen zu sein, wie die Fehlerkorrektur bei dem multiplen Regressionsmodell gezeigt hat. Diese bewirkt zwar die erwünschte Verbesserung bei der Verzerrungskomponente, muss allerdings in der Tendenz auch eine gleichzeitige Verschlechterung der Varianzkomponente zulassen.

3 Kurzfristige Prognose von Weizenpreisen

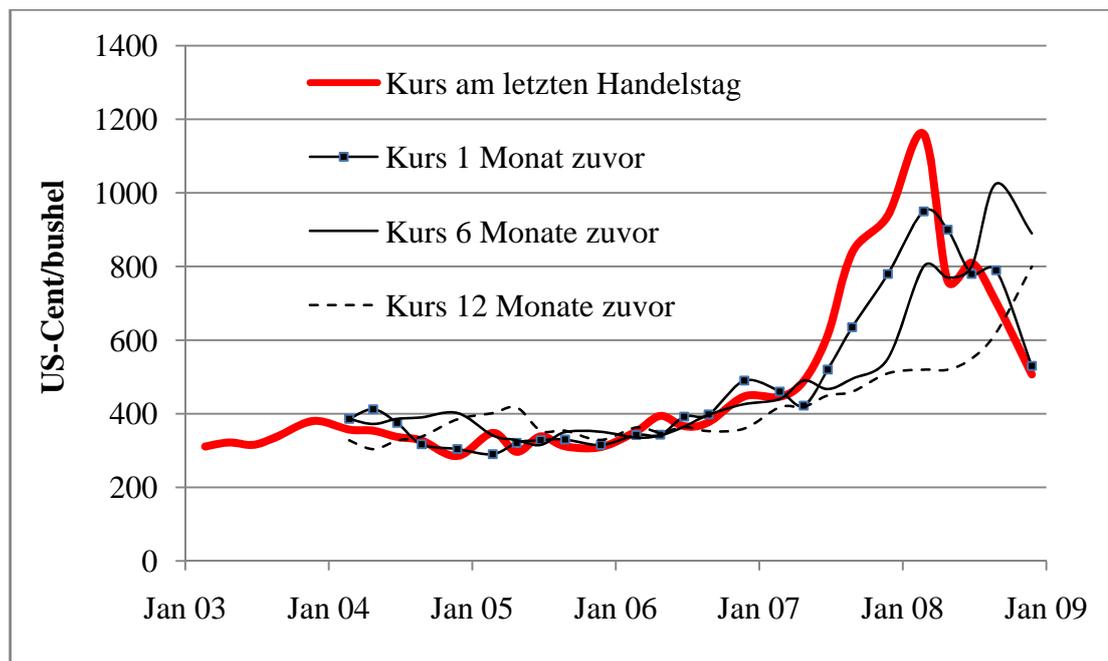
Während die im vorangegangenen Kapitel betrachteten langfristigen Weizenpreisprognosen strategische Entscheidungen über den zukünftigen Anbauumfang der Produzenten beeinflussen werden, können diese Vorhersagen allerdings keine Informationen zum optimalen Verkaufstermin der Weizenernte bieten. Die landwirtschaftlichen Erzeuger stehen jedes Jahr erneut vor der Frage, ob die Ernte sofort verkauft oder zunächst erst eingelagert werden soll. Die Wahl eines günstigen Auslagerungszeitpunkts oder die Entscheidung über den Abschluss von Vorkontrakten könnte bei genauer Kenntnis über die zukünftig zu erwartenden Weizenpreise optimal durchge-

führt werden. Deshalb werden in diesem Kapitel verschiedene Möglichkeiten der kurzfristigen Weizenpreisvorhersage hinsichtlich ihrer Prognosegüte untersucht. Zum einen werden hierbei die Terminkontraktnotierungen an der Börse von Chicago betrachtet, zum anderen werden aus einer Zeitreihe von monatlichen Weizenpreisdaten mit Hilfe von Zeitreihenmodellen eigene Prognosen erstellt.

3.1 Prognosegüte von Warenterminkontrakten

Die Warenterminbörse in Chicago (Chicago Board of Trade - CBOT) bietet Terminkontrakte für Weizen an, die jeweils im März, Mai, Juli, September und Dezember eines Kalenderjahres auslaufen. Die Kurse werden bis zum letzten Handelstag vor dem 15. des Ablaufmonats notiert. Diese Schlusskurse sind in Abbildung 11 als rote Linie für die Kalenderjahre 2003 bis 2008 abgetragen. Gleichzeitig werden die Notierungen für diese Kontrakte am jeweils letzten Handelstag des Monats dargestellt, der einen, sechs und zwölf Monate zurückliegt.

Abbildung 11: Weizenpreis an der Warenterminbörse in Chicago, 2003-2008



Quelle: Eigene Darstellung nach CBOT (2009)

Aus Abbildung 11 ist zu entnehmen, dass über den Zeitraum von 2004 bis 2007 die früheren Terminmarktnotierungen relativ gut mit dem Kurs am letzten Handelstag des Kontraktes übereinstimmen. Der Kursanstieg ab der zweiten Hälfte des Jahres 2007 wird aber auch an der Warenterminbörse nicht vorhergesagt. Durch aktuelle

Entwicklungen werden auch die Kurse der späteren Termine beeinflusst. Die Preisspitze der Notierungen am letzten Handelstag eines Kontraktes (rote Kurve) im Dezember 2007 führt ebenfalls dazu, dass zu diesem Zeitpunkt die Preisspitze aller Notierungen erreicht wird, deren Kontrakt erst zwölf Monate später ausläuft, sodass die gestrichelte Kurve „Kurs 12 Monate zuvor“ für den Ablaufmonat Dezember 2008 ihr Maximum erreicht.

Unter der Annahme, dass die notierten Kurse am letzten Handelstag eines Kontraktes den Spotmarktpreisen entsprechen oder sich nur durch eine konstante Spanne davon unterscheiden, können die Terminmarktnotierungen für diese Kontrakte als kurzfristige Preisvorhersage dienen. Die Prognosegüte dieser Informationen kann wieder mit Hilfe des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten beurteilt werden. Hierbei werden die Kontraktnotierungen in Abhängigkeit von der Dauer bis zum letzten Handelstag zu einer naiven Preiserwartung in das Verhältnis gesetzt. Als naive Preisannahme wird der jeweilige Schlusskurs des letzten vor der Terminmarktnotierung abgelaufenen Kontraktes angenommen. Beispielsweise wird der Kontraktpreis am letzten Handelstag im Januar für den sechs Monate später im Juli auslaufenden Kontrakt mit dem Schlusskurs des Dezember-Kontraktes des Vorjahres verglichen. Weil die Terminkontrakte nur jeweils für fünf Monate im Kalenderjahr notiert werden, entstehen diese Schwierigkeiten bei der Ermittlung der Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, sodass deren Aussagefähigkeit nicht überbewertet werden darf.

Tabelle 12: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten bei kurzfristigen Preisprognosen mit Warenterminmarktnotierungen

Anzahl Monate bis Kontraktende	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Theilscher Ungleichheitskoeffizient	0,68	0,90	0,89	0,90	0,81	0,92	0,91	0,82	0,81	0,96	0,89	0,85

Quelle: Eigene Berechnungen

Sämtliche ermittelten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, welche in Tabelle 12 in Abhängigkeit von der Dauer bis zum Auslaufen des jeweiligen Kontraktes dargestellt werden, sind kleiner als Eins. Somit sind die Kontraktpreise zur Vorhersage der zukünftigen Schlussnotierungen besser geeignet als die Fortschreibung der letzten tatsächlich beobachteten Schlussnotierung. Die Kontraktnotierung am Ende des Monats vor dem Ablauf des Kontraktes weist mit 0,68 den niedrigsten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten auf. Bei der Bewertung dieser Zahl ist aber zu berücksichtigen,

dass die Kontraktnotierung am Ende des Monats vor dem Auslaufen des Kontrakts Informationen bis zwei Wochen vor dem Kontraktende (Monatsmitte) beinhaltet, während der letzte tatsächlich beobachtete und zum Vergleich dienende Schlusskurs bereits zwei oder drei Monate zurückliegt. Weil zu einem späteren Zeitpunkt mehr Informationen zur Verfügung stehen, ist somit auch ein Theilscher Ungleichheitskoeffizient unter Eins zu erwarten. Die Problematik des unterschiedlichen Umfangs von verfügbaren Informationen besteht für alle in Tabelle 12 ermittelten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, wobei die dadurch resultierenden Unterschiede und Verzerrungen mit steigender Dauer bis zum Kontraktende relativ gesehen weniger stark ins Gewicht fallen sollten. Da alle ermittelten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten nur in geringem Maße unter dem Wert Eins liegen, kann dieses möglicherweise allein aufgrund der zuvor diskutierten Informationsunterschiede resultieren und muss somit nicht bedeuten, dass Terminmarktnotierungen bessere Informationen über die zukünftige Preisentwicklung geben können als naive Prognosen.

3.2 Prognosegüte von Zeitreihenmodellen

Bereits bei der vorangegangenen Untersuchung langfristiger Weizenpreisprognosen ist ein reines Zeitreihenmodell diskutiert worden, welches zum Teil eine bessere Prognosegüte gegenüber der naiven Preisvorhersage aufweist. Für die kurzfristige Preisprognose werden nun nicht Marktjahresdurchschnittswerte, sondern disaggregierte, monatliche Weizenpreise für den Zeitraum von Januar 1997 bis Oktober 2008 verwendet. Hierbei handelt es sich wieder um „No. 2 hard red winter wheat, ordinary protein, USA Gulf ports, FOB“ (USDA 2009a). Das Programm JMulTi ermittelt nach HANNAN und RISSANEN (1982) ein ARMA(8,0)-Modell als optimale Anpassung für den genannten Zeitraum. Dieses Modell wird nun von Dezember 2003 an monatlich neu mit den jeweils bis dahin zur Verfügung stehenden Daten geschätzt, um auf der Grundlage der dabei geschätzten Regressionskoeffizienten jeweils Preisprognosen für die zwölf darauf folgenden Monate zu erstellen.

Bei dieser Modellspezifikation wird von der Stationarität der Zeitreihe ausgegangen. In der ökonomischen Literatur wird allerdings auch häufig diskutiert, ob die Bedingung der Stationarität bei Zeitreihen von Rohstoffpreisen gegeben ist. In einer Vielzahl von Veröffentlichungen ergeben empirische Tests das Vorhandensein von Unit Roots (WANG und TOMEK 2007: 873). Ein Test auf Nichtstationarität der in Kapitel 2

verwendeten Zeitreihe mit jährlichen Weizenpreisdaten ergibt keine signifikanten Aussagen, weil möglicherweise der vorhandene Stichprobenumfang hierfür nicht ausreichend groß genug ist. Bei der Betrachtung von monatlichen Weizenpreisdaten liegen im verfügbaren Zeitraum zwischen Januar 1997 und November 2008 insgesamt 143 Beobachtungen.

Liegt Differenzstationarität bei dieser Zeitreihe vor, lässt sich hierfür ein Autoregressive-Integrated-Moving-Average-Modell (ARIMA-Modell) schätzen. Deshalb wird zunächst diejenige Differenzordnung gesucht, welche diesen nicht-stationären ARIMA-Prozess in einem stationären ARMA-Prozess überführen kann (KIRCHGÄSSNER und WOLTERS 2006: 147). Hierzu werden einerseits der Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) und andererseits der Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-Test (KPSS-Test) durchgeführt (DICKEY und FULLER 1981, KWIATKOWSKI ET AL. 1992).

Tabelle 13: Ergebnisse der Tests auf Differenzstationarität in der Zeitreihe von monatlichen Weizenpreisen

	ADF-Teststatistik	KPSS-Teststatistik
Weizenpreise	1,141	0,966 ***
1. Differenz der Weizenpreise	-4,649 ***	0,098

Anm.: *** Signifikanzniveau 1 %

Quelle: Eigene Berechnungen

Mit dem ADF-Test kann aufgrund der in Tabelle 13 aufgeführten Teststatistiken das Vorliegen einer Unit Root bei den Weizenpreisen nicht abgelehnt werden. Die Datenreihe der Weizenpreisdifferenzen weist keinen Random Walk auf. Der KPSS-Test kann die Stationarität der Weizenpreisdaten ablehnen, jedoch nicht die Stationarität der Weizenpreisdifferenzen. Die deckungsgleichen Ergebnisse der beiden Tests lassen somit auf eine Differenzstationarität erster Ordnung dieser Zeitreihe schließen. Unter Berücksichtigung dieser Information ermittelt das Programm JMulTi nach HANNAN und RISSANEN (1982) ein ARIMA(7,1,1)-Modell als optimale Anpassung für den genannten Zeitraum nach dem Akaike-Kriterium sowie ein ARIMA(7,1,0)-Modell nach dem Hannan-Quinn- und dem Schwarz-Kriterium. Weil zusätzlich berücksichtigte Parameter niemals die Genauigkeit eines Modells verringern können, werden parallel zum ARMA(8,0)-Modell nun auch Prognosen auf der Grundlage der geschätzten Koeffizienten des ARIMA(7,1,1)-Modells geschätzt. Die berechneten

Theilschen Ungleichheitskoeffizienten werden in Tabelle 14 vergleichend gegenübergestellt.

Tabelle 14: Theilsche Ungleichheitskoeffizienten bei kurzfristigen Weizenpreisprognosen mit Zeitreihenmodellen

Prognosehorizont in Monaten	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ARMA(8,0)	0,97	1,05	1,08	1,10	1,09	1,10	1,14	1,15	1,06	1,07	1,07	1,08
ARIMA(7,1,1)	0,96	1,04	1,07	1,06	1,04	1,04	1,06	1,02	0,87	0,85	0,83	0,82

Quelle: Eigene Berechnungen

Die für die Prognosen auf der Grundlage des ARMA(8,0)-Modells ermittelten Theilschen Ungleichheitskoeffizienten sind mit Ausnahme des Wertes für den Prognosehorizont von einem Monat größer als Eins. Somit kann davon ausgegangen werden, dass das konstante Fortschreiben des zum Zeitpunkt der Vorhersageerstellung beobachteten Weizenpreises eine bessere Prognosegüte aufweist. Die zusätzliche Berücksichtigung der Differenzstationarität führt bei allen Prognosehorizonten zu einer Reduzierung des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, wobei diese Differenz mit steigendem Prognosehorizont kontinuierlich zunimmt. Während bei den Vorhersagen für die Weizenpreise in ein bis drei Monaten nur geringe Unterschiede in der Prognosequalität bestehen, sind ab einem Prognosehorizont von neun Monaten deutlich bessere Vorhersagen mit dem ARIMA(7,1,1)-Modell zu erwarten, welche auch gegenüber der naiven Prognose Vorteile aufweisen können.

SALOMON (1989: 143) untersucht ebenfalls die Prognosegüte von ARIMA-Modellen für Weizenpreise. Für den Zeitraum zwischen Januar 1986 und Februar 1988 variieren die Theilschen Ungleichheitskoeffizienten je nach Prognosehorizont von einem bis zwölf Monaten zwischen 0,90 und 1,05 und entsprechen somit der auch in Tabelle 14 aufgeführten Größenordnung.

Neben der Berechnung von Theilschen Ungleichheitskoeffizienten, welche die quadrierten Abweichungen zwischen den vorhergesagten und tatsächlich eingetretenen Weizenpreisen berücksichtigen, kann die Prognosegüte auch lediglich hinsichtlich des richtig prognostizierten Trends beurteilt werden. Würde das Vorhersagemodell rein zufällig einen Preisanstieg oder einen Preisabfall prognostizieren, so wären in jeweils 50 Prozent aller prognostizierten Entwicklungen richtige bzw. fal-

sche Trendvorhersagen zu erwarten. Ein höherer Anteil übereinstimmender Aussagen lässt dann auf eine bessere Prognosegüte des Modells schließen.

Diese Auswertung wird nun für die beiden geschätzten Zeitreihenmodelle vorgenommen. Mit Hilfe eines zweiseitigen t-Tests kann jeweils überprüft werden, ob sich der ermittelte Anteil richtiger Trendvorhersagen signifikant vom Erwartungswert von 50 Prozent unterscheidet (DIEBOLD und MARIANO 1995: 136).

$$\frac{\text{Anzahl der richtigen Vorhersagen} - 0,5 * \text{Anzahl der Vorhersagen}}{\sqrt{0,25 * \text{Anzahl der Vorhersagen}}} \sim t_{FG=n-1}$$

Dieses Kriterium hätte auch schon zuvor bei den langfristigen Weizenpreisprognosen zur Entscheidung über die Güte der Vorhersagen genutzt werden können, jedoch wären aufgrund des geringen Stichprobenumfangs keine signifikanten Unterschiede vom Erwartungswert 50 Prozent zu erwarten gewesen.

Für die in diesem Kapitel betrachteten Zeitreihenmodelle auf der Basis monatlicher Weizenpreise stehen weitaus mehr Beobachtungen zur Verfügung. Weil die Prognosen jeweils aus der Sicht der Monate zwischen Dezember 2003 und Oktober 2008 erstellt worden sind, können die einen Monat im Voraus prognostizierten Weizenpreise für die Monate Januar 2004 bis November 2008 hinsichtlich des richtigen Trends überprüft werden. Es liegen deshalb 59 Beobachtungen vor, mit der Zunahme des Prognosehorizontes um jeden weiteren Monat nimmt die Anzahl der Beobachtungen um eine ab.

Tabelle 15: Anteil der richtigen Trendvorhersagen bei kurzfristigen Weizenpreisprognosen mit Zeitreihenmodellen

Prognosehorizont in Monaten	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
ARMA(8,0)	41%	52%	51%	46%	40%	37% *	38% *	27% ***	29% ***	30% ***	22% ***	21% ***
ARIMA(7,1,1)	41%	50%	58%	61%	64% **	65% **	64% **	65% **	75% ***	72% ***	78% ***	77% ***

Anm.: Signifikanzniveaus: * 10 %; ** 5 %; *** 1 %

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Auswertung der in Tabelle 15 dargestellten Ergebnisse lässt es für den kurzfristigen Prognosehorizont von einem bis vier bzw. fünf Monaten nicht zu, die Annahme rein zufällig verteilter Trendvorhersagen statistisch signifikant abzulehnen. Ab

einem Prognosehorizont von fünf Monaten ergeben sich bei den Vorhersagen auf der Grundlage des ARIMA(7,1,1)-Modells jeweils zu mindestens 64 Prozent richtige Trendbestimmungen. Diese hohe Übereinstimmungsquote ist mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent nicht zufällig aufgetreten, sondern lässt auf eine vorhandene Aussagekraft des Modells schließen. Genau entgegengesetzt verhält sich das ARMA(8,0)-Modell. Mit zunehmendem Prognosehorizont verringert sich der Anteil korrekter Trendbestimmungen, wobei ab einem Prognosehorizont von acht Monaten bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent von einer systematischen Fehleinschätzung der Trendentwicklung ausgegangen werden kann.

Sowohl nach dem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten als auch nach dem Anteil richtig vorhergesagter Entwicklungstrends kann das ARIMA(7,1,1)-Modell dem ARMA(8,0)-Modell in diesem Fall in Bezug auf die Prognosegüte vorgezogen werden. Die zusätzliche Berücksichtigung der Differenzstationarität und des MA-Prozesses erster Ordnung verbessern somit die Qualität der Vorhersagen. Auch wenn die Theilschen Ungleichheitskoeffizienten für die Prognosen durch die Warenterminkontrakte und die Zeitreihenmodelle denselben Prognosezeitraum abdecken, lässt sich ein direkter Vergleich der Werte nicht durchführen, weil zum einen Kurse der Warenterminbörse (mit positiven Verzerrungen des Theilschen Ungleichheitskoeffizienten aufgrund eines Informationsvorsprunges gegenüber der naiven Referenzsituation) und zum anderen tatsächlich beobachtete Weizenpreise berücksichtigt werden. Insgesamt deuten die betrachteten kurzfristigen Prognoseinstrumente Warenterminkontrakte und ARIMA(7,1,1)-Modell eher nur auf einen geringen Informationszugewinn hin. Zur hohen Übereinstimmungsquote der Trendaussagen des ARIMA(7,1,1)-Modells mit längerem Prognosehorizont muss hinzugefügt werden, dass für den Prognosehorizont von zwölf Monaten zu allen Zeitpunkten ein Preisanstieg mit dem ARIMA(7,1,1)-Modell vorhergesagt wird. Weil innerhalb des Betrachtungszeitraumes eine relativ lange Phase des Preisanstieges und nur eine relativ kurze für den Preisrückgang liegt, wird diese hohe Übereinstimmungsquote erreicht. Möglicherweise würde dieses Modell bei Berücksichtigung einer längeren Phase des Preisrückgangs wesentliche schlechtere Anteile übereinstimmender Trendprognosen herausgeben.

4 Eigene Simulation zukünftiger Weizenpreise

Welche Preisentwicklung wird zukünftig am Weizenmarkt zu beobachten sein? Diese Frage ist nach der 2008 beobachteten Preisspitze besonders interessant. Werden diejenigen Prognoseinstrumente recht behalten, welche einen Rückgang auf das ursprüngliche Preisniveau von ca. 150 US-\$/t Weizen vorhersagen, oder lässt sich der Preisausschlag nach oben als eindeutiges Signal für langfristig steigende Rohstoffpreise interpretieren?

Alle zuvor betrachteten Modelle für lang- und kurzfristige Weizenpreisprognosen können zwar keine perfekten Vorhersagen treffen, doch einige Verfahren weisen Theilsche Ungleichheitskoeffizienten aus, welche deutlich unter dem Wert Eins liegen und somit bessere Prognosen als die naive Vorhersage der linearen Fortschreibung des aktuell beobachteten Preises treffen können. Neben einem konkreten Wert für die Weizenpreisprognose in einem bestimmten Jahr ist auch der Schwankungsbereich um diese Vorhersage von Interesse. Deshalb wird in diesem Kapitel im Rahmen einer Simulationsstudie eine aktuelle Prognose auf der Grundlage des multiplen Regressionsmodells für die Weizenpreise in den folgenden zehn Jahren erstellt, bei der für unterschiedliche Rohölpreisannahmen jeweils 10.000 Mal zufällige Einflüsse für den Weltweizenverbrauch und die Flächenerträge berücksichtigt werden.

Zum Zeitpunkt Anfang Februar 2009 werden die Koeffizienten des multiplen Regressionsmodells neu geschätzt mit allen bis zum Marktjahr 2008/09 einschließlich verfügbaren Daten, um davon ausgehende Prognosen für die durchschnittlichen Weizenpreise ab dem Marktjahr 2009/10 zu ermitteln. Weil das Marktjahr 2008/09 erst im Mai endet, können die für die Berechnungen benötigten Jahresdurchschnittswerte der Weizen- und Rohölpreise sowie der Weltverbrauch und die Erntemenge noch nicht zur Verfügung stehen und müssen deshalb vorab geschätzt werden.

Für die Weizenpreise von „No. 2 hard red winter wheat, ordinary protein, USA Gulf ports, FOB“ (USDA 2009a) liegen monatliche Werte bis einschließlich November vor. Im ersten Halbjahr des Marktjahres kann ein durchschnittlicher Weizenpreis von 299 US-\$/t beobachtet werden, für die Monate Dezember bis Mai wird gemäß naiver Prognose der Preis vom November (237 US-\$/t) angenommen, sodass für das Marktjahr 2008/09 ein Mittelwert von 268 US-\$/t geschätzt werden kann. Der durch-

schnittliche Rohölpreis zwischen Juni 2008 und Januar 2009 beträgt ca. 85 US-\$/barrel, für den verbleibenden Teil des Marktjahres wird der Januar-Preis von etwa 40 US-\$/barrel unterstellt (EIA 2009), sodass sich ein gewichtetes Mittel von 70 US-\$/barrel für dieses Marktjahr ergibt. Die weltweite Weizenanbaufläche von 224 Mio. ha bei durchschnittlichem Flächenertrag von 3,05 t/ha sowie die Schätzung des Weizenkonsums von 654 Mio. t können dem Mitte Januar veröffentlichten Bericht des Landwirtschaftsministeriums der Vereinigten Staaten entnommen werden (USDA 2009b). Es ist davon auszugehen, dass diese Daten mit den tatsächlich eintretenden Werten recht gut übereinstimmen werden, weil sich in den verbleibenden Monaten des Marktjahres keine weiteren Informationen bezüglich der Anbaufläche ergeben und sich die noch ausstehende Erntemenge auf der Südhalbkugel Mitte Januar recht zuverlässig vorhersagen lässt. Diese genannten Werte lassen auf einen Lagerbestand am Ende des Marktjahres von 148 Mio. t schließen, sodass sich der Lageranteil am Weltverbrauch gegenüber dem Vorjahreswert um vier Punkte auf 23 Prozent erhöhen wird.

Mit diesen Annahmen können die Regressionen für die Weizenpreise und die Anbauflächen sowie die linearen Trendextrapolationen für Ölpreise, Flächenerträge und Weizenkonsum mit den Daten bis einschließlich Marktjahr 2008/09 bestimmt werden, auf deren Grundlage dann eine beliebig lange Zeitreihe von Weizenpreisen prognostiziert werden kann (vgl. Kapitel 2.3). In die Vorhersage der Weizenpreise fließen Werte exogener Variablen ein, welche selbst zunächst prognostiziert werden müssen und dabei gewissen Fehlern unterliegen. Diese Abweichungen werden bei den Werten für die Anbaufläche durch die Anwendung des in diesem Zusammenhang zuvor erläuterten Korrekturfaktors verringert. Weil sich die Prognose des Rohölpreises grundsätzlich schwierig gestaltet, wird zunächst für die Zukunft von einem konstanten Rohölpreis von 40 US-\$/barrel ausgegangen. Um zufällige Abweichungen der Flächenerträge (z.B. durch Wettereinfluss) und des Weltweizenverbrauchs vom prognostizierten Trend in der Simulation zu berücksichtigen, werden die Standardfehler der vorhergesagten Werte ermittelt und davon ausgehend für jeweils 10.000 Fälle entsprechende Restfehler geschätzt, welche mit in die Prognoseerstellung für die Weizenpreise einfließen.

Die Standardfehler der prognostizierten Flächenerträge können auf folgende Weise ermittelt werden (KOUTSOYIANNIS 1977: 480-484):

Für die Trendextrapolation wird zunächst eine lineare Regression der letzten zehn tatsächlich beobachteten Werte geschätzt.

$$Ertrag_t = b_0 + b_1 t + u_t$$

Die Varianz des zufälligen Restfehlers u_t ergibt sich als Summe der beobachteten quadrierten Residuen, welche noch durch die Anzahl der Freiheitsgrade zu dividieren ist.

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\sum \hat{u}_t^2}{n - 2}$$

Die auf Grundlage der Trendextrapolation prognostizierten Flächenerträge in der Zukunft weisen dann den Standardfehler s_{Ertrag_t} auf.

$$s_{Ertrag_t} = \hat{\sigma}_u \cdot \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(Jahr_t - \overline{Jahr})^2}{\sum (Jahr - \overline{Jahr})^2}}$$

Die Standardfehler des weltweiten Weizenkonsums lassen sich entsprechend ermitteln. Die sich durch Trendextrapolation ergebenden Vorhersagen für die erwarteten Flächenerträge und den Weizenverbrauch sowie deren Standardfehler werden in Tabelle 16 dokumentiert.

Tabelle 16: Prognosen für Flächenertrag und Weizenkonsum sowie deren Standardfehler für die Marktjahre 2009/10 bis 2018/19

Marktjahr	09/10	10/11	11/12	12/13	13/14	14/15	15/16	16/17	17/18	18/19
Flächenertrag in t/ha	2,95	2,98	3,01	3,05	3,08	3,11	3,14	3,17	3,20	3,24
Standardfehler	0,11	0,12	0,12	0,13	0,13	0,14	0,15	0,16	0,17	0,17
Weizenkonsum in Mio. t	642,9	649,4	655,9	662,4	668,9	675,5	682,0	688,5	695,0	701,5
Standardfehler	12,9	13,5	14,2	15,0	15,8	16,6	17,5	18,4	19,4	20,3

Quelle: Eigene Berechnungen

Aus den beobachteten Werten der letzten zehn Jahre kann für die Zukunft von einem jährlichen Anstieg des Flächenertrags um etwa 0,031 t/ha sowie von einer Zunahme des Weltweizenverbrauchs um ca. 6,51 Mio. t ausgegangen werden. Die Erhöhung

der Standardfehler für beide vorhergesagten Größen mit zunehmendem Prognosehorizont drückt die wachsende Unsicherheit bei der Güte dieser Einschätzungen aus. Um diese Werte lassen sich Konfidenzintervalle konstruieren. Die obere und untere Grenze eines 95-prozentigen Konfidenzintervalls für die Prognose des Flächenertrags im Jahr t ergibt sich in diesem Fall aus folgender Berechnung (KOUTSOYIANNIS 1977: 484).

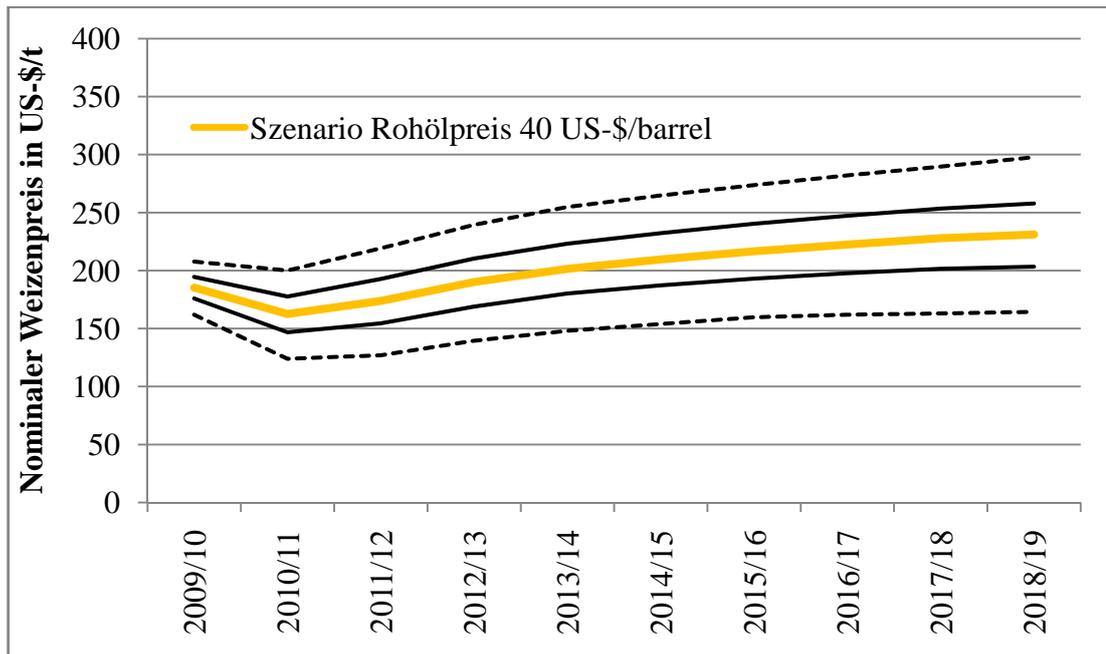
$$Ertrag_t \pm t_{0,025;FG=10-2} \cdot s_{Ertrag_t}$$

Der prognostizierte Weizenpreis im Marktjahr 2009/10 wird somit bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent zwischen 2,70 und 3,20 t/ha liegen. Aufgrund des höheren Standardfehlers für den vorhergesagten Weizenpreis im Marktjahr 2018/19 wird das 95-prozentige Konfidenzintervall hierfür um ca. 57 Prozent größer ausfallen.

Um nun Weizenpreisprognosen für die kommenden zehn Marktjahre zu ermitteln sowie einen möglichen Schwankungsbereich anzugeben, werden 10.000 Mal zufällige Abweichungen von allen vorhergesagten Werten für die Flächenerträge und den Weizenkonsum unter Berücksichtigung der festgestellten Standardfehler mit Hilfe eines Zufallsgenerators erzeugt. Hierbei ist zu beachten, dass zur Vereinfachung der Ziehung dieser Zufallszahlen von einer Normalverteilung dieser stochastischen Effekte mit einer Standardabweichung in Höhe des angegebenen Standardfehlers ausgegangen wird. Damit liegt zwar eine Unterschätzung der Streuung dieser Restfehler vor, allerdings werden sich vor allem bei Prognosen über mehrere Jahre die jeweiligen Unterschätzungen in beide Richtungen gegenseitig aufheben, sodass die Preisprognose hiervon nur unwesentlich beeinflusst werden dürfte.

Diese generierten Abweichungen werden nun bei der Erstellung der Weizenpreisprognosen auf der Grundlage des selbst erstellten multiplen Regressionsmodells verwendet, um insgesamt 10.000 verschiedene Prognosereihen für die darauf folgenden zehn Marktjahre zu erstellen. Bei der Annahme eines konstanten Rohölpreises auf dem aktuellen Preisniveau von 40 US-\$/barrel ergibt sich die Abbildung 12 dargestellte Verteilung vorhergesagter Weizenpreise.

Abbildung 12: Simulation des prognostizierten Weizenpreises für die Marktjahre 2009/10 bis 2018/19 bei konstantem Rohölpreis



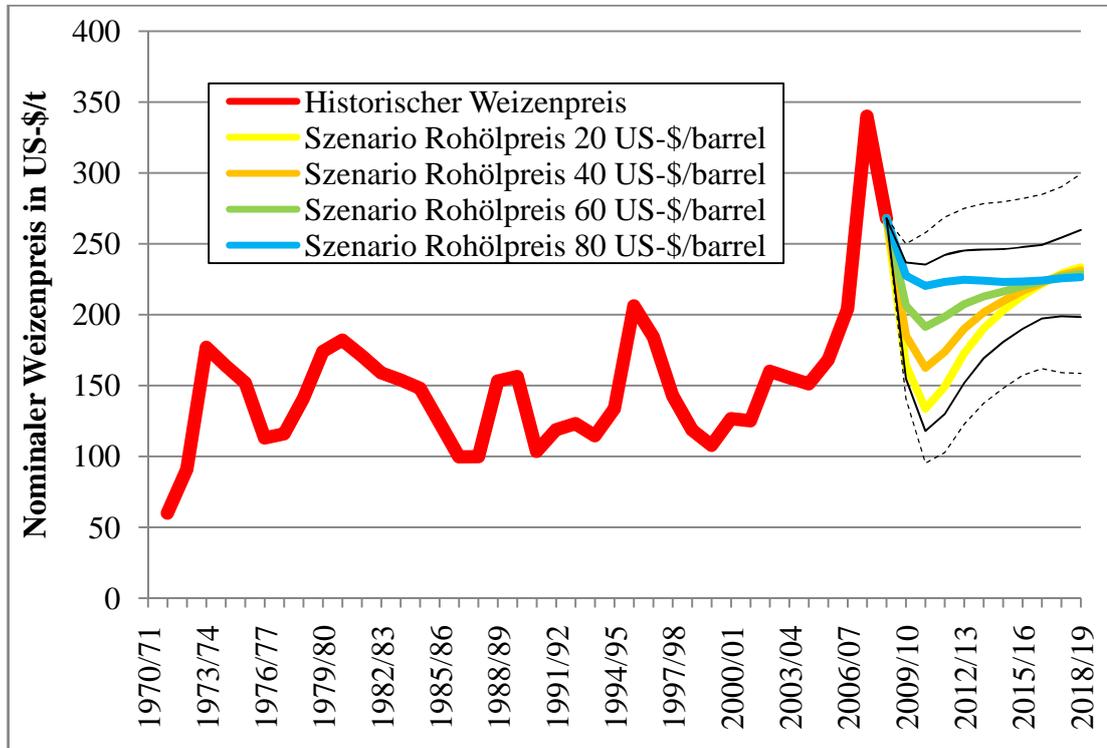
Quelle: Eigenen Berechnungen

Die farbige Linie in Abbildung 12 gibt den mittleren Wert aller 10.000 vorhergesagten Weizenpreise an. Innerhalb der durchgezogenen schwarzen Linien liegen 50 Prozent aller im Rahmen dieser Simulationsstudie prognostizierten Weizenpreise, nur zehn Prozent aller Prognosewerte sind außerhalb der gestrichelten schwarzen Linien anzutreffen. Im Mittel kann somit von einem Absinken der nominalen Weizenpreise bis zum Marktjahr 2010/11 auf etwa 163 US-\$/t ausgegangen werden, ehe sich dann ein langfristiger Preisanstieg auf 231 US-\$/t im Marktjahr 2018/19 anschließt, sofern ein konstanter Rohölpreis von 40 US-\$/barrel für den gesamten Prognosezeitraum angenommen wird. Selbst bei dieser restriktiven Annahme ergibt sich nur allein durch die unterstellten stochastischen Einflüsse auf die Flächenerträge und den Weltweizenkonsum schon ein möglicher Schwankungsbereich um den mittleren Weizenpreis, welcher bei zehnpromentiger Irrtumswahrscheinlichkeit im Marktjahr 2009/10 eine Spanne von 46 US-\$/t und im Marktjahr 2018/19 von 133 US-\$/t umfasst.

Für eine zusätzliche Berücksichtigung von Schwankungen des Rohölpreises werden neben der Annahme von 40 US-\$/barrel nun auf die gleiche Weise Prognosen mit konstanten Rohölpreisen von 20, 60 und 80 US-\$/barrel erstellt und jeweils diejenigen Grenzen ermittelt, innerhalb derer sich 50 bzw. 90 Prozent aller vorhergesagten

Weizenpreise befinden werden. Diese unterschiedlichen Szenarien werden in Abbildung 13 zusammengefasst und im Verhältnis zur Zeitreihe der Weizenpreise seit dem Marktjahr 1971/72 dargestellt.

Abbildung 13: Simulation des prognostizierten Weizenpreises für die Marktjahre 2009/10 bis 2018/19 bei unterschiedlichen Rohölpreisen



Quelle: Eigene Berechnung

Neben den mittleren Weizenpreisen der jeweils 10.000 Prognosen pro Szenario werden als durchgezogene schwarze Linie in Analogie zu Abbildung 12 der kleinste Wert aller vier Szenarien für das Quantil 0,25 sowie der größte für das Quantil 0,75 dargestellt. Die gestrichelten schwarzen Linien geben dementsprechend Auskunft über den jeweils kleinsten Wert eines Szenarios für das Quantil 0,05 sowie den größten Wert für das Quantil 0,95. In Abhängigkeit vom jeweils gewählten Niveau des Rohölpreises fällt der Rückgang nach dem Höchststand des Weizenpreises im Marktjahr 2007/08 mehr oder weniger stark aus. Langfristig sagen alle Szenarien einen mittleren Weizenpreis von etwa 230 US-\$/t voraus.

Abbildung 13 verdeutlicht darüber hinaus die Größe des möglichen Schwankungsbereiches der Weizenpreise, der fast das gesamte Spektrum der durchschnittlichen jährlichen Weizenpreise in den letzten 35 Jahren umfasst. Eine relativ präzise Prognose

zukünftiger Weizenpreise erscheint vor diesem Hintergrund unmöglich zu sein. Die stochastischen Fehler der Flächenerträge und des Weltverbrauchs sowie die Unsicherheit über die weitere Entwicklung des Rohölpreises bewirken schon die hohe Fehleranfälligkeit der prognostizierten Weizenpreise. Selbst bei genauer Kenntnis der zukünftigen Werte sämtlicher abhängiger Variablen des multiplen Regressionsmodells werden bei der Berechnung der Weizenpreisvorhersagen darüber hinaus zusätzliche Fehler durch die Berücksichtigung des Restglieds u_t der Regressionsgleichung auftreten.

5 Zusammenfassung

Zuverlässige Weizenpreisprognosen über einen Zeitraum von mehreren Jahren sind sowohl für alle Marktbeteiligten als auch für die agrarpolitischen Entscheidungsträger von besonderem Interesse, denn Fehleinschätzungen des zukünftigen Marktverlaufes können zur Umsetzung von falschen Maßnahmen führen. Die Vorhersagegüte bestimmter Preisprognosemodelle kann mit dem Theilschen Ungleichheitskoeffizienten beurteilt werden. Dabei ergibt eine Gegenüberstellung der seit 1996 jeweils jährlich veröffentlichten Weizenpreisvorhersagen der Organisationen OECD und FAPRI, dass im direkten Vergleich dieser beiden Institutionen keine signifikanten Unterschiede hinsichtlich der Prognosequalität getroffen werden können. Beide Vorhersagemodelle können zwar gewisse Vorteile gegenüber der naiven Prognose (konstante Fortschreibung des zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung beobachteten Weizenpreises) aufweisen, aber dennoch nicht annähernd exakte Preisentwicklungen vorhersagen. Neben diesen beiden komplexen Modellen werden mit einfachen ökonometrischen Methoden nachträglich ab 1996 jeweils eigene ex-ante Prognosen für Weizenpreisentwicklungen erstellt, die nur bis zum jeweils angenommenen Zeitpunkt der Prognoseerstellung verfügbare Daten verwenden, um eine Vergleichbarkeit der Vorhersagegüte mit den OECD- und FAPRI-Prognosen zu ermöglichen. Einerseits beruhen die eigenen Prognosen auf der Schätzung eines AR(2)-Prozesses und andererseits auf der Anpassung eines multiplen Regressionsmodells, welches den Weizenpreis der beiden Vorjahre, den Anteil des Lagerbestandes am Weltweizenverbrauch sowie den Rohölpreis als erklärende Variablen beinhaltet. Grundsätzlich können mit diesen beiden einfacheren Modellvarianten regelmäßig Prognosen vergleichbarer

Güte, zum Teil sogar auch mit deutlichen Vorteilen gegenüber den OECD- und FAPRI-Vorhersagen erstellt werden.

Zur Beurteilung der Möglichkeit die kurzfristige Weizenpreisentwicklung der nächsten Monate vorherzusagen, werden Terminmarktnotierungen der Börse in Chicago ausgewertet sowie eigene Zeitreihenmodelle (AR- und ARIMA-Prozesse) mit monatlichen Weizenpreisbeobachtungen geschätzt. Allerdings ergeben sich hierbei zumeist nur Theilsche Ungleichheitskoeffizienten, welche auf keinen oder nur einen sehr geringen Informationszugewinn gegenüber der naiven Prognose hindeuten.

Der kurzfristigen Weizenpreisprognose sind somit enge Grenzen gesetzt, während für mittel- und langfristige Entwicklungen Vorhersageinstrumente zur Verfügung stehen, die den zukünftigen Trend besser abbilden können. Die im Marktjahr 2007/08 beobachtete Preisspitze wird aber trotzdem weder von den OECD- und FAPRI-Prognosen noch von den selbst erstellten Vorhersagen in dieser Höhe erwartet. Die auf dem geschätzten multiplen Regressionsmodell basierende Simulation zukünftiger Weizenpreise, bei der zufällige Einflüsse auf den durchschnittlichen Flächenertrag und den Weltweizenverbrauch berücksichtigt sowie Annahmen hinsichtlich des zu erwartenden Rohölpreises variiert werden, veranschaulicht den möglichen Schwankungsbereich der Weizenpreisentwicklung allein aufgrund der Variabilität dieser Einflussgrößen und belegt somit die Schwierigkeit exakte Weizenpreisprognosen zu erstellen.

Quellenverzeichnis

- AKAIKE, H. (1974): A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatical Control*, Vol. 21: 234-237.
- BOX, G.E.P und JENKINS, G.M. (1970): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden Day, San Francisco.
- BP (2008): Workbook of historical data. URL: <http://www.bp.com/subsection.do?categoryId=9023761&contentId=7044545>, Abrufdatum: 26.02.2009.
- BRÜMMER, B., KOESTER, U. UND LOY, J.-P. (2008): Tendenzen auf dem Weltgetreidemarkt: Anhaltender Boom oder kurzfristige Spekulationsblase? Diskussionspapiere 0708, Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, Georg-August-Universität, Göttingen.
- CBOT (2009): Historische Weizenterminmarktpreise. URL: <http://futures.tradingcharts.com>, Abrufdatum: 02.02.2009.
- COCHRANE, D. und ORCUTT, G.H. (1949): Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 44: 32-61.
- DICKEY, D.A. und FULLER, W.A (1981): Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, Vol. 49: 1057-1072.
- DIEBOLD, F.X. und MARIANO, R.S. (1995): Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 13(3): 134-144.
- DUDEN (1963): *Etymologie – Herkunftswörterbuch der deutschen Sprache*. Dudenverlag, Mannheim.
- DURBIN, J. und WATSON, G.S. (1951): Testing the Independence of Regression Disturbances. *Biometrika*, Vol. 37: 409-428 und Vol. 38: 159-178.
- EIA (2009): World Crude Oil Prices. EIA (Energy Information Administration), Official Statistics from the U.S. Government. URL: <http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/wtotworldw.htm>, Abrufdatum: 03.02.2009.

- FAPRI (versch. Jahrgänge): U.S. and World Agricultural Outlook. Food and Agricultural Policy Research Institute, Ames, Iowa. URL: <http://www.fapri.iastate.edu/publications/outlook.aspx>, Abrufdatum: 08.01.2009.
- GRANGER, C.W.J und NEWBOLD, P. (1975): Economic Forecasting: The Artheist's Viewpoint. In: Renton, G.A. (Hrsg.): *Modelling the Economy*. Heinemann, London: 131-148.
- HANNAN, E.J. und QUINN, B.G. (1979): The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. B 41: 190-195.
- HANNAN, E.J. und RISSANEN, J. (1982): Recursive estimation of mixed autoregressive - moving average order. *Biometrika*, Vol. 69(1): 81-94.
- HANSMANN, K.-W. (1993): Prognose und Prognosemethoden. In: WITTMANN, W., KERN, W., KÖHLER, R., KÜPPER, H.-U. und VON WYSOCKI, K. (Hrsg.): *Handwörterbuch der Betriebswirtschaft*. 5. Auflage, Schäfer-Poeschel, Stuttgart: 3546-3560.
- KIRCHGÄSSNER, G. und WOLTERS, J. (2006): *Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse*. Vahlen, München.
- KOUTSOYIANNIS, A. (1977): *Theory of Econometrics*. 2. Auflage, Macmillan, London.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B, SCHMIDT, P. und SHIN, Y. (1992): Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54: 159-178.
- LÜTKEPOHL, H. und KRÄTZIG, M. (2004): *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge. Das Programm JMulTi 4.23 ist abrufbar unter URL: <http://www.jmulti.de/>, Abrufdatum: 12.12.2008.
- OECD (versch. Jahrgänge): The Agricultural Outlook. Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris. Jahrgänge 1999 bis 2008 sind abrufbar unter URL: <http://www.oecdbookshop.org>, Abrufdatum: 08.01.2009.
- SALOMON, P. (1989): Vergleich verschiedener Verfahren der Zeitreihenanalyse anhand der Prognoseleistung. In: HAUF, C.-H. und SCHEPER, W. (Hrsg.): *Neuere Forschungskonzepte und -methoden in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues*. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und

Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 25: 139-144, Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup.

SCHWARZ, G. (1978): Estimating the Dimensions of a Model. *Annals of Statistics*, Vol. 6: 461-464.

THEIL, H. (1966): *Applied Economic Forecasting*. North-Holland, Amsterdam.

THEIL, H. (1961): *Economic Forecasts and Policy*. North-Holland, Amsterdam.

TINBERGEN, J. (1939): *Statistical Analysis of Business Cycle Theories*. League of Nations, Economic Intelligence Service, Genf.

USDA (2009a): Wheat Data: Yearbook Tables. United States Department of Agriculture. URL: <http://www.ers.usda.gov/Data/Wheat/YBtable20.asp>, Abrufdatum: 03.02.2009.

USDA (2009b): World wheat supply and disappearance. United States Department of Agriculture. URL: <http://www.ers.usda.gov/Data/Wheat/YBtable03.asp>, Abrufdatum: 16.01.2009.

WANG, D. und TOMEK, W.G. (2007): Commodity Prices and Unit Root Tests. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 89(4): 873-889.

Anhang

Anhang 1: Regressionsergebnisse der Prognose für die Weizenanbaufläche in Mio. ha ausgehend von den Jahren 1996-2008

$$Anbaufläche_t = \beta_0 + \beta_1 Anbaufläche_{t-1} + \beta_2 Weizenpreis_{t-1}$$

Jahr	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Regressionskoeffizienten													
β_0	94,1	92,1	95,8	96,8	95,9	97,4	91,1	86,4	68,9	69,5	67,3	60,1	55,4
β_1	0,506	0,518	0,507	0,502	0,500	0,494	0,520	0,541	0,626	0,623	0,633	0,672	0,699
β_2	0,130	0,125	0,115	0,115	0,123	0,122	0,123	0,123	0,109	0,109	0,107	0,094	0,085
Signifikanz der Regressionskoeffizienten (p-Wert)													
β_0	0,001	0,000	0,000	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,007	0,004	0,004	0,015	0,020
β_1	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
β_2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,002	0,003

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 2: Regressionsergebnisse der Trendextrapolation für Weizerträge in t/ha ausgehend von den Jahren 1996-2008

$$Ertrag_t = \beta_0 + \beta_1 t + u_t$$

Jahr	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Regressionskoeffizienten													
β_1	0,026	0,025	0,026	0,021	0,022	0,029	0,029	0,028	0,025	0,029	0,025	0,020	0,022
Signifikanz der Regressionskoeffizienten (p-Wert)													
β_1	0,016	0,021	0,019	0,032	0,029	0,003	0,003	0,004	0,015	0,013	0,017	0,034	0,022

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 3: Regressionsergebnisse der Trendextrapolation für den Weltweizenkonsum in Mio. t ausgehend von den Jahren 1996-2008

$$Konsum_t = \beta_0 + \beta_1 t + u_t$$

Jahr	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Regressionskoeffizienten													
β_1	3,60	3,68	4,50	4,10	4,11	4,99	5,45	6,23	5,72	5,03	4,70	4,93	4,94
Signifikanz der Regressionskoeffizienten (p-Wert)													
β_1	0,016	0,015	0,007	0,008	0,008	0,001	0,000	0,000	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000

Quelle: Eigene Berechnungen

Anhang 4: Regressionsergebnisse der Trendextrapolation für den Rohölpreis (Brent) in US-\$/barrel ausgehend von den Jahren 1996-2008

$$\text{Ölpreis}_t = \beta_0 + \beta_1 t + u_t$$

Jahr	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Regressionskoeffizienten													
β_1	0,06	0,02	-0,20	-0,54	-0,17	0,52	0,88	1,19	1,61	2,50	3,94	5,50	7,20
Signifikanz der Regressionskoeffizienten (p-Wert)													
β_1	0,822	0,929	0,423	0,021	0,564	0,194	0,033	0,006	0,002	0,002	0,001	0,000	0,000

Quelle: Eigene Berechnungen

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit versichere ich, die vorliegende Arbeit selbständig verfasst zu haben und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt zu haben.

Datum:

Unterschrift: