

Aus dem Institut für Agrarökonomie  
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

**Der Einfluss agrar- und energiepolitischer Förderprogramme auf  
landwirtschaftliche Boden- und Pachtmärkte**

Dissertation  
zur Erlangung des Doktorgrades  
der Agrar- und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät  
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

vorgelegt von  
Solveigh Hennig, M.Sc.  
aus Schwelm

Kiel, im März 2017

---

Dekan:	Prof. Dr. Joachim Krieter
1. Berichterstatter:	Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann
2. Berichterstatter:	Prof. Dr. Jens-Peter Loy
Tag der mündlichen Prüfung:	21.04.2017

Gedruckt mit Genehmigung der  
Agrar-und Ernährungswissenschaftlichen Fakultät  
der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Diese Dissertation kann als elektronisches Medium  
über den Internetauftritt der Universitätsbibliothek Kiel  
([www.ub-uni-kiel.de](http://www.ub-uni-kiel.de); [macau.uni-kiel.de](http://macau.uni-kiel.de))  
aus dem Internet geladen werden.

Gewidmet dem Menschen, der mir eine Zukunft schenkte und all dies  
möglich machte

## **Danksagung**

Die Liste der Personen, denen ich im Rückblick auf meine überaus bereichernde und herausfordernde Promotionszeit danken möchte, ist lang. Nur einige können an dieser Stelle namentlich erwähnt werden. Ich hoffe dennoch, dass sich alle, die mich auf dem Weg zur Fertigstellung dieser Dissertation unterstützt und begleitet haben, in diesen Zeilen wiederfinden.

An erster Stelle gilt mein Dank meinem Doktorvater Herrn Prof. Dr. Uwe Latacz-Lohmann für die fortwährende Unterstützung und die großzügig gewährte Freiheit während meiner Arbeit in seiner Abteilung. Für das entgegengebrachte Vertrauen bin ich sehr dankbar. Dr. Gunnar Breustedt danke ich für die unzähligen fachlichen Ratschläge. Seine konstruktive Kritik, seine Anregungen und seine kontinuierliche Bereitschaft zur Diskussion haben nicht unwesentlich zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen. Bei Herrn Prof. Dr. Jens-Peter Loy bedanke ich mich für die freundliche Übernahme des Zweitgutachtens.

Mit meinen sehr geschätzten Kollegen Dr. Torben Tiedemann und Dr. Christian Drepper habe ich nicht nur das Büro, sondern auch die Höhen und Tiefen der Promotionszeit geteilt. Durch die vielen fachlichen Gespräche, den Gedankenaustausch auf nicht-fachlicher Ebene und die aktuelle Erörterung der allgemeinen und politischen Rahmenbedingungen der Agrarproduktion haben sie viele fruchtbare Gedanken gesät. Danke dafür! Ich werde mich ihnen immer freundschaftlich verbunden fühlen. Mein Dank gilt weiterhin auch Dr. Tammo Francksen, Martin Mees, Dr. Norbert Schulz, Dr. Patrick Wettemann, Dr. Volker Saggau, Dr. Julia Schreiner, Ruben Dehning, Carolin Rosenau und Dr. Sandra Derissen, mit denen ich in der Abteilung eine schöne gemeinsame Zeit erlebt habe, deren Türen immer offen standen und die auf vielschichtige Art und Weise zu meiner Freude an der Arbeit beitrugen. Susanne Tischendorf, Lisa Elsner und Stephanie Schütze gebührt mein herzlicher Dank für die Unterstützung in organisatorischen Angelegenheiten.

Auch an die gemeinsame Zeit mit den Kollegen aus der Agrarpolitik, Milchökonomie, Marktlehre und Ernährungsökonomie und den Mitstreitern bei der ehrenamtlichen Tätigkeit für den Börsenverein Warenterminmarkt e.V. erinnere ich mich sehr gerne und bedanke mich für die vielen bereichernden Gespräche, den moralischen Beistand und die vergnüglichen Stunden auch abseits der fachlichen Disziplinen. Sie haben maßgeblich dazu beigetragen, dass ich die Promotionszeit in guter Erinnerung behalten werde.

Schließlich danke ich meinem lieben Lebenspartner Jan, meinen Eltern und meinen geliebten Brüdern, die meiner Promotionszeit ein sicheres, geduldiges und vertrauensvolles Fundament gegeben haben.

## **Inhaltsverzeichnis**

<b>1</b>	<b>Einleitung .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Zum Einfluss mitgehandelter Zahlungsansprüche auf die Kauf- und Pachtpreise von Ackerland in Schleswig-Holstein .....</b>	<b>10</b>
<b>3</b>	<b>Überwälzungseffekte von Agrarsubventionen auf die Pachtpreise von Grünland .....</b>	<b>42</b>
<b>4</b>	<b>Biogas als Preistreiber am Boden- und Pachtmarkt? Eine empirische Analyse .....</b>	<b>95</b>
<b>5</b>	<b>The incidence of biogas feed-in tariffs on farmland rental rates – evidence from northern Germany .....</b>	<b>127</b>
<b>6</b>	<b>Schlussbetrachtung .....</b>	<b>155</b>
<b>7</b>	<b>Zusammenfassung .....</b>	<b>177</b>
<b>8</b>	<b>Summary .....</b>	<b>183</b>
<b>9</b>	<b>Methodischer Anhang .....</b>	<b>188</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2.1: Geschätzter Pachtpreisaufschlag für mitgehandelte ZA in Abhängigkeit der ZA-Nennwerte im quadratischen Modell (Modell III) und im Modell mit ZA-Dummyvariable und Top-Ups (Modell IV).....	41
Figure 5.1: Distribution of biogas production in Schleswig-Holstein and Lower Saxony (2010) .....	139
Figure 5.2: Marginal effects of biogas density on arable cash rents as a function of regional livestock density .....	145

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2.1: Kaufpreisanalyse Ackerland - Definition und deskriptive Statistik der Variablen .....	21
Tabelle 2.2: Schätzergebnisse für den Einfluss der ZA-Übertragung auf Ackerlandpreise.....	23
Tabelle 2.3: Pachtpreisanalyse Ackerland - Definition und deskriptive Statistik der Variablen .....	25
Tabelle 2.4: Schätzergebnisse für den Einfluss einer gleichzeitigen ZA-Pachtung auf Ackerpachtpreise .....	26
Tabelle 2.5: Durchschnittliches Verhältnis der Kaufwerte (ohne USt) von isoliert gehandelten ZA zu deren Nennwerten .....	39
Tabelle 2.6: Schätzergebnisse für den Einfluss der ZA-Übertragung auf Ackerlandpreise (reduzierte Modelle).....	39
Tabelle 2.7: Schätzergebnisse für den Einfluss der ZA-Übertragung auf Ackerpachtpreise (reduzierte Modelle).....	40
Tabelle 3.1: Deskriptive Statistiken der verwendeten Variablen.....	59
Tabelle 3.2: Schätzergebnisse für die direkten und indirekten marginale Effekte auf die Grünlandpachtpreise in Modellspezifikation 1 .....	69
Tabelle 3.3: Schätzergebnisse (totale marginale Effekte) für die Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen in den unterschiedlichen Modellspezifikationen im Zeitablauf .....	77
Tabelle 3.4: Schätzergebnisse (totale marginale Effekte) für die Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen in den Modellspezifikationen mit regionalen Dummyvariablen .....	81
Tabelle 3.5: Spezifikation der verwendeten Variablen .....	92
Tabelle 3.6: Schätzparameter des räumlichen Modells (Modellspezifikation 1).....	93

Tabelle 3.7: Totale marginale Effekte der Standarddeckungsbeiträge aus der Milchvieh- und sonstigen Raufutterfresserhaltung in Modellen mit und ohne regionale Dummyvariablen .....	94
Tabelle 4.1: Deskriptive Statistik und Definitionen der verwendeten Variablen (Pachtpreisanalyse Befragungsdaten) .....	106
Tabelle 4.2: Schätzergebnisse für den Einfluss der Biogaserzeugung auf Pachtpreise (Befragungsdaten).....	108
Tabelle 4.3: Deskriptive Statistik und Definition der verwendeten Variablen (Pachtpreisanalyse ASE-Daten) .....	110
Tabelle 4.4: Schätzergebnisse für den Einfluss der Biogaserzeugung auf Ackerpachtpreise (ASE-Daten) .....	113
Tabelle 4.5: Deskriptive Statistik und Definition der verwendeten Variablen (Kaufpreisanalyse Befragungsdaten) .....	115
Tabelle 4.6: Schätzergebnisse für den Einfluss der Biogaserzeugung auf Bodenpreise (Befragungsdaten).....	116
Tabelle 4.7: Teststatistiken für das Vorliegen räumlicher Abhängigkeiten.....	126
Table 5.1: Descriptive statistics of variables for arable rent estimation.....	141
Table 5.2: Average direct, indirect and total effects of the independent variables on community-average cash rents for arable land.....	144
Table 5.3: Estimation results for arable cash rents.....	154



# Kapitel 1

## Einleitung

Die Entlohnung des Faktors Boden beschäftigt die (agrar-) ökonomische Forschung schon seit fast zweihundert Jahren, RICARDO (1821) und THÜNEN (1826) sind die Urväter der diesbezüglichen Grundrententheorie. Die Verteilung der Grundrente zwischen Landeigentümer und wirtschaftendem Landpächter hat seit Jahrhunderten politische Brisanz. Zwar werden in der heutigen politischen Diskussion in Westeuropa und Nordamerika weder Revolutionen gefordert noch der Marx'sche Standpunkt in dieser Verteilungsproblematik offensiv vertreten. Dennoch birgt die Frage, wie viel Milliarden Euro europäischer Landwirtschaftssubventionen aufgrund überhöhter Pachtpreise letztlich an oft wohlhabende Grundeigentümer fließen, auch heute erheblichen politischen Zündstoff (z.B. KILIAN und SALHOFER, 2009; WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT FÜR AGRARPOLITIK, 2010). Nicht anders die Frage, wie stark Landwirte unter einem möglichen Boden- und Pachtpreisanstieg durch benachbarte Biogasanlagen leiden (z.B. EMMANN und THEUVSEN, 2012; GOETZ, 2012). Die agrarökonomische Forschung versucht mittels empirischer Analysen Antworten auf diese und ähnliche Fragen zu finden.

Wenngleich bereits zahlreiche empirische Pacht- und Bodenpreisanalysen vorliegen, besteht auf diesem Gebiet anhaltender Forschungsbedarf. Durch die Entkoppelung der EU-Direktzahlungen, die Einführung der Regionalprämie und die dynamische Entwicklung der Biogasgasproduktion infolge der Einführung und Novellierung des Erneuerbare-Energien-Gesetzes (EEG) haben sich die Rahmenbedingungen für die Pacht- und Bodenmärkte in Deutschland in den letzten Jahren deutlich geändert. Der Effekt dieser Änderungen konnte mit bisherigen Daten bestenfalls unvollständig untersucht werden, da sich die Wirkungen erst in jüngster Vergangenheit voll entfalten. Ziel dieser kumulativ verfassten Dissertation ist es, die Auswirkungen von spezifischen agrar- und energiepolitischen Eingriffen auf das Wirtschafts-

geschehen an den Pacht- und Bodenmärkten empirisch zu analysieren. Dabei wird der Fokus auf einzelne Fragestellungen gerichtet, die im Kontext der Entkopplung der EU-Direktzahlungen und der Förderung der Biogasproduktion stehen.

Im Zuge der Entkopplung der EU-Direktzahlungen wurden die produktionsabhängigen Flächenprämien für Kulturpflanzen und tierzahlgebundenen Prämien der vorangegangenen Phase gekoppelter Direktzahlungen in produktionsentkoppelte Betriebsprämien umgewandelt, für deren Erhalt Landwirte seither neben dem Besitz von (hektarbezogenen) Zahlungsansprüchen auch die Bewirtschaftung einer entsprechenden Anzahl an Hektaren landwirtschaftlicher Nutzfläche nachweisen müssen. Die Zuteilung der Zahlungsansprüche, welche ein gänzlich neues Element der EU-Agrarpolitik darstellten, erfolgte mit der Reformumsetzung im Jahr 2005. Grundsätzlich können sich die ausgezahlten Prämien seitdem sowohl in den handelbaren Zahlungsansprüchen als auch in den zu deren Aktivierung notwendigen Flächen kapitalisieren. CIAIAN und SWINNEN (2006), COURLEUX et al. (2008) und KILIAN und SALHOFER (2008) zeigen diesbezüglich, dass die Werthaltigkeit der Zahlungsansprüche und die Überwälzung auf Boden- und Pachtpreise von der relativen Knappheit der Zahlungsansprüche im Verhältnis zu den aktivierungsfähigen Flächen abhängig ist. Inwieweit sich die Prämienzahlungen in den Zahlungsansprüchen kapitalisieren oder aber potentiell auf die Preise landwirtschaftlicher Nutzflächen überwälzt werden, ließe sich damit theoriegeleitet bereits über einen Vergleich der Anzahl der ausgegebenen Zahlungsansprüche mit der gesamten Hektarzahl aktivierungsfähiger Flächen ermitteln. Ein solcher Vergleich ist in Deutschland angesichts der fehlenden Datenbasis zur exakten Hektarzahl aktivierungsfähiger Flächen allerdings schwierig (RÖDER und KILIAN, 2008).

Aus diesem Grund erweist sich die Pacht- und Bodenmarktanalyse, die die Wertermittlung von Zahlungsansprüchen und die Überwälzung der Prämienzahlungen auf Boden- und Pachtpreise als empirische Fragestellung auffasst, als ein wichtiger Bestandteil der politikbegleitenden Forschung. Ökonometrische Pacht- und Bodenpreisstudien bieten darüber hinaus den Vorteil, dass die Überwälzungsraten der Prämienzahlungen, der Einfluss mitübertragener Zahlungsansprüche und auch die Effekte weiterer preisbeeinflussender Faktoren sowohl empirisch geprüft als auch quantifiziert werden können. Der Wertermittlung von Zahlungsansprüchen über Kauf- und Pachtpreisanalysen landwirtschaftlicher Flächen ist in diesem Zusammenhang Bedeutung beizumessen, weil ein Großteil der in Deutschland gehandelten Zah-

lungsansprüche zusammen mit Fläche transferiert wird und das Handelsvolumen von frei am Markt gehandelten Zahlungsansprüchen dementsprechend gering ist (RÖDER und KILIAN, 2008). Zum Wertansatz für mitgehandelte Zahlungsansprüche in den ausgehandelten Kauf- und Pachtpreisen von Flächen liegen in der empirischen Literatur bisher allerdings keine Erkenntnisse vor. Die vorliegende Arbeit soll die Frage nach der Werthaltigkeit von Zahlungsansprüchen deshalb aufgreifen und auf der Basis von einzelvertraglichen Pacht- und Bodenpreisdaten aus Schleswig-Holstein untersuchen, ob Landwirte bei Landtransaktionen einen Pacht- bzw. Kaufpreisaufschlag für mitgehandelte Zahlungsansprüche entrichten mussten.

Der Einfluss von Agrarsubventionen auf Pachtpreise ist in Bezug auf diverse Förderinstrumente der europäischen und US-amerikanischen Agrarpolitik dagegen bereits mehrfach empirisch belegt (u.a. HERRIGES et al., 1992; BRÜMMER und LOY, 2002; LENCE und MISHRA, 2003; PATTON und MCERLEAN, 2003; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; KILIAN et al., 2012; KIRWAN und ROBERTS, 2016). Allerdings bietet die agrarökonomische Literatur bisher nur rudimentäre empirische Befunde bezüglich der Überwälzung von Subventionszahlungen auf Grünlandpachten, da sich die bisherigen Studien zum Ausmaß der Überwälzung allesamt auf Ackerpachten beschränken oder auf Pachtpreise für landwirtschaftliche Nutzflächen allgemein fokussieren. Gerade mit der Entkopplung der EU-Direktzahlungen und der einhergehenden Einführung unmittelbar flächenbezogener Prämienzahlungen für Grünland erlangte die Thematik der Verteilung des Prämieinkommens zwischen pachtenden Grünlandbewirtschaftern und Flächeneigentümern aber verstärkt Bedeutung. In Deutschland macht Grünland immerhin knapp 30% der landwirtschaftlichen Nutzfläche aus (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2012), so dass die Prämienüberwälzung auf Grünlandpachten für die Transfereffizienz der EU-Direktzahlungen durchaus bedeutsam ist. Eine differenzierte Betrachtung und empirische Kenntnis der Pachtpreisdeterminanten für Grünland erscheint daher für eine umfassende Bewertung der EU-Subventionspolitiken unerlässlich. Im Rahmen dieser Arbeit soll eine Untersuchung des Einflusses der gekoppelten und entkoppelten EU-Direktzahlungen auf die Pachtpreise von Grünland die bisherige Forschungslücke im Bereich der Überwälzung von Agrarsubventionen auf Pachtpreise schließen.

Die Förderung der Bioenergieproduktion im Rahmen des EEG wird als ein weiteres Politikfeld angesehen, das die Pachtmarktentwicklung in Deutschland in den letzten Jahren zunehmend geprägt hat (GRANOSZEWSKI et al., 2011; EMMANN und THEUVSEN, 2012). Mit ge-

geschätzten Erlösen von rund 4,3 Milliarden Euro, die landwirtschaftliche Betriebe im Jahr 2013 mit der Energiegewinnung in Biogasanlagen erwirtschaften konnten (DEUTSCHER BAUERN-VERBAND, 2014), haben sich die Biogasproduktion und der dafür in der Regel erforderliche Energiemaisanbau inzwischen als wichtige Produktionszweige in der Landwirtschaft etabliert. Insbesondere unter den EEG-Novellen 2004 und 2009, die Landwirten über einen Zeitraum von 20 Jahren eine hohe Vergütung des produzierten Stroms zusicherten, hat die Biogasbranche einen enormen Anlagenzubau erfahren. Der hohe Flächenbedarf für die Substratversorgung dieser Anlagen hat nach weit verbreiteter Auffassung zu einer Intensivierung des Pachtflächenwettbewerbs in der Landwirtschaft geführt (BERENZ et al., 2008; SIEGMUND, 2012). Gleichzeitig werden Betreibern von Biogasanlagen in Modellrechnungen vergleichsweise hohe Zahlungsbereitschaften zugeschrieben (z.B. BRAUN et al., 2010; EMMANN und THEUVSEN, 2012). So ist es nicht verwunderlich, dass die Förderung der Bioenergieproduktion bei regional hoher Dichte von Biogasanlagen mit einem Preisanstieg auf den landwirtschaftlichen Pacht- und Bodenmärkten in Verbindung gebracht wird und Konflikte unter Landwirten mit und ohne Biogasanlagen hervorrief.

Einen ersten empirischen Nachweis der pachtpreissteigernden Wirkung der Energiepflanzenproduktion erbringen HABERMANN und BREUSTEDT (2011). Das untersuchte Datenmaterial datiert allerdings auf die Zeit vor der Novellierung des EEG im Jahr 2009, so dass die Auswirkungen des massiven Zubaus an Biogasanlagen unter der bis 2012 gültigen Gesetzesfassung des EEG 2009 noch nicht erfasst sind. Demnach zeichnete sich aber schon früh ab, dass die Fördergelder zu einem gewissen Grad auf die Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen überwältzt werden und damit im Wettbewerb um den knappen Faktor Boden zu politisch verursachten Verzerrungen der Konkurrenzfähigkeit anderer Betriebszweige führen. Seit längerem werden deshalb Verdrängungseffekte und Entwicklungshemmnisse insbesondere für viehhaltende Betriebe diskutiert (BERENZ et al., 2008). Marktbeobachtungen deuten inzwischen darauf hin, dass die Biogasproduktion gerade in Regionen mit intensiver Viehhaltung zu Preissteigerungen am Pachtmarkt geführt hat (EMMANN et al., 2010; SIEGMUND, 2012; GÖMANN et al., 2013). Diese Wechselwirkung zwischen Biogaserzeugung und Viehhaltung wurde auf der Basis empirischer Pachtpreisdaten bislang jedoch noch nicht explizit untersucht und belegt. Die vorliegende Arbeit zielt im weiteren Verlauf erstens darauf ab, ein aktualisiertes Bild der Pachtpreiseffekte der Biogasproduktion zu liefern und dabei auch die erwarteten Entwicklungen nach der EEG-Novellierung 2012 aufzuzeigen. Zweitens soll darauf aufbau-

end der Frage nachgegangen werden, in welcher Weise Unterschiede zwischen den Pachtpreiseffekten der Biogasproduktion in Regionen mit hoher und geringer regionaler Viehdichte bestehen.

In den Untersuchungen wird auf Methoden der Regressionsanalyse und räumlichen Ökonometrie zurückgegriffen. Wie vorangegangene empirische Analysen und theoretische Überlegungen zeigen, ist auf landwirtschaftlichen Boden- und Pachtmärkten von räumlichen Abhängigkeiten auszugehen (z.B. LENCE und MISHRA, 2003; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; HABERMANN und BREUSTEDT, 2011; ABELAIRAS-ETXEBARRIA und ASTORKIZA, 2012; HÜTTEL et al., 2013), deren Vernachlässigung zu verzerrten und ineffizienten Schätzergebnissen führen kann (ANSELIN, 1988). Räumlich-ökonometrische Methoden beziehen räumliche Strukturen in empirischen Daten, die auf ökonomische Prozesse im Raum und räumliche Heterogenität zurückgehen, explizit in die Modellspezifikation und Modellschätzung ein.

Die vorliegende, kumulativ verfasste Dissertation besteht aus vier einzelnen Artikeln. Der erste Beitrag in Kapitel 2 widmet sich der Fragestellung, welchen Preisaufschlag auf die Pacht- und Bodenpreise Verpächter und Verkäufer von Ackerflächen für mitgehandelte Zahlungsansprüche realisieren konnten. Die empirische Studie basiert auf Daten einzelner Pacht- und Kaufverträge für Ackerflächen aus dem Zeitraum 2005-2011, die im Rahmen einer Betriebsleiterbefragung Ende 2011 in Schleswig-Holstein erhoben und mittels regressionsanalytischer Methoden ausgewertet wurden. Die Ergebnisse der Studie werden zeigen, dass mitgehandelte Zahlungsansprüche die ausgehandelten Pachtpreise signifikant erhöhten, während ein Einfluss auf Kaufpreise zumindest auf Basis der analysierten Stichprobe nicht nachweisbar ist.

Kapitel 3 behandelt die Überwälzung der EU-Direktzahlungen auf die Pachtpreise von Grünland und wird auf der Basis von einzelbetrieblichen Pachtpreisdaten der amtlichen Agrarstrukturerhebungen aus dem Zeitraum 1999-2013 zu dem Ergebnis kommen, dass die gekoppelten EU-Direktzahlungen nur geringfügige Auswirkungen auf den Grünlandpachtmarkt ausübten, die entkoppelten Direktzahlungen hingegen in erheblichem Umfang und im Zeitablauf mit steigender Tendenz auf die Pachtpreise von Grünland überwältzt wurden. Für die empirische Analyse werden Verfahren der räumlichen Ökonometrie eingesetzt, um räumlichen Korrelationen der Pachtpreisdaten Rechnung zu tragen.

In Kapitel 4 wird anhand einer breit angelegten empirischen Untersuchung ermittelt, welchen Einfluss die Biogaserzeugung nach den EEG-Novellen 2009 und 2012 auf den Pachtmarkt für Ackerland ausübte. Hierfür erfolgen räumlich-ökonomische Analysen regional aggregierter Pachtpreisniveaus aus dem Jahr 2010 sowie einzelvertraglicher Pacht- und Kaufpreisdaten aus den Jahren 2010-2012. Zusätzlich greift die Studie auf Experteninterviews zurück, um neben der ex-post Betrachtung auch aktuelle Entwicklungen am Markt zu erfassen. Die Ergebnisse werden einen Beleg der pachtpreissteigernden Wirkung regionaler Biogasdichten liefern, für die Zeit nach der EEG-Novellierung 2012 infolge eines starken Rückgangs von Biogas-Neuinvestitionen jedoch Anhaltspunkte für eine Stagnation des biogasinduzierten Pachtpreisauftriebs geben.

Kapitel 5 arbeitet schließlich den theoretischen Rahmen des Einflusses der Biogaserzeugung auf Pachtpreise heraus und geht in der Analyse der Pachtpreiseffekte insbesondere auch auf die potentiellen Wechselwirkungen der Biogaserzeugung und regionalen Viehdichte ein. Für die anschließende empirische Analyse der komplementären Wirkung regionaler Biogas- und Viehdichten auf Pachtpreise in Norddeutschland werden Interaktionseffekte in räumlich-ökonomische Schätzungen eingeführt. Die Fallstudie auf der Basis von regional aggregierten Daten aus der amtlichen Agrarstrukturerhebung 2010 wird zeigen, dass die Biogaserzeugung im norddeutschen Raum erst im Zusammenspiel mit hohen regionalen Viehdichten einen nachweisbar pachtpreissteigernden Effekt auslöst.

Im Anschluss an die vier einzelnen Beiträge der kumulativ verfassten Arbeit führt eine Schlussbetrachtung die gewonnenen Erkenntnisse in Kapitel 6 zusammen, diskutiert die verwendeten Daten und die angewandte Methodik, leitet Schlussfolgerungen für Politik und Praxis ab und zeigt weiteren Forschungsbedarf auf. Den Abschluss der Arbeit bilden Zusammenfassungen der einzelnen Artikel in deutscher und englischer Sprache in den Kapiteln 7 und 8 sowie ein methodischer Anhang in Kapitel 9, der die methodischen Grundlagen der Schätzung räumlich-ökonomischer Modelle darlegt.

## Literaturverzeichnis

- ABELAIRAS-ETXEBARRIA, P. und I. ASTORKIZA (2012): Farmland prices and land-use changes in periurban protected natural areas. In: *Land Use Policy* 29 (3): 674–683.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht [u.a.].
- BERENZ, S., H. HOFFMANN und H. PAHL (2008): Konkurrenzbeziehungen zwischen der Biogaserzeugung und der tierischen Produktion. In: T. Glebe et al. (Hrsg.): *Agrar- und Ernährungswirtschaft im Umbruch. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 43*. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 497–506.
- BRAUN, J., W. LORLEBERG und H. WACUP (2010): Regionale Struktur- und Einkommenswirkungen der Biogasproduktion in NRW. *Forschungsberichte des Fachbereichs Agrarwirtschaft Soest Nr. 24*. Fachhochschule Südwestfalen, Soest.
- BREUSTEDT, G. und H. HABERMANN (2011): The incidence of EU per-hectare payments on farmland rental rates: a spatial econometric analysis for German farm-level data. In: *Journal of Agricultural Economics* 62 (1): 225–243.
- BRÜMMER, B. und J.-P. LOY (2002): Der Einfluss staatlicher Ausgleichszahlungen auf Landpreise in Schleswig-Holstein. In: M. Brockmeier et al. (Hrsg.): *Liberalisierung des Weltagrarhandels: Strategien und Konsequenzen. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V., Band 37*. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 389–399.
- CIAIAN, P. und J.F. SWINNEN (2006): Land market imperfections and agricultural policy impacts in the new EU member states: a partial equilibrium analysis. In: *American Journal of Agricultural Economics* 88 (4): 799–815.
- COURLEUX, F., H. GUYOMARD und L. PIET (2008): Mapping the decoupling: transfer efficiency of the single farm payment scheme. Tagungsbeitrag zum 12. EAAE-Kongress "People, Food and Environments: Global Trends and European Strategy", Ghent (Belgien). In: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/44185/2/560.pdf>. Abruf: 28.06.2011.
- DEUTSCHER BAUERNVERBAND (2014): *Situationsbericht 2014/15. Trends und Fakten zur Landwirtschaft, 1. Auflage*. Deutscher Bauernverband, Berlin.
- EMMANN, C., C. PLUMEYER und L. THEUVSEN (2010): Einfluss der Biogasproduktion auf den Landpachtmarkt in Niedersachsen. In: *Österreichische Gesellschaft für Agrarökonomie (Hrsg.): ÖGA-Tagungsband 2010*: 59–60.
- EMMANN, C.H. und L. THEUVSEN (2012): Einfluss der Biogasproduktion auf den regionalen Pachtmarkt. Empirische Erhebung in fünf niedersächsischen Landkreisen mit hoher Anlagedichte. In: *Berichte über Landwirtschaft* 90 (1): 84–112.

- GOETZ, K.-H. (2012): Gefahren für die Agrarstruktur. In: Bundesverband der gemeinnützigen Landgesellschaften (BLG) (Hrsg.): Landwirtschaftlicher Bodenmarkt, Perspektiven und Grenzen der Weiterentwicklung des bodenpolitischen Ordnungsrahmens beim Grundstücksverkehr. BLG, Berlin: III 1 – III 5.
- GÖMANN, H., T. de WITTE, G. PETER und A. TIETZ (2013): Auswirkungen der Biogaserzeugung auf die Landwirtschaft. Thünen Report 10. Johann Heinrich von Thünen-Institut, Braunschweig.
- GRANOSZEWSKI, K., C. REISE, A. SPILLER und O. MUBHOFF (2011): Die Relevanz landwirtschaftlicher Konflikte im Kontext zunehmender Biogaserzeugung. In: Jahrbuch der Österreichischen Gesellschaft für Agrarökonomie 20 (2): 129–138.
- HABERMANN, H. und G. BREUSTEDT (2011): Einfluss der Biogaserzeugung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. In: German Journal of Agricultural Economics 60 (2): 85–100.
- HERRIGES, J., J. SHOGREN und N. BARICKMAN (1992): The implicit value of corn base acreage. In: American Journal of Agricultural Economics 74 (1): 50–58.
- HÜTTEL, S., M. ODENING, K. KATARIA und A. BALMANN (2013): Price formation on land market auctions in East Germany - An empirical analysis. Auktionspreise auf dem ostdeutschen Bodenmarkt. In: German Journal of Agricultural Economics 62 (2): 99–115.
- KILIAN, S., J. ANTÓN, K. SALHOFER und N. RÖDER (2012): Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. In: Land Use Policy 29 (4): 789–797.
- KILIAN, S. und K. SALHOFER (2008): Single payments of the CAP: where do the rents go? In: Agricultural Economics Review 9 (2): 96–106.
- KILIAN, S. und K. SALHOFER (2009): Entkoppelte Prämien, Bodenpreise und Wettbewerbsfähigkeit. In: Agrarwirtschaft 58 (3): 141–143.
- KIRWAN, B.E. und M.J. ROBERTS (2016): Who really benefits from agricultural subsidies? Evidence from field-level data. In: American Journal of Agricultural Economics 98 (4): 1095–1113.
- LENCE, S.H. und A.K. MISHRA (2003): The impacts of different farm programs on cash rents. In: American Journal of Agricultural Economics 85 (3): 753–761.
- PATTON, M. und S. MCERLEAN (2003): Spatial effects within the agricultural land market in Northern Ireland. In: Journal of Agricultural Economics 54 (1): 35–54.
- RICARDO, D. (1821): On the Principles of Political Economy, and Taxation, 3. Auflage. Murray, London.
- RÖDER, N. und S. KILIAN (2008): Der Markt für Zahlungsansprüche in Deutschland: eine deskriptive Analyse. In: Berichte über Landwirtschaft 86 (2): 303–321.
- SIEGMUND, K. (2012): Bestandsaufnahme zu Entwicklungen am landwirtschaftlichen Boden- und Pachtmarkt. In: Bundesverband der gemeinnützigen Landgesellschaften (BLG)



(Hrsg.): Landwirtschaftlicher Bodenmarkt, Perspektiven und Grenzen der Weiterentwicklung des bodenpolitischen Ordnungsrahmens beim Grundstücksverkehr. BLG, Berlin: II 1 – II 40.

STATISTISCHES BUNDESAMT (2012): Bodennutzung der Betriebe (Landwirtschaftlich genutzte Flächen). Fachserie 3 Reihe 3.1.2. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

THÜNEN, J.H. v. (1826): Der isolirte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie, 1. Auflage. Perthes, Hamburg.

WISSENSCHAFTLICHER BEIRAT FÜR AGRARPOLITIK (2010): EU-Agrarpolitik nach 2013. Plädoyer für eine neue Politik für Ernährung, Landwirtschaft und ländliche Räume. In: <http://www.bmelv.de/cae/servlet/contentblob/1005908/publicationFile/>. Abruf: 24.06.2013.

## **Kapitel 2**

### **Zum Einfluss mitgehandelter Zahlungsansprüche auf die Kauf- und Pachtpreise von Ackerland in Schleswig-Holstein**

The impact of payment entitlements on arable land prices and rental rates  
in Schleswig-Holstein

**Solveigh Hennig, Gunnar Breustedt und Uwe Latacz-Lohmann**

Der Artikel ist erschienen in:

German Journal of Agricultural Economics

Band 63 (2014), Heft 4, S. 219-239

Der Abdruck des Beitrages erfolgt mit freundlicher Genehmigung des Deutschen Fachverlags.

## **Zusammenfassung**

Dieser Beitrag analysiert den Einfluss von mitgehandelten Zahlungsansprüchen (ZA) auf die Kauf- und Pachtpreise von Ackerland. Die empirische Analyse beruht auf Daten aus Verträgen über den Handel von ZA und landwirtschaftlichen Nutzflächen, die zwischen 2005 und 2011 in Schleswig-Holstein geschlossen wurden. Mittels Regressionsanalysen werden die Kauf- bzw. Pachtpreise der Ackerflächen (mit und ohne ZA) durch wertgebende Flächenattribute sowie betriebsindividuelle, regionale und gesamtwirtschaftliche Einflussfaktoren erklärt. Der gleichzeitige Transfer von ZA findet in den Modellen explizit als zusätzliche potenzielle Einflussgröße Berücksichtigung, wobei der gesamte Beobachtungszeitraum in zwei Phasen unterteilt wird, um einen unterschiedlichen Einfluss der ZA in der Phase vor dem Gleitflug (bis 2009) und in der Gleitflugphase (ab 2010) zuzulassen. Die Stichprobe umfasst 135 Kaufverträge und 213 Pachtverträge. Im Ergebnis zeigt sich, dass Ackerpachtpreise in Schleswig-Holstein neben weiteren preisbeeinflussenden Faktoren signifikant positiv von mitgehandelten ZA beeinflusst werden. Der Pachtaufschlag je Hektar wird auf durchschnittlich 30-35 % der (bei Vertragsabschluss gültigen) ZA-Nennwerte geschätzt. Ein Einfluss mitgehandelter ZA auf die Kaufpreise von Ackerland lässt sich in dieser Studie nicht nachweisen.

**Schlüsselwörter:** Zahlungsansprüche; EU-Direktzahlungen; Pachtpreise; Bodenpreise

## **Abstract**

This paper investigates the impact of payment entitlements traded in conjunction with farmland on the prices and rental rates of arable land. The empirical analysis is based upon a survey of land rental and land purchase contracts concluded in Schleswig-Holstein between 2005 and 2011. Regression analysis is used to estimate the impact of plot attributes, farm characteristics, regional and macroeconomic factors on arable land purchase prices and rental rates. The simultaneous transfer of payment entitlements enters the models as an additional explanatory variable. The observation period is sub-divided into two phases to account for the potentially differential impact of payment entitlements before (until 2009) and during the gliding phase (2010 and after). The sample comprises 135 land purchase contracts and 213 land rental agreements. The results show that rental rates for arable land in Schleswig-Holstein, besides being influenced by other factors, are significantly higher when a payment entitlement is traded with the land. The price-increasing effect is estimated to be on average 30-35 % of the

payment entitlements' nominal value at the time of contract conclusion. The analysis does not reveal a statistically significant impact of payment entitlements on the purchase price of arable land.

**Key words:** Payment entitlements; Single Payment Scheme; land rental rates; land prices

## 2.1 Einleitung

Die Kapitalisierung von EU-Subventionen in Kauf- und Pachtpreisen landwirtschaftlicher Nutzflächen beschäftigt die agrarökonomische Forschung seit längerem. Neben theoretischen Analysen über den Einfluss verschiedener Subventionspolitiken auf den Bodenmarkt (ISERMEYER, 2003; CIAIAN und SWINNEN, 2006; COURLEUX et al., 2008; KILIAN und SALHOFER, 2008; CIAIAN et al., 2010; KILIAN, 2010; CIAIAN et al., 2012) wurden zahlreiche empirische Studien über die Überwälzung der EU-Prämien auf Landeigentümer veröffentlicht (BRÜMMER und LOY, 2002; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; DUVIVIER et al., 2005; FUCHS, 2002; KILIAN et al., 2012; SWINNEN et al., 2008; KILIAN, 2010; MÖLLER et al., 2010; FEICHTINGER und SALHOFER, 2013; VAN HERCK und VRANKEN, 2012; CIAIAN und KANCS, 2012). Der Besitz von Zahlungsansprüchen (ZA), die mit der Entkopplung der EU-Direktzahlung 2005 eingeführt wurden, ist neben der Bewirtschaftung landwirtschaftlicher Fläche eine Voraussetzung für den Erhalt der Direktzahlungen. Dadurch kann ein Teil der Direktzahlungen nicht nur in den Kauf- und Pachtpreisen von Boden, sondern auch in Kauf- und Pachtpreisen von Zahlungsansprüchen kapitalisiert werden. Die Überwälzung der EU-Subventionen auf ZA-Eigentümer ist allerdings bisher kaum empirisch untersucht worden.

Auswertungen der Zentralen InVeKos-Datenbank (ZID)<sup>1</sup> von RÖDER und KILIAN (2008) zeigen, dass im Zeitraum von 2005 bis Juli 2007 etwa 8,5% der in Schleswig-Holstein ausgegebenen ZA gehandelt wurden. Auf dem Markt für ohne Fläche verkaufte ZA wurden in Schleswig-Holstein gemäß Datenbankauswertungen der ZA-BÖRSE FRANK (2012) und Erhebungen von Vertragsdaten im Rahmen einer Betriebsleiterbefragung im Durchschnitt über die

---

<sup>1</sup> In der ZID werden die ZA im Auftrag des Bundes und der Länder zentral verwaltet.

Jahre 2006 bis 2011 Handelspreise in Höhe des 1,4-fachen der ZA-Nennwerte<sup>2</sup> realisiert (siehe Anhang). Das Handelsvolumen auf dem Markt für ohne Fläche gehandelte ZA ist allerdings sehr gering (KILIAN und SALHOFER, 2009), denn der überwiegende Anteil der verkauften ZA wird gemeinsam mit landwirtschaftlicher Nutzfläche gehandelt (SWINNEN et al., 2008: 125f.; RÖDER und KILIAN, 2008) und die Verpachtung von ZA ist generell nur gemeinsam mit Fläche möglich. Für die gemeinsam mit landwirtschaftlicher Nutzfläche transferierten ZA erfolgt von Seiten der Bundes- oder Landesbehörden keine systematische Erfassung der ausgehandelten Kauf- und Pachtpreise. Ein Preis für die gepachteten oder gekauften ZA kann in der Regel auch nicht angegeben werden, weil oftmals lediglich ein gemeinsamer Preis für die Fläche inklusive der ZA ausgehandelt wird.<sup>3</sup>

Da die ohne Fläche übertragenen ZA nur einen kleinen Teil der verkauften ZA und gar keine verpachteten ZA enthalten, bildet die Beobachtung der Marktpreise von ohne Fläche übertragenen ZA eine unbefriedigende Datenbasis für die Wertermittlung von ZA. Bei den ‚Paket‘übertragungen von Fläche gemeinsam mit ZA ist aber der wahre Wert der ZA kaum ohne weiteres erkennbar. SALHOFER et al. (2009: 58ff.) ermitteln anhand einer Betriebsleiterbefragung exemplarisch für verschiedene Untersuchungsregionen hypothetische Pachtpreise für ZA, indem sie abgefragte Pachtpreise für Acker- bzw. Grünland mit und ohne ZA miteinander vergleichen. Das methodische Vorgehen weist – wie von den Autoren betont – allerdings einige Schwächen auf. Unter anderem kann kritisiert werden, dass sowohl weitere preisbeeinflussende Faktoren als auch die konkrete Höhe der individuellen ZA-Nennwerte unberücksichtigt bleiben. Studien, die hier ansetzen und den Einfluss mitgehandelter ZA auf Boden- und Pachtpreise genauer analysieren, fehlen bisher. Auf Basis einer Erhebung und Auswertung von Daten aus Verträgen über den Handel von ZA und landwirtschaftlichen Nutzflächen in Schleswig-Holstein versucht der vorliegende Beitrag, diese Lücke zu schließen. Dazu wird der Einfluss der ZA auf Kauf- und Pachtpreise von Ackerland unter Berücksichtigung anderer Wert bestimmender Faktoren regressionsanalytisch bestimmt.

---

<sup>2</sup> Mit Nennwert eines ZA ist die Direktzahlungshöhe gemeint, die man im Jahr des ZA-Transfers für einen Hektar landwirtschaftlicher Fläche und Aktivierung des ZA hätte erhalten können.

<sup>3</sup> In der diesem Beitrag zugrundeliegenden Befragung landwirtschaftlicher Betriebsleiter in Schleswig-Holstein wurden in 29% der Kaufverträge für Ackerland einschließlich ZA explizite ZA-Preisvereinbarungen getroffen. Bei den beobachteten Pachtverträgen mit ZA-Übertragung liegt der Anteil bei 23%.

Kapitel 2.2 skizziert zunächst den politischen Hintergrund der Zahlungsansprüche, deren Einfluss auf den Bodenmarkt und die allgemeinen Determinanten der Boden- und Pachtpreisbildung. Anschließend wird in Kapitel 2.3 auf das Datenmaterial und die methodische Vorgehensweise eingegangen. Die Ergebnisse der Analyse werden in Kapitel 2.4 präsentiert. Der Beitrag schließt mit einer Diskussion der Ergebnisse in Kapitel 2.5.

## **2.2 Politischer und ökonomischer Hintergrund**

### **2.2.1 Grundlage und Wert von Zahlungsansprüchen**

Mit den Luxemburger Beschlüssen wurde die Gemeinsame Europäische Agrarpolitik 2003 grundlegend reformiert. Kern der Reform war die Entkopplung der Direktzahlungen von der landwirtschaftlichen Produktion. Im Zuge der Umsetzung wurden jedem landwirtschaftlichen Betrieb Zahlungsansprüche (ZA) für die EU-Betriebsprämie zugewiesen, deren Anzahl sich nach dem Umfang der von den Betriebsleitern gemeldeten beihilfefähigen Hektarfläche richtete. Ein Zahlungsanspruch berechtigte den Inhaber fortan zum Erhalt jährlicher Prämienzahlungen für die Bewirtschaftung eines Hektars beihilfefähiger Fläche, wobei die Auszahlung an die Einhaltung von Auflagen im Bereich des Umwelt- und Tierschutzes und der Nahrungs- und Futtermittelsicherheit (Cross-Compliance) geknüpft wurde. Im Detail ist zur „Aktivierung“ eines ZA grundsätzlich ein Hektar beihilfefähiger Fläche erforderlich, während die Nichteinhaltung der Cross-Compliance-Auflagen zu einer prozentualen Kürzung der Prämien führen kann (bei wiederholten Verstößen im Extremfall um bis zu 100%). Hinsichtlich der Festlegung der jährlichen Prämienhöhe (d.h. der Nennwerte der ZA) hatten die EU-Mitgliedstaaten ein nationales Wahlrecht zwischen verschiedenen Entkopplungsmodellen.<sup>4</sup> In Deutschland wurde im Jahr 2005 eine Kombination aus einer regional einheitlichen Prämie für Acker- bzw. Grünland (Regionalmodell) und einer betriebsindividuellen Prämie (historisches Modell) eingeführt, wobei letztere vor allem auf den produktionsgebundenen Zahlungen für die Tierhaltung basierte, die ein Betrieb in der Vergangenheit (2000-2002) erhalten hatte. Der Nennwert eines ZA setzte sich damit aus einem regional einheitlichen, flächenbezogenen Betrag für Acker- bzw. Grünland und einem betriebsindividuellen Betrag, dem sogenannten

---

<sup>4</sup> Die umgesetzten Entkopplungsmodelle konnten sich auch innerhalb eines Mitgliedsstaates zwischen regionalen Gebietseinheiten (NUTS1-Ebene nach EU-Klassifikation) unterscheiden.

Top Up, zusammen.<sup>5</sup> Bereits bei der Einführung der ZA war allerdings für die Jahre 2010 bis 2013 ein schrittweises Abschmelzen der Top Ups und eine Erhöhung der regionalen Grundprämie vorgesehen. Ziel dieses „Gleitflugs“ war die Angleichung aller ZA-Nennwerte auf ein regional einheitliches Niveau bis 2013. Die Höhe der Regionalprämie wurde am gesamten Prämienvolumen einer Region im Jahr 2009 ausgerichtet, wobei die Abgrenzung der Regionen in Deutschland weitgehend den Grenzen der Bundesländer entspricht (die Stadtstaaten Berlin, Bremen und Hamburg wurden den Bundesländern Brandenburg, Niedersachsen und Schleswig-Holstein zugeordnet).

Innerhalb der Regionen sind Zahlungsansprüche seit ihrer Einführung handelbar. Wie bereits angesprochen, ist eine ZA-Übertragung im Falle des Verkaufs sowohl mit als auch ohne Fläche möglich, eine ZA-Verpachtung ist allerdings ausschließlich gemeinsam mit beihilfefähiger Fläche zulässig. Für die Aktivierung der ZA muss allerdings in jedem Fall beihilfefähige Fläche nachgewiesen werden, so dass die Auszahlung der Direktzahlungen nicht nur an den Besitz von ZA, sondern auch an den Produktionsfaktor Boden gebunden ist. Die Frage nach dem Wert der ZA ist daher nicht ohne weiteres zu beantworten. Ob sich die in den ZA verbrieften EU-Prämien im Boden kapitalisieren oder ob sich für die ZA selbst ein Handelswert herausbildet, hängt nämlich maßgeblich von den Knappheitsverhältnissen auf dem Bodenmarkt und der relativen Knappheit der ZA ab (KILIAN und SALHOFER, 2008; COURLEUX et al., 2008; CIAIAN et al., 2010: 310ff.). Sind ZA in Relation zur beihilfefähigen Fläche knapp, kapitalisieren sich die Prämien theoretisch vollständig in den ZA selbst. Sind ZA hingegen im Überschuss vorhanden, kapitalisieren sich die Zahlungen zumindest teilweise im Boden und werden damit auf Landeigentümer überwält. Theoretische Betrachtungen und empirische Analysen deuten darauf hin, dass in Deutschland von einem Überschuss an ZA gegenüber beihilfefähigen Flächen (SALHOFER et al., 2009: 74ff.) und von einer anteiligen Überwälzung der Prämien auf die Eigentümer des knappen Faktors Boden (SWINNEN et al., 2008: 142; KILIAN et al., 2012) auszugehen ist. Solange die Prämien dabei allerdings nicht vollständig auf die Landeigentümer überwält werden, sondern sich ein Teil der Zahlungen in den ZA kapita-

---

<sup>5</sup> Der regional einheitliche, flächenbezogene Betrag wird im Folgenden allgemein als „Grundprämie“ bzw. der flächenbezogene Betrag für Ackerland als „Ackergrundprämie“ bezeichnet.

lisiert, besitzen ZA einen Wert, der sich in höheren Boden- und Pachtpreisen für einschließlich ZA gehandelte Nutzflächen niederschlägt.

### 2.2.2 Allgemeine Determinanten der Boden- und Pachtpreise

Zentraler Bestimmungsfaktor landwirtschaftlicher Boden- und Pachtpreise ist gemäß der klassischen ökonomischen Theorie die mit der Landbewirtschaftung erzielbare Bodenrente (z.B. ZIERCKE, 1980). Sie ergibt sich aus den monetären Erträgen des Bodens abzüglich aller Produktionskosten. Die Heterogenität der natürlichen und ökonomischen Standortbedingungen führt zu einer Differenzierung der Bodenrenten im Raum (RICARDO, 1821: 53ff.; THÜNEN, 1910: 229f.) und zu einer Variation zwischen einzelnen landwirtschaftlichen Betrieben (z.B. HENRICHSMEYER und WITZKE, 1991: 364f.). Der Einfluss der Bodenrente auf die Kauf- und Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen wurde in empirischen Analysen europäischer Bodenmärkte vielfach nachgewiesen. Diverse Studien bilden dabei die betriebsindividuelle (oder regionstypische) Bodenrente über Proxyvariablen beispielsweise in Form der Nettowertschöpfung des Bodens oder des durchschnittlichen Betriebseinkommens je Hektar ab (z.B. BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; FUCHS, 2002). Darüber hinaus wurden zahlreiche flächenspezifische, betriebsindividuelle, regionale und gesamtwirtschaftliche Determinanten der Bodenrente herausgearbeitet (z.B. Ertragsfähigkeit des Bodens, Betriebsausrichtung, regionale Produktionsbedingungen, Agrarpreisniveau, agrarpolitische Maßnahmen), deren Einfluss auf die Boden- und Pachtpreise sich in der Regel statistisch hochsignifikant erweist (z.B. FUCHS, 2002; MARGARIAN, 2008; HABERMANN und ERNST, 2010; KILIAN, 2010; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011, HABERMANN und BREUSTEDT, 2011; EMMAN und THEUVSEN, 2012). Neben dem Einfluss der Bodenrente hat sich in diversen Studien die Wettbewerbssituation auf dem lokalen Bodenmarkt als weiterer wichtiger Bestimmungsfaktor der Boden- und Pachtpreise herauskristallisiert. Der Einfluss der intrasektoralen Konkurrenz um Flächen auf die lokalen Boden- und Pachtpreise spiegelt sich beispielsweise in steigenden Preisen bei zunehmender Betriebsdichte (z.B. KILIAN, 2010) und in signifikant höheren Preisniveaus in Regionen mit hoher Viehdichte (z.B. FUCHS, 2002; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011) wider. Für die Kaufpreise von landwirtschaftlichen Flächen lässt sich über steigende Bodenpreise mit zunehmender Siedlungs- bzw. Bevölkerungsdichte zumeist zusätzlich ein Zusammenhang mit der außerlandwirtschaftlichen Bodennachfrage feststellen (z.B. KILIAN, 2010; DUVIVIER et al., 2005).



Der vorliegende Beitrag widmet sich mit dem Einfluss mitgehandelter Zahlungsansprüche (ZA) auf Boden- und Pachtpreise nun einem Detail der agrarpolitischen Einflussfaktoren, zu dem bisher aus empirischen Studien nur unzureichende Erkenntnisse vorliegen (s.o.). Um den Einfluss der ZA auf die Boden- und Pachtpreise mittels statistischer Modellschätzungen zu quantifizieren, sollten idealer Weise auch alle übrigen Bestimmungsgründe in den Schätzmodellen berücksichtigt werden.

### 2.3 Daten und methodische Vorgehensweise

Für die empirische Analyse erfolgte im Rahmen einer anonymen Betriebsleiterbefragung eine Erhebung von Kauf- und Pachtvertragsdaten landwirtschaftlicher Betriebe. Hierfür wurde im Dezember 2011 ein schriftlicher Fragebogen an rund 11.000 Mandanten des Landwirtschaftlichen Buchführungsverbandes (LBV) aus Schleswig-Holstein versendet. Im Fragebogen sind neben allgemeinen Angaben zum Betrieb Informationen zu den seit 2005 abgeschlossenen Kauf- und Pachtverträgen für landwirtschaftliche Nutzflächen (mit und ohne ZA) und Angaben zu Kaufverträgen freier ZA abgefragt worden. Neben der portofreien Rücksendung des ausgefüllten Fragebogens bestand die Möglichkeit, den Fragebogen online auszufüllen. Ergänzend wurden im Frühjahr 2012 Aufrufe zur Teilnahme an der Online-Befragung in den Zeitschriften *Bauernblatt Schleswig-Holstein und Hamburg* und *Top Agrar* veröffentlicht.

Insgesamt haben 357 Betriebsleiter aus Schleswig-Holstein an der Befragung teilgenommen. Die Rücklaufquote ist gemessen an der Zahl der versendeten Fragebögen mit unter 5% relativ gering. Die für den Untersuchungsgegenstand unumgängliche Abfrage sensibler Daten wird trotz gewährleisteter Anonymität ein wesentlicher Grund für die geringe Teilnahmebereitschaft gewesen sein. Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass der Mandantenkreis des LBV nicht nur aktive landwirtschaftliche Betriebe mit Aktivitäten auf dem Bodenmarkt umfasst, sondern auch auslaufende und verpachtete (ehemalige) Betriebe sowie sonstige Unternehmen des landwirtschaftlichen Sektors. Die Analyse der eingegangenen Vertragsdaten beschränkt sich auf Kauf- und Pachtverträge für Ackerland, da die Fallzahl der beobachteten Grünlandverträge (insbesondere derjenigen mit ZA-Übertragung) für eine inferenz-statistische

Auswertung zu gering ist.<sup>6</sup> Die eingegangenen Vertragsdaten zu den Ackerlandkäufen und -pachtungen wurden einer Plausibilitätsprüfung unterzogen und unvollständige Angaben aus der Analyse ausgeschlossen. Ferner mussten Verträge über den gleichzeitigen Handel von Acker- und Grünland in der Analyse unberücksichtigt bleiben, sofern für die Ackerfläche kein separater Kauf- bzw. Pachtpreis vereinbart und angegeben wurde. Für den Kauf und die Pachtung von Ackerland in Schleswig-Holstein konnten insgesamt Angaben zu 135 Kaufverträgen und 213 Pachtverträgen ausgewertet werden.<sup>7</sup>

Als methodischer Ansatz wurden Regressionsmodelle herangezogen, welche die beobachteten Kauf- bzw. Pachtpreise der Ackerflächen (mit und ohne ZA) durch wertgebende Flächenattribute sowie betriebsindividuelle, regionale und gesamtwirtschaftliche Einflussfaktoren erklären. Der gleichzeitige Transfer von ZA findet in den Modellen explizit als zusätzliche potentielle Einflussgröße Berücksichtigung, wobei der gesamte Beobachtungszeitraum in zwei Phasen unterteilt wird und ein unterschiedlicher Einfluss der ZA in der ersten Phase vor dem Gleitflug (bis 2009) und in der zweiten Phase (Gleitflugphase ab 2010) zugelassen wird. Dieses Vorgehen liegt darin begründet, dass sich die erwarteten Ertragswerte der ZA durch den Gleitflug ändern und darüber hinaus die regionale Homogenisierung der Prämienhöhe aus theoretischer Sicht einen Einfluss auf das Ausmaß der Kapitalisierung der Prämien im Boden haben kann (KILIAN und SALHOFER, 2008). Die Einteilung in lediglich zwei Phasen (anstelle von jahresindividuellen Parameterschätzern im Optimalfall) ist aufgrund der kleinen Stichprobengrößen unumgänglich. Zur Abbildung der zeitlich-dynamischen Entwicklung der Kauf- und Pachtpreise wird außerdem eine Trendvariable in die Modellschätzungen aufgenommen.<sup>8</sup> Getrennt für Kauf- und Pachtpreise umfasst die Analyse verschiedene Strukturbruchmodelle, die den Einfluss mitgehandelter ZA jeweils mit verschiedenen Variablenspezifikationen abbilden. Modell I sieht folgendermaßen aus:

---

<sup>6</sup> Die geringe Zahl der Beobachtungen wird im Wesentlichen auf den geringeren landesweiten Flächenumfang von Grünland und die oftmals längeren Pachtlaufzeiten für Grünlandflächen zurückzuführen sein.

<sup>7</sup> Einige Betriebsleiter haben Angaben zu mehreren Verträgen gemacht, so dass der Stichprobenumfang bezogen auf die Zahl der analysierten Betriebe geringer ist. Die Einzelbeobachtungen zu den Kaufverträgen gehen auf 91 Betriebe und die Einzelbeobachtungen zu den Pachtverträgen auf 131 Betriebe zurück.

<sup>8</sup> Wir haben mittels eines quadratischen Modells auch einen nichtlinearen Trend getestet. Der quadratische Term führt allerdings in allen Modellen nicht zu einer signifikanten Verbesserung der Modellschätzung (gemäß Wald-Statistik).

$$p_i = \alpha + \lambda t + \beta_1 D_{1i} ZA_i + \beta_2 D_{2i} ZA_i + \sum_j \gamma_j X_{ij} + u_i \quad (2.1)$$

Dabei bezeichnet  $p_i$  den beobachteten Kauf- bzw. Pachtpreis für Vertrag  $i$ ,  $t$  ist die Trendvariable und  $ZA_i$  ist eine Dummyvariable, die für mitgehandelte Zahlungsansprüche den Wert „1“ und sonst den Wert „0“ annimmt.  $D_{1i}$  steht als Dummyvariable für Verträge aus der Phase vor dem Gleitflug und  $D_{2i}$  ist eine Dummyvariable für Verträge, die in der Gleitflugphase abgeschlossen wurden.<sup>9</sup>  $X_{ij}$  bezeichnet die potentiellen flächenbezogenen, betriebsspezifischen, regionalen und gesamtwirtschaftlichen Einflussfaktoren (mit  $j=1, \dots, J$  für die einzelnen Variablen).  $\alpha$  ist die Modellkonstante und  $\lambda$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  und  $\gamma_j$  sind die Regressionsparameter für die exogenen Variablen  $t$ ,  $D_{1i}ZA_i$ ,  $D_{2i}ZA_i$  und  $X_{ij}$  und  $u_i$  ist ein normalverteilter Fehlerterm, der annahmegemäß unabhängig verteilt ist zwischen Beobachtungen der primären Untersuchungseinheiten (Betriebe), aber Abhängigkeiten zwischen mehreren Beobachtungen innerhalb eines Betriebes zulässt. Diese Fehlertermstruktur geht darauf zurück, dass sowohl in den Kaufpreis- als auch den Pachtpreisanalysen zum Teil mehrere Beobachtungen (Verträge) von einem Betrieb stammen (s.o.) und deshalb die Residuen der Verträge eines Betriebes potentiell autokorreliert sind. Die Verwendung cluster-robuster Standardfehler (CAMERON und MILLER, 2011) trägt dieser Fehlertermstruktur Rechnung.

In Modell II werden die ZA-Dummyvariablen durch eine kontinuierliche Variable ausgetauscht, die die Höhe der ZA-Nennwerte (zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses) widerspiegelt. Modell III, das aufgrund von Datenverfügbarkeit nur für Pachtpreise geschätzt wird, berücksichtigt neben der Höhe der ZA-Nennwerte zusätzlich je einen quadrierten Term der Variable vor und in der Gleitflugphase. Mit dieser Modellspezifikation kann ein nicht-linearer Einfluss der ZA-Nennwerte geprüft werden. Alternativ zu diesem quadratischen Modell werden die Effekte der erwarteten Prämienanpassung mit einem vierten Modellansatz abgebildet, in dem der Einfluss der ZA-Übertragung über ZA-Dummyvariablen zusammen mit kontinuierlichen Variablen erfasst wird, die die Höhe der eventuell (im Jahr der Übertragung) in den ZA enthaltenen Top-Ups  $z_i$  aufnehmen. Formal lässt sich Modell IV wie folgt darstellen:

---

<sup>9</sup> Da entweder die Dummyvariable  $D_{1i}$  oder die Dummyvariable  $D_{2i}$  den Wert 1 annimmt, können die Effekte mitgehandelter ZA für beide Phasen isoliert voneinander geschätzt werden.

$$p_i = \alpha + \lambda t + D_{1i}(\beta_3 ZA_i + \beta_4 z_i) + D_{2i}(\beta_5 ZA_i + \beta_6 z_i) + \sum_j \gamma_j X_{ij} + u_i \quad (2.2)$$

Der nennwert-unabhängige Einfluss von ZA in  $\beta_3$  und  $\beta_5$  bildet den Effekt der (erwarteten) regional einheitlichen Grundprämie ab und  $\beta_4$  und  $\beta_6$  spiegeln den marginalen Einfluss des erwarteten Wertes der Top Ups wider. In die Erwartungsbildung fließt auch ihr Wertverlust im Zuge des Gleitflugs ein.

Die Kernanalyse richtet sich auf die Fragestellung, ob in der Praxis in einheitlich ausgehandelte Kauf- und Pachtpreise ein signifikant positiver Wertansatz für die Zahlungsansprüche einfließt und somit ein Teil der EU-Prämien in den ZA kapitalisiert wird. In den Modellschätzungen wurde auf das Vorliegen von Multikollinearitäten getestet und bei ernsthaften Multikollinearitätsproblemen ( $VIF > 4$ ) und gleichzeitig insignifikanten Einzelschätzern ein Test auf gemeinsame Signifikanz der betroffenen Variablen durchgeführt. Auf die vorliegenden Multikollinearitäten wird in der Ergebnisdarstellung der einzelnen Modelle eingegangen. Ferner wurde mithilfe des White-Tests auf Heteroskedastizität getestet. In allen Modellschätzungen kann die Gültigkeit der Homoskedastizitätsannahme nicht abgelehnt werden.

## 2.4 Ergebnisse der empirischen Analyse

### 2.4.1 Einfluss mitgehandelter ZA auf die Kaufpreise von Ackerland

Die Stichprobe aus der Befragung landwirtschaftlicher Betriebsleiter in Schleswig-Holstein umfasst 135 Verträge über den Kauf von Ackerland mit und ohne ZA, die im Durchschnitt einen Kaufpreis von 14.169 €/ha aufweisen.<sup>10</sup> In rund 26 % der beobachteten Verträge wurden mit der Fläche gleichzeitig ZA erworben (siehe Tabelle 2.1). Die durchschnittlichen ZANennwerte je Hektar liegen bei 344 € in der Phase vor dem Gleitflug (P1=2005-2009) und bei 327 € in der Gleitflugphase (P2=2010-2011).

---

<sup>10</sup> Die amtliche Statistik weist für die Kaufwerte von Flächen der landwirtschaftlichen Nutzung in Schleswig-Holstein (FdIN, ohne Gebäude und Inventar) über die Jahre 2005 bis 2010 einen Mittelwert von 13.683 € je Hektar FdIN aus (STATISTIKAMT NORD, 2011). Einschließlich der Kaufverträge für Grünland und der gemischten Verträge für Acker- und Grünland liegen die beobachteten Kaufpreise aus der Befragung im Mittel bei 13.255 € je ha, so dass hinsichtlich der Preise von einer repräsentativen Stichprobe ausgegangen werden kann.

**Tabelle 2.1: Kaufpreisanalyse Ackerland - Definition und deskriptive Statistik der Variablen**

<b>n = 135</b>	<b>Definition</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>Std. Abw.</b>
Kaufpreis	Ackerkaufpreise (ggf. inkl. ZA-Preis) in €/ha	14.168,68	6.773,28
ZA-Übertragung	Gleichzeitiger Kauf von ZA (0=nein, 1=ja)	0,26	
ZA-Nennwert P1	Nennwert übertragener ZA in €/ha bei Kauf bis 2009	343,86	62,11
ZA-Nennwert P2	Nennwert übertragener ZA in €/ha bei Kauf ab 2010	326,53	94,31
Gesamtfläche	Größe der gekauften Fläche laut Vertrag (ha)	6,66	5,86
Ackerzahl	Ackerzahl der gekauften Fläche	41,85	15,52
Zuvorpacht	Fläche vor dem Kauf als Pächter bewirtschaftet (0=nein, 1=ja)	0,38	
Verwandt	Verwandtschaftliche Beziehung zwischen Vertragspartnern (0=nein, 1=ja)	0,01	
Entfernung	Entfernung der gekauften Fläche zur Betriebsstätte des Käufers in km	4,03	8,05
BGA-Betreiber	Käufer betreibt bei Vertragsabschluss oder im Folgejahr eine Biogasanlage (0=nein, 1=ja)	0,16	
Agrarpreisindex	Erzeugerpreisindex landw. Produkte (2005=100)	111,66	9,37
Viehichte	Regionale Viehdichte auf Kreisebene im jeweiligen Vertragsjahr (GV/ha)	1,08	0,34
EZB-Zins	Einlagenzinssatz der Europäischen Zentralbank	1,34	1,10
Bevölkerungsdichte	Durchschnittliche Bevölkerungsdichte umliegender Gemeinden in Einwohnern/km <sup>2</sup> (Stand 2009)	131,02	170,49
Marsch	Betriebsstätte in der Marsch (0=nein, 1=ja)	0,10	
Hohegeest	Betriebsstätte in der Hohen Geest (0=nein, 1=ja)	0,27	
Vorgeest	Betriebsstätte in der Vorgeest (0=nein, 1=ja)	0,24	

Quelle: Eigene Berechnung

In den Modellschätzungen wurden neben der ZA-Übertragung als weitere flächenbezogene Einflussfaktoren die Ackerzahl und Größe der gehandelten Fläche, die Entfernung der Fläche zur Betriebsstätte und die vorherige Bewirtschaftung der Fläche als Pächter (Dummyvariable) berücksichtigt. Zur Kontrolle möglicher Effekte verwandtschaftlicher Beziehungen zwischen den Vertragspartnern ist darüber hinaus eine entsprechende Dummyvariable in die Schätzungen eingeflossen. Die regionale Bevölkerungsdichte in Einwohnern/km<sup>2</sup> auf Gemeindeebene kontrolliert Kaufpreisunterschiede in unterschiedlich dicht besiedelten Gebieten. Aufgrund der relativ kleinen Gebietskörperschaften in Schleswig-Holstein wurde für die Variable der gleitende Durchschnitt der Bevölkerungsdichte aller Gemeinden im Umkreis von 1,5 km ver-

wendet.<sup>11</sup> Als weiterer regionaler Einflussfaktor ist die Viehdichte auf Landkreisebene eingeflossen und zur Berücksichtigung der verschiedenen naturräumlichen Agrarstrukturen sind Dummyvariablen für die Naturräume Marsch, Hohe Geest und Vorgeest eingesetzt worden (Basis Hügelland). Die gesamtwirtschaftlichen Einflussfaktoren über die Zeit wurden über den vom Statistischen Bundesamt veröffentlichten Erzeugerpreisindex landwirtschaftlicher Produkte und den Einlagenzinssatz der Europäischen Zentralbank (EZB) abgebildet. Die Variablen kontrollieren den möglichen Einfluss des Agrarpreisniveaus und des im Zuge der Finanzkrise gesunkenen Zinsniveaus auf die Kaufwerte. Die zusätzliche dynamische Kaufpreisentwicklung im Zeitablauf wurde über eine Trendvariable erfasst. Zur Kontrolle des Einflusses der Biogaserzeugung ist eine Dummyvariable für Biogaserzeuger einbezogen worden, die alle Verträge von Betrieben kennzeichnet, die im Vertragsjahr oder im darauffolgenden Jahr über eine Biogasanlage verfügten oder an einer Anlage beteiligt waren.

Die Ergebnisse der Modellschätzungen für den Einfluss der ZA-Übertragung in Phase 1 (2005-2009) und Phase 2 (Gleitflugphase) auf die Ackerkaufpreise werden in Tabelle 2.2 präsentiert. Modell I berücksichtigt die ZA-Übertragung als Dummyvariable, so dass die absolute Kaufpreiserhöhung im Schnitt der abgeschlossenen Verträge<sup>12</sup> und im Durchschnitt über alle beobachteten Nennwerte geschätzt wird. In Modell II wird der ZA-Transfer über die individuelle Höhe der ZA-Nennwerte spezifiziert und damit der durchschnittliche marginale Effekt je € ZA-Nennwert geschätzt (im Durchschnitt der abgeschlossenen Verträge).

Die Prüfung der Gesamtmodellsignifikanz anhand der F-Statistiken lässt erkennen, dass die Modelle insgesamt einen hoch signifikanten Erklärungsbeitrag für die beobachteten Ackerlandpreise liefern. Die exogenen Variablen können insgesamt jeweils knapp die Hälfte der beobachteten Streuung der Kaufpreise erklären. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß weist in den Modellen einen Wert von 0,41 bzw. 0,40 auf.

---

<sup>11</sup> Für die Berechnung werden die Betriebe jeweils am geographischen Mittelpunkt ihrer Heimatgemeinde verortet und für die Bestimmung der im Umkreis liegenden Gemeinden die Distanzen zwischen den geographischen Gemeindemittelpunkten gemessen. Die Abgrenzung des Umkreises orientiert sich am Median der Hof-Feld-Entfernung im analysierten Datensatz (1,5 km).

<sup>12</sup> In der Regression werden die einzelnen Beobachtungen nicht nach ihrem Flächenumfang gewichtet.

Tabelle 2.2: Schätzergebnisse für den Einfluss der ZA-Übertragung auf Ackerlandpreise

Variablen	MODELL I		MODELL II	
	Koeffizient	P> t	Koeffizient	P> t
Trend	1333,96 ***	0,00	1267,37 ***	0,00
ZA-Dummy P1	1758,61	0,27		
ZA-Nennwert P1			2,81	0,58
ZA-Dummy P2	1453,25	0,41		
ZA-Nennwert P2			4,62	0,35
Gesamtfläche	49,66	0,51	57,06	0,46
Ackerzahl	118,53 ***	0,01	119,38 ***	0,01
Zuvorpacht	-1582,00	0,18	-1757,51	0,13
Verwandt	1348,76	0,24	1069,36	0,34
Entfernung	-166,90 ***	0,00	-171,75 ***	0,00
BGA-Betreiber	1274,84	0,36	1254,23	0,38
Agrarpreisindex	-93,81	0,16	-85,57	0,20
Viehichte	304,57	0,90	204,49	0,93
EZB-Zins	-937,51 *	0,07	-971,24 *	0,06
Bevölkerungsdichte	8,04 ***	0,00	8,02 ***	0,00
Marsch	-3567,89 **	0,03	-3536,45 **	0,04
Hohe Geest	-1845,25	0,31	-1949,56	0,28
Vorgeest	-475,80	0,77	-614,26	0,71
Konstante	15146,31 *	0,08	14866,47 *	0,09
	n = 135		n = 135	
	R <sup>2</sup> = 0,48		R <sup>2</sup> = 0,48	
	Adj. R <sup>2</sup> = 0,41		Adj. R <sup>2</sup> = 0,40	
	F(16,90) = 14,06		F(16,90) = 13,73	
	Prob>F = 0,00		Prob>F = 0,00	

\*\*\*/\*\*/\* statistisch signifikant auf dem 1%; 5%; 10% - Signifikanzniveau (cluster-robuste Schätzung der Standardfehler für 91 Cluster in n)

Quelle: Eigene Berechnung

Eine ZA-Übertragung hat in beiden Phasen keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die ausgehandelten Kaufpreise, so dass auf Basis der empirisch beobachteten Vertragsdaten kein signifikant positiver Wertansatz für ZA in Verträgen über den gleichzeitigen Kauf von Ackerland und ZA festgestellt werden kann. Dieses Ergebnis ist unabhängig von der Spezifikation der ZA-Variablen.<sup>13</sup> Ein statistisch nachweisbarer Einfluss geht erwartungsgemäß von der Trendvariablen, der Ackerzahl, der Entfernung der gekauften Fläche zur Betriebsstätte, vom

<sup>13</sup> Zusätzlich zu den dargestellten Modellen wurde der Effekt der ZA-Variablen auch noch in Modellen mit einer auf der Basis von Wald-Tests reduzierten Zahl an Kontrollvariablen geprüft. Auch in den reduzierten Modellen sind die geschätzten Parameter für die ZA-Variablen in beiden Modellen nicht signifikant von Null verschieden (siehe Anhang).

Zinsniveau und von der Bevölkerungsdichte aus. Die Schätzkoeffizienten für die Trendvariable geben an, dass die Kaufpreise im Schnitt der abgeschlossenen Verträge und im Durchschnitt über die Jahre jährlich um rund 1.300 €/ha angestiegen sind. Eine um einen Punkt höhere Ackerzahl führte gemäß des Schätzkoeffizienten zu einer Kaufpreiserhöhung um etwa 120 €/ha, während der gezahlte Kaufpreis mit jedem zusätzlichen Entfernungskilometer zwischen Fläche und Betriebsstätte circa um 170 €/ha niedriger war. Die Wirkung des Kapitalmarktzinses auf die Bodenkaufpreise wird auf einen Preisanstieg von etwa 950 €/ha bei einem Absinken des Zinsniveaus um einen Prozentpunkt geschätzt und der marginale Effekt der regionalen Bevölkerungsdichte beläuft sich im Schnitt der abgeschlossenen Verträge auf etwa 8 €/ha bei einer um einen Einwohner/km<sup>2</sup> höheren Bevölkerungsdichte. Darüber hinaus deuten die Schätzergebnisse auf signifikant niedrigere Kaufpreise in der Marsch im Vergleich zum Hügelland hin.

#### **2.4.2 Einfluss mitgehandelter ZA auf die Pachtpreise für Ackerland**

Basierend auf der Betriebsleiterbefragung in Schleswig-Holstein konnte eine Stichprobe von 213 neu abgeschlossenen, neu verhandelten oder verlängerten Ackerpachtverträgen<sup>14</sup> analysiert werden. Im Mittel über die beobachteten Jahre 2005-2011 liegt der vertraglich vereinbarte Pachtpreis bei 428 €/ha. Der Anteil der Verträge über Pachtung von Fläche mit ZA beläuft sich auf 31%, wobei der durchschnittliche ZA-Nennwert pro Hektar in Phase 1 (2005-2009) 322 € und in Phase 2 (2010-2011) 383 € beträgt (siehe Tabelle 2.3). Zur Kontrolle weiterer Einflussfaktoren auf die ausgehandelten Pachtpreise sind in die Modellschätzungen eine Trendvariable zur Abbildung der zeitlich-dynamischen Entwicklung sowie flächen- und vertragsbezogene, regionale und gesamtwirtschaftliche Variablen eingegangen. Die flächen- und vertragsbezogenen Variablen umfassen die Größe und die Ackerzahl der gepachteten Fläche, die Entfernung der Pachtfläche zur Betriebsstätte, die Laufzeit des Pachtvertrages, eine Dummyvariable für neuverhandelte bzw. verlängerte Folgepachtverträge und eine Dummyvariable für Pachtverträge, in denen zwischen den Vertragspartnern eine verwandtschaftliche Beziehung besteht. Die regionalen Bedingungen wurden über die regionale Viehdichte in GV/ha auf Kreisebene im jeweiligen Vertragsjahr und über Dummyvariablen für die natur-

---

<sup>14</sup> Die Datenerhebung beschränkte sich nicht auf schriftliche Pachtverträge, so dass die Stichprobe prinzipiell auch mündlich abgeschlossene Verträge enthalten kann.



räumliche Lage (Marsch, Hohe Geest, Vorgeest und Hügelland (Basis)) erfasst. Der Erzeugerpreisindex landwirtschaftlicher Produkte bildet in den Schätzmodellen den potentiellen Einfluss der Agrargüterpreise auf die Ackerpachtpreise ab. Zur Berücksichtigung der Effekte der Biogasproduktion ist ein Dummy für Biogaserzeuger einbezogen worden, der alle Verträge von Betrieben kennzeichnet, die im Vertragsjahr oder im darauffolgenden Jahr eine eigene oder gemeinschaftliche Biogasanlage besaßen.

**Tabelle 2.3: Pachtpreisanalyse Ackerland - Definition und deskriptive Statistik der Variablen**

n = 213	Definition	Mittelwert	Std. Abw.
Pachtpreis	Ackerpachtpreis (ggf. inkl. ZA-Pacht) in €/ha	427,58	178,08
ZA-Übertragung	Gleichzeitige Pachtung von ZA (0=nein, 1=ja)	0,31	
ZA-Nennwert P1	Nennwert übertragener ZA in €/ha bei Pachtbeginn bis 2009	321,95	59,40
ZA-Nennwert P2	Nennwert übertragener ZA in €/ha bei Pachtbeginn ab 2010	383,22	87,27
Gesamtfläche	Pachtflächengröße laut Vertrag (ha)	13,89	15,02
Ackerzahl	Ackerzahl der gepachteten Fläche	42,74	17,56
Laufzeit	Laufzeit des Pachtvertrages (Jahre)	7,45	3,55
Folgevertrag	Folgevertrag (0=nein, 1=ja)	0,49	
Verwandt	Verwandschaftliche Beziehung zwischen Vertragspartnern (0= nein, 1= ja)	0,06	
BGA-Betreiber	Pächter betreibt bei Vertragsabschluss oder im Folgejahr eine Biogasanlage (0=nein, 1=ja)	0,17	
Entfernung	Entfernung der gepachteten Fläche zur Betriebsstätte des Pächters in km	4,32	6,67
Agrarpreisindex	Erzeugerpreisindex landw. Produkte (2005=100)	112,23	9,56
Viehichte	Regionale Viehdichte auf Kreisebene im jeweiligen Vertragsjahr (GV/ha)	1,17	0,27
Marsch	Betriebssitz in der Marsch (0=nein, 1=ja)	0,15	
Hohegeest	Betriebssitz in der Hohen Geest (0=nein, 1=ja)	0,29	
Vorgeest	Betriebssitz in der Vorgeest (0=nein, 1=ja)	0,24	

Quelle: Eigene Berechnung

Die Ergebnisse der Modellschätzungen für den Einfluss der ZA-Übertragung in Phase 1 (2005-2009) und Phase 2 (Gleitflugphase) sind in Tabelle 2.4 dargestellt. Die erste Modellspezifikation berücksichtigt die ZA-Übertragung als Dummyvariable, so dass in Modell I die absolute Pachtpreiserhöhung im Schnitt über die abgeschlossenen Verträge und im Durchschnitt über alle beobachteten Nennwerte der ZA geschätzt wird.

Tabelle 2.4: Schätzergebnisse für den Einfluss einer gleichzeitigen ZA-Pachtung auf Ackerpachtpreise

Variablen	MODELL I			MODELL II			MODELL III			MODELL IV		
	Koeffizient	P> t		Koeffizient	P> t		Koeffizient	P> t		Koeffizient	P> t	
Trend	26,39 ***	0,00		27,67 ***	0,00		26,12 ***	0,00		26,78 ***	0,00	
ZA-Dummy P1	95,03 **	0,03								88,49 *	0,08	
ZA-Nennwert P1				0,30 **	0,02		$5,01 \cdot 10^{-3}$	0,99				
ZA-Nennw. P1 quad							$8,76 \cdot 10^{-4}$ <sup>1)</sup>	0,59				
ZA-Top Ups P1										0,59 <sup>2)</sup>	0,47	
ZA-Dummy P2	142,27 ***	0,00								128,28 ***	0,00	
ZA-Nennwert P2				0,35 ***	0,00		0,68 **	0,02				
ZA-Nennw. P2 quad							$-7,57 \cdot 10^{-4}$	0,23				
ZA-Top Ups P2										0,14	0,68	
Gesamtfläche	1,81 **	0,01		1,91 ***	0,01		1,86 **	0,01		1,78 **	0,01	
Ackerzahl	4,92 ***	0,00		5,09 ***	0,00		4,87 ***	0,00		5,07 ***	0,00	
Laufzeit	2,80	0,33		2,94	0,30		2,54	0,39		2,63	0,36	
Folgevertrag	-15,24	0,48		-16,69	0,42		-12,92	0,55		-16,94	0,43	
Verwandt	-30,35	0,51		-33,09	0,48		-28,53	0,54		-26,13	0,58	
BGA-Betreiber	25,27	0,45		20,46	0,54		19,62	0,57		24,24	0,48	
Entfernung	1,00	0,44		1,05	0,40		0,99	0,40		1,54	0,25	
Agrarpreisindex	1,57	0,17		1,42	0,22		1,45	0,20		1,56	0,17	
Viehichte	153,04 ***	0,00		149,44 ***	0,00		153,82 ***	0,00		156,12 ***	0,00	
Marsch	-85,81 *	0,09		-92,78 *	0,06		-90,86 *	0,09		-97,83 *	0,08	
Hohe Geest	-22,43	0,48		-22,78	0,47		-24,20	0,45		-21,02	0,51	
Vorgeest	70,74 **	0,05		68,96 *	0,05		66,05 *	0,07		73,97 **	0,05	
Konstante	-347,20 **	0,02		-337,76 **	0,02		-328,63 **	0,03		-357,73 **	0,02	
	n = 213			n = 213			n = 213			n = 210		
	R <sup>2</sup> = 0,47			R <sup>2</sup> = 0,47			R <sup>2</sup> = 0,48			R <sup>2</sup> = 0,47		
	Adj. R <sup>2</sup> = 0,43			Adj. R <sup>2</sup> = 0,43			Adj. R <sup>2</sup> = 0,43			Adj. R <sup>2</sup> = 0,43		
	F(15,130) = 11,02			F(15,130) = 11,10			F(17,130) = 11,23			F(17,130) = 11,23		
	Prob>F = 0,00			Prob>F = 0,00			Prob>F = 0,00			Prob>F = 0,00		

\*\*\*/\*\*/\* statistisch signifikant auf dem 1%; 5%; 10% - Signifikanzniveau (cluster-robuste Schätzung der Standardfehler für 131 Cluster in n)

<sup>1)</sup> Wald-Test auf gemeinsame Signifikanz der Variablen ZA-Nennwert P1 und ZA-Nennw. P1 quad: F (2, 130) = 3,15; Prob>F= 0,05.

<sup>2)</sup> Wald-Test auf gemeinsame Signifikanz der Variablen ZA-Dummy P1 und ZA-Top Ups P1: F (2, 130) = 3,28; Prob>F= 0,04.

Quelle: Eigene Berechnung

In Modell II wurden die Dummyvariablen für Pachtverträge mit ZA-Pachtung durch die Höhe der ZA-Nennwerte ersetzt, so dass der Schätzkoeffizient den durchschnittlichen marginalen Einfluss pro € ZA-Nennwert angibt (im Mittel der abgeschlossenen Verträge). Darauf aufbauend erfasst Modell III einen möglichen nicht-linearen Einfluss der ZA-Nennwerthöhe auf den Pachtpreis, indem das ZA-Nennwert-Modell durch quadrierte Terme der Variable erweitert wird. Modell IV berücksichtigt die nennwertabhängigen Effekte schließlich über mögliche

Unterschiede der Kapitalisierung von Ackergrundprämie und Top Ups. Im Modell werden für beide Phasen jeweils eine Dummyvariable für Verträge mit ZA-Pachtung und als zweite ZA-Variable die individuelle Höhe der Top Ups aufgenommen. Um aus den Modellschätzern der Dummyvariablen Hinweise über den Effekt der regional einheitlichen Ackergrundprämie zu gewinnen, wurden in Modell IV Beobachtungen aus der Analyse ausgeschlossen, in denen den mitgehandelten ZA (bei ihrer Ausgabe 2005) die flächenbezogenen Beträge für Dauergrünland zugewiesen wurden oder in denen die Zahl der mitgehandelten ZA nicht der Hektarzahl der Pachtvertragsfläche entspricht.<sup>15</sup>

Im Schnitt der abgeschlossenen Verträge beträgt die in Modell I geschätzte durchschnittliche Pachtpreissteigerung durch ZA in Phase 1 95,03 € je Hektar, während für in der Gleitflugphase abgeschlossene Pachtverträge mit ZA im Durchschnitt über die beobachteten Nennwerte ein Pachtaufschlag von 142,27 €/ha ermittelt wird. Bezogen auf die ZA-Nennwerte zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses wird der durchschnittliche marginale Einfluss pro € ZA-Nennwert in Modell II auf 30 ct (Phase 1) bzw. 35 ct (Phase 2) geschätzt. In Modell III und IV deuten sich allerdings Unterschiede der marginalen Effekte bei unterschiedlicher Höhe des ZA-Nennwerts (Modell III) bzw. Unterschiede zwischen dem Effekt der regionalen Ackergrundprämie und den Top Ups (Modell IV) an. Für Phase 1 weist der positive Schätzparameter für den quadratischen Term in Modell III auf einen tendenziell zunehmenden marginalen Pachtpreisauflschlag bei steigendem ZA-Nennwert hin. Aus den geschätzten Parametern berechnet sich dabei beispielsweise für einen niedrigwertigen ZA mit einem Nennwert von 310 € ein absoluter Pachtpreisauflschlag von rund 85 € mit einem marginalen Effekt von 55 ct für einen zusätzlichen Euro ZA-Nennwert. Für einen höherwertigen ZA mit beispielsweise 400 € ZA-Nennwert ergibt sich dann den Schätzergebnissen zufolge ein marginaler Effekt von bereits 71 ct. Für Phase 2 (Gleitflugphase) zeigt sich gemäß dem negativen quadratischen Term dagegen ein abnehmender marginaler Preisauflschlag bei steigendem Nennwert der ZA. Hier errechnet sich für das Beispiel des niedrigwertigen ZA (310 € Nennwert) ein absoluter Pacht-

---

<sup>15</sup> Die Unterscheidung von ZA für Acker- und Dauergrünland hinsichtlich der flächenbezogenen Beträge hatte lediglich für die Zuteilung der ZA formelle Bedeutung und ist für die Nutzung und Wertentwicklung der ZA eigentlich belanglos. Allerdings stellt die Verpachtung von „Grünland-ZA“ zusammen mit Ackerflächen gemäß der Daten aus der Betriebsleiterbefragung (und daraus schlussfolgernd möglicherweise auch in Vertragsverhandlungen zwischen Pächter und Verpächter) eine große Besonderheit dar, so dass eine Abgrenzung in den Modellschätzungen sinnvoll erscheint.

preisaufschlag von rund 139 € mit einer marginalen Erhöhung um 21 ct. Diese sinkt bei höherwertigen ZA weiter ab (z.B. auf 7 ct für den 400 €-ZA). Hinsichtlich des geschätzten funktionalen Zusammenhangs kommt das quadratische Modell damit zu sehr ähnlichen Ergebnissen wie Modell IV (graphische Darstellung siehe Anhang). In Phase 1 errechnet sich in Modell IV für ZA ohne Top Ups (bzw. für die schleswig-holsteinischen Ackergrundprämie in Höhe von 304,61 €) eine absolute Pachtpreissteigerung von 88,49 € je Hektar, d.h. 29 ct je € Grundprämie. Der marginale Einfluss der individuellen Top Ups mitgepachteter ZA wird im Modell hingegen auf 59 ct je € Top Up geschätzt. Für die Gleitflugphase (Phase 2) werden erwartungsgemäß andere Effekte ermittelt. Die Ackergrundprämie der mitgehandelten ZA schlägt sich in einer durchschnittlichen Pachtpreiserhöhung um 128,28 €/ha nieder<sup>16</sup> und von zusätzlichen Top Ups geht eine weitere Erhöhung von lediglich 14 ct je € Top Up aus (im Schnitt der abgeschlossenen Verträge). Vermutlich spielt die erwartete Anpassung der Prämienhöhe an die Regionalprämie eine Rolle in den Pachtpreisverhandlungen. Den meisten Pächtern und Verpächtern wird bei Vertragsabschluss bekannt gewesen sein, dass die regional einheitliche Grundprämie in den Folgejahren ansteigt, während Top Ups bis 2013 abgeschmolzen werden. Unter Berücksichtigung dieser sicheren Erwartung über die Prämienänderung in den Folgepachtjahren würden sich Unterschiede zwischen den beiden Phasen in Modell III und IV erklären lassen: Niedrigwertige ZA ohne Top Ups (bzw. die regionalen Prämienanteile) gewinnen an Wert, so dass der Pachtaufschlag für (zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses) niedrigwertige ZA bzw. die Ackergrundprämie in der Gleitflugphase höher ausfällt als in der Phase vor dem Gleitflug.<sup>17</sup> Top Ups werden dagegen im Zeitablauf wertlos, so dass der marginale Pachtpreisaufschlag bei höherwertigen ZA bzw. der Pachtaufschlag für Top Ups in Phase 2 gering sein dürfte. Die diskutierten Unterschiede der Punktschätzer zwischen beiden Phasen stehen zwar in Einklang mit theoretischen Überlegungen zur Wertentwicklung der ZA, erweisen sich allerdings in allen Schätzmodellen nach Maßgabe von Wald-Tests als statistisch nicht signifikant. Die Formulierung von Strukturbruchmodellen wird für die Interpretation der Punktschätzer anstelle von Modellen mit einem zeitkonstanten Einfluss-

---

<sup>16</sup> Durch die Anpassung der Prämienhöhe an die Regionalprämie bis 2013 (Gleitflug) steigt die Grundprämie im Zeitablauf. Die Ackergrundprämie zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses liegt im Durchschnitt der Verträge aus den Jahren 2010-2011 bei 315,40 €/ha.

<sup>17</sup> Mit abgeschwächter Wirkung beeinflusst die erwartete Prämienänderung in den Folgepachtjahren ab 2010 wahrscheinlich allerdings auch die geschätzte Pachtpreissteigerung in der Phase vor dem Gleitflug.

parameter für die ZA-Variablen (ohne Phaseneinteilung) dennoch vorgezogen, da nur unter sehr restriktiven ökonomischen Annahmen von einem (annähernd) gleichbleibenden Einfluss der ZA-Variablen auszugehen ist.<sup>18</sup> Im Hinblick auf die verschiedenen Spezifikationen ergeben sich für die Modelle I-IV keine statistisch signifikanten Unterschiede der Modellanpassung. Die flexibleren Modelle III und IV lassen sich damit über Restriktion der ZA-Variablen auf das lineare Modell bzw. ein Modell mit ZA-Dummyvariablen reduzieren.<sup>19</sup>

Neben der gleichzeitigen ZA-Pachtung geht ein signifikant positiver Einfluss von der Ackerzahl, von der Flächengröße und von der regionalen Viehdichte auf die Pachtpreise aus. Der Effekt einer um einen Punkt höheren Ackerzahl wird im Schnitt der abgeschlossenen Verträge auf einen um etwa 5 € höheren Pachtpreis pro Hektar geschätzt. Eine Vergrößerung der verpachteten Fläche wirkt sich mit einer Pachtpreiserhöhung um knapp 2 € pro Hektar zusätzlicher Pachtfläche aus und ist mit Skaleneffekten und Bewirtschaftungsvorteilen größerer Pachteinheiten zu erklären. Bei einer Zunahme der regionalen Viehdichte um eine GV/ha wurde durchschnittlich für die abgeschlossenen Verträge eine Erhöhung des Pachtpreisniveaus um etwa 150 €/ha ermittelt. Darüber hinaus zeigt sich eine durchschnittliche jährliche Pachtpreissteigerung um etwa 26 €/ha und im Vergleich zum Hügelland werden für die Marsch signifikant niedrigere und für die Vorgeest signifikant höhere Pachtpreisniveaus ausgewiesen. Höhere Zahlungsbereitschaften von Biogaserzeugern lassen sich nicht statistisch signifikant nachweisen. Mit der (potentiell) höheren Zahlungsbereitschaft von Biogaserzeugern für Pachtflächen werden in den Modellschätzungen aber auch nur die unmittelbaren Effekte der Biogasproduktion abgebildet. Zur allgemeinen Beurteilung der Wirkung der Biogasproduktion auf die Pachtpreise müsste die regionale Anlagendichtedichte oder die kumulierte Anlagenleistung in der Region in die Schätzung aufgenommen werden, wozu aber für den Untersuchungszeitraum für Schleswig-Holstein keine brauchbaren Daten vorliegen.<sup>20</sup>

---

<sup>18</sup> Für die Schätzung von jahresindividuellen Parametern, denen mit Blick auf die Ertragswertentwicklung von ZA Vorrang zu geben wäre, liegen zu wenige Daten vor.

<sup>19</sup> Mittels Wald-Test reduzierte Modelle sind dem Anhang zu entnehmen.

<sup>20</sup> Anders als in anderen Bundesländern fand in Schleswig-Holstein im Rahmen der Agrarstrukturerhebung 2007 keine Datenerhebung zur Biogaserzeugung statt. Auch Daten aus der Agrarstrukturerhebung 2010 sind nicht nutzbar, da der regionale Anlagenbestand aufgrund der Erhebungsmethodik nur sehr unvollständig erfasst wird.

## 2.5 Diskussion der Ergebnisse

Die Handelspreise auf dem Markt für freie ZA (ohne Fläche) in Schleswig-Holstein sind mit dem durchschnittlich 1,4-fachen der ZA-Nennwerte im Vergleich zu den Barwerten der ZA sehr gering. Unter realistischen Annahmen dürften die Barwerte (d.h. die Summe der diskontierten Prämienzahlungen) das 1,4-fache der Nennwerte weit übersteigen. Wird für die Diskontierung zukünftiger Zahlungen beispielsweise ein Zinssatz von 5% zugrunde gelegt und von einer beschränkten Laufzeit der ZA bis 2013 ausgegangen, errechnen sich aus den in der Betriebsleiterbefragung erhobenen Vertragsdaten über ZA-Käufe ohne Fläche beispielsweise ZA-Barwerte, die im Durchschnitt über alle beobachteten Jahre 2006-2011 in etwa das 5-fache der ZA-Nennwerte betragen und damit deutlich über den Handelspreisen liegen. Aus dem geringen Marktwert kann geschlussfolgert werden, dass ZA im Überschuss vorhanden sind und ein wesentlicher Anteil der EU-Prämien im knappen Produktionsfaktor Boden kapitalisiert wird oder (zur Kompensation der Cross-Compliance-Auflagen) beim Bewirtschafter verbleibt.

Der geringe Verkehrswert freier ZA spiegelt sich in Schleswig-Holstein gemäß den statistischen Bodenmarktanalysen weitgehend auch auf dem Markt für einschließlich Fläche gehandelte ZA wider. Anhand der Modellschätzungen für die Bestimmungsfaktoren der Ackerlandpreise kann für mitgehandelte ZA kein signifikanter Einfluss auf die ausgehandelten Kaufpreise nachgewiesen werden. Der gleichzeitige Transfer von ZA liefert demnach zusätzlich zu den ermittelten preisbeeinflussenden Faktoren keinen relevanten Erklärungsbeitrag zu der beobachteten Variation der Kaufpreise. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass bei den Preisverhandlungen andere Faktoren maßgeblich sind bzw. der mögliche Effekt der mitgekauften ZA von anderen Faktoren überlagert wird. In den Modellschätzungen zeigt insbesondere der hochsignifikante Einfluss der Ackerzahl, dass die Kaufpreise von den Ertragserwartungen des Bodens abhängig sind. Ein Hektar mit 60 Bodenpunkten kostet ca. 2440 € mehr als ein Hektar mit 40 Bodenpunkten, wenn die Fläche ansonsten identisch ist. Auch der signifikante Einfluss der Flächenentfernung zur Betriebsstätte, der auf minus 150 €/ha je Entfernungskilometer geschätzt wird, lässt sich mit Ertragserwartungen, genauer gesagt kapitalisierten Wegekosten erklären. Möglicherweise haben Landwirte zudem aus strategischen Gründen für angebotene Flächen in unmittelbarer Nachbarschaft eine deutlich höhere Zahlungsbereitschaft. Beobachtungen aus der Praxis zeigen nämlich, dass die Kaufpreise von Flächen der landwirtschaftli-

chen Nutzung deren landwirtschaftliche Ertragswerte weit übersteigen (BAHRS, 2003). Dies ist wahrscheinlich darauf zurückzuführen, dass Landkaufentscheidungen in hohem Maße von strategischen Argumenten beeinflusst werden (z.B. Steuerersparnis durch Wiederanlage von Reinvestitionsvermögen nach § 6b EStG, Spekulation auf Grundstücksentwicklung für Wohnbau und Gewerbe, Sicherung einer zukunftsfähigen Betriebsgröße). Der signifikante und mit ca. 8 €/ha je Einwohner/km<sup>2</sup> hohe Einfluss der regionalen Bevölkerungsdichte liefert in diesem Zusammenhang einen Hinweis auf die große Bedeutung der (aktuellen und erwarteten) außerlandwirtschaftlichen Bodennachfrage. Vor dem Hintergrund strategischer Argumente spielt der Ertragswert mitgehandelter ZA möglicherweise eine untergeordnete bzw. unbedeutende Rolle in den Kaufpreisverhandlungen. Eine andere Erklärung für die Nichtsignifikanz der ZA-Variablen in den Kaufpreisanalysen könnte in der einfachen und günstigen Beschaffung separater ZA auf dem Markt für ohne Fläche gehandelte ZA liegen. Auch ist nicht auszuschließen, dass ein Teil der Käufer von landwirtschaftlichen Nutzflächen über einen Überschuss an ZA auf dem Betrieb verfügt. Insgesamt haben Flächenkäufer daher möglicherweise eine geringe Zahlungsbereitschaft für zusätzlich zur Fläche angebotene ZA. Aufgrund höherer Transaktionskosten des Verkäufers für einen separaten Verkauf von Fläche und ZA kann aber dennoch ein Vertragsabschluss über den Flächenkauf einschließlich ZA zustande kommen, ohne dass der Marktwert der ZA in nennenswertem Umfang auf den ausgehandelten Kaufpreis für die Flächen inklusive ZA durchschlägt.

Für die Verpachtung von ZA zeigen die Bodenmarktanalysen hingegen, dass Ackerpachtpreise in Schleswig-Holstein signifikant positiv von einer gleichzeitigen ZA-Übertragung beeinflusst werden. Pächter reichen demnach über einen Pachtpreisaufschlag für ZA einen Teil der jährlichen Prämien an den Verpächter weiter. Bezogen auf die ZA-Nennwerte zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses wurde für die Phase vor dem Gleitflug ein durchschnittlicher jährlicher Pachtaufschlag für ZA in Höhe von rund 30 % der ZA-Nennwerte geschätzt. Für die Gleitflugphase liegt der geschätzte Pachtaufschlag pro Hektar mit rund 35 % des ZA-Nennwertes etwas höher. Da sich die geschätzte Pachtpreiserhöhung auf einen zusätzlichen € ZA-Nennwert zum Zeitpunkt des Vertragsabschlusses bezieht und die Laufzeit der Pachtverträge in der Regel mehrere Jahre beträgt, reflektieren die geschätzten Werte auch erwartete Prämienänderungen. Anhaltspunkte hierfür finden sich in den Schätzergebnissen für ein nicht-lineares Modell, in dem sich Unterschiede der marginalen Effekte der ZA-Übertragung in Abhängigkeit der Höhe der ZA-Nennwerte andeuten. Insbesondere der abnehmende und ins-

gesamt geringe marginale Pachtpreisaufschlag für die in der Gleitflugphase abgeschlossenen Pachtverträge mit ZA kann hier als Effekt der vorhersehbaren Entwicklung der Prämienzahlungen gedeutet werden: Höhere Nennwerte mitgepachteter ZA begründen kaum eine zusätzliche Zahlungsbereitschaft gegenüber ZA mit niedrigem Nennwert und dies gilt umso mehr, je weiter der ZA-Nennwert oberhalb der (damals in absehbarer Zukunft und inzwischen ausgezahlten) Regionalprämie lag.

Die statistische Analyse liefert weiterhin einen Hinweis darauf, dass Unterschiede zwischen der Kapitalisierung der Ackergrundprämie und den betriebsindividuellen Top Ups bestehen. In der Phase vor dem Gleitflug (2005-2009) kapitalisieren sich gemäß der Schätzergebnisse 29 % der Grundprämie in den ZA, während über einen Pachtpreisaufschlag in Höhe von 59 ct je € Top Up 59 % der Top Ups mitgepachteter ZA an den Verpächter weitergegeben werden. Allerdings muss theoretisch von einer Überschätzung der Kapitalisierung der Grundprämie und von einer Unterschätzung der Kapitalisierung der Top Ups ausgegangen werden, da die Prämienänderung im Zuge des Gleitflugs bei längeren Vertragslaufzeiten auch für Pachtverträge vor 2010 relevant ist: Pächter und Verpächter konnten das spätere Absinken der Top Ups und die Erhöhung der Grundprämie antizipieren und haben diese Prämienänderung möglicherweise in den Pachtpreisverhandlungen berücksichtigt.<sup>21</sup> Für Verträge, die in der Gleitflugphase abgeschlossen wurden, deuten die Modellschätzer für die ZA-Variablen auf einen erheblichen Einfluss der sicheren Erwartung über die Angleichung der Prämienhöhe an die Regionalprämie hin. Während der geschätzte Pachtaufschlag für die in den ZA enthaltene Grundprämie (sowohl absolut als auch relativ zur Grundprämie bei Vertragsabschluss) ansteigt, wird der Preisaufschlag für Top Ups in Phase 2 auf lediglich 14 % der zu Vertragsbeginn in den ZA enthaltenen Tops Ups geschätzt. Das Ausmaß der Überwälzung der in den einzelnen Jahren ausgezahlten Prämien bleibt damit noch schwer abzuschätzen. Insbesondere zur Quantifizierung der Überwälzung der am Ende des Gleitflugs seit 2013 erreichten Regionalprämie erscheinen weitere Analysen notwendig.

---

<sup>21</sup> Angesichts einer beobachteten durchschnittlichen Pachtvertragslaufzeit von rund 7 Jahren ist vor diesem Hintergrund auch von einem Einfluss der Länge des Pachtvertrages auf den Pachtpreisaufschlag für mitgepachtete ZA auszugehen. Da die Datenbasis für eine Berücksichtigung dieses Effektes zu klein ist, musste er in den Modellschätzungen unberücksichtigt bleiben.



Wie in fast allen empirischen Studien treten zudem weitere Einschränkungen der statistischen Analyse auf, wovon zwei explizit zu nennen sind. Erstes Problem ist die aufwändige Erhebung von Mikro-Daten und die daraus resultierende Beschränkung des Stichprobenumfangs. Die in der vorliegenden Studie analysierten Stichproben erscheinen uns im Hinblick auf die Durchschnittswerte für Kauf- und Pachtpreise, die regionale Verteilung auf die Naturräume, die Ackerzahl, die verpachtete Fläche je Vertrag oder die Laufzeit als durchaus repräsentativ (siehe Tabelle 2.1 und 2.3). Allerdings ist die Stichprobe für die Kaufpreisanalysen nicht besonders groß. Statistische Insignifikanz von einzelnen Einflussfaktoren ist (insbesondere) in der Regressionsanalyse kleiner Stichproben ein sehr schwaches Signal für die tatsächliche Einflusslosigkeit der Variablen. Es ist nicht auszuschließen, dass sich auf Basis einer breiteren Datenbasis ein statistisch signifikanter Einfluss gleichzeitig übertragener ZA auf die Kaufpreise nachweisen lässt. Zweitens stellt sich die Frage, ob mit ZA verpachtete/verkaufte Flächen möglicherweise auch auf bestimmte Verpächter- bzw. Verkäufereigenschaften hinweisen können. Die Regressionen bilden dann nicht unbedingt den isolierten Einfluss der ZA auf die Preise ab, sondern auch einen Verpächter- bzw. Verkäufereffekt. So kann beispielsweise argumentiert werden, dass insbesondere unter den Verpächtern mit ZA überdurchschnittlich viele Landwirte sind, die erst vor kurzem aus der Produktion ausgestiegen sind. Solche Verpächter, die vermutlich näher am Geschehen auf dem Bodenmarkt sind als andere Bodeneigentümer im Durchschnitt, verfügen im Vergleich zu außerlandwirtschaftlichen Bodeneigentümern möglicherweise über Vorteile in den Preisverhandlungen. Unter diesen Umständen wäre der reine Effekt der ZA auf die Pachtpreise überschätzt.<sup>22</sup>

Insgesamt liefert die empirische Analyse allerdings einen Beleg dafür, dass in Schleswig-Holstein ein Teil der EU-Prämien in den ZA kapitalisiert wird und demnach im Falle der Verpachtung von ZA nicht den Bewirtschaftern der Flächen zufließt. In gewisser Weise stellen Verpächter von ZA in Zeiten liberalisierter Agrarmärkte das Äquivalent zu den ehemals in der

---

<sup>22</sup> Wie von einem Gutachter angemerkt, könnten z.B. auch die Unterschiede zwischen den mittleren ZA-Nennwerten in Phase 1 und 2 auf Unterschiede bei den abgebenden Betrieben hinweisen. In diesem Fall könnte es durch das regionale Muster der betriebswirtschaftlichen Ausrichtung der landwirtschaftlichen Betriebe zu einer Korrelation der ZA-Variablen mit regionalen Variablen kommen, die die Schätzergebnisse verzerrt. Diesbezüglich wurde mittels zusätzlichen regionalen (Naturraum-) Dummyvariablen für Phase 2 auf phasenabhängige Effekte in den einzelnen Naturräumen getestet, die sich aber in den Modellschätzungen nicht als signifikant erwiesen.

Praxis viel kritisierten „Sofamelkern“ dar. Wird davon ausgegangen, dass neben der Kapitalisierung in den ZA ein erheblicher Anteil der EU-Prämien im Boden kapitalisiert wird (wodurch das allgemeine Pachtpreisniveau steigt), profitieren bei Verpachtung von Flächen mit ZA in erster Linie die Verpächter von der Auszahlung der Prämien. Empirische Befunde zum Ausmaß der Überwälzung der EU-Prämien auf Boden- und Pachtpreise, die neben der hier vorgelegten Analyse zur Überwälzung auf ZA-Preise für eine umfassende Politik-Bewertung notwendig sind, liegen für das aktuelle Instrument der entkoppelten Direktzahlungen in der Literatur bisher kaum vor. Für das Instrument der gekoppelten Direktzahlungen der vorangegangenen EU-Förderperiode 1993-2004 ist die Bedeutung der Überwälzungseffekte auf Pachtpreise jedoch mehrfach empirisch belegt. Je nach Untersuchungsregion und Art der Prämie wird die marginale Überwälzung auf Pachtpreise auf 20-100% der Prämien geschätzt (z.B. BRÜMMER und LOY, 2002; PATTON et al., 2008; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011). Erste empirische Ergebnisse zur Überwälzung der entkoppelten EU-Direktzahlungen werden von KILIAN et al. (2012) und HABERMANN und ERNST (2010) präsentiert.<sup>23</sup> Auf der Basis von Pachtvertragsdaten aus Bayern aus dem Jahr der Reformumsetzung (2005) kommen KILIAN et al. zu dem Ergebnis, dass die Überwälzungseffekte durch die Entkopplung der Prämien zugenommen haben. Die Auswertungen von HABERMANN und ERNST von durchschnittlichen Pachtpreisniveaus aus dem Jahr 2007 in 287 westdeutschen Landkreisen ergeben, dass der regional einheitliche Teil der entkoppelten Direktzahlungen (Grundprämie) marginal vollständig auf den Pachtpreis überwält wird. Dieses Ergebnis hebt allerdings in erster Linie die Bedeutung der EU-Direktzahlungen für die Preisfindung am Pachtmarkt im Allgemeinen hervor und nicht explizit den Einfluss der seit 2005 entkoppelten Zahlungen auf den Bodenpachtpreis, da letzterer mit Blick auf das verwendete Datenmaterial in den Schätzungen nicht isoliert geschätzt werden kann. Zum einen liegen den von HABERMANN und ERNST analysierten Daten aufgrund mehrjähriger Pachtvertragslaufzeiten vermutlich überwiegend ältere Pachtverträge aus den Jahren vor der Entkopplung zugrunde, deren Pachtpreise allenfalls von Erwartungen über die Politikänderung in 2005 beeinflusst werden konnten. Zum anderen dürfte bei der Erhebung der nach 2005 abgeschlossenen Verträge eine Trennung zwischen

---

<sup>23</sup> Die Studien von CIAIAN und KANCS (2012) und VAN HERCK und VRANKEN (2012) analysieren mit Daten aus verschiedenen osteuropäischen Beitrittsländern darüber hinaus den Einfluss der dort eingeführten einheitlichen EU-Flächenzahlung auf die Pachtpreise.

Bodenpacht und ZA-Pachtpreis in vielen Fällen kaum möglich gewesen sein,<sup>24</sup> so dass die Ergebnisse wahrscheinlich auch die Effekte mitgepachteter ZA abbilden – oder zumindest davon beeinflusst werden.

Für die Frage nach dem isolierten Einfluss der entkoppelten Direktzahlungen auf den Bodenpachtpreis kann aus den hier vorgelegten Analysen die Hypothese abgeleitet werden, dass die im Förderzeitraum 2005-2013 ausgezahlten Prämien nicht vollständig im Faktor Boden kapitalisiert wurden, da zumindest für den schleswig-holsteinischen Pachtmarkt eine anteilige Überwälzung auf ZA-Preise nachgewiesen werden konnte. Vor dem Hintergrund, dass die Verteilung der Prämienrenten auf aktive Landwirte und Eigentümer von Boden und ZA für die Diskussion der Ziele der agrarpolitischen Maßnahmen und die Evaluation der Transfereffizienz von großer Bedeutung ist, muss die Quantifizierung der Überwälzungseffekte entkoppelter Direktzahlungen weiterhin Ziel künftiger Forschung sein.

## Literaturverzeichnis

- BAHRS, E. (2003): Bodenkauf als Reinvestitionsfälle - eine deduktive Zahlungsbereitschaftsanalyse. In: *German Journal of Agricultural Economics* 52 (5): 234–246.
- BREUSTEDT, G. und H. HABERMANN (2011): The incidence of EU per-hectare payments on farmland rental rates: a spatial econometric analysis for German farm-level data. In: *Journal of Agricultural Economics* 62 (1): 225–243.
- BRÜMMER, B. und J.-P. LOY (2002): Der Einfluss staatlicher Ausgleichszahlungen auf Landpreise in Schleswig-Holstein. In: M. Brockmeier et al. (Hrsg.): *Liberalisierung des Weltagrarhandels: Strategien und Konsequenzen*. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V., Band 37. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 389–399.
- CAMERON, A.C. und D.L. MILLER (2011): Robust inference with clustered data. In: A. Ullah et al. (Hrsg.): *Handbook of Empirical Economics and Finance*. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida: 1–28.

---

<sup>24</sup> Die meisten Landpachtverträge trennten damals nicht explizit zwischen ZA- und Landpacht. Außerdem war bei vielen Pachtvertragsverlängerungen gar nicht unbedingt geklärt, ob die ZA bei Ende des Pachtverhältnisses dem Pächter oder der Landeigentümer gehört hätten.

- CIAIAN, P. und D. KANCS (2012): The capitalization of area payments into farmland rents. Micro evidence from the new EU member states. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 60 (4): 517–540.
- CIAIAN, P., A. KANCS und J.F. M. SWINNEN (2010): *EU Land Markets and the Common Agricultural Policy*. Centre for European Policy Studies, Brüssel, Belgien.
- CIAIAN, P., A. KANCS, J.F. SWINNEN, K. VAN HERCK und L. VRANKEN (2012): Institutional factors affecting agricultural land markets. In: <http://ageconsearch.umn.edu/handle/120251>. Abruf: 09.10.2012.
- CIAIAN, P. und J.F. SWINNEN (2006): Land market imperfections and agricultural policy impacts in the new EU member states: a partial equilibrium analysis. In: *American Journal of Agricultural Economics* 88 (4): 799–815.
- COURLEUX, F., H. GUYOMARD und L. PIET (2008): Mapping the decoupling: transfer efficiency of the single farm payment scheme. Tagungsbeitrag zum 12. EAAE-Kongress "People, Food and Environments: Global Trends and European Strategy", Ghent (Belgien). In: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/44185/2/560.pdf>. Abruf: 09.10.2012.
- DUVIVIER, R., F. GASPART und B. DE FRAHAN (2005): A panel data analysis of the determinants of farmland price: an application to the effects of the 1992 CAP reform in Belgium. Tagungsbeitrag zum 11. EAAE-Kongress "The Future of Rural Europe in the Global Agri-Food System", Kopenhagen (Dänemark). In: <http://purl.umn.edu/24577>. Abruf: 09.10.2012.
- EMMAN, C.H. und L. THEUVSEN (2012): Einfluss der Biogasproduktion auf den regionalen Pachtmarkt. Empirische Erhebung in fünf niedersächsischen Landkreisen mit hoher Anlagedichte. In: *Berichte über Landwirtschaft* 90 (1): 84–112.
- FEICHTINGER, P. und K. SALHOFER (2013): What do we know about the influence of agricultural support on agricultural land prices? In: *German Journal of Agricultural Economics* 62 (2): 71–85.
- FUCHS, C. (2002): The influence of per-hectare premiums on prices for rented agricultural area and on agricultural land prices. In: *Agrarwirtschaft* 51 (8): 396–404.
- HABERMANN, H. und G. BREUSTEDT (2011): Einfluss der Biogaserzeugung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (2): 85–100.
- HABERMANN, H. und C. ERNST (2010): Entwicklungen und Bestimmungsgründe der Landpachtpreise in Deutschland. In: *Berichte über die Landwirtschaft* 88 (1): 57–85.
- HENRICHSMEYER, W. und H.P. WITZKE (1991): *Agrarökonomische Grundlagen*. Ulmer, Stuttgart.
- ISERMEYER, F. (2003): Umsetzung des Luxemburger Beschlusses zur EU-Agrarreform in Deutschland: Eine erste Einschätzung. Arbeitsbericht 03/2003. Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL), Braunschweig.

- KILIAN, S. (2010): Die Kapitalisierung von Direktzahlungen in landwirtschaftlichen Pacht- und Bodenpreisen - Theoretische und empirische Analyse der Fischler-Reform der Gemeinsamen Agrarpolitik. Dissertation Technische Universität München. In: <http://mediatum.ub.tum.de/doc/997322/997322.pdf>. Abruf: 09.10.2012.
- KILIAN, S., J. ANTÓN, K. SALHOFER und N. RÖDER (2012): Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. In: *Land Use Policy* 29 (4): 789–797.
- KILIAN, S. und K. SALHOFER (2008): Single payments of the CAP: where do the rents go? In: *Agricultural Economics Review* 9 (2): 96–106.
- KILIAN, S. und K. SALHOFER (2009): Entkoppelte Prämien, Bodenpreise und Wettbewerbsfähigkeit. In: *Agrarwirtschaft* 58 (3): 141–143.
- MARGARIAN, A. (2008): Sind die Pachten im Osten zu niedrig oder im Westen zu hoch? Arbeitsbericht des Bereichs Agrarökonomie 01/2008. Johann Heinrich von Thünen-Institut, Braunschweig.
- MÖLLER, L., S.H. HENTER, K. KELLERMANN, N. RÖDER, C. SAHRBACHER und M. ZIRNBAUER (2010): Impact of the introduction of decoupled payments on functioning of the German land market. Country Report of the EU Tender: "Study on the Functioning of Land Markets in those EU Member States Influenced by Measures Applied under the Common Agricultural Policy". Discussion Paper 129. Leibniz Institute of Agricultural Development in Central and Eastern Europe, Halle (Saale).
- PATTON, M., P. KOSTOV, S. MCERLEAN und J. MOSS (2008): Assessing the influence of direct payments on the rental value of agricultural land. In: *Food Policy* 33 (5): 397–405.
- RICARDO, D. (1821): *On the Principles of Political Economy, and Taxation*, 3. Auflage. Murray, London.
- RÖDER, N. und S. KILIAN (2008): Der Markt für Zahlungsansprüche in Deutschland: eine deskriptive Analyse. In: *Berichte über Landwirtschaft* 86 (2): 303–321.
- SALHOFER, K., N. RÖDER, S. KILIAN, S. HENTER und M. ZIRNBAUER (2009): Märkte für Zahlungsansprüche. Endbericht zum Forschungsauftrag 05HS041 des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz. In: <http://download.ble.de/05HS041.pdf>. Abruf: 09.10.2012.
- STATISTIKAMT NORD (2011): Kaufwerte landwirtschaftlicher Grundstücke in Schleswig-Holstein 2010. In: [http://www.statistik-nord.de/uploads/tx\\_standocuments/M I 7 j 10 S.pdf](http://www.statistik-nord.de/uploads/tx_standocuments/M_I_7_j_10_S.pdf). Abruf: 05.10.2012.
- SWINNEN, J., P. CIAIAN und A. KANCS (2008): Study on the Functioning of Land Markets in the EU Member States under the Influence of Measures Applied under the Common Agricultural Policy. Final Report. In: [http://www.bodenmarkt.info/g/BM-Ex/daten/3-2/EU\\_Land-Market-report\\_en.pdf](http://www.bodenmarkt.info/g/BM-Ex/daten/3-2/EU_Land-Market-report_en.pdf). Abruf: 09.10.2012.

- THÜNEN, J.H. v. (1910): *Der isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie*, 2. Auflage. Neudruck der Ausgabe letzter Hand eingeleitet von H. Waentig. Fischer, Jena.
- VAN HERCK, K. und L. VRANKEN (2012): Direct payments and land rents: evidence from new member states. Tagungsbeitrag zur 28. IAAE-Triennial Conference "The Global Bio-Economy" vom 18.-24. August 2012, Foz do Iguacu, Brasilien. In: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/126777/2/VanHerck.pdf>. Abruf: 04.12.2012.
- ZA-BÖRSE FRANK (2012): Datenbankauswertungen zu den durchschnittlichen jährlichen Bewertungsfaktoren frei gehandelter ZA in Schleswig-Holstein aus den Jahren 2008-2011, Stand: 01/2012, Schonstett.
- ZIERCKE, M. (1980): Faktorpreisbildung III: Rente, Bodenpreise. In: W. Albers (Hrsg.): *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaft*, Band 2. Fischer, Stuttgart: 548–567.

## Anhang

Tabelle 2.5: Durchschnittliches Verhältnis der Kaufwerte (ohne USt) von isoliert gehandelten ZA zu deren Nennwerten

Jahr	Anzahl ZA (Stichprobe)	Bewertungsfaktor
2006	133,20	1,64
2007	68,01	1,55
2008	589,69	1,49
2009	450,64	1,30
2010	490,77	1,27
2011	630,27	1,25
<b>Ø 2006-2011</b>		<b>1,42</b>

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis einer Datenbankauswertung der ZA-BÖRSE FRANK (2012) und eigenen Erhebungen (2006 und 2007 ausschließlich eigene Erhebungen)

Tabelle 2.6: Schätzergebnisse für den Einfluss der ZA-Übertragung auf Ackerlandpreise (reduzierte Modelle)

Variablen	MODELL I		MODELL II	
	Koeffizient	P> t	Koeffizient	P> t
Trend	1129,71 ***	0,00	1085,86 ***	0,00
ZA-Dummy P1	1694,49	0,25		
ZA-Nennwert P1			2,73	0,58
ZA-Dummy P2	2449,78	0,12		
ZA-Nennwert P2			7,11	0,10
Ackerzahl	126,52 ***	0,00	128,95 ***	0,00
Entfernung	-145,02 ***	0,00	-146,89 ***	0,00
EZB-Zins	-981,49 *	0,06	-1025,60 **	0,05
Bevölkerungsdichte	7,54 ***	0,00	7,71 ***	0,00
Marsch	-4131,59 ***	0,01	-4200,37 ***	0,01
Hohe Geest	-1750,58	0,30	-1900,10	0,26
Vorgeest	57,38	0,97	-70,35	0,96
Konstante	5351,68 *	0,05	5703,72 **	0,04
	n = 135		n = 135	
	R <sup>2</sup> = 0,45		R <sup>2</sup> = 0,45	
	Adj. R <sup>2</sup> = 0,41		Adj. R <sup>2</sup> = 0,41	
	F(10,90) = 16,45		F(10,90) = 14,85	
	Prob>F = 0,00		Prob>F = 0,00	

\*\*\* \*\* \* statistisch signifikant auf dem 1%; 5%; 10% - Signifikanzniveau (cluster-robuste Schätzung der Standardfehler für 91 Cluster in n)

<sup>1</sup> Die reduzierten Modelle ergeben sich aus den vollständigen Modellen in Kapitel 2.4.1 durch Restriktion der insignifikanten Kontrollvariablen. Die restringierten Variablen (Gesamtfläche, Zuvorpacht, Verwandt, BGA-Betreiber, Agrarpreisindex und Viehdichte) erwiesen sich im vollständigen Modell gemäß Wald-Test auch als gemeinsam nicht signifikant.

Quelle: Eigene Berechnung

**Tabelle 2.7: Schätzergebnisse für den Einfluss der ZA-Übertragung auf Ackerpachtpreise (reduzierte Modelle)**

Variablen	MODELL I		MODELL II und III		MODELL IV <sup>2</sup>	
	Koeffizient	P> t	Koeffizient	P> t	Koeffizient	P> t
Trend	29,38 ***	0,00	30,19 ***	0,00	29,66 ***	0,00
ZA-Dummy P1	115,59 ***	0,00			122,57 ***	0,00
ZA-Nennwert P1			0,36 ***	0,00		
ZA-Dummy P2	146,54 ***	0,00			144,63 ***	0,00
ZA-Nennwert P2			0,36 ***	0,00		
Gesamtfläche	2,06 ***	0,00	2,17 ***	0,00	2,00 ***	0,01
Ackerzahl	4,57 ***	0,00	4,80 ***	0,00	4,62 ***	0,00
Viehichte	154,21 ***	0,00	148,66 ***	0,00	157,10 ***	0,00
Marsch	-90,73 *	0,05	-99,58 **	0,03	-95,98 **	0,04
Hohe Geest	-29,50	0,37	-28,93	0,38	-29,60	0,37
Vorgeest	65,71 *	0,07	64,62 *	0,07	69,05 *	0,07
Konstante	-155,10 **	0,04	-161,56 **	0,03	-161,49 **	0,03
	n = 213		n = 213		n = 210	
	R <sup>2</sup> = 0,45		R <sup>2</sup> = 0,47		R <sup>2</sup> = 0,45	
	Adj. R <sup>2</sup> = 0,43		Adj. R <sup>2</sup> = 0,43		Adj. R <sup>2</sup> = 0,42	
	F(9,130) = 15,74		F(9,130) = 15,81		F(9,130) = 15,28	
	Prob>F = 0,00		Prob>F = 0,00		Prob>F = 0,00	

\*\*\* \*\* \* statistisch signifikant auf dem 1%; 5%; 10% - Signifikanzniveau (cluster-robuste Schätzung der Standardfehler für 91 Cluster in n)

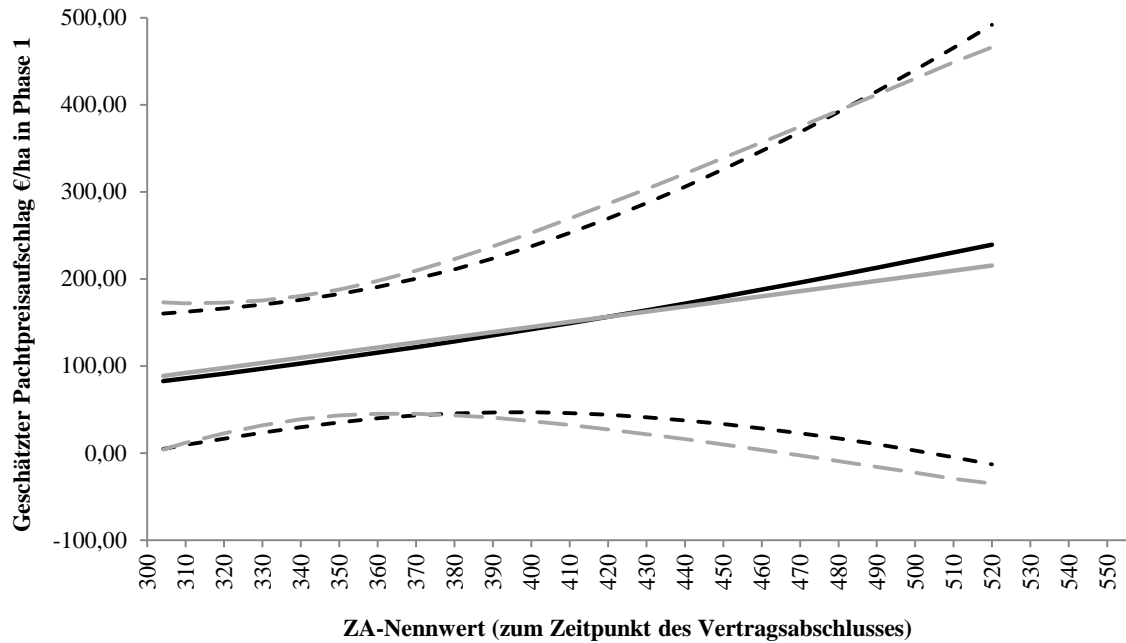
<sup>1</sup> Die restringierten Variablen (ZA-Nennw. quad. P1/P2 (Modell III) bzw. ZA-Top Ups P1/P2 (Modell IV) sowie Laufzeit, Folgevertrag, Verwandt, BGA-Betreiber, Entfernung und Agrarpreisindex) erwiesen sich im vollständigen Modell gemäß Wald-Test als gemeinsam nicht signifikant.

<sup>2</sup> Die reduzierten Modelle I und IV unterscheiden sich nur durch die Zahl der Beobachtungen (Modell IV schließt Beobachtungen mit Übertragung niedrigwertiger „Grünland-ZA“ aus und berücksichtigt nur Verträge, in denen die Zahl der mitgehandelten ZA der Hektarzahl der Pachtfläche entspricht).

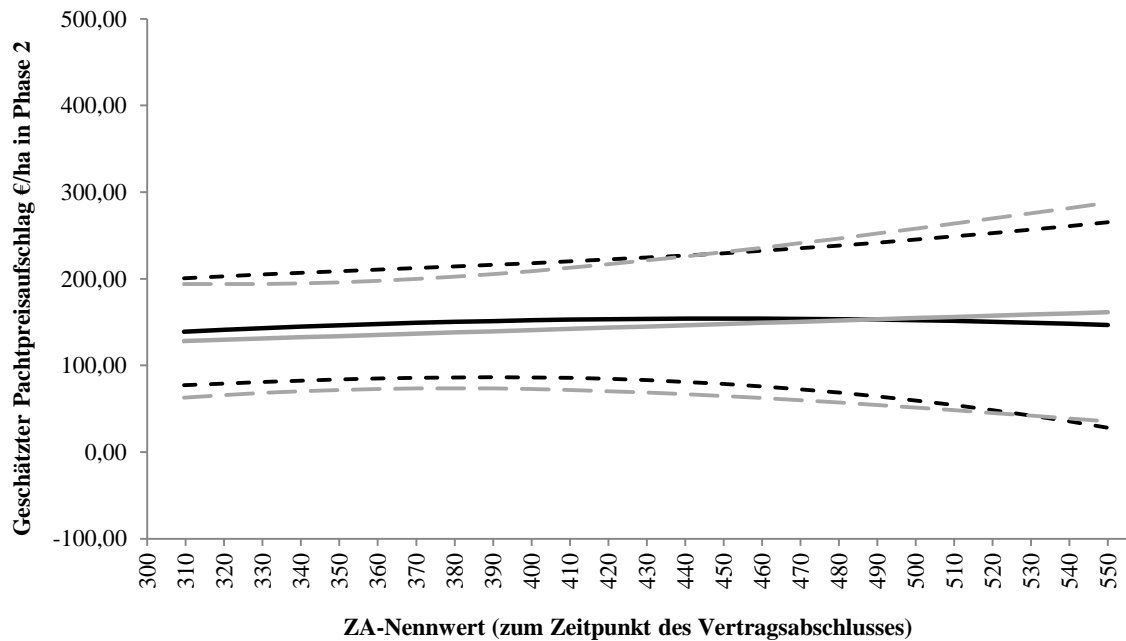
Quelle: Eigene Berechnung



Abbildung 2.1: Geschätzter Pachtpreisaufschlag für mitgehandelte ZA in Abhängigkeit der ZA-Nennwerte im quadratischen Modell (Modell III) und im Modell mit ZA-Dummyvariable und Top-Ups (Modell IV)<sup>1</sup>



Phase 1 in Modell III       Phase 1 in Modell IV  
 90%-Konfidenzintervall Modell III       90%-Konfidenzintervall Modell IV



Phase 2 in Modell III       Phase 2 in Modell IV  
 90%-Konfidenzintervall Modell III       90%-Konfidenzintervall Modell IV

<sup>1</sup> Die berechneten Konfidenzintervalle basieren auf mittels Delta-Methode geschätzten Standardfehlern.  
Quelle: Eigene Darstellung

## **Kapitel 3**

# **Überwälzungseffekte von Agrarsubventionen auf die Pachtpreise von Grünland**

**Solveigh Hennig und Gunnar Breustedt**

### 3.1 Einleitung

Seit Jahrzehnten verausgibt die europäische und US-amerikanische Agrarpolitik Jahr für Jahr viele Milliarden Steuergelder zur Stützung des landwirtschaftlichen Sektors, um die Agrarstruktur zu fördern und landwirtschaftlichen Betrieben ein ausreichendes Einkommen zu sichern. Bereits in frühen Jahren sind allerdings Zweifel an der Transfereffizienz der gewählten Politiken aufgekommen, da Gesetzmäßigkeiten im Wirkungsgefüge der ökonomischen Rahmenbedingungen eine zumindest anteilige Überwälzung auf die Preise landwirtschaftlicher Inputs wahrscheinlich machen (FLOYD, 1965). Vor allem Landeigentümer werden immer wieder als die eigentlichen Profiteure der Programme dargestellt (VARIAN, 2010: 429; NORWOOD et al., 2014: 97). Insbesondere in Ländern wie Deutschland, Frankreich, Tschechien oder auch den USA, in denen ein großer Anteil der landwirtschaftlichen Nutzfläche auf Pachtbasis bewirtschaftet wird (CIAIAN et al., 2014; KIRWAN und ROBERTS, 2016), hat die Überwälzung der Zahlungen auf Pachtpreise daher großen Einfluss auf die Transfereffizienz der Maßnahmen. Zweifelsohne hängt das Ausmaß der Überwälzung von der konkreten Ausgestaltung der Förderinstrumente ab, so dass der allgemeine agrarpolitische Wandel im Zuge der Liberalisierung der Agrarmärkte immer wieder Potential für Verschiebungen auf den Boden- und Pachtmärkten bot.

Die empirische Forschung belegte bereits für diverse agrarpolitische Instrumente deren pachtpreistreibende Effekte. So schätzen z.B. BRÜMMER und LOY (2002), PATTON et al. (2008), BREUSTEDT und HABERMANN (2011), KILIAN et al. (2012) und O'NEILL und HANRAHAN (2016), dass von den gekoppelten EU-Direktzahlungen in den untersuchten Regionen in Deutschland und Nordirland 12-90 Cents je Prämieuro auf die Pachtpreise überwältzt wurden. Zur Wirkung der seit 2005 aktuellen EU-Förderpolitik der entkoppelten Direktzahlungen liefert die Studie von KILIAN et al. (2012) wie auch eine Analyse von HABERMANN und ERNST (2010) Hinweise darauf, dass die Überwälzungseffekte infolge der Entkopplung in Deutschland zugenommen haben. KILIAN et al. nutzen als Datenbasis einen regionalen Querschnitt von Pachtpreisen auf Gemeindeebene aus Bayern aller im Jahr 2005 laufenden Verträge und liefern den Befund, dass die marginale Überwälzungsrates bei 2005 abgeschlossenen Pachtverträgen je Prämieuro um 16-20 ct höher ausfällt als bei Verträgen, deren Pachtpreise vor der Entkopplung verhandelt wurden. In Einklang dazu kommen HABERMANN und ERNST auf Basis einer Analyse regionaler Pachtpreinsniveaus in Deutschland aus dem Jahr 2007 zu dem Schluss, dass der regional einheitliche Anteil der entkoppelten Direktzahlungen in Deutschland marginal vollständig auf den Pachtpreis überwältzt wird. Zu diesem Ergebnis

kommen auch PATTON et al. (2008) für die Überwälzung von Ausgleichszahlungen für benachteiligte Gebiete auf nordirische Pachtpreise der Jahre 1994-2002, die eine Form flächenbezogener Direktzahlungen darstellen und somit auch in Bezug auf die Einführung von entkoppelten Direktzahlungen gemäß den Autoren eine hohe Überwälzungsrate auf Pachtpreise wahrscheinlich machen. Dem entgegen steht eine Studie von MICHALEK und CIAIAN (2014), die einzelbetriebliche Daten zu Pachtpreisen und entkoppelten Direktzahlungen aus der gesamten EU-15 der Jahre 2004 und 2007 nutzt und eine Differenzschätzung mittels Generalized Propensity Score Matching durchführt. Den Ergebnissen zufolge werden im Durchschnitt lediglich 6-10% der entkoppelten Direktzahlungen auf die Pachtpreise überwält. Unterschiede in den Schätzergebnissen zwischen Ländern mit betriebsindividueller Prämienhöhe und Ländern mit gemischt betriebsindividuellen und regional einheitlichen Prämienanteilen legen allerdings eine höhere Überwälzungsrate regional einheitlicher Hektarprämien nahe (worauf sich die Ergebnisse von HABERMANN und ERNST (2010) und PATTON et al. (2008) beziehen). Weitere Erkenntnisse liefert auch die Studie von O'NEILL und HANRAHAN (2016), die anhand spezieller Prämienregelungen in Nordirland zeigen kann, dass die Überwälzung durch die Entkopplung abnimmt, wenn die Gewährung der Zahlungen weniger stark an den Inputfaktor Boden gebunden ist.<sup>25</sup> HERRIGES et al. (1992), ROBERTS et al. (2003), LENCE und MISHRA (2003), LAMBERT und GRIFFIN (2004), KIRWAN (2009), HENDRICKS et al. (2012) und KIRWAN und ROBERTS (2016) analysieren die Wirkung verschiedener Fördermaßnahmen der US-amerikanischen Agrarpolitik auf den Pachtmarkt und liefern ebenfalls Anhaltspunkte dafür, dass neben den aktiven Landwirten als beabsichtigte Empfänger der Beihilfen aufgrund der pachtpreissteigernden Effekte auch Landeigentümer von der Stützung profitieren.

Allen genannten Arbeiten ist gemein, dass sich die Erkenntnisse entweder auf den Pachtmarkt für Ackerland oder aber mittels Analysen durchschnittlicher Pachten für Acker- und Grünland auf den gesamten Pachtmarkt für landwirtschaftliche Nutzfläche (LN) beziehen. Allgemein liegen sowohl für Deutschland als auch international nur sehr wenige regressionsanalytische Untersuchungen zu den Determinanten der Pachtpreise von Grünland vor, und keine dieser Studien fokussiert explizit auf die Überwälzung von Agrarsubventionen auf Grünlandpachten. Hierzu zählen die Arbeiten von DU et al. (2008) und HABERMANN und BREUSTEDT (2011), die beide den Fokus auf die Wirkung der Bioenergieproduktion auf den Pachtmarkt richten.

---

<sup>25</sup> In Nordirland wird die Bindung der Direktzahlungen an bewirtschaftete Pachtflächen weitgehend aufgehoben, indem Landwirte die mit einer Pachtfläche verbundenen Zahlungsansprüche auf die verbleibenden Flächen umlegen können, wenn der Pachtvertrag ausläuft (O'NEILL und HANRAHAN, 2016).

Unter Berücksichtigung weiterer Einflussfaktoren untersuchen DU et al. die Wirkung der US-amerikanischen Ethanolproduktion auf Grünlandpachten, während HABERMANN und BREUSTEDT die Effekte des Energiepflanzenanbaus für Biogasanlagen sowohl auf Ackerpachten als auch Grünlandpachten in Deutschland abschätzen.

Die Wirkung staatlicher Transferzahlungen auf Grünlandpachten ist damit bisher noch nicht isoliert betrachtet worden. Drei Gründe sprechen allerdings für eine solche Analyse: Erstens legt die Studie von KILIAN et al. (2012), in der sowohl Schätzungen für Ackerpachtpreise als auch Pachtpreise für LN präsentiert werden, angesichts unterschiedlicher Schätzkoeffizienten in beiden Modellen gerade die Schlussfolgerung nahe, dass (z.B. aufgrund heterogener Wettbewerbsstrukturen) durchaus Unterschiede zwischen der Überwälzung auf Acker- und Grünlandpachten bestehen können. Zweitens ist die Überwälzung von Direktzahlungen auf Grünlandpachten seit der Entkopplung der EU-Direktzahlungen verstärkt in den Fokus gerückt, da die Grünlandwirtschaft zuvor unter dem System gekoppelter Direktzahlungen nur eine indirekte Förderung über die Auszahlung von Viehprämien für die Rinder- und Schafhaltung erfuhr und seit der Entkopplung nunmehr auch für bewirtschaftete Grünlandflächen Flächenprämien gewährt werden. Drittens entfallen seit Einführung der Regionalprämie in Deutschland gemäß ihrem Flächenanteil 30% der Subventionen auf Grünland, so dass die Frage nach der Überwälzung der Zahlungen auf die Eigentümer der Flächen angesichts eines Pachtflächenanteils in Deutschland von durchschnittlich 60% der landwirtschaftlichen Nutzfläche durchaus bedeutsam ist.

Der vorliegende Beitrag verfolgt deshalb das Ziel, die Überwälzungseffekte der EU-Direktzahlungen auf die Pachtpreise von Grünland differenziert zu analysieren und damit die empirischen Erkenntnisse zur pachtpreissteigernden Wirkung staatlicher Transferzahlungen zu ergänzen. Hierfür werden einzelbetriebliche Daten zu den Neupachtpreisen für Grünland aus der amtlichen Agrarstrukturerhebung aus dem Zeitraum 1999 bis 2013 ausgewertet. Kapitel 3.2 geht zunächst auf den politischen Hintergrund und das System der gekoppelten und entkoppelten Direktzahlungen in der EU ein und diskutiert darauf aufbauend die potentiellen Effekte dieser Politiken auf den Grünlandpachtmarkt anhand einer Einordnung in das ökonomische Theoriegebäude, das bezüglich der Wirkung von Agrarsubventionen auf Pacht- und Bodenpreise in der Literatur bereits umfassend aufgearbeitet wurde. Kapitel 3.3 beschreibt die methodische Herangehensweise, die unter Abwägung der Vor- und Nachteile von Panelmodellen auf Querschnittsschätzungen für die einzelnen Erhebungsjahre der amtlichen Statistik zurückgreift. Dabei werden durch die Anwendung räumlich-ökonomischer Methoden

räumliche Abhängigkeiten zwischen den Pachtpreisen benachbarter Betriebe berücksichtigt. Kapitel 3.4 geht auf das verwendete Datenmaterial der empirischen Analyse ein. Kapitel 4.4 und 4.5 sind der Ergebnisdiskussion und einem Fazit gewidmet.

## 3.2 Hintergrund

Der landwirtschaftliche Sektor der Europäischen Union wird seit Jahrzehnten in erheblichem Maße durch agrarpolitische Maßnahmen gestützt, wobei sich in den vergangenen 25 Jahren in der Folge von explodierenden Budgetausgaben und zunehmenden internationalen Handelskonflikten (und zuletzt gesellschaftlichen Legitimationsproblemen) ein massiver Wandel der eingesetzten Instrumente vollzogen hat. Beginnend mit der gemeinsamen Marktordnung für Getreide, Zucker, Schweine, Geflügel und Wein aus dem Jahr 1962 wurde die Regulierung der Agrarmärkte bis Ende der 1970er Jahre sukzessive ausgedehnt, wobei die Politik neben handelspolitischen Instrumenten (Zölle und Importabschöpfungen) vor allem durch Marktinterventionen gestaltet wurde. 1992 wurde im Zuge der Mac-Sharry-Reform dann ein grundlegender Politikwechsel vollzogen, indem die garantierten Interventionspreise für einen Großteil der Agrarprodukte schrittweise abgesenkt und die entstanden Einkommenseinbußen durch ein System gekoppelter Direktzahlungen kompensiert wurden. Jedem produzierenden Landwirt wurden fortan direkte Einkommensbeihilfen in Abhängigkeit der angebauten Ackerkulturen und gehaltenen Tiere gewährt. In die Ausgleichszahlungen für den Ackerbau waren flächenabhängige Prämien für die sogenannten „Grandes-Cultures“ (Getreide, Ölsaaten und Hülsenfrüchte) einbezogen, deren Höhe sich regional differenziert nach dem durchschnittlichen Ertragsniveau in den unterschiedlichen Erzeugungsregionen richtete. Der Erhalt der Direktzahlungen war dabei an eine Stilllegungsverpflichtung gebunden (zunächst 15%, später 10% bzw. 5% der prämierten Fläche). Im Bereich der Viehhaltung umfassten die zum Ausgleich der Interventionspreissenkungen eingeführten Direktzahlungen Prämien für männliche Rinder, Mutterkühe und Schafe, während die ohnehin kaum protektionierten Märkte für Schweinefleisch, Eier und Geflügelfleisch liberalisiert wurden, ohne dass eine Kompensation der hiermit verbundenen Einkommensverluste erfolgte. Die Milch- und Zuckermarktordnungen blieben zunächst von einer Reformierung ausgeschlossen (HENRICHSMEYER und WITZKE, 1994: 585f.). Die produktbezogenen Zahlungen für die Rinder- und Schafhaltung wurden für männliche Rinder in Form von Sonderprämien je Tier und für Mutterkühe und Mutterschafe in Form von jährlichen Prämien an die Tierhalter ausgezahlt, wobei die Sonder- und Mutterkuhprämie an den Nachweis von Futterflächen gebunden war. Die Kopplung an die Fläche erfolgte durch eine Beschränkung der Gesamtzahl der geförderten Tiere bis zu ei-

ner maximalen Viehbesatzdichte von zunächst 3, später 2 Großvieheinheiten je ha Futterfläche. Eine über die maximale Besatzdichte hinausgehende Bullen- und Mutterkuhhaltung war von der Förderung ausgeschlossen. Empfänger der Sonderprämie für männliche Rinder und Mutterkuhprämie erhielten zudem eine zusätzliche Extensivierungsprämie für die gehaltenen Tiere, wenn eine Besatzdichte von weniger als 1,4 Großvieheinheiten je ha Grünfutterfläche nachgewiesen werden konnte. Mit der im Jahr 1999 verabschiedeten Agenda 2000 wurde der Übergang von der Marktintervention hin zu gekoppelten Direktzahlungen weiter fortgeführt, indem die Interventionspreise bei gleichzeitiger Erhöhung der Hektar- und Viehprämien<sup>26</sup> weiter abgesenkt bzw. faktisch abgeschafft wurden. Wie auch die Erzeugerpreisstützung der vorherigen Stützungsphase setzten die gekoppelten Ausgleichzahlungen weiterhin Produktionsanreize für landwirtschaftliche Betriebe, da die Vieh- und Hektarprämien einzelbetrieblich an den Umfang der einzelnen Produktionsverfahren gebunden waren und damit die Deckungsbeiträge der Grandes-Cultures sowie Rinder- und Schafhaltung steigerten.

Mit der Reform im Rahmen der Luxemburger Beschlüsse 2003 („Fischler-Reform“) erfolgte dann als Konsequenz anhaltender Handelskonflikte ein weiterer Paradigmenwechsel, mit dem die produktionsgebundenen Tierprämien und Hektarprämien der prämierten Kulturpflanzen durch entkoppelte Direktzahlungen abgelöst wurden. Jeder Landwirt bekam im Zuge der Reformumsetzung im Jahr 2005 Zahlungsansprüche zugewiesen, die in ihrer Höhe auf den historischen (gekoppelten) Direktzahlungen basierten und mit der Bewirtschaftung einer entsprechenden Anzahl an Hektaren landwirtschaftlicher Nutzfläche „aktiviert“ werden mussten. Die EU-Mitgliedsländer konnten dabei zwischen unterschiedlichen Prämienmodellen wählen, die entweder eine in ihrer Höhe betriebsindividuelle Prämie oder eine vollständig oder teilweise regional einheitliche Prämie vorsahen. In Deutschland wurde ein dynamisches Hybridmodell implementiert, in dem sich die Zahlungen zunächst aus einem regional einheitlichen Anteil und einem betriebsindividuellen Anteil zusammensetzten. Für Acker und Grünland wurden dabei – regional differenziert – unterschiedliche Grundprämien festgelegt. Die Grundprämie für Ackerland in den einzelnen Regionen errechnete sich aus dem regionalen Durchschnitt der ehemaligen Prämien für Ackerkulturen, während die Grundprämie für Grünland auf Teilen der vormals in der Region ausgezahlten Rinderprämien basierte. Die übrigen (nicht in die Grünlandprämie umgewandelten) Viehprämien sind in den betriebsindividuellen

---

<sup>26</sup> Neben der Erhöhung der bisherigen Sonder- und Mutterkuhprämien wurden nationale Ergänzungsbeträge für Großrinder und Schlachtpremien für Großrinder und Kälber eingeführt.

Anteil der Zahlungsansprüche eingeflossen (BMVEL, 2004). Nach der Zuteilung konnten die ausgegebenen Zahlungsansprüche unabhängig von der ursprünglichen Zuteilung für Acker- oder Grünlandflächen frei über alle aktivierungsfähigen Flächen rotiert werden, so dass die in ihrer Höhe unterschiedlichen Zahlungsansprüche nicht an bestimmte Flächen gebunden waren. Ab dem Jahr 2010 erfolgte dann eine schrittweise Überführung der Zahlungen in eine reine Regionalprämie, indem der betriebsindividuelle Anteil abgeschmolzen und der regional einheitliche Anteil erhöht wurde. Die Höhe der am Ende dieses Gleitflugs erreichten und für Acker- und Grünlandzahlungsansprüche identischen Regionalprämie richtete sich dabei nach dem Prämienvolumen im Referenzzeitraum (2009) innerhalb einer Region. Bereits bei der Reformumsetzung wurden Schätzwerte für die Regionalprämie veröffentlicht.

Da die Bewirtschaftung landwirtschaftlicher Flächen nur in Kombination mit der entsprechenden Anzahl an Zahlungsansprüchen zum Erhalt der Prämien berechtigt, sind die entkoppelten Direktzahlungen sowohl an den knappen Faktor Fläche als auch den Besitz von Zahlungsansprüchen gebunden. Seit Umsetzung der Luxemburger Beschlüsse im Jahr 2005 können sich die Prämienrenten nunmehr nicht nur in knappen Produktionsfaktoren, sondern auch in den Prämienrechten (Zahlungsansprüchen) kapitalisieren. Die Einführung des neuen Elementes der Zahlungsansprüche hat die Frage nach der Überwälzung der Prämien auf die Pacht- und Bodenpreise daher neu entfacht.

Untersuchungen zum Einfluss von Agrarsubventionen auf den Bodenmarkt können eine lange Historie in der agrarökonomischen Forschung vorweisen. Bereits 1965 legte FLOYD mit seiner vielzitierten Arbeit zu den Effekten von Produktpreisstützungen auf das Boden- und Arbeitseinkommen in der Landwirtschaft eine analytische Betrachtung vor, die bei geringer Angebotselastizität auf dem Bodenmarkt und begrenzten Substitutionsmöglichkeiten zwischen den Produktionsfaktoren eine weitgehende Überwälzung der bereitgestellten Fördermittel auf Bodenpreise nahe legt. Diverse Beiträge lieferten seither auch für andere Instrumente der europäischen und US-amerikanischen Agrarpolitik umfassende theoretische Erkenntnisse und zeigen dabei mittels partiellen Gleichgewichtsmodellen auf, dass

- a) alle agrarpolitischen Förderinstrumente potentiell Auswirkungen auf den Pachtmarkt haben, die Überwälzung von Subventionszahlungen auf Pachtpreise allerdings von der Angebotselastizität auf den Faktormärkten und der Substituierbarkeit von Boden mit anderen Inputs abhängt (LATRUFFE und LE MOUËL, 2009; HERTEL, 1989; GUYOMARD et al., 2004; CIAIAN et al., 2010),



- b) die Überwälzung von flächenbezogenen Inputsubventionen auf Pachtpreise allgemein höher ist als die Überwälzung von Outputsubventionen (ALSTON und JAMES, 2002; GUYOMARD et al., 2004; DEWBRE et al., 2001),
- c) die Einführung von Zahlungsansprüchen die Überwälzung von Direktzahlungen auf Pachtpreise verhindert, wenn die Zahlungsansprüche im Vergleich zu den aktivierungsfähigen Flächen knapp sind (CIAIAN und SWINNEN, 2006; COURLEUX et al., 2008; KILIAN und SALHOFER, 2008; MICHALEK und CIAIAN, 2014; KILIAN et al., 2012; CIAIAN et al., 2010; GOCHT et al., 2013) und
- d) regional einheitliche Flächenprämien stärker auf Pachtpreise überwälzt werden als betriebsindividuell in ihrer Höhe unterschiedliche Flächenprämien (CIAIAN et al., 2014; KILIAN und SALHOFER, 2008; MICHALEK und CIAIAN, 2014; KILIAN et al., 2012).

Das Angebot auf dem Pachtmarkt wird von Agrarökonomen im Allgemeinen als unelastisch beschrieben (GUYOMARD et al., 2004; VAN MEIJL et al., 2006; SALHOFER, 2001), was zusammen mit einem vergleichsweise elastischen Angebot der übrigen Inputs und einer begrenzten Substituierbarkeit von Produktionsfaktoren (SALHOFER, 2001) je nach Ausgestaltung der Fördermaßnahmen eine zumindest teilweise Überwälzung von Direktzahlungen auf Pachtpreise wahrscheinlich macht (siehe Punkt a oben). Angesichts der gemäß Theorie unterschiedlichen Überwälzungsraten verschiedener Förderinstrumente ist der Übergang von gekoppelten zu entkoppelten Direktzahlungen für den Pachtmarkt von Grünland von großer Bedeutung. Denn anders als für den Anbau auf Ackerland erhielten Landwirte vor der Entkopplung der EU-Direktzahlungen keine flächenbezogenen Zahlungen für die Grünlandbewirtschaftung, so dass der Pachtmarkt für Grünland bis 2005 gemäß den theoretischen Überlegungen weniger stark von den gewährten Ausgleichszahlungen beeinflusst worden sein sollte. Dennoch waren auch Grünlandpachten nicht unabhängig von den ausgezahlten Fördermitteln, da die (bis 2005 über Viehprämien geförderte) Rinder- und Schafhaltung verfahrensbedingt auf Grünlandflächen angewiesen ist und die Rinderhaltung zusätzlich aufgrund der Ausgestaltung der Förderrichtlinien an den Nachweis von Futterflächen gebunden war. In dieser Weise stellen die Viehprämien eine Outputsubventionierung dar (KILIAN et al., 2012), die unter den gegebenen Voraussetzungen (flächenabhängige Produktion, relativ unelastisches Angebot am Pachtmarkt) ebenfalls mit preissteigernden Effekten auf dem Pachtmarkt für Grünland verbunden ist.

Der Übergang von den gekoppelten Viehprämien hin zu flächenbezogenen Zahlungen für Grünland im Rahmen der Luxemburger Beschlüsse der Gemeinsamen EU-Agrarpolitik wandelte die gewährten Ausgleichszahlungen dann jedoch in eine Inputsubventionierung von Bo-

den um, die eine vergleichsweise höhere Überwälzung auf Pachtpreise erwarten lässt (siehe b). Voraussetzung für eine Überwälzung ist im System der entkoppelten Direktzahlungen der EU allerdings, dass für alle bewirtschafteten Grünlandflächen ausreichend Zahlungsansprüche für die Gewährung der Prämienzahlungen verfügbar sind (siehe c). Untersuchungen zeigen, dass in Deutschland seit der Zuteilung der Zahlungsansprüche keine Knappheit der ausgegebenen Zahlungsansprüchen im Verhältnis zu den aktivierungsfähigen Flächen vorgelegen hat (CIAIAN et al., 2014; GOCHT et al., 2013; KILIAN und SALHOFER, 2009), so dass die Prämien den Charakter einer reinen Flächenprämie aufweisen und damit eine Kapitalisierung in Boden- und Pachtpreisen erwarten lassen.

Zu Beginn der Phase entkoppelter Direktzahlungen bestanden durch den betriebsindividuellen Anteil zwischen den einzelnen landwirtschaftlichen Betrieben Unterschiede in der ausgezahlten Prämienhöhe (d.h. dem Wert der Zahlungsansprüche), die einer vollständigen Überwälzung der Prämienzahlungen entgegenwirken. Dies ist dadurch zu begründen, dass ökonomisch entscheidende Landwirte ihre Zahlungsbereitschaft für die Zupachtung von Fläche allein aus der Prämienrente überschüssiger Zahlungsansprüche ableiten, deren Prämienhöhe unterhalb der durchschnittlichen Prämienhöhe liegen dürfte. Der geringere Wert überschüssiger Zahlungsansprüche geht darauf zurück, dass Landwirte höherwertige Zahlungsansprüche auf ihren ersten Hektaren (d.h. den bereits vorhandenen Flächen) aktivieren werden (CIAIAN et al., 2014; KILIAN et al., 2012; KILIAN und SALHOFER, 2008). Die Heterogenität in der Prämienhöhe der Zahlungsansprüche wird insbesondere in Grünlandregionen groß gewesen sein, da dem betriebsindividuellen Anteil der Zahlungsansprüche allein die ehemaligen Rinder- und Schafprämien der einzelnen Betriebe zugrunde lagen und diese sich naturgemäß an Grünlandstandorten (bzw. bei der Zuteilung auf Futterbaubetriebe) konzentrierten. Mit der im Zuge des Gleitflugs schrittweise vollzogenen Abschmelzung der betriebsindividuellen Prämienanteile ging dann allerdings eine Harmonisierung der Zahlungen zwischen den Betrieben hin zu einheitlichen Flächenprämien einher, die aus theoretischer Perspektive unter sonst gleichen Bedingungen zu einer Steigerung der Überwälzungsrates führen sollte (siehe d). Verstärkend kommt möglicherweise hinzu, dass die Regionalisierung der Prämien die Zahlungen zunehmend transparenter gemacht und zuvor bestehende Informationsasymmetrien zwischen Pächter und Verpächter über die konkrete Höhe der Prämien abgebaut hat. Die damit gestärkte Verhandlungsposition der Verpächter wird zusätzlich zu einer höheren Überwälzung durch die Regionalisierung der Prämien beitragen (CIAIAN et al., 2014).

Zusammenfassend ist aus der theoretischen Betrachtung zu schlussfolgern, dass der Einfluss der EU-Direktzahlungen auf den Pachtmarkt für Grünlandflächen im Zeitablauf zugenommen hat: Erstens ist mit einer Zunahme der Prämienüberwälzung infolge der Entkopplung der Direktzahlungen zu rechnen, da der Übergang von der indirekten Förderung der Grünlandbewirtschaftung über Tierprämien hin zu Hektarprämien für Grünlandflächen die Prämienzahlungen unmittelbar an die Fläche bindet (Hypothese 1). Zweitens lässt die Harmonisierung der Zahlungsansprüche eine weitere Zunahme der Prämienüberwälzung auf Grünlandpachten erwarten, da die Prämienhöhe überschüssiger Zahlungsansprüche auf den einheitlichen Wert aller Zahlungsansprüche angestiegen ist und die Regionalisierung die Prämienzahlungen transparenter macht (Hypothese 2). Eine Analyse empirischer Pachtpreisdaten für Grünlandpachtungen versucht diese Hypothesen im Folgenden zu prüfen.

### 3.3 Methode

Angesichts theoretischer Überlegungen und empirischen Befunden für Pachtmärkte in Deutschland (z.B. BREUSTEDT und HABERMANN, 2011), diversen europäischen Staaten (FUCHS, 2002) und den USA (LENCE und MISHRA, 2003; DU et al., 2008) werden für die Analyse von empirischen Pachtpreisdaten zunehmend räumlich-ökonomische Methoden angewendet. Unter den Bedingungen eines vollkommenen Marktes entspricht der Pachtpreis gemäß klassischer ökonomischer Theorie der marginalen Grundrente der Flächenbewirtschaftung, so dass der Pachtpreis dabei allein von der Gewinnerwartung der regional charakteristischen Fruchtfolge und flächenabhängigen Viehhaltung bestimmt wird. Zwei Gründe sprechen allerdings gegen die Annahme eines vollkommenen Bodenmarktes und machen räumliche Abhängigkeiten in den Pachtpreisbeobachtungen benachbarter Betriebe wahrscheinlich: Erstens sind landwirtschaftliche Betriebe nicht als homogene Einheiten aufzufassen, da Betriebs-sitz, Struktur und betriebswirtschaftliche Ausrichtung aufgrund von Einstiegsbarrieren und versunkenen Kosten in hohem Maße von Pfadabhängigkeiten geprägt sind. Zwischen landwirtschaftlichen Betrieben können deshalb durchaus Unterschiede in der marginalen Bodenrente von Zupachtflächen vorliegen, so dass der erfolgreiche Bieter am Pachtmarkt in der Regel nicht seine gesamte Grundrente für die Flächenpacht aufwenden muss. Ein Landwirt wird im Bieterprozess immer versuchen, das maximale Pachtpreisgebot konkurrierender Betriebe nur geringfügig zu überbieten, so dass die Pachtpreise eines Betriebes immer auch von den potentiellen Pachtpreisgeboten der Nachbarn abhängig sind. Zweitens können lokal unvollkommene Wettbewerbsstrukturen auf dem Pachtmarkt vorherrschen, da die Immobilität des Bodens und die hiermit verbundenen Transport- und Arbeitskosten zur Folge haben, dass die

Bewirtschaftung einer Fläche nur für landwirtschaftliche Betriebe in deren räumlicher Nähe rentabel ist. Dies impliziert eine Segmentierung des Pachtmarktes in viele lokale Submärkte mit ggf. unvollkommenen Wettbewerbsstrukturen, was eine vollständige Überwälzung der Grundrente auf die Landeigentümer verhindern kann (HENNIG und LATACZ-LOHMANN, 2016). Allerdings sind die lokalen Märkte natürlich nicht unabhängig voneinander, denn die Grenzen sind je nach Lage der Betriebe fließend und Landwirte werden – begrenzt durch Transportkosten – auf umso weiter entfernt liegende Märkte ausweichen, je höher die Preise auf dem lokalen Pachtmarkt sind. Für einen lokalen Pachtmarkt mit relativ geringem Preisniveau werden hohe Preisdifferenzen zu benachbarten Märkten daher zu einer gesteigerten Nachfrage von Landwirten aus der Umgebung führen (BREUSTEDT und HABERMANN, 2011), was letztlich (jenseits von qualitätsbedingten Unterschieden der Flächen) eine horizontale Preistransmission nach sich zieht. Beide Aspekte, die heterogene Struktur von Betrieben und die horizontale Preistransmission, legen nahe, dass von einer räumlichen Korrelation der Pachtpreise benachbarter Betriebe ausgegangen werden muss. Modelle der räumlichen Ökonometrie bieten die Möglichkeit, auf das Vorliegen einer räumlichen Abhängigkeit in der endogenen Pachtpreisvariablen zu testen und diese ggf. explizit z.B. über einen sogenannten Spatial Lag im Modell zu berücksichtigen (ANSELIN und BERA, 1998).

Diverse Studien verwenden Bestandspachten als abhängige Variable (BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; HENDRICKS et al., 2012; MICHALEK und CIAIAN, 2014; KLAIBER et al., 2016; MÄRZ et al., 2016), was allerdings im Falle mehrjähriger Pachtverträge wie in Deutschland problematisch ist, da die zugrundeliegenden Pachtverträge zu unterschiedlichen Zeitpunkten abgeschlossen wurden. Dies hat zum einen zur Folge, dass sich das beobachtete Pachtpreisniveau nur langsam an sich ändernde Rahmenbedingungen anpasst, wodurch die endgültigen (langfristigen) Pachtpreiseffekte der Einflussfaktoren schwer abzuschätzen sind. Zum anderen ist die Wirkung der pachtpreisbeeinflussenden Faktoren sehr diffus, da den Pachtverhandlungen angesichts der sich ändernden ökonomischen Rahmenbedingungen sehr unterschiedliche Erwartungen über Preise, Ertragslage und Wettbewerbssituation zugrunde liegen. Diese Problematik kann reduziert werden, indem ausschließlich Neupachtpreise für die Schätzung herangezogen werden. Wir verwenden für unsere Analyse deshalb einzelbetriebliche Pachtpreisdaten aus Pachtverträgen, die innerhalb der letzten zwei Jahre abgeschlossen wurden, so dass das Problem der im Zeitablauf heterogenen Erwartungen weitestgehend reduziert werden kann. Dies hat allerdings zum Nachteil, dass auf einzelbetrieblicher Ebene nur vereinzelt mehrere Pachtpreisbeobachtungen im Zeitablauf verfügbar sind. Für Panelmodelle, die insbesondere hinsichtlich der Kontrolle unbeobachteter Heterogenität zur Identifizierung und

Quantifizierung der Wirkung potentiell pachtpreisbeeinflussender Faktoren vorzuziehen wären, stehen folglich nicht ausreichend viele Beobachtungen je Betrieb zur Verfügung.<sup>27</sup> Um den Vorteil einzelbetrieblicher Analysen von Neupachtpreisen zu erhalten, werden die Pachtpreismodelle daher im Querschnitt geschätzt. Eine allgemeine räumliche Pachtpreisschätzung, die zur Berücksichtigung der diskutierten räumlichen Effekte einen Spatial Lag enthält und über eine Spatial-Error-Komponente zusätzlich räumliche Prozesse im Fehlerterm erfasst, lässt sich folgendermaßen modellieren (ANSELIN, 1988: 33f.):

$$\begin{aligned} p &= \rho Wp + X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \Omega) \end{aligned} \tag{3.1}$$

Dabei bezeichnet  $p$  den  $nx1$  Vektor der beobachteten Pachtpreise. Die  $nxk$  Matrix  $X$  enthält die  $k$  potentiellen Pachtpreisdeterminanten einschließlich der Subventionsvariablen und eines Einheitsvektors. Der  $nx1$  Vektor  $Wp$  repräsentiert den Spatial Lag, und  $u$  ist der Fehlerterm, in dem der Spatial Error  $Wu$  die unbeobachtete, räumlich korrelierte Heterogenität kontrolliert.  $\beta$ ,  $\rho$  und  $\lambda$  sind die zu schätzenden Regressionsparameter,  $\varepsilon$  ist der zufällige Fehler der Schätzgleichung und  $W$  bezeichnet eine räumliche  $nxn$  Gewichtungsmatrix, die (beispielsweise auf der Basis inverser Distanzen) die räumlichen Beziehungen zwischen den einzelnen Beobachtungen abbildet. Wird  $W$  zeilenstandardisiert, besteht der Spatial Lag aus dem gewichteten Durchschnitt der Pachtpreisbeobachtungen benachbarter Betriebe und der Schätzkoeffizient  $\rho$  ist als marginaler Einfluss des räumlich gewichteten Pachtpreisdurchschnitts der benachbarten Betriebe zu interpretieren. Die marginalen Effekte der übrigen erklärenden Variablen ergeben sich unter Berücksichtigung des autoregressiven Prozesses aus den partiellen Ableitungen der Regressionsfunktion:

$$\frac{\partial p}{\partial x_k} = [I_n - \rho W]^{-1} I_n \beta_k \tag{3.2}$$

Anders als in einfachen linearen Regressionsmodellen sind die marginalen Effekte für die einzelnen Beobachtungen unterschiedlich, da sie von Spillover- und Rückkopplungseffekten und damit von der Nachbarschaftsstruktur abhängig sind. Die Matrixform der marginalen

---

<sup>27</sup> Darüber hinaus kommen Fixed-Effects-Panelschätzungen nicht ohne eine restriktive Selektion der Beobachtungseinheiten auf diejenigen Betriebe mit (im Zeitablauf) mehrmaliger Aktivität auf dem Pachtmarkt aus und es erscheint plausibel, dass es sich hierbei keinesfalls um eine zufällige Auswahl handelt: In erster Linie dürften dies besonders erfolgreiche Betriebe sein, so dass eine effiziente und unverzerrte Modellschätzung mit den selektierten Daten kaum möglich ist.

Effekte in (3.2) verdeutlicht außerdem, dass der Pachtpreis eines jeden Betriebes  $i$  nicht nur von einer Variablenänderung in  $i$ , sondern wegen der räumlichen Spillovereffekte auch von Variablenänderungen bei den übrigen Betrieben beeinflusst wird. LESAGE und PACE (2009) und ELHORST (2014) unterscheiden diesbezüglich in der Interpretation der Schätzergebnisse zwischen direkten und indirekten Effekten. Die direkten Pachtpreiseffekte, die jeweils von einer marginalen Änderung der Variablen  $x_k$  in den einzelnen Betrieben individuell für diese Betriebe eintreten, sind in der Diagonale der Matrix enthalten. Die indirekten Effekte sind abseits der Diagonale zu finden und weisen darauf hin, dass die lokale Variablenänderung in einem Betrieb auch für alle übrigen Betriebe mit einer Pachtpreisänderung einhergeht. In der  $i$ -ten Zeile der Matrix befinden sich dabei (neben dem direkten Effekt auf der Hauptdiagonalen) die jeweiligen Effekte für Betrieb  $i$ , die – jeweils ausgehend von einer marginalen Änderung der Variablen  $x_k$  bei einem anderen Betrieben  $j$  – für  $i$  als indirekte Effekte auftreten. Die Effekte fallen dabei potentiell umso höher aus, je größer die räumliche Nähe von  $j$  zu  $i$  ist. Die Zeilensumme unter Berücksichtigung des direkten Effektes und der indirekten Effekte ist demnach als totaler Pachtpreiseffekt für Betrieb  $i$  infolge einer marginalen Variablenänderung im gesamten Untersuchungsgebiet zu interpretieren. Für eine anschauliche Zusammenfassung der individuellen marginalen Effekte schlagen LESAGE und PACE (2009) eine Kalkulation von durchschnittlichen Effekten vor, wobei für das zusammenfassende Maß der totalen Effekte die durchschnittliche Zeilensumme der Matrix gebildet wird. Diesem Vorgehen folgend ergeben sich die durchschnittlichen direkten Effekte aus dem Durchschnitt der Elemente der Hauptdiagonalen in (3.2) und die durchschnittlichen indirekten Effekte lassen sich aus der Differenz der durchschnittlichen totalen und direkten Effekte ableiten.

Das räumliche Schätzmodell wird im Folgenden zur Analyse von Pachtpreisdaten aus einzelnen Jahren im Zeitraum 2001-2013 eingesetzt, um ein Bild der pachtpreisbeeinflussenden Faktoren im Zeitablauf zu erhalten und Erkenntnisse zur Überwälzung der europäischen Prämienzahlungen unter dem System gekoppelter und entkoppelter Direktzahlungen zu gewinnen. Eine valide Schätzung von Querschnittsmodellen setzt dabei allerdings geeignete Strategien zur Berücksichtigung der potentiellen Endogenität der erklärenden Einflussvariablen voraus. Theoretische Überlegungen weisen darauf hin, dass verschiedene Ursachen eine Korrelation der erklärenden Variablen mit dem Fehlerterm (und damit eine potentielle Verzerrung der Schätzer) hervorrufen können:

Erstens führen pachtpreisbeeinflussende Faktoren zu einer Verzerrung der geschätzten Modellparameter, die aus Gründen der Datenverfügbarkeit nicht in die Modellschätzung einflie-

ßen und eine Korrelation mit den erklärenden Variablen des Modells aufweisen. Da eine vollständige Erfassung aller relevanten Determinanten der abhängigen Variable in empirischen Schätzmodellen selten erfüllt ist, stellt unbeobachtete Heterogenität insbesondere in empirischen Querschnittsschätzungen ein zentrales Problem dar und verhindert eindeutige Rückschlüsse auf die kausalen Wirkungszusammenhänge der betroffenen Variablen. In Bezug auf die Schätzung der Effekte gekoppelter Direktzahlungen auf Pachtpreise wird die Identifizierung in diesem Zusammenhang durch die Korrelation der gekoppelten Direktzahlungen mit den realisierten Erträgen und dem Produktionsumfang der Viehhaltung erschwert. Sofern die Ertragsfähigkeit der Betriebe im empirischen Modell nicht vollständig erfasst werden kann, bilden die geschätzten Parameter nicht den isolierten Effekt der staatlichen Zahlungen ab, sondern werden durch die Wirkung der korrelierten Produktivität der Betriebe verzerrt. Im Falle der entkoppelten EU-Direktzahlungen als erklärende Variable weisen KARLSSON und NILSSON (2014) und MICHALEK und CIAIAN (2014) darauf hin, dass auch die entkoppelten Zahlungen auf den gekoppelten Direktzahlungen in der Vergangenheit basieren und damit ebenfalls von der historischen Produktivität der Betriebe abhängig sind. Dies hat zur Folge, dass auch die entkoppelten Zahlungen die lokale Bodenqualität, die historischen Produktionskapazitäten in der Viehhaltung und die Managementfähigkeiten des Betriebsleiters reflektieren und folglich als endogen aufzufassen sind. Wie u.a. KIRWAN und ROBERTS (2016) darlegen, ist auch die Schätzung des Einflusses US-amerikanischer Subventionen auf Pachtpreise von dieser Problematik betroffen. Endogenitätsprobleme durch unbeobachtete Heterogenität lassen sich in Querschnittsmodellen reduzieren, indem pachtpreisbeeinflussenden Faktoren wie das Ertragspotential der Pachtflächen möglichst vollständig im Modell abgebildet werden und zur Berücksichtigung unbeobachtbarer Variabilität Kontrollvariablen in die Schätzung aufgenommen werden, die die Betriebsstruktur und Managementfähigkeiten des Betriebsleiters kontrollieren oder in Form von regionalen Dummyvariablen Unterschiede in der regionalen Produktionsstruktur erfassen. Alternativ können endogene Variablen instrumentiert werden. Dies setzt allerdings geeignete Instrumente voraus, die eine hohe Korrelation mit der endogenen Variable aufweisen, aber nicht mit dem Fehlerterm (d.h. der unbeobachteten Heterogenität) korreliert sind.

Eine zweite Ursache für Endogenität geht darauf zurück, dass Landpachtverträge – insbesondere im Falle mehrjähriger Verträge – auf der Basis von Erwartungen über die zukünftige Bodenrente geschlossen werden. Da die Erwartungen der Akteure über künftige Agrarmarktpreise, staatliche Zahlungen und allgemeine Produktionsbedingungen nicht empirisch beobachtbar sind, ist die Verwendung von tatsächlichen Realisationen der Variablen gängige

Praxis in der Analyse pachtpreisbeeinflussender Faktoren. Es ist allerdings davon auszugehen, dass die erwarteten Rahmenbedingungen nicht mit der tatsächlichen Entwicklung übereinstimmen, was in einem Fehler bei der Messung des eigentlich relevanten Konstruktes resultiert („expectation error“). Wie unter anderem von WOOLDRIDGE (2010: 78ff.) gezeigt, verursachen Messfehler in den erklärenden Variablen üblicherweise eine Korrelation der Variablen mit dem Fehlerterm und führen so potentiell zu verzerrten Parameterschätzern, wobei von einer Unterschätzung positiver Effekte und einer Überschätzung negativer Effekte ausgegangen werden kann („attenuation bias“). In der Analyse von Pachtpreisdaten wird Endogenität durch unbeobachtbare Erwartungen ausführlich im Zusammenhang mit der Messung des Einflusses von Direktzahlungen diskutiert (LENCE und MISHRA, 2003; ROBERTS et al., 2003; PATTON et al., 2008; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; HENDRICKS et al., 2012; O'NEILL und HANRAHAN, 2016). Da die Direktzahlungen in der EU seit der MacSharry-Reform 1992 innerhalb einer Förderperiode ex ante weitgehend bekannt und nicht mit Unsicherheit behaftet sind,<sup>28</sup> ist die Problematik insbesondere für das US-amerikanische Prämiensystem relevant, in dem weiterhin ein Teil der Zahlungen von den Marktpreisen produzierter Früchte abhängig ist (Loan Rates, Loan Deficiency Payments und Countercyclical Payments). Pächter werden zur Formulierung von Pachtpreisgeboten zwar Erwartungen über die in Zukunft ausgezahlten Prämien bilden, diese sind allerdings in der Regel nicht beobachtbar. Ex post beobachtete Prämienzahlungen bilden diese Erwartungen höchstwahrscheinlich mit Fehler ab, so dass Modellschätzungen auf Basis dieser Daten zu verzerrten Schätzern führen. Ansätze zur Korrektur der Verzerrung versuchen entweder die Effekte der Erwartungen in der Modellschätzung zu kontrollieren (KROPP et al., 2015; KIRWAN und ROBERTS, 2016) oder die betroffenen Variablen mit dem Zahlungsniveau anderer Wirtschaftsjahre zu instrumentieren (u.a. LENCE und MISHRA, 2003; ROBERTS et al., 2003; PATTON et al., 2008; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; HENDRICKS et al., 2012; KILIAN et al., 2012; O'NEILL und HANRAHAN, 2016).

Drittens spezifiziert das empirische Pachtpreismodell in (3.1) einen kausalen Wirkungszusammenhang zwischen Pachtpreishöhe und pachtpreisbeeinflussenden Faktoren, der von der Annahme ausgeht, dass betriebliche Entscheidungen über die Produktionsstruktur unabhängig vom lokalen Pachtpreisniveau erfolgen. Sobald allerdings die Pachtpreise und Produktionsstrukturen der Betriebe simultan determiniert werden, ist diese Annahme verletzt und die Re-

---

<sup>28</sup> Ausnahmen gibt es in einzelnen Ländern, wie z.B. von PATTON et al. (2008) anhand der in Irland bis 2002 preisabhängigen Schafprämien hervorgehoben.



siduen weisen eine Korrelation mit den jeweiligen erklärenden Variablen des Modells auf. So bestimmt die Struktur und Produktionsausrichtung landwirtschaftlicher Betriebe zwar die Bodenrente und ist damit wichtiger Einflussfaktor auf einzelbetriebliche Pachtpreise, gleichzeitig könnten hohe Pachtpreise aber auch eine Anpassung der Produktionsstruktur bedingen. Eine solche Simultanität kann, wie auch unbeobachtete Heterogenität und Messfehler in den erklärenden Variablen, zu verzerrten Parameterschätzern führen und lässt sich durch die Anwendung von Instrumentenschätzungen berücksichtigen (u.a. BREUSTEDT und HABERMANN, 2011). Allgemein wird die Effizienz der Schätzung durch eine Instrumentierung von Variablen allerdings reduziert, so dass zunächst geprüft werden sollte, ob statistische Tests auf eine signifikante Verzerrung der Schätzergebnisse durch Endogenität hindeuten. Im Falle eines homoskedastischen Fehlers ist hierzu die Anwendung eines Hausman-Tests verbreitet. Bei Vorliegen von Heteroskedastizität bieten regressionsbasierte Tests (WOOLDRIDGE, 2010: 129ff.) eine Alternative. Wir werden die potentielle Endogenität der verwendeten Variablen bei der Spezifikation des empirischen Modells im Einzelnen diskutieren und auf unser Vorgehen im Ergebnisteil näher eingehen.

### 3.4 Daten

Für die empirische Analyse werden als primäre Datengrundlage einzelbetriebliche Daten aus den amtlichen Agrarstrukturerhebungen (ASE) und Landwirtschaftszählungen (LZ) herangezogen, welche seit 1975 in regelmäßigen Abständen ein Bild der Struktur der landwirtschaftlichen Betriebe in Deutschland liefern. Für die vorliegende Analyse werden die im sogenannten AFiD-Panel-Agrarstruktur verknüpften Erhebungen aus dem Zeitraum 1999 bis 2007 (HEINZE und VOGEL, 2010) sowie die Erhebungen aus den Jahren 2010 und 2013 verwendet. Im Einzelnen handelt es sich in den Jahren 1999 und 2010 um die hinsichtlich des Merkmalskataloges ausführlicheren Landwirtschaftszählungen, in den Jahren 2003 und 2007 um Totalerhebungen im Rahmen der allgemeinen Agrarstrukturerhebung sowie in den Jahren 2001, 2005 und 2013 um eine repräsentative Agrarstrukturerhebung auf etwa 25% der landwirtschaftlichen Betriebe.

Der Berichtskreis umfasst gemäß Agrarstatistikgesetz (AgrStatG, Fassung vom 17.12.2009) alle landwirtschaftlichen Betriebe mit einer Größe von mindestens 5 ha LF und flächenarme

Betriebe mit einer bestimmten Mindestgröße an Viehbeständen oder Sonderkulturen.<sup>29</sup> Die geografische Lage der Betriebe ist über die Zuordnung zu den Gebietskörperschaften anhand des amtlichen Gemeindegrenzen (AGS) erfasst. Die erhobenen Merkmalskomplexe enthalten unter anderem Angaben zu Rechtsform, Bodennutzung, Viehbeständen und allgemeine Merkmale des Betriebes. In den einzelnen Erhebungsjahren wurden zudem etwa 25% der Betriebe repräsentativ auf Basis einer geschichteten Zufallsstichprobe zu Eigentums- und Pachtverhältnissen befragt. Die erhobenen Daten beinhalten neben Angaben zur Summe der Hektarzahl und Summe der Pachtzahlungen aller laufenden Pachtungen („Bestandpachten“) auch Informationen zu Umfang und Pachtsumme aller Pachtverträge, die in den letzten zwei Jahren abgeschlossen wurden („Neupachten“). In den Erhebungen werden die Pachtpreise für Acker- und Grünland separat erfasst, so dass die Analyse nicht auf reine Grünlandbetriebe beschränkt bleiben muss. Im analysierten Datensatz betreibt ein Großteil der Grünland pachtenden Betriebe gleichzeitig Ackerbau und pachtet damit ggf. auch Ackerland.

Da die Pachtmärkte in den Neuen Bundesländern aufgrund des Transformationsprozesses nach der Wiedervereinigung besonderen Bedingungen unterliegen, beschränkt sich das Untersuchungsgebiet auf die alten Bundesländer (exklusive Berlin). Für neu gepachtetes Grünland stehen hier insgesamt 17.143 einzelbetriebliche Pachtpreisbeobachtungen zur Verfügung (rund 2800 Beobachtungen in den einzelnen Erhebungsjahren). Die Daten wurden für die empirische Analyse auf den Hektarpreis umgerechnet und dienen in den Schätzmodellen als abhängige Pachtpreisvariable.<sup>30</sup> Die präsentierten Modellschätzungen umfassen den Analysezeitraum 2001-2013. Die Daten der LZ 1999 werden lediglich zur Instrumentierung potentiell endogener Variablen eingesetzt. Die deskriptive Statistik in Tabelle 3.1 lässt erkennen, dass die Neupachtpreise für Grünland in den westdeutschen Bundesländern im Zeitablauf deutlich angestiegen sind. Im Jahr 2001 mussten noch durchschnittlich 156,97 €/ha für neugepachtetes Grünland aufgewendet werden, wohingegen die Neupachtpreise 2013 am Ende des Beobachtungszeitraums im Durchschnitt bei 248,71 €/ha liegen.

---

<sup>29</sup> Vor Änderung des AgrStatG mit Wirkung zur Landwirtschaftszählung 2010 lagen die Erfassungsgrenzen bei mindestens 2 ha LF und geringeren Mindestgrößen hinsichtlich Viehbeständen und Sonderkulturen. Um die Datenbasis untereinander vergleichbar zu machen, wurden die Daten früherer Jahre nachträglich an die Erfassungsgrenzen der Landwirtschaftszählung 2010 und Agrarstrukturhebung 2013 angepasst.

<sup>30</sup> Aufgrund einer uneinheitlichen Erfassung der Währungsangaben in der ASE 2001 sind die Pachtpreisvariablen im AFiD-Panel für das Paneljahr 2001 weitestgehend ohne Umrechnung von DM-Preisen in Euro abgelegt, so dass für die Analyse eine nachträglich Umrechnung in Eurowerte erfolgte. Trotz Plausibilitätsprüfung kann es möglich sein, dass die Währungsproblematik nicht vollständig bereinigt werden konnte, woraus für das Analysejahr 2001 Messfehler in der endogenen Pachtpreisvariable resultieren könnten.

**Tabelle 3.1: Deskriptive Statistiken der verwendeten Variablen**

Erhebungsjahr		2001		2003		2005		2007		2010		2013	
Variable	Einheit	MW	Std.	MW	Std.	MW	Std.	MW	Std.	MW	Std.	MW	Std.
Neupacht_Grünland	€/ha	156,97	92,11	152,99	94,10	150,30	90,10	161,32	99,94	186,61	120,62	248,71	159,81
SDB_Milchvieh	€/ha	658,27	547,84	773,05	678,33	653,72	654,16	605,50	595,12	673,33	915,29	665,02	720,02
SDB_Raufutterfresser	€/ha	203,31	201,68	224,89	238,84	211,71	239,44	200,64	231,44	220,35	280,70	241,86	290,52
Regionalprämie	€/ha							310,72	20,95	310,35	22,47	303,96	22,97
Annu_Grünlandprämie	€/ha							108,63	14,91	163,64	16,92	268,76	15,51
Grünlandprämie	€/ha							79,47	14,32	99,01	14,51	303,96	22,97
Milchkühejeha_BIP	Anz/ha							0,11	0,06	0,11	0,06	0,11	0,06
Mutterkühejeha_BIP	Anz/ha							0,05	0,03	0,05	0,03	0,05	0,03
Bullenjeha_BIP	Anz/ha							0,20	0,14	0,20	0,14	0,20	0,14
Mutterschafejeha_BIP	Anz/ha							0,12	0,11	0,12	0,11	0,12	0,11
LF_ha	ha	71,70	55,87	78,57	60,52	87,60	75,00	91,80	76,70	101,33	83,67	109,24	140,09
EMZ_10km		42,58	8,84	42,63	8,80	43,34	9,53	43,10	9,31	42,49	9,08	42,47	9,06
Niederschlag	mm	890,12	191,74	889,07	196,03	875,80	187,08	890,81	205,48	882,29	185,90	896,02	211,32
Temperatur	°C	8,73	0,89	8,71	0,93	8,90	0,93	8,83	0,91	8,79	0,94	8,76	0,93
ha_Grünlandneupacht	ha	5,95	9,76	6,25	10,04	6,91	13,68	6,57	11,64	7,53	16,01	8,45	16,44
Grünlandanteil	%	0,56	0,29	0,55	0,30	0,52	0,32	0,52	0,31	0,50	0,31	0,52	0,32
Pachtanteil	%	0,56	0,23	0,58	0,23	0,59	0,24	0,60	0,23	0,61	0,22	0,61	0,23
AK_ha	AK/ha	0,04	0,08	0,04	0,05	0,03	0,05	0,03	0,05	0,04	0,05	0,04	0,07
Nebenerwerb	Dummy	0,18	0,38	0,18	0,39	0,20	0,40	0,18	0,38	0,19	0,39	0,20	0,40
Rinderdichte_10km	GV/ha	0,97	0,46	0,90	0,44	0,83	0,46	0,82	0,44	0,81	0,44	0,84	0,45
SGdichte_10km	GV/ha	0,17	0,24	0,18	0,23	0,20	0,31	0,20	0,28	0,18	0,25	0,20	0,29
Biogasdichte_10km	kW/km <sup>2</sup>	0,48	1,03	0,67	1,36	3,13	4,36	6,30	6,60	10,32	10,11	14,45	12,48
Betriebe_10km	Anz	470,21	207,37	451,66	197,36	392,73	185,42	403,96	180,05	365,89	167,39	366,23	162,02
LF_Betriebe_10km	ha	36,11	13,61	37,79	14,92	42,83	16,67	41,39	15,52	45,23	16,73	46,43	18,08
Bevölk.dichte_10km	EW/km <sup>2</sup>	171,26	167,62	171,12	179,28	206,45	246,83	198,18	226,57	194,08	234,04	175,01	189,26
Regio_Nord	Dummy	0,34	0,48	0,33	0,47	0,42	0,49	0,35	0,48	0,35	0,48	0,40	0,49
Regio_Süd	Dummy	0,50	0,50	0,53	0,50	0,39	0,49	0,50	0,50	0,49	0,50	0,46	0,50
N		3618		2855		3003		2464		2239		2964	

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Agrarstrukturerhebungen 2001, 2003, 2005, 2007 und 2013 sowie Landwirtschaftszählung 2010, eigene Berechnungen.

Die beobachteten Preise werden gemäß den theoretischen Überlegungen in Abhängigkeit der Bodenrente, der Direktzahlungen und der Wettbewerbsintensität auf dem Pachtmarkt modelliert, wobei weitgehend auf Proxyvariablen zurückgegriffen werden muss. Grünlandflächen generieren ihre Wertschöpfung in erster Linie über die Haltung von Raufutterfressern, welche zur Futterproduktion unmittelbar an Grünland gebunden ist. Demzufolge ist die Bodenrente von Grünland maßgeblich von den Deckungsbeiträgen der Viehhaltung abhängig. In den Modellen wird die Bodenrente auf einzelbetrieblicher Ebene dementsprechend über 3-jährige Durchschnitte der Standarddeckungsbeiträge je ha LF separat für die Betriebszweige Milchproduktion und Haltung sonstiger Raufutterfresser (Schafe, Pferde und Rinder außer Milchvieh) abgebildet, wofür neben den einzelbetrieblichen Daten zum Umfang der Viehhaltung aus der amtlichen Statistik auf die Standarddeckungsbeiträge des Kuratoriums für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft zurückgegriffen wird. Letztere erfassen die durchschnittlich je Tier in den einzelnen Betriebszweigen erzielten Deckungsbeiträge auf Ebene der Regierungsbezirke (ab WJ 2000/01) bzw. auf Kreisebene nach vorheriger Einstufung der einzelnen Landkreise in fünf unterschiedliche Leistungsklassen (bis WJ 1999/00). Unter der Annahme, dass Landwirte ihre Erwartungen über die Höhe künftiger Deckungsbeiträge auf der Basis historischer Werte bilden, bezieht sich der berechnete Dreijahresdurchschnitt der Standarddeckungsbeiträge auf die drei vorangegangenen Wirtschaftsjahre (Wirtschaftsjahre 1997/98, 1998/99 und 1999/00 für die Pachtpreisdaten der ASE 2001 usw).

Mögliche Economies of Scale werden in den Modellen durch die Betriebsgröße der einzelnen Betriebe erfasst. Weiterhin dienen die durchschnittliche Ertragsmesszahl in der Region sowie durchschnittliche Niederschlagsmengen und Temperaturen an der nächstgelegenen Wetterstation aus dem Messnetz des Deutschen Wetterdienstes zur weitergehenden Erfassung des Ertragspotentials des gepachteten Grünlands. Als weitere einzelbetriebliche Kontrollvariablen fließen außerdem die Größe der neugepachteten Grünlandflächen, der Grünlandanteil, der Pachtanteil, der Arbeitskräftebesatz und der Erwerbscharakter in die Schätzungen ein.

Für die Messung des Einflusses der Direktzahlungen auf die beobachteten Grünlandpachten stehen in den amtlichen Agrarstrukturerhebungen und Landwirtschaftszählungen keine einzelbetrieblichen Daten zur Verfügung, so dass auf regionale Werte der Direktzahlungen aus externen Datenquellen zurückgegriffen werden muss. Für die Zeit vor der Entkopplung der Direktzahlungen sind die ausgezahlten Tierprämien in den oben erläuterten Standarddeckungsbeiträgen der Viehhaltung enthalten, so dass die Schätzer für die Standarddeckungsbeiträge der Viehhaltung auch Hinweise auf die marginale Überwälzung der Tierprämien liefern.

In den Jahren nach der Entkopplung sind die Direktzahlungen an Zahlungsansprüche gebunden, wobei sich die Prämienhöhe aus dem regional einheitlichen Anteil und dem betriebsindividuellen Anteil zusammensetzt (siehe oben). Da von der öffentlichen Hand keine Daten zum durchschnittlichen Wert der Zahlungsansprüche in den einzelnen Regionen zur Verfügung gestellt werden, stützt sich die Analyse auf die regional (innerhalb der Bundesländer) einheitlichen Werte der ZA, die aus den Veröffentlichungen des BMEL zu entnehmen sind (BMELV, 2006; BMVEL, 2004).

Insgesamt werden fünf unterschiedliche Strategien zur Abbildung der entkoppelten Direktzahlungen verfolgt. Die erste Spezifikation enthält die Grundprämie für Grünland zum Zeitpunkt der Datenerhebung, womit durch die Vernachlässigung der Prämienanpassung im Zuge des Gleitflugs der Direktzahlungen eine naive Erwartungsbildung der Akteure hinsichtlich der durchschnittlichen Prämienhöhe während der Laufzeit des Pachtvertrages unterstellt wird. Im Detail wird für die Neupachtungen aus den Jahren 2005 und 2006 (erfasst in der ASE 2007) die Höhe der Grünlandprämie im Jahr 2007 eingesetzt, für Neupachtungen aus 2008 und 2009 (LZ 2010) die Grundprämie im Jahr 2007 und für Neupachtungen der Jahre 2011 und 2012 die Regionalprämie im Jahr 2013. Angesichts der in der Regel mehrjährigen Pachtverträge und der im Vorhinein bekannten Prämienänderungen im Zeitablauf bildet dieser Ansatz die erwarteten Prämienzahlungen vermutlich unvollständig ab, so dass für die zweite Modellspezifikation eine Annuität der Grünlandprämie als Prämienvariable gewählt wird. Der Berechnung der Annuitäten liegen ein Zinssatz von 5 % und eine durchschnittliche Vertragslaufzeit von sieben Jahren zugrunde (Beginn der Pachtung ist per Annahme das Jahr vor der Datenerhebung). Hiervon abweichend wird für Neupachten aus den Jahren 2008 und 2009 (LZ 2010) ein kürzerer Planungshorizont von fünf Jahren bis zum (erwarteten) Ende der EU-Förderperiode im Jahr 2013 angenommen, da 2008-2009 (Verhandlungszeitpunkt der Pachtverträge) weitgehende Unsicherheit über Form und Fortbestand der Prämienzahlungen nach 2013 herrschte. In die Berechnung der Prämienannuitäten für die in der ASE 2013 erfassten Pachtungen fließen neben der Grünlandprämie und Regionalprämie Schätzwerte für die Basis- und Greeningprämie der neuen Förderperiode ein. Die dritte und vierte Spezifikation ergänzt die beiden ersten Modelle jeweils durch Proxyvariablen, die für die durchschnittliche Höhe der betriebsindividuellen Prämie kontrollieren. Zum Einsatz kommt hierfür (basierend auf den Daten der amtlichen Statistik) die durchschnittliche Anzahl prämienerberechtigter Tiere

während des Referenzzeitraums je ha LF im Jahr 2005 auf Landkreisebene.<sup>31</sup> Der Umfang der LF im Jahr 2005 approximiert dabei die beihilfefähige (prämienberechtigte) Fläche. Dieses Vorgehen fußt auf dem administrativen Verfahren bei der Festlegung der betriebsindividuellen Prämie, gemäß dem das einzelbetriebliche Volumen der gekoppelten Tierprämien in einem Referenzzeitraum während der Phase gekoppelter Zahlungen auf die im Jahr 2005 gemeldete beihilfefähige Fläche umgelegt wurde. Wegen der unterschiedlichen Höhe und Auszahlungsmodalitäten für die einzelnen Tierarten werden für männliche Rinder, Mutterkühe, Mutterschafe und Milchkühe separate Variablen gebildet.

Der fünfte Modellansatz setzt allein die am Ende des Gleitflugs der Direktzahlungen erreichte Regionalprämie als Prämienvariable ein. Sie kann sowohl für die Phase vor dem Gleitflug als auch in der Gleitflugphase als Näherungswert für die durchschnittliche Prämienhöhe einschließlich regionalem und betriebsindividuellem Anteil verwendet werden, da die Höhe der Regionalprämie am gesamten Prämienvolumen innerhalb der Regionen vor Beginn des Gleitflugs ausgerichtet wurde. Es ist dabei zu beachten, dass während der Gleitflugphase eine Angleichung der Prämie für Acker- und Grünland erfolgt ist. Aus diesem Grund fließt in die Höhe der Regionalprämie auch das Prämienvolumen der Zahlungsansprüche ein, die bei der Zuteilung ursprünglich für Ackerland ausgegeben wurden und damit auch die regionale Grundprämie für Ackerland enthalten. Dennoch ist in Betracht zu ziehen, dass die Regionalprämie den durchschnittlichen Wert eines auf Grünland aktivierbaren Zahlungsanspruchs adäquat abbildet, da die Zahlungsansprüche nicht an einzelne Flächen gebunden waren und eine Aktivierung der ursprünglich für Ackerflächen zugeteilten Zahlungsansprüche in den folgenden Jahren auch auf prämienfähigem Grünland erfolgen konnte. Schätzwerte für die Regionalprämie wurden bereits zu Beginn der Förderperiode im Jahr 2005 durch das Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft veröffentlicht (BMVEL, 2004). Diese kalkulatorischen Werte, die das erwartete Prämienvolumen in den einzelnen Regionen abbilden, dienen für die Analysejahre 2007 und 2010 in Modellspezifikation 5 als Prämienvariable. In die Analyse der Daten der Agrarstrukturerhebung 2013 fließt dagegen die endgültige Höhe der Regionalprämie ein, die für die einzelnen Regionen zu Beginn des Jahres 2010 von den Landesagrarministerien im Bundesanzeiger veröffentlicht wurde und damit zum Verhandlungszeitpunkt der erfassten Pachtungen aus den Jahren 2011 und 2012 bekannt war

---

<sup>31</sup> Es werden regional durchschnittliche Werte anstelle von betriebsindividuellen Werten verwendet, da davon auszugehen ist, dass mit neuen Pachtflächen neue Zahlungsansprüche auf den Betrieb kommen, deren Wert unabhängig vom historischen Prämienvolumen des jeweiligen Betriebes ist.

(BUNDESANZEIGER, 2010). Sämtliche Variablen zur Höhe der Prämien wurden um die Modulation bereinigt.

Zur Abbildung der innerlandwirtschaftlichen Wettbewerbsintensität kommen in den Modellen Vieh-, Biogas- und Betriebsdichten im Umkreis von 10 km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes der einzelnen Betriebe zum Einsatz. Die Rinder- und Veredelungsdichten (Schweine- und Geflügel) gehen dabei separat in die Schätzungen ein, da von unterschiedlichen Wirkungsmechanismen der Rinderhaltung und Veredelungsproduktion auf den Grünlandpachtmarkt ausgegangen werden muss. Während die Rinderhaltung zur Grundfutterproduktion unmittelbar an die Grünlandwirtschaft gebunden ist, lässt sich durch die Veredelungsproduktion allenfalls ein indirekter Effekt auf die beobachteten Grünlandpachten erwarten. Dieser ist dadurch zu begründen, dass Veredelungsbetriebe zum Erhalt der steuerlichen Vorteile landwirtschaftlicher Betriebe gegenüber gewerblichen Tierhaltern und zum Nachweis von Flächen zur umweltgerechten Gülleausbringung gemäß Düngeverordnung auf Flächen angewiesen sind und damit potentiell am Pachtmarkt aktiv sind. Allerdings dürften Schweine- und Geflügelhalter vornehmlich als Pächter auf dem Markt für Ackerflächen auftreten, da innerbetriebliche Verwertungsmöglichkeiten für Grünland fehlen. Wenn eine große Nachfrage nach Ackerflächen infolge hoher Veredelungsdichten eine starke preissteigernde Wirkung auf regionale Ackerpachten entfaltet, können Substitutionsmöglichkeiten zwischen Acker- und Grünland (insbesondere für Rinder haltende Betriebe) allerdings auch den Wettbewerb um Grünland verschärfen. Als Datenbasis für die regionalen Viehdichten dienen die Daten der amtlichen Statistik. Aufgrund unvollständig vorliegender Informationen über die Viehbestände der Gesamtheit aller Betriebe in den Jahren der repräsentativen Agrarstrukturerhebungen muss dabei teilweise auf Näherungswerte zurückgegriffen werden. Bei der Berechnung der regionalen Viehdichten für das Jahr 2005 werden die Viehbestände diesbezüglich linear mithilfe der vorhergehenden (2003) und nachfolgenden (2007) Erhebung interpoliert. Weiterhin werden für die Analyse der Pachtpreisdaten der ASE 2013 ausschließlich Viehbestandsdaten der LZ 2010 zur Kalkulation der regionalen Viehdichten verwendet.

Die Biogasproduktion, die seit Einführung des Erneuerbare-Energien-Gesetzes im Jahr 2000 vielerorts enorme Zuwächse erfahren hat, führt aufgrund des flächenintensiven Substratanbaus potentiell zu einer Steigerung der Intensität des Pachtflächenwettbewerbs und kann damit in der Pachtpreisanalyse zur weitergehenden Erfassung der Wettbewerbsintensität am Pachtmarkt dienen. Die verwendeten Daten zur Biogasproduktion basieren auf den EEG-Anlagenregistern der vier deutschen Übertragungsnetzbetreiber, in denen sämtliche Netzein-

speisungspunkte für Strom aus Biomasseanlagen mitsamt des Inbetriebnahmedatums und der installierten elektrischen Leistung registriert sind. Da die Anlagen hinsichtlich der Energieträger Biogas, Klärgas, Deponiegas und Holz in den Datensätzen nicht vollständig klassifiziert sind, wurde zur Filterung von Biogasanlagen zusätzlich auf die Dokumentationen der eingespeisten und vergüteten Strommengen der Anlagen zurückgegriffen, die jährlich von den Übertragungsnetzbetreibern veröffentlicht werden. Anhand der Vergütungsstruktur (d.h. der ausgezahlten Boni) ist eine recht sichere Identifizierung von Biogasanlagen möglich. Das gefilterte Biogasanlagenregister lässt sich mithilfe der Daten zur Inbetriebnahme zeitlich differenziert darstellen, so dass spezifisch für jedes Analysejahr Informationen zur Biogasproduktion in der Region verfügbar sind. In die Modellschätzungen fließt die Biogasdichte im Umkreis von 10 km um den Betrieb (bzw. den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes) in Kilowatt installierte elektrische Leistung (kWel) je Quadratkilometer Erdoberfläche ein.<sup>32</sup> Eine Zuordnung der Anlagen zu den einzelnen Betrieben ist anhand des verwendeten Datenmaterials leider nicht möglich.

Die Anzahl der potentiellen Wettbewerber am Pachtmarkt wird durch die Anzahl landwirtschaftlicher Betriebe im 10-km-Umkreis approximiert. Ergänzend hierzu erfasst die regional durchschnittliche Betriebsgröße die Wettbewerbskraft der umliegenden Betriebe. Da für das Erhebungsjahr 2013 (repräsentative Agrarstrukturerhebung) ausschließlich Stichprobenbetriebe im Datensatz vertreten sind, wird für die regional durchschnittliche Betriebsgröße und die Betriebsdichte auf die Werte aus dem Erhebungsjahr 2010 zurückgegriffen. Zusätzlich zu den regionalen Vieh- und Betriebsdichten, die zur Abbildung der innerlandwirtschaftlichen Wettbewerbssituation eingesetzt werden, dient die regionale Bevölkerungsdichte im 10-km-Umkreis als Indikator für die sektorübergreifende Nutzungskonkurrenz zwischen landwirtschaftlicher Bewirtschaftung und Flächeninanspruchnahme für Siedlungs- und Verkehrszwecke. Daten zur Bevölkerungsdichte in den einzelnen Erhebungsjahren stammen aus der Regionalstatik des Statistischen Bundesamtes.

---

<sup>32</sup> Zum Umfang der landwirtschaftlichen Nutzfläche (LN) in der Umgebung, die als Bezugsbasis für die Messung der Biogasdichte vorzuziehen wäre, lagen für die Analyse keine Daten vor. Die Landwirtschaftszählungen und Agrarstrukturerhebungen erfassen die bewirtschaftete LN der Betriebe, nicht aber die Flächen innerhalb einzelner Gebietskulissen. Da die LN der Betriebe aufgrund der flächenintensiven Substratproduktion auch vom einzelbetrieblichen Umfang der Biogaserzeugung abhängig ist, bietet die nach dem Betriebssitzprinzip erfasste Fläche keine geeignete Basis zur Bestimmung der Biogasdichte.



Die Berechnung der räumlichen Gewichtungsmatrizen für die räumlichen Modellschätzungen basiert auf der geographischen Lage der Betriebe und setzt eine distanzbasierte Spezifikation der Nachbarschaftsbeziehungen zwischen den Beobachtungen ein:

$$w_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^{-1} & \text{wenn } d_{ij} < 15 \\ \frac{d_{ij}^{-1}}{\sum_j d_{ij}^{-1}} & \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (3.3)$$

$d_{ij}$  bezeichnet dabei die Distanz zwischen den Betrieben  $i$  und  $j$ . Da in den Erhebungen früherer Jahre keine Informationen zum exakten geographischen Standort der Betriebe enthalten sind, werden die Betriebe am Gemeindemittelpunkt ihrer Heimatgemeinde verortet. Betrieben innerhalb einer Gemeinde wird als Distanz der durchschnittliche Gemeinderadius in Deutschland (2,8 km) zugeordnet. Für eine unverzerrte Schätzung der räumlichen Parameter bleiben Beobachtungen aus der Analyse ausgeschlossen, für die keine Pachtpreisbeobachtungen benachbarter Betriebe innerhalb des Distanzbandes von 15 km verfügbar sind. In den einzelnen Analysejahren sind hiervon zwischen 12 und 26 Beobachtungen betroffen. Aus durchgeführten Sensitivitätsanalysen in Bezug auf die a priori formulierten Nachbarschaftsbeziehungen ist zu schlussfolgern, dass alternative Spezifikationen der räumlichen Gewichtungsmatrix in Form quadrierter inverser Distanzen oder binärer Nachbarschaftskodierung nur einen geringen Einfluss auf die geschätzten totalen, direkten und indirekte Effekte haben.

In den Modellschätzungen versuchen wir potentiellen Endogenitätsproblemen folgendermaßen Rechnung zu tragen: Zunächst werden mit der durchschnittlichen Ertragsmesszahl, regionalen Wetterdaten sowie einzelbetrieblichen Daten zur Größe der Neupachtfläche und zum Pachtanteil, Grünlandanteil, Arbeitskräftebesatz und Erwerbscharakter der Betriebe eine Vielzahl regionaler und einzelbetrieblicher Kontrollvariablen verwendet, die in den Modellen das Ertragspotential der Flächen, die Betriebsstruktur und die Managementfähigkeiten des Betriebsleiters abbilden und damit unbeobachtete Heterogenität in der einzelbetrieblich erzielbaren Bodenrente erfassen. Zur weitergehenden Reduktion unbeobachteter Heterogenität werden zusätzliche Modelle mit regionalen Dummyvariablen für Pachtungen in Süddeutschland (Bayern und Baden-Württemberg) und den nördlichen Bundesländern (Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen und Nordrhein-Westfalen) geschätzt, um spezifische Unterschiede in den regionalen Produktionsstrukturen zu erfassen. Beobachtungen aus den Bundesländern Hessen, Rheinland-Pfalz und Saarland stellen die Referenzregion dar, so dass deren regionspezifische Effekte in die Modellkonstante einfließen. Da die verwendeten Daten zu den entkoppelten Direktzahlungen innerhalb der Bundesländer keine Variation aufweisen, besteht dabei allerdings ein Zielkonflikt zwischen der ökonometrischen Identifizierbarkeit von

Pachtpreiseffekten der Direktzahlungen und der genaueren Erfassung der regionalen, unbeobachteten Heterogenität über länderbezogene Dummyvariablen. Modellschätzungen mit länderbezogenen Dummyvariablen führen dazu, dass der Einfluss der Direktzahlungen auf Pachtpreise in der Schätzung nur über die Variation der Direktzahlungen innerhalb der definierten Gebietskulissen identifiziert werden kann. Um die Sensitivität der Ergebnisse darzulegen, präsentieren wir die Modellschätzungen für die einzelnen Jahre sowohl mit als auch ohne den regionalen Dummyvariablen.

Im Hinblick auf eine mögliche Endogenität durch Messfehler bei der Erfassung der erwarteten Bodenrente soll die Verwendung von historischen Daten zu den Standarddeckungsbeiträgen anstelle von tatsächlich (während des hypothetischen Pachtzeitraums) realisierten Werten eine Verzerrung durch den „expectation error“ vermeiden. Auch die verwendeten Daten zu den Direktzahlungen dürften von dieser Problematik kaum betroffen sein, da die Höhe der Zahlungen innerhalb des Förderzeitraums ex ante bekannt war. Ausnahme bildet die erwartete Annuität der Prämienzahlungen für Pachtungen aus den Jahren 2011 und 2012 (erfasst in der ASE 2013), da Landwirte zu diesem Zeitpunkt lediglich unsichere Erwartungen über die konkrete Ausgestaltung der Direktzahlungen in der neuen Förderperiode bilden konnten. In den Modellen 2 und 4 verwendet die Spezifikation der Prämienvariablen diesbezüglich Informationen über Schätzwerte zur Höhe der Basis- und Greeningprämie für die Direktzahlungen ab 2015, die den Verhandlungspartnern bei Vertragsabschluss der Pachtverträge noch nicht vorlagen und daher von den Erwartungen abweichen könnten. Die Schätzergebnisse für das Analysejahr 2013 sind für diese Modellspezifikationen vor diesem Hintergrund daher kritisch zu diskutieren.

Simultanität als Ursache einer Korrelation der Residuen mit den erklärenden Variablen bleibt insbesondere bezüglich der einzelbetrieblichen Kontrollvariablen ein allgemeines Problem in den Modellschätzungen. Theoretische Überlegungen legen nahe, dass die Betriebsgröße, der Pachtanteil, der Arbeitskräftebesatz und der Erwerbscharakter der Betriebe wie auch die regionale Betriebsdichte und regional durchschnittliche Betriebsgröße nicht nur die einzelbetriebliche Höhe der Pachtpreise determinieren, sondern in umgekehrter Wirkungsweise auch vom regionalen Pachtpreinsniveau beeinflusst werden könnten. Auf eine mögliche Verzerrung der Schätzergebnisse durch Endogenität dieser Variablen wird mithilfe einer Instrumentenschätzung getestet, wobei als Instrumente Daten aus vorangegangenen Vollerhebungen (ASE 2003 und 2007 sowie LZ 1999 und 2010) verwendet werden. Standarddeckungsbeiträge vergangener Wirtschaftsjahre, Direktzahlungen, der Grünlandanteil der Betriebe, durchschnittliche

Ertragsmesszahlen, Wetterdaten und Bevölkerungsdichten werden wie auch regionale Biogas- und Viehdichten in Bezug auf Simultanität als exogen angenommen. Für letztere lässt sich zwar aus theoretischer Sicht argumentieren, dass das regionale Pachtpreisniveau betriebliche Entscheidungen über einen Einstieg in die Biogasproduktion und Viehhaltung beeinflussen könnte, allerdings würde eine Instrumentierung mit historischen Daten angesichts der dynamischen Entwicklung der regionalen Vieh- und Biogasdichten mit einem erheblichen Informationsverlust einhergehen. Gerade eine geplante oder kürzlich realisierte Aufstockung der Produktionskapazitäten in der Region dürfte sich angesichts der hiermit zu erwartenden Pachtmarktaktivität der Betriebe auf das beobachtete Pachtpreisniveau durchschlagen, bliebe allerdings bei Instrumentierung mit historischen Vieh- und Biogasdichten teilweise unberücksichtigt. Damit besteht ein trade-off zwischen der Korrektur von potentiellen Verzerrungen durch Simultanität und unbeobachteter Heterogenität.

### 3.5 Ergebnisdiskussion

Mit Ausnahme der Modellschätzung für das Analysejahr 2001 wird die Annahme eines homoskedastischen Fehlerterms in allen räumlichen Modellen gemäß White-Test mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 5% abgelehnt, so dass für die Schätzung der räumlichen Modelle das Generalized Spatial Two Stage Least Square (GS2SLS)-Schätzverfahren von KELEJIAN und PRUCHA (2010) eingesetzt wird, das auch bei unbekanntenen Formen der Heteroskedastizität eine konsistente Schätzung der Modellparameter zulässt. Darüber hinaus zeigen regressionsbasierte Tests zur Prüfung der Exogenitätsannahme, dass in den räumlichen Modellen von Endogenität einzelner erklärender Variablen ausgegangen werden muss. Hiervon sind in einzelnen Analysejahren die in Hektar landwirtschaftlicher Nutzfläche gemessene Betriebsgröße und der Arbeitskräftebesatz der Betriebe betroffen. Für die Instrumentierung der endogenen Variablen werden historische Daten als Instrumente eingesetzt (s.o.). Sanderson-Windmeijer-Tests (SANDERSON und WINDMEIJER, 2016) weisen für alle betrachteten Variablen auf eine gute Instrumentenqualität hin.<sup>33</sup> Die gemäß Testprozedur in mindestens einem der Analysejahre als endogen identifizierten Variablen werden in allen Modellschätzungen (zu-

---

<sup>33</sup> Eine Unteridentifizierung der potentiell endogenen Variablen wird für alle Variablen gemäß Sanderson-Windmeijer Chi<sup>2</sup>-Test mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 1% abgelehnt und die Sanderson-Windmeijer F-Statistiken aller Variablen übersteigen um ein Weites die von STOCK und YOGO (2005) aufgestellten kritischen Werte zum Test auf schwache Instrumente (Sanderson-Windmeijer-Tests sind robust gegen heteroskedastische und autokorrelierte Residuen, allerdings sind die herangezogenen kritischen Werte für den Test auf schwache Instrumente bisher nur für den Fall unabhängig und identisch verteilter Residuen verfügbar).

sätzlich zu der in jedem Fall endogenen Spatial Lag Variable) instrumentiert. Die räumlichen Schätzparameter für den Spatial Lag und Spatial Error erweisen sich in den Schätzungen als hoch signifikant, so dass die räumliche Modellspezifikation bestätigt wird. Die geschätzten Parameter für den Spatial Lag variieren in den Modellschätzungen zwischen 0,37 und 0,68. Der Pachtpreiseffekt eines um 1 € höheren Pachtpreisdurchschnitt benachbarter Betriebe wird demnach je nach Modellspezifikation und Analysejahr auf 37-68 Cent geschätzt. Tabelle 3.6 im Anhang stellt die geschätzten  $\lambda$ ,  $\rho$  und  $\beta$ -Parameter für Modellspezifikation 1 dar. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß variiert im Zeitablauf zwischen 0,27 (2005) und 0,42 (2013). Nach Maßgabe berechneter Varianzinflationsfaktoren (VIF) sind auftretende Multikollinearitäten zwischen den erklärenden Variablen für die Varianz der Schätzparameter unerheblich ( $VIF < 4$ ).

Die geschätzten Parameter werden zur Berechnung der marginalen Effekte herangezogen, die sich unter Berücksichtigung der räumlichen Spillover- und Rückkopplungseffekte in totale, direkte und indirekte Effekte untergliedern lassen (s.o.). Die direkten Effekte erfassen die Pachtpreisänderung, die sich für einen Betrieb  $i$  infolge einer betriebsindividuellen bzw. lokalen Änderung der pachtpreisbeeinflussenden Faktoren ergibt. Die indirekten Effekte messen die zusätzliche Pachtpreisänderung für Betrieb  $i$ , die aufgrund der Spillovereffekte durch eine marginale Änderung der Einflussfaktoren bei allen übrigen Beobachtungseinheiten auftreten. Die totalen Effekte fassen die direkten und indirekten Effekte zusammen und sind zur Abschätzung der Effekte einer marginalen Variablenänderung heranzuziehen, welche sich über das gesamte Untersuchungsgebiet erstreckt. Standardfehler der geschätzten marginalen Effekte werden mit der Deltamethode ermittelt. Tabelle 3.2 präsentiert die direkten und indirekten Effekte der erklärenden Variablen auf die beobachteten Grünlandpachten im Zeitablauf in Modellspezifikation 1. Auf die Schätzergebnisse zum Einfluss der Direktzahlungen in den unterschiedlichen Modellspezifikationen wird im Anschluss isoliert eingegangen.

Tabelle 3.2: Schätzergebnisse für die direkten und indirekten marginale Effekte auf die Grünlandpacht-  
preise in Modellspezifikation 1

	Direkte marginale Effekte					
	2001	2003	2005	2007	2010	2013
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
SDB_Milchvieh	0,019 ***	0,010 ***	0,010 ***	0,019 ***	0,010 ***	0,009 **
SDB_Raufutterfresser	0,008	-0,014	0,010	0,006	-0,020 *	0,015
Grünlandprämie				0,430 ***	0,432 ***	0,464 ***
LF_ha	-0,008	0,024	-0,043	-0,006	0,099 **	0,020
EMZ_10km	0,669 ***	1,043 ***	0,833 ***	0,963 ***	1,067 ***	1,153 ***
Niederschlag	0,007	-0,008	0,014 **	0,009	0,006	0,023 **
Temperatur	-1,213	0,781	0,707	0,257	-1,050	-0,193
ha_Grünlandneupacht	-0,305 *	-0,178	-0,210 **	-0,130	-0,304 ***	-0,102
Grünlandanteil	-27,244 ***	-28,463 ***	-37,837 ***	-38,346 ***	-50,425 ***	-89,270 ***
Pachtanteil	-1,670	-9,607	3,587	9,085	-0,443	21,218 *
AK_ha	4,527	349,975 **	149,225 *	142,183	239,520	181,866 *
Nebenerwerb	-2,022	-5,456	-3,908	-5,858	5,106	-15,197 **
Rinderdichte_10km	24,231 ***	49,546 ***	33,895 ***	42,805 ***	53,150 ***	82,027 ***
SGdichte_10km	16,825 ***	56,044 ***	24,741 ***	44,428 ***	48,995 ***	61,581 ***
Biogasdichte_10km	-2,117 **	-1,791 *	0,102	0,463 *	0,711 ***	0,696 ***
Betriebe_10km	0,022 ***	0,027 **	0,025 ***	0,034 ***	0,034 *	0,031 *
LF_Betriebe_10km	0,708 ***	0,898 ***	0,617 ***	0,490 ***	0,586 ***	0,528 ***
Bevölk.dichte_10km	0,005	0,017 *	0,013 **	0,007	0,009	0,010
Konstante	-28,255 **	-55,602 ***	-49,968 ***	-70,872 ***	-84,472 ***	-185,647 ***

	Indirekte marginale Effekte					
	2001	2003	2005	2007	2010	2013
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
SDB_Milchvieh	0,036 ***	0,008 *	0,012 ***	0,012 **	0,009 **	0,008 *
SDB_Raufutterfresser	0,016	-0,010	0,013	0,004	-0,019 *	0,013
Grünlandprämie				0,277 ***	0,419 ***	0,401 ***
LF_ha	-0,015	0,018	-0,054	-0,004	0,096 *	0,018
EMZ_10km	1,288 ***	0,786 ***	1,043 ***	0,620 ***	1,035 ***	0,997 ***
Niederschlag	0,014	-0,006	0,017 *	0,006	0,006	0,020 *
Temperatur	-2,336	0,588	0,885	0,166	-1,018	-0,167
ha_Grünlandneupacht	-0,587 *	-0,134	-0,263	-0,084	-0,295 *	-0,088
Grünlandanteil	-52,470 ***	-21,441 ***	-47,360 ***	-24,690 ***	-48,907 **	-77,177 ***
Pachtanteil	-3,215	-7,237	4,490	5,850	-0,430	18,344
AK_ha	8,718	263,640 *	186,785	91,548	232,310	157,229 *
Nebenerwerb	-3,895	-4,110	-4,892	-3,772	4,952	-13,138 **
Rinderdichte_10km	46,667 ***	37,323 ***	42,426 ***	27,561 ***	51,550 ***	70,915 ***
SGdichte_10km	32,404 ***	42,219 ***	30,968 ***	28,606 ***	47,520 ***	53,238 ***
Biogasdichte_10km	-4,078 **	-1,349 *	0,127	0,298 *	0,689 ***	0,602 ***
Betriebe_10km	0,042 ***	0,020 **	0,031 ***	0,022 **	0,033 **	0,027 *
LF_Betriebe_10km	1,363 ***	0,676 ***	0,773 ***	0,316 ***	0,569 ***	0,456 ***
Bevölk.dichte_10km	0,009	0,013	0,016 **	0,004	0,008	0,009
Konstante	-54,418 **	-41,885 **	-62,545 ***	-45,633 ***	-81,930 ***	-160,498 ***

Signifikanzniveaus: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Agrarstrukturerhebungen 2001, 2003, 2005, 2007 und 2013 sowie Landwirtschaftszählungen 1999 und 2010, eigene Berechnungen.

Die Schätzergebnisse verdeutlichen, dass Grünlandpachten in den westdeutschen Bundesländern sowohl von der Bodenrente als auch von der regionalen Wettbewerbsintensität am Pachtmarkt abhängig sind. Von den Indikatoren der Bodenrente erweisen sich vor allem die Standarddeckungsbeiträge der Milchviehhaltung und die Ertragsmesszahl umliegender Flächen als hoch signifikante Einflussfaktoren. Der Einfluss der Standarddeckungsbeiträge fällt den Schätzergebnissen zufolge allerdings gering aus: Steigert ein Betrieb seine je Hektar im Betriebszweig Milchvieh erzielten Standarddeckungsbeiträge um einen Euro, spiegelt sich dies lediglich in einem um 1-2 Cent/ha höheren Pachtpreis wider (siehe direkte marginale Effekte in Tabelle 3.2). Dagegen wird die Wirkung der Ertragskraft umliegender Flächen auf 0,67 €/ha (2001) bis 1,15 €/ha (2013) geschätzt, wenn die Bodenpunkte um einen Punkt (d.h. die EMZ je Ar um einen Punkt bzw. die EMZ je ha um 100 Punkte) steigen. Die erzielten Standarddeckungsbeiträge aus der Haltung sonstiger Raufutterfresser (Schafe, Pferde und Rinder außer Milchvieh) zeigen sich in den Schätzungen allerdings nicht als signifikant positiver Einflussfaktor. Für das Jahr 2010 weist die Modellschätzung sogar einen schwach signifikant negativen Effekt der Standarddeckungsbeiträge von Raufutterfressern aus, der nicht mit der aus ökonomischer Perspektive zu erwartenden Wirkung in Einklang steht. Generell ist davon auszugehen, dass ein Teil der in der ASE 2010 erfassten Pachtvertragsabschlüsse von der zeitweiligen Euphorie unter Landwirten beeinflusst wurde, die die Agrarpreishausse der Jahre 2007 und 2008 ausgelöst hat. Insbesondere der Milchmarkt war in diesem Zeitraum von einem starken Preisanstieg auf über 40 ct/l Milch gekennzeichnet und hat Milchviehhalter möglicherweise zu relativ hohen Pachtpreisgeboten motiviert, während Schafhalter und Rindermastbetriebe vergleichsweise verhaltener reagiert haben könnten. In den Modellen werden dreijährige Durchschnitte der Standarddeckungsbeiträge verwendet, die diese Effekte nicht vollständig erfassen und die Schätzer für deren Einfluss möglicherweise verzerren.

Die Betriebsgröße, die in den Modellen zur Berücksichtigung möglicher Skaleneffekte dient, zeigt sich nur in der Schätzung mit den Daten der LZ 2010 als signifikant positive Determinante der beobachteten Grünlandpachten. Eine insgesamt ebenfalls schwache Erklärungskraft kommt den regionalen Niederschlagsmengen und Jahresdurchschnittstemperaturen zu. In einzelnen Analysejahren zeigt sich allein die durchschnittliche Niederschlagsmenge signifikant pachtpreisbeeinflussend. Im Gegensatz zu Ergebnissen von HABERMANN und BREUSTEDT (2011), die für die durchschnittlichen Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen von Betrieben im Bundesland Niedersachsen einen signifikant negativen Einfluss der durchschnittlichen Niederschlagsmengen nahelegen, weisen die Schätzergebnisse dabei auf eine positive Wirkung der Niederschlagsmengen hin. Der Vergleich beider Studien legt die Schlussfolge-

rung nahe, dass einerseits Unterschiede im geographischen Raum oder andererseits Unterschiede in der Wirkung der verfügbaren Niederschlagsmengen für die Grünlandwirtschaft und den Ackerbau bestehen können. Der Einfluss der Jahresdurchschnittlichen Temperaturen erweist sich in beiden Analysen als nicht signifikant pachtpreisbeeinflussend. Dies deutet darauf hin, dass das pachtpreiswirksame Ertragspotential von landwirtschaftlichen Nutzflächen unter den allgemeinen klimatischen Bedingungen in Deutschland weitgehend unabhängig von regionalen Temperaturunterschieden ist.

Im Hinblick auf die Pachtpreiseffekte der regionalen Wettbewerbsintensität am Pachtmarkt zeigen die Ergebnisse, dass sowohl die regionalen Vieh- und Biogasdichten als auch die Zahl und Wettbewerbskraft umliegender Betriebe einen signifikanten Erklärungsbeitrag in den Modellschätzungen liefern. Der Pachtpreiseffekt einer in der Umgebung eines Betriebes um eine GV/ha steigenden Rinderdichte lässt sich gemäß den geschätzten direkten marginalen Effekten zu Beginn des Beobachtungszeitraums auf 24,23 €/ha beziffern und weist im Zeitablauf einen positiven Trend auf. Für die Daten aus 2013 wird der Effekt bereits auf 82,03 €/ha geschätzt. Hinzu kommen indirekte Effekte in Höhe von rund 47 €/ha (2001) bzw. 71 €/ha (2013), die sich im Falle einer steigenden Viehdichte im gesamten Untersuchungsgebiet ergeben. Angesichts der direkten Bindung der Rinderhaltung an Grünfutterflächen und der zunehmenden Flächenkonkurrenz bei steigender Besatzdichte entsprechen diese Ergebnisse den erwarteten Effekten. Aber auch für die Dichte der Veredelungsproduktion, die vorrangig über den Pachtmarkt für Ackerflächen eine nur indirekte Wirkung auf den Grünlandpachtmarkt entfalten dürfte, lässt sich in den Modellschätzungen ein pachtpreissteigernder Effekt auf die beobachteten Pachtpreise nachweisen. So führte ein Anstieg der regionalen Veredelungsdichte um eine GV/ha gemäß der Schätzung für 2001 zu einem Pachtpreisauftrieb in Höhe von rund 17 €/ha, der sich in etwa um zusätzliche 32 €/ha erhöht, wenn die (indirekten) Spillovereffekte benachbarter Pachtungen berücksichtigt werden. Auch für die Effekte der Veredelungsdichte lässt sich in der Tendenz ein positiver Trend feststellen. Für Pachtverträge, die im Zeitraum 2011-2012 abgeschlossen wurden (Daten der ASE 2013), weisen die geschätzten Ergebnisse einen direkten marginalen Pachtpreiseffekt von rund 62 €/ha und einen indirekten marginalen Effekt in Höhe von etwa 53 €/ha aus, was eine deutliche Erhöhung der geschätzten Effekte im Vergleich zum Beginn des Beobachtungszeitraums darstellt. Ein Blick auf die jeweiligen Schätzparameter der dazwischenliegenden Analysejahre verdeutlicht, dass die Zunahme weitgehend stetig verläuft, die Schätzergebnisse für 2003 allerdings einen Ausreißer in diesem Trend darstellen. Auch der Trend des zunehmenden Einflusses der regionalen Rinderdichte wird von den Ergebnissen aus 2003 durchbrochen.

Für die Biogasproduktion lassen sich den Schätzergebnissen zufolge in den frühen Jahren signifikant niedrigere Grünlandpachten in Regionen mit hoher Biogasdichte feststellen, die allerdings im weiteren Zeitverlauf ihre Wirkung umkehrt und ab dem Analysejahr 2007 zunehmend pachtpreistreibende Effekte auf die Grünlandpachten der Betriebe entfaltet. Die negativen Effekte der Biogasdichte im Zeitraum der Technologieeinführung vor Verabschiedung der EEG-Novelle 2004, die erstmals stark wirksame Investitionsanreize für landwirtschaftliche Biogasanlagen setzte, könnte sich dadurch erklären lassen, dass möglicherweise zuvor insbesondere Pioniere in strukturschwachen Regionen auf der Suche nach Einkommensalternativen in Biogasanlagen investiert haben. Aus den Ergebnissen ist zu schlussfolgern, dass erst der massive Anlagenzubau unter den EEG-Novellen 2004 und 2009 die Pachtmärkte zunehmend unter Druck gesetzt hat. Im Jahr 2013 liegt die durchschnittliche Biogasdichte im Untersuchungsgebiet bei etwa 14 kW/km<sup>2</sup> (siehe Tabelle 3.1), so dass sich am Ende des Beobachtungszeitraums aus den geschätzten direkten und indirekten Effekten ein durchschnittlicher biogasinduzierter Pachtpreisauftrieb für Grünland in Höhe von rund 18 €/ha ableiten lässt (direkte Effekte in Höhe von 0,70 zuzüglich der indirekten Effekte in Höhe von 0,60 multipliziert mit der durchschnittlichen Biogasdichte von 14 kW/km<sup>2</sup>). Insgesamt bestätigen die geschätzten Effekte weitgehend die landläufige Wahrnehmung, dass sich die Konkurrenz um landwirtschaftliche Nutzflächen infolge der Viehhaltung und Biogasproduktion zunehmend verschärft hat und zum Anstieg des Pachtpreinsniveaus der vergangenen Jahre beigetragen hat.

Die Bedeutung der regionalen Wettbewerbsintensität für die einzelbetriebliche Höhe der Grünlandpachten wird zusätzlich durch die signifikant positive Wirkung der regionalen Betriebsdichte belegt, die in den Modellen je weiterem Betrieb im 10-km-Umkreis auf 2 bis 4 Cent/ha geschätzt wird. Gleichzeitig weisen die Ergebnisse einen hoch signifikant positiven Einfluss der durchschnittlichen Betriebsgröße der umliegenden Betriebe aus. Weniger statistisch abgesichert ist die Wirkung der außerlandwirtschaftlichen Flächennachfrage, die durch die regionale Bevölkerungsdichte approximiert wird. Lediglich in den Analysejahren 2003 und 2005 ist hier ein positiver Effekt auf das Pachtpreisniveau von Grünlandflächen nachzuweisen. Neben den Indikatoren der Bodenrente und Wettbewerbsintensität liefern weiterhin auch die einzelbetrieblichen Kontrollvariablen einen Erklärungsbeitrag für die beobachtete Variation der Grünlandpachten. So lässt sich in den Modellschätzungen einzelner Jahre ein negativer Einfluss der Gesamtgröße der Neupachtfläche, des Dauergrünlandanteils und des Nebenerwerbsstatus sowie ein positiver Einfluss des Arbeitskräftebesatzes feststellen.



Der ermittelte Einfluss der Bodenrente und regionalen Vieh-, Betriebs- und Bevölkerungsdichten deckt sich weitgehend mit den Ergebnissen früherer Analysen. HABERMANN und BREUSTEDT (2011) können für Neupachtungen von Grünland in Deutschland aus den Jahren 2005 und 2006 ebenfalls einen positiven Einfluss der Standarddeckungsbeiträge der Betriebe, der Bodenqualität in der Region sowie der regionalen Vieh- und Bevölkerungsdichten nachweisen. Überdies bestätigt sich in der vorliegenden Analyse der pachtpreisteigernde Effekt der Biogaserzeugung, der von HABERMANN und BREUSTEDT für Grünlandpachtungen im Untersuchungsgebiet der alten Bundesländer aufgezeigt wird. Auch hier fallen die Auswirkungen der Biogaserzeugung auf den Grünlandpachtmarkt im Untersuchungszeitraum 2006-2007 noch moderat aus. Anhaltspunkte für Effekte der Bioenergieerzeugung auf Grünlandpachten finden sich auch für den US-amerikanischen Pachtmarkt. DU et al. (2008) können diesbezüglich einen Zusammenhang zwischen der Pachtpreisentwicklung für Grünland im US-Bundesstaat Iowa und steigenden Maispreisen als Folge der Ethanolproduktion herstellen, der auf eine zunehmende Knappheit von Grünland durch dessen Umnutzung zugunsten der Maisproduktion zurückgeführt wird. In der Studie wird außerdem ein positiver Effekt der regionalen Bevölkerungsdichte auf die Grünlandpachten aufgezeigt, der zumindest im Falle der Weidenutzung statistisch signifikant ausfällt und sich mit der erwarteten und ermittelten Wirkung in der vorliegenden Pachtpreisanalyse für den deutschen Raum deckt. Widersprüchlich in Bezug auf theoretisch abzuleitende Hypothesen und die Ergebnisse der vorliegenden Analyse erweist sich der von DU et al. geschätzte Einfluss der durchschnittlichen Bodenqualität von Grünlandflächen auf die Grünlandpachten. Er fällt ihren Schätzergebnissen zufolge signifikant negativ aus. Eine Erklärung für die geschätzte pachtpreismindernde Wirkung steigender Bodenqualitäten geben die Autoren nicht, und vergleichbare Analysen von US-amerikanischen Grünlandpachten zur Überprüfung dieses Ergebnisses fehlen bisher. Für durchschnittliche Pachtpreise landwirtschaftlicher Betriebe für Acker- und Grünland insgesamt bzw. das Pachtpreisniveau von Ackerland im US-amerikanischen als auch europäischen Raum wurde ein positiver Einfluss der Bodenqualität (z.B. MARGARIAN, 2008; WOODARD et al., 2010; HABERMANN und BREUSTEDT, 2011; KILIAN et al., 2012; HÜTTEL et al., 2016) und anderer Indikatoren der Bodenrente (BIERLEN et al., 1999; LENCE und MISHRA, 2003; HENDRICKS et al., 2012; KIRWAN und ROBERTS, 2016) mehrfach empirisch nachgewiesen. Überdies bietet die empirische Forschung zu den Determinanten von Ackerpachten bzw. gemischten Acker- und Grünlandpachten zahlreiche Belege der preisteigernden Effekte der Bioenergieproduktion (GARVERT und SCHMITZ, 2014; LATACZ-LOHMANN et al., 2014; KROPP et al., 2015; HENNIG und LATACZ-LOHMANN, 2016), der regionalen Viehdichte (FUCHS, 2002;

HABERMANN und ERNST, 2010; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011), der Betriebsdichte (KILIAN et al., 2012) und regionalen Bevölkerungsdichte (z.B. BIERLEN et al., 1999; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011), die sich mit der hier ermittelten Wirkungsweise auf dem Pachtmarkt für Grünland decken.

Der Hauptfokus der vorliegenden Analyse liegt auf den Effekten der EU-Direktzahlungen auf die einzelbetrieblichen Pachtpreiszahlungen für Grünland. Sie werden in den dargestellten Modellen (Tabelle 3.2) in der Phase vor der Entkopplung über die Wirkung der Standarddeckungsbeiträge und ab dem Analysejahr 2007 (Neupachtungen aus dem Zeitraum 2005-2006) über die Prämienvariable „Grünlandprämie“ erfasst, die die erwartete durchschnittliche Höhe des regionalen Anteils der entkoppelten Direktzahlungen während des Pachtzeitraums über die im Folgejahr<sup>34</sup> ausgezahlte regionale Grundprämie für Grünland approximiert.

Gemäß den Ergebnissen für das Analysejahr 2001 war eine marginale Steigerung der Deckungsbeiträge in der Milchviehhaltung infolge einer Erhöhung der gekoppelten Prämien in der Summe der direkten und indirekten Effekte mit einer Pachtpreissteigerung für Grünland in Höhe von 5,5 Cent je ha verbunden. In der Analyse der Daten aus den folgenden Jahren reduziert sich die geschätzte Pachtpreiswirkung einer 1-€-Steigerung der Standarddeckungsbeiträge allerdings auf 1,8 bzw. 2,2 Cent/ha. Der Effekt der Standarddeckungsbeiträge anderer Raufutterfresser, in die die gekoppelten Prämien für Schafe, männliche Rinder und Mutterkühe einfließen, ist gemäß der Schätzergebnisse noch geringer und lässt sich nicht statistisch signifikant nachweisen. In diesem Zusammenhang ist zu berücksichtigen, dass die gekoppelten Prämien mitunter ineffiziente Produktionsstrukturen aufrechterhalten haben könnten, in denen die am Markt erzielten Erlöse nicht zur Deckung der Produktionskosten ausreichen und erst die Auszahlung der Prämien deren Wettbewerbsfähigkeit sicherstellte (HENNING, 2003). KLEINHANSS et al. (2003) nehmen z.B. für Modellrechnungen in Bezug auf Rinderprämien an, dass nur 20 % davon einkommenswirksam sind, während die restlichen 80 % zur Abdeckung des Defizits aus einer nach Marktpreisen unrentablen Produktion dienen. In Einklang dazu legten Simulationsrechnungen von BALKHAUSEN et al. (2005) zu den Auswirkungen einer Entkopplung der Direktzahlungen auf die Agrarstruktur nahe, dass insbesondere zahlreiche Schaf- und Rinderhalter die gekoppelten Direktzahlungen zur Deckung der Produktionskosten

---

<sup>34</sup> Für Pachtverträge, die 2005 und 2006 abgeschlossen und in der ASE 2007 erfasst wurden, fließt die Höhe der Grünlandprämie im Jahr 2007 in die Schätzungen ein. Die erwarteten Prämienzahlungen für Pachtungen aus den Jahren 2008 und 2009 (erfasst in der LZ 2010) werden mit der im Jahr 2010 ausgezahlten Grünlandprämie approximiert usw.

heranziehen mussten, so dass nach Wegfall der gekoppelten Beihilfen mit einem Rückgang der Rind- und Schaffleischproduktion zu rechnen war. Demzufolge könnten die erzielten Deckungsbeiträge in der Rinder- und Schafhaltung wenig Spielraum für Preisverhandlungen mit den Verpächtern gegeben haben. Insgesamt kann geschlussfolgert werden, dass die gekoppelten Viehprämien den Pachtmarkt für Grünland zwar signifikant beeinflussten, der überwiegende Anteil der Prämien allerdings bei den Pächtern verblieben ist. Wieviel davon zur Deckung der Produktionskosten nötig war und wieviel den Gewinn der Pächter erhöht hat, muss in dieser Analyse offen bleiben. Die Überwälzung der gekoppelten Viehprämien auf die Verpächter von Grünlandflächen dürfte jedenfalls gering gewesen sein.

In Einklang mit Hypothese 1, wonach die Prämienüberwälzung auf Grünlandpachten infolge der Entkopplung zugenommen hat, fällt die geschätzte marginale Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen in den Modellen für die Phase nach der Entkopplung höher aus. Wie an den hoch signifikant positiven Schätzparametern für die Grünlandprämie in den Modellschätzungen der Analysejahre 2007 bis 2013 (Tabelle 3.2) zu erkennen, sind für die Höhe der Grünlandpacht eines Betriebes sowohl direkte Effekte als Resultat der an diesen Betrieb ausbezahlten Grünlandprämie als auch indirekte Effekte infolge der pachtpreiswirksamen Prämienzahlungen an benachbarte Betriebe statistisch nachweisbar. Für 2007 wird der direkte Effekt einer um einen Euro je Hektar höheren Grünlandprämie auf 43 Cent/ha geschätzt, der sich unter Berücksichtigung des indirekten Effektes in Höhe von geschätzten 28 Cent/ha auf einen totalen Effekt von gut 70 Cent/ha summiert. Für 2010 ergibt sich aus direkten Effekten in Höhe von 43 Cent/ha zuzüglich indirekten Effekten in Höhe von 42 Cent/ha ein totaler marginaler Effekt von rund 85 Cent/ha. Im letzten Analysejahr 2013 geht eine Steigerung der Grünlandprämie gemäß der geschätzten direkten und indirekten Effekte ebenfalls mit einer Pachtpreiserhöhung von rund 85 Cent/ha einher (direkte Effekte i.H.v. 46 Cent/ha zuzüglich indirekten Effekten von 40 Cent/ha). Insgesamt deuten die Ergebnisse der Modelle darauf hin, dass von einer beachtlichen Überwälzung der regional einheitlichen Grünlandprämie auf die Pachtpreise von Grünlandflächen auszugehen ist. Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, dass sich die marginalen Überwälzungsraten ausschließlich auf die Überwälzung der regional einheitlichen Grünlandprämie beziehen und der betriebsindividuelle Anteil der Prämienzahlungen in den Modellen vernachlässigt wird. Somit wird implizit angenommen, dass der Einfluss der Grünlandprämie auf den Pachtpreis unabhängig von der Höhe betriebsindividueller Prämienanteile ist. Ferner liegt den Ergebnissen die Annahme zugrunde, dass sich die Prämien-erwartung der Landwirte während des Pachtzeitraums über die Höhe der ausbezahlten Grünlandprämie im Folgejahr des Vertragsabschlusses abbilden lässt.

Für die weitergehende Analyse sind daher die übrigen Modellspezifikationen zu berücksichtigen, wovon Modell 2 die erwartete Höhe der Grünlandprämie alternativ über die Annuität der Prämienzahlungen erfasst, die Modelle 3 und 4 zusätzliche Proxyvariablen zur Kontrolle der betriebsindividuellen Prämienanteile ergänzen und Modell 5 die Höhe der Regionalprämie zur Abbildung des gesamten Prämienvolumens (regionale und betriebsindividuelle Prämienanteile) einsetzt. Darüber hinaus ist zu beachten, dass die eingesetzten Prämienvariablen keine Variation innerhalb der Bundesländer aufweisen. Andere länderspezifische, aber nicht beobachtete Faktoren wie etwa der Umfang und die Ausgestaltung von Agrarumweltmaßnahmen oder das geltende Erbrecht mit der damit verbundenen Kleinparzellierung der Nutzflächen in Süddeutschland<sup>35</sup> üben möglicherweise ebenfalls Einfluss auf die Bodenrente der Grünlandflächen aus und könnten mit den Prämienvariablen korreliert sein, so dass eine Verzerrung der geschätzten Überwälzungsraten durch mögliche bundeslandspezifische Effekte nicht auszuschließen ist. Auf Basis des verfügbaren Datenmaterials sind die Möglichkeiten zur Kontrolle dieser Effekte allerdings begrenzt, da die Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen nur über die Variation zwischen den Bundesländern geschätzt werden kann und der Einsatz von bundeslandspezifischen Dummyvariablen daher nicht möglich ist (s.o.). Die Berücksichtigung von länderübergreifenden, regionalen Dummyvariablen für Pachtungen in Süd- und Norddeutschland kann zwar spezifische Unterschiede der Rahmenbedingungen im geographischen Raum kontrollieren, hebt die Problematik der unbeobachteten Heterogenität durch länderspezifische Politiken aber nicht vollständig auf, da damit keine hinsichtlich dieser Politiken homogene Regionen definiert werden (können). Einhergehend mit dem Einsatz von länderübergreifenden Dummyvariablen ist jedoch, dass die Variation, die für die Schätzung der Effekte der Direktzahlungen zur Verfügung steht, durch die Dummyvariablen deutlich reduziert wird. Da die erweiterten Modellschätzungen die Sensitivität der Ergebnisse darlegen, sollen sie im Folgenden ebenfalls diskutiert werden. Tabelle 3.3 stellt zunächst die Schätzergebnisse für die Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen in den unterschiedlichen Modellspezifikationen ohne Berücksichtigung der regionalen Dummyvariablen dar. Da die geschätzten Parameter der übrigen erklärenden Variablen sehr ähnliche Werte wie in der oben präsentierten Modellspezifikation 1 aufweisen, wird auf eine vollständige Darstellung der Modelle aus Platzgründen verzichtet. Ferner beschränken sich die dargestellten Schätzergebnisse auf die totalen

---

<sup>35</sup> Während in Norddeutschland im Erbfall das Anerbenrecht vorherrscht, das die Übergabe landwirtschaftlicher Betriebe an einen einzelnen Hoferben vorsieht, findet in Teilen Süddeutschlands das Realteilungsrecht Verbreitung, das durch die Aufteilung des Vermögens auf alle rechtmäßigen Erben zu einer Zerschlagung landwirtschaftlicher Betriebe führt.

marginalen Effekte, denen für die Analyse der Überwälzungseffekte der deutschlandweit ausbezahlten Direktzahlungen die größte Bedeutung zukommt.

**Tabelle 3.3: Schätzergebnisse (totale marginale Effekte) für die Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen in den unterschiedlichen Modellspezifikationen im Zeitablauf**

		<b>Modell 1</b>	<b>Modell 2</b>	<b>Modell 3</b>	<b>Modell 4</b>	<b>Modell 5</b>
		Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<b>2007</b>	Regionalprämie					0,64 ***
	Annu_Grünlandprämie		0,73 ***		0,90 ***	
	Grünlandprämie	0,71 ***		0,87 ***		
	Milchkühejeha_BIP			37,51	43,24	
	Mutterkühejeha_BIP			15,19	27,35	
	Bullenjeha_BIP			-55,73 **	-57,67 **	
	Mutterschafejeha_BIP			58,77 ***	56,84 **	
	<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,284</b>	<b>0,284</b>	<b>0,280</b>	<b>0,282</b>	<b>0,288</b>
<b>2010</b>	Regionalprämie					0,65 ***
	Annu_Grünlandprämie		0,81 ***		0,85 ***	
	Grünlandprämie	0,85 ***		0,88 ***		
	Milchkühejeha_BIP			42,18	45,51	
	Mutterkühejeha_BIP			-38,87	-13,57	
	Bullenjeha_BIP			17,44	15,02	
	Mutterschafejeha_BIP			17,53	12,31	
	<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,305</b>	<b>0,308</b>	<b>0,308</b>	<b>0,310</b>	<b>0,307</b>
<b>2013</b>	Regionalprämie					0,87 ***
	Annu_Grünlandprämie		1,26 ***		1,39 ***	
	Grünlandprämie	0,87 ***		0,94 ***		
	Milchkühejeha_BIP			103,00	109,70	
	Mutterkühejeha_BIP			-85,57	-86,00	
	Bullenjeha_BIP			-84,75 *	-87,32 *	
	Mutterschafejeha_BIP			21,85	28,93	
	<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,416</b>	<b>0,416</b>	<b>0,416</b>	<b>0,415</b>	<b>0,416</b>

Signifikanzniveaus: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Agrarstrukturerhebungen 2001, 2003, 2005, 2007 und 2013 sowie Landwirtschaftszählungen 1999 und 2010, eigene Berechnungen.

Die Variation der Erklärungsgüte zwischen den Modellspezifikationen mit den unterschiedlichen Definitionen der Prämienvariable (Modelle 1-5) ist geringfügig, so dass sich auf Basis der Bestimmtheitsmaße keines der Modelle als eindeutig vorzüglich gegenüber den anderen Modellspezifikationen erweist. Ein Blick auf die Parameterschätzer in Modellspezifikation 2 verdeutlicht, dass die Schätzung der Überwälzungseffekte der regionalen Grünlandprämie auf der Basis der Annuität aus den Prämienzahlungen während des hypothetischen Pachtzeitraums zu weitgehend gleichen Ergebnissen führt wie in Modell 1, welches die Erwartungen der Landwirte über die Prämienzahlungen als Höhe der Grünlandprämie zu Beginn des Pachtzeitraums erfasst. Lediglich die Modellschätzung für das Analysejahr 2013 legt mit einem totalen marginalen Effekt der Prämienannuität von 1,26 €/ha eine im Vergleich deutlich höhe-

re marginale Überwälzungsrate nahe. Der geschätzte Parameter ist nicht statistisch signifikant von 1 verschieden und deutet damit auf eine vollständige Überwälzung der ausgezahlten Prämien auf den Pachtpreis hin. Bei der Einordnung dieses Ergebnisses ist allerdings zu berücksichtigen, dass die berechneten Annuitäten auf die Höhe der Direktzahlungen in der neuen Förderperiode nach 2013 zurückgreifen, die den Pächtern und Verpächtern zum Zeitpunkt der Vertragsverhandlungen der zugrundeliegenden Pachtverträge noch nicht bekannt war. Somit kann eine Verzerrung des geschätzten Parameters nicht ausgeschlossen werden. Nichts desto trotz ist in Betracht zu ziehen, dass die Reduzierung der Prämienzahlungen im Zuge der jüngsten Agrarreformen aufgrund mehrjähriger Pachtverträge kurzfristig auch zu einer überproportionalen Pachtpreissteigerung führen kann, wenn die Vertragspartner die Prämienänderungen nicht vollständig antizipieren<sup>36</sup>. Insofern erscheint eine höhere Überwälzungsrate in Bezug auf die Annuität der tatsächlichen Prämienzahlungen plausibel. Ferner ist zu berücksichtigen, dass seit der neuen Förderperiode ein Teil des gesamten Prämienvolumens betriebsindividuell in Form einer Junglandwirteprämie und einer Umverteilungsprämie für kleine Betriebe ausgezahlt wird, die in den Modellschätzungen vernachlässigt werden.

An den dargestellten Modellspezifikationen 1 und 2 ist weiterhin kritisch zu bewerten, dass der mögliche Effekt der betriebsindividuellen Prämienanteile der Zahlungsansprüche nicht kontrolliert wird. Da nicht auszuschließen ist, dass die Vernachlässigung der betriebsindividuellen Prämien mit einer Verzerrung der geschätzten Effekte der Grünlandprämie einhergeht, erweitern Modell 3 und 4 die ersten beiden Spezifikationen um diesbezügliche Kontrollvariablen. Eine exakte Kalkulation der betriebsindividuellen Prämie ist auf Basis der verfügbaren Daten nicht möglich, so dass als Proxyvariablen die jeweiligen Anzahlen der prämiberechtigten Tiere je LF im Referenzzeitraum zur Kontrolle der betriebsindividuellen Prämie verwendet werden (s.o.). Im Ergebnis der Modellspezifikationen 3 und 4 zeigt sich, dass die Berücksichtigung der Kontrollvariablen zu einer leichten Erhöhung der geschätzten marginalen Effekte der Grünlandprämie führt, wobei insbesondere für den Beginn der Phase der entkoppelten Direktzahlungen höhere Überwälzungsraten ermittelt werden. Die geschätzten Parameter beziffern die Pachtpreissteigerung infolge einer Prämienenerhöhung um einen Euro bereits für das Analysejahr 2007 auf rund 90 Cent/ha. Ähnlich hohe Überwälzungsraten wer-

---

<sup>36</sup> Derartige Effekte könnten allerdings von Nachverhandlungen der Pachtpreisvereinbarungen abgemildert werden. Das verwendete Datenmaterial bietet leider keine Informationen darüber, inwieweit die pachtenden Landwirte in den analysierten Stichproben von der Möglichkeit der Pachtpreisanpassungsklauseln Gebrauch gemacht haben.

den auch für die folgenden Analysejahre geschätzt, so dass die Ergebnisse im Zeitablauf einheitlich zumindest marginal eine weitgehende Überwälzung der Grünlandprämie auf die beobachteten Pachten nahelegen. In den erweiterten Modellen wird den tendenziell geringeren marginalen Überwälzungsraten zu Beginn der Phase entkoppelter Direktzahlungen (Ergebnisse für 2007 in Modell 1 und 2) damit widersprochen, was für den Fall der Vernachlässigung der betriebsindividuellen Prämien auf eine Verzerrung der geschätzten Effekte der regional einheitlichen Grünlandprämie hindeuten könnte.

Die als Proxyvariablen für die betriebsindividuellen Prämienanteile verwendeten regionalen Besatzdichten von Milchkühen, Mutterkühen und Mutterschafen während des Referenzzeitraums der Prämienzuweisung haben gemäß den geschätzten Parametern einen positiven Effekt auf die beobachteten Grünlandpachten. Dabei erweist sich jedoch allein die durchschnittliche Anzahl der Mutterschafe je ha beihilfefähiger Fläche vor der Gleitflugphase als signifikant pachtpreisstärkend, was auf eine Überwälzung der betriebsindividuellen Prämien aus den ehemaligen Schafprämien hinweisen könnte. Für die Anzahl der männlichen Rinder je ha während des Referenzzeitraums wird in den Modellschätzungen der Analysejahre 2007 und 2013 jedoch ein signifikant negativer Pachtpreiseffekt ermittelt. Dies verdeutlicht, dass die verwendeten Proxyvariablen nicht nur die Höhe der betriebsindividuellen Prämie abbilden, sondern vermutlich auch als Abbild weiterer Faktoren dienen. So könnte eine Erklärung für den negativen Effekt sein, dass die Mast männlicher Rinder möglicherweise auf Gunststandorten des Futterbaus weniger stark vertreten war, auf denen auch im weiteren Zeitablauf mit anderen Tierhaltungsverfahren höhere Bodenrenten erzielt werden konnten.

Modellspezifikation 5 in der letzten Spalte der Tabelle liefert Erkenntnisse zu den marginalen Effekten des gesamten Prämienvolumens aus regionalen und betriebsindividuellen Prämienanteilen. Zur Abbildung der insgesamt je Hektar aktivierungsfähigen Prämienzahlungen wird in den Modellen die Höhe der am Ende des Gleitflugs erreichten Regionalprämie eingesetzt, die für den gesamten Förderzeitraum von 2005 bis 2013 zur Messung des durchschnittlich erwarteten Prämienvolumens je Hektar dienen kann (s.o.). Die geschätzten totalen marginalen Effekte in der Modellschätzung für Pachtpreisvereinbarungen aus den Jahren 2005 und 2006 (Analysejahr 2007) quantifizieren den pachtpreisstärkenden Effekt einer um einen Euro höheren Prämienzahlung auf 64 Cent/ha, während für spätere Pachtungen ein totaler marginaler Effekt von 65 Cent/ha (2010) bzw. 87 Cent/ha (2013) ermittelt wird. Gemäß Hypothese 2 ist infolge der Harmonisierung der Zahlungsansprüche im Zeitablauf mit einer zunehmenden Überwälzungsraten zu rechnen. Die Punktschätzer lassen erkennen, dass in Einklang mit Hypo-

these 2 eine Zunahme der geschätzten Überwälzungsraten festzustellen ist. Unter Berücksichtigung der Standardfehler der geschätzten Parameter ist jedoch nicht auszuschließen, dass der Trend ein zufälliges Muster darstellt. Die Konfidenzintervalle der Punktschätzer für die einzelnen Analysejahre (hier aus Platzgründen nicht dargestellt) sind recht groß, so dass der Anstieg der Punktschätzer im Zeitablauf lediglich Indizien für eine Steigerung der marginalen Überwälzungsraten liefert, die auf Basis der Analyse nicht statistisch abgesichert werden kann.

Um den Einfluss der Kontrolle von unbeobachteten, regionsspezifischen Charakteristika auf die geschätzten Effekte der Direktzahlungen zu analysieren, werden im Folgenden die Ergebnisse der Modellschätzungen mit regionalen Dummyvariablen für Pachtungen in Süd- und Norddeutschland diskutiert. Die Modellschätzungen für die Analysejahre vor der Entkoppelung zeigen sich weitgehend stabil gegenüber der Modellerweiterung. Eine vergleichende Darstellung der geschätzten totalen marginalen Effekte der Standarddeckungsbeiträge aus der Haltung von Milchvieh und sonstigen Raufutterfressern, aus denen Hinweise über die Überwälzung der gekoppelten Direktzahlungen abzuleiten sind, sind Tabelle 3.7 im Anhang zu entnehmen. Die pachtpreissteigernden Effekte der Standarddeckungsbeiträge aus der Milchviehhaltung in den Analysejahren 2001 bis 2005 erweisen sich weiterhin als signifikant und werden in beiden Modellen für die einzelnen Analysejahre auf ein vergleichbares Niveau geschätzt (etwa 5 Cent/ha in 2001 und rund 2 Cent/ha in 2003 und 2005). Darüber hinaus können – wie auch in den Modellen ohne regionale Dummyvariablen – keine signifikanten Effekte der Standarddeckungsbeiträge sonstiger Raufutterfresser festgestellt werden. Demnach sind keine Effekte der gekoppelten Direktzahlungen für die Rindermast, Mutterkuh- und Schafhaltung auf die Pachtpreise von Grünland statistisch nachweisbar, während die gekoppelten Prämien für die Milchviehhaltung signifikant, aber in geringem Ausmaß auf den Pachtpreis durchgeschlagen sind.

Tabelle 3.4 präsentiert die Schätzergebnisse für die Phase der entkoppelten Direktzahlungen (Analysejahre 2007 bis 2013). Im Vergleich zu den Schätzungen ohne regionale Dummyvariablen ergibt sich hier ein etwas verändertes Bild der geschätzten Pachtpreiseffekte der Prämienzahlungen, was eine gewisse Sensitivität der Ergebnisse hinsichtlich der Berücksichtigung regionsspezifischer Rahmenbedingungen unterstreicht. Wie an den dargestellten Ergebnissen zu erkennen, führt die Berücksichtigung der regionalen Kontrollvariablen dazu, dass die Schätzer für die Effekte der Grünlandbasisprämie in den Modellen 1-4 für das Analysejahr zu Beginn der entkoppelten Direktzahlungen deutlich geringer ausfallen als in den Modellen



ohne regionale Dummyvariablen und überdies größtenteils ihre Signifikanz verlieren. In diesem Zusammenhang ist zu beachten, dass die Prämienvariablen und regionalen Dummyvariablen erwartungsgemäß von Multikollinearität betroffen sind. Die Varianzinflationsfaktoren für die Prämienvariablen schwanken in den einzelnen Modellen um den Schwellenwert 4, die für die Dummyvariablen liegen im Bereich von 5-11. Es ist damit nicht abschließend zu klären, ob der statistisch signifikante Effekt, der in den Modellen ohne regionale Dummyvariablen ermittelt wurde, allein auf einen Pachtpreisauftrieb durch die ausgezahlten Grünlandprämien zurückzuführen ist oder auch auf andere politische oder strukturelle Rahmenbedingungen in den Regionen zurückgeht.

**Tabelle 3.4: Schätzergebnisse (totale marginale Effekte) für die Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen in den Modellspezifikationen mit regionalen Dummyvariablen**

	<b>Modell 1</b>	<b>Modell 2</b>	<b>Modell 3</b>	<b>Modell 4</b>	<b>Modell 5</b>
	<b>regio</b>	<b>regio</b>	<b>regio</b>	<b>regio</b>	<b>regio</b>
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
<b>2007</b> Regionalprämie					0,49 ***
Annu_Grünlandprämie		0,27		0,48 *	
Grünlandprämie	0,14		0,32		
Milchkühejeha_BIP			36,57	44,25	
Mutterkühejeha_BIP			20,79	34,45	
Bullenjeha_BIP			-58,69 **	-59,63 **	
Mutterschafejeha_BIP			42,64 *	45,18 **	
<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,285</b>	<b>0,285</b>	<b>0,283</b>	<b>0,283</b>	<b>0,289</b>
<b>2010</b> Regionalprämie					0,70 ***
Annu_Grünlandprämie		1,20 ***		1,23 ***	
Grünlandprämie	1,17 ***		1,20 ***		
Milchkühejeha_BIP			25,72	28,21	
Mutterkühejeha_BIP			-98,02	-52,43	
Bullenjeha_BIP			18,00	15,16	
Mutterschafejeha_BIP			25,46	20,12	
<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,304</b>	<b>0,305</b>	<b>0,307</b>	<b>0,307</b>	<b>0,303</b>
<b>2013</b> Regionalprämie					0,94 ***
Annu_Grünlandprämie		1,36 ***		1,35 ***	
Grünlandprämie	0,94 ***		0,92 ***		
Milchkühejeha_BIP			57,78	63,55	
Mutterkühejeha_BIP			-167,94	-169,85	
Bullenjeha_BIP			-84,59 *	-87,24 *	
Mutterschafejeha_BIP			23,99	31,00	
<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,415</b>	<b>0,415</b>	<b>0,415</b>	<b>0,414</b>	<b>0,415</b>

Signifikanzniveaus: \* 10%; \*\* 5%; \*\*\* 1%

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Agrarstrukturerhebungen 2001, 2003, 2005, 2007 und 2013 sowie Landwirtschaftszählungen 1999 und 2010, eigene Berechnungen.

In den Modellen mit regionalen Dummyvariablen lassen im Analysejahr 2007 lediglich die Schätzergebnisse für Modellspezifikation 4 mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% auf eine anteilige Überwälzung der regionalen Grünlandprämie schließen. Im Vergleich zu den

Ergebnissen aus Modell 4 ohne regionale Dummyvariablen fällt die geschätzte marginale Überwälzungsrates mit 48 Cent je zusätzlichem Prämieneuro gegenüber 90 Cent je zusätzlichem Prämieneuro allerdings deutlich geringer aus. Bei der Einordnung der Abweichung der Punktschätzer ist die Varianz der Schätzer zu berücksichtigen, die in den Modellen mit den länderbezogenen Dummyvariablen zusätzlich gesteigert wird. Unter Berücksichtigung der Varianz bzw. den entsprechenden Konfidenzintervallen der geschätzten Parameter kann eine zufällige Abweichung aufgrund von Schätzungenauigkeiten nicht ausgeschlossen werden.

In den Analysejahren 2010 und 2013 erweisen sich die Prämienvariablen in den Modellen 1-4 weiterhin als hoch signifikant positive Einflussfaktoren der beobachteten Grünlandpachten, weichen aber in der Höhe der geschätzten Effekte ebenfalls von den Ergebnissen aus den Modellen ohne Dummyvariablen ab. Dies betrifft insbesondere die Ergebnisse für das Analysejahr 2010, in dem die marginalen Effekte der Grünlandprämie in den Modellen mit regionalen Dummyvariablen um etwa 25 Cent/ha höher geschätzt werden (rund 0,85 €/ha in den Modellen ohne gegenüber rund 1,20 €/ha in den Modellen mit regionalen Dummyvariablen). Auch diese Abweichung könnte auf die in Regressionsanalysen stets zu berücksichtigenden Schätzungenauigkeiten zurückgehen. Die geschätzten Parameter weichen wie auch die Ergebnisse für 2007 nicht signifikant von den geschätzten Überwälzungsrates aus den Modellen ohne regionale Dummyvariablen ab.

Gemäß den Ergebnissen in Tabelle 3.4 weisen die Punktschätzer für die Analysejahre 2010 und 2013 in den regionalen Modellen 1-4 überwiegend eine überproportionale Pachtpreiserhöhung durch eine 1-€-Erhöhung der Grünlandprämien aus. Während überproportionale Pachtpreiseffekte der Prämienannuitäten (Modelle 2 und 4) für Neupachtungen aus 2011 und 2012 Ursache im neuen Prämienchema der Agrarreform 2013 finden könnten (s.o.), erscheinen Überwälzungsrates der Grünlandprämie von mehr als 100% für frühere Jahre ökonomisch kaum plausibel. Möglicherweise werden die geschätzten Effekte durch eine unzureichende Kontrolle der betriebsindividuellen Prämienanteile beeinflusst. Die verwendeten Variablen zur Erfassung der Grünlandprämie sind angesichts des beginnenden Gleitflugs notwendigerweise mit den am Ende des Gleitflugs erreichten Regionalprämien korreliert und könnten eine Überschätzung der Effekte der Grünlandprämie hervorgerufen haben. Allgemein ist aber anzumerken, dass die geschätzten Überwälzungsrates der Analysejahre 2010 und 2013 nicht signifikant von eins verschieden sind. Demnach bleibt festzuhalten, dass im Falle einer Erhöhung der regionalen Grünlandprämie auch die Modelle mit den regionalen Dummyvariablen für 2010 und 2013 eine weitgehende Überwälzung dieser Prämien nahelegen.

Da die regional einheitlichen Prämien im Rahmen des Gleitflugs unter Abschmelzen der betriebsindividuellen Prämienanteile ab dem Jahr 2009 schrittweise erhöht wurden, fließt in die zugrundeliegenden Prämienvariablen der Analysejahre 2010 und 2013 anders als für das Analysejahr 2007 ein Teil der ursprünglich betriebsindividuellen Prämien ein. Möglicherweise ist dies auch eine Erklärung für die im Zeitablauf zunächst weitgehend insignifikanten und ab dem Analysejahr 2010 signifikanten Effekte der Variablen. Auch wenn aus den weitgehend insignifikanten Schätzparametern zu Beginn der Phase entkoppelter Direktzahlungen natürlich nicht auf eine Einflusslosigkeit der regionalen Grünlandprämien auf die Pachtpreise geschlossen werden kann, ist angesichts der Ergebnisse der Schätzungen mit den regionalen Kontrollvariablen dennoch in Betracht zu ziehen, dass die regionale Grünlandprämie vor der Gleitflugphase isoliert betrachtet kaum entscheidungsrelevant für die Pachtpreisverhandlungen war. Da sich die Zahlungsansprüche zumeist aus Grundprämie und betriebsindividuellen Prämien zusammensetzten, könnte für die Akteure am Pachtmarkt in erster Linie die regional durchschnittliche Höhe des gesamten Prämienvolumens maßgeblich gewesen sein. Dies würde in Einklang mit einer geringen Erklärungskraft der Grünlandprämie in Pachtpreisschätzungen für die Jahre vor der Gleitflugphase stehen.

Unter Berücksichtigung des gesamten Prämienvolumens aus regionalen und betriebsindividuellen Prämienanteilen in Form der Regionalprämie zeigt sich in Modellspezifikation 5 auch bei Kontrolle regionsspezifischer Effekte ein hoch signifikant positiver Einfluss der Höhe der im Durchschnitt je Hektar ausgezahlten Fördermittel. Die geschätzten marginalen Effekte fallen sowohl für die Phase vor dem Gleitflug als auch die späteren Analysejahre signifikant aus und erweisen sich einigermaßen stabil im Vergleich zu den Modellen ohne länderbezogene Kontrollvariablen. In Einklang mit Hypothese 2, wonach mit zunehmenden Überwälzungsraten der entkoppelten Direktzahlungen im Zeitablauf zu rechnen ist, wird auch hier ein positiver Trend der geschätzten Parameter ermittelt. Die geschätzten Parameter quantifizieren die Pachtpreissteigerung infolge einer Prämienerrhöhung um einen Euro vor der Gleitflugphase auf knapp 50 Cent/ha. Zu Beginn der Gleitflugphase (Analysejahr 2010) werden den Schätzergebnissen zufolge von jedem zusätzlichen Prämieneuro bereits 70 Cent auf die Grünlandpachten überwältzt, während am Ende des Beobachtungszeitraums (Analysejahr 2013) eine marginale Überwälzungsrates von 94 Cent/ha geschätzt wird. Der positive Trend der geschätzten Überwälzungsrates fällt damit in den Modellen mit regionalen Kontrollvariablen prägnanter aus, lässt sich nach Maßgabe der geschätzten Konfidenzintervalle aber ebenfalls nicht statistisch absichern.

Insgesamt verdeutlicht der Vergleich der Schätzungen mit und ohne regionalen Dummyvariablen, dass die Schätzung der Pachtpreiseffekte von Direktzahlungen eine gewisse Sensitivität in Bezug auf die Spezifikation der Modelle aufweist. Generell ist daraus ersichtlich, dass von regionsspezifischen oder auch länderspezifischen Unterschieden der Pachtpreise ausgegangen werden muss, die die exakte Identifizierung der Überwälzungsraten von Prämienzahlungen auf Landeigentümer erschweren. In welchem Umfang die Preisunterschiede einen Teil der Pachtpreiseffekte der Direktzahlungen abbilden und in welchem Umfang sie auf andere länderspezifische Politiken und regionale Besonderheiten der Produktionsstrukturen zurückgehen, ist letztlich nicht zu klären, solange keine hoch aufgelösten Daten zu den Direktzahlungen anstelle von länderbezogenen Daten zur Verfügung stehen.

Trotz dieser Einschränkungen liefert die vorliegende Analyse klare Anhaltspunkte dafür, dass die Pachtpreise von Grünland seit der Entkopplung der Direktzahlungen infolge einer Überwälzung der Prämien zunehmend in die Höhe getrieben wurden. Sowohl im Modell mit als auch ohne regionale Dummyvariablen erweisen sich die Schätzparameter für den Einfluss des gesamten Prämienvolumens aus regionalen und betriebsindividuellen Prämienanteilen in Modellspezifikation 5 als hochsignifikante Determinanten der beobachteten Pachtpreise und zeigen im Zeitablauf einen positiven Trend auf. Zum Ende des Beobachtungszeitraums legen die Ergebnisse mit geschätzten Überwälzungsraten von rund 90 Cent je zusätzlichem Prämieneuro eine nahezu vollständige Überwälzung der Zahlungen auf die Grünlandpachten nahe. Auch wenn diese Schätzungen aufgrund von Schätzungenauigkeiten und möglichen Verzerrungen durch andere länderspezifische Politiken keine exakte Quantifizierung der Überwälzungseffekte darstellen können, muss seit der Entkopplung der Direktzahlungen für den Pachtmarkt von Grünland von einer beachtlichen pachtpreisstärkenden Wirkung der ausgezahlten Fördermittel ausgegangen werden. In der Konsequenz ist die Gewährung der entkoppelten Direktzahlungen in Deutschland angesichts eines Pachtflächenanteils von 60% nicht nur einkommenswirksam für aktive Landwirte, sondern generiert vor allem auch Einkommenseffekte für nicht selbst wirtschaftende Landeigentümer. Im Zeitraum 2005 bis 2013 umfasste das jährliche Volumen entkoppelter Direktzahlungen in Deutschland rund 5,3 Milliarden Euro (Europäische Kommission, 2016), wovon näherungsweise gemäß ihrem Flächenanteil von 30% rund 1,6 Milliarden Euro an Grünlandflächen geknüpft waren. Der anzunehmende Transfer von Steuermitteln zu nichtlandwirtschaftlichen Grünlandeigentümern ist damit erheblich.

### 3.6 Fazit

Die Überwälzung von Agrarsubventionen auf die Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen beherrscht seit vielen Jahren den wissenschaftlichen Diskurs um die Entwicklung der Pachtpreise und hat in der EU durch die Entkopplung der EU-Direktzahlungen insbesondere für die Pachtpreise von Grünland neue Bedeutung erlangt. Bis zur Umsetzung der Luxemburger Beschlüsse im Jahr 2005 hat die Grünlandbewirtschaftung eine nur indirekte Förderung über die Gewährung von Tierprämien für die flächenabhängige Rinder- und Schafhaltung erfahren. Im Zuge der EU-Agrarreform wurden die Prämienzahlungen dann von der Viehproduktion entkoppelt und an den Besitz von Zahlungsansprüchen sowie den Nachweis einer entsprechenden Anzahl an Hektaren prämiensfähiger Fläche gebunden. Da in Deutschland für den untersuchten Förderzeitraum bis 2013 von einem Überschuss an Zahlungsansprüchen im Verhältnis zu den prämiensfähigen Flächen auszugehen ist und die Prämienzahlungen damit seither de facto eine Inputsubventionierung von Boden darstellen, lässt sich aus theoretischer Perspektive seit der Entkopplung eine verstärkte Überwälzung der Prämienzahlungen auf die Eigentümer von Grünlandflächen erwarten. Die Harmonisierung der Zahlungsansprüche im Zuge des Gleitflugs der EU-Direktzahlungen hin zu einer regional einheitlichen Prämie könnte den politisch induzierten Pachtpreisauftrieb weiter verstärkt haben.

In der vorliegenden empirischen Analyse westdeutscher Pachtpreisdaten aus der amtlichen Agrarstrukturerhebung und Landwirtschaftszählung des Zeitraums 2001 bis 2013 finden sich Anhaltspunkte für diese Hypothesen. Für die Phase vor der Entkopplung der Direktzahlungen deuten die Schätzergebnisse auf geringe Überwälzungsraten der ausgezahlten Viehprämien auf die Grünlandpachten hin. Während sich für zunehmende Deckungsbeiträge der Milchviehhaltung geringe positive Pachtpreiseffekte empirisch nachweisen lassen, ist angesichts von insignifikanten Schätzparametern für die Deckungsbeiträge der Rinder- und Schafhaltung keine pachtpreissteigernde Wirkung der Prämien für männliche Rinder, Mutterkühe und Schafe nachweisbar. Dies könnte auch darin begründet liegen, dass produktionsabhängige Direktzahlungen mitunter unrentable Produktionsstrukturen aufrechterhalten und die ausgezahlten Viehprämien für viele Viehhalter deshalb möglicherweise kaum einkommenswirksam waren.

Für die Phase nach der Entkopplung liefern die Schätzergebnisse dagegen strenge Indizien dafür, dass die ausgezahlten Prämien in erheblichem Umfang auf die Pachtpreise von Grünlandflächen überwält wurden. Zu Beginn der Förderperiode, wo sich die ausgezahlten Prämien aus regionalen und betriebsindividuellen Prämienanteilen zusammensetzten, werden die marginalen Überwälzungseffekte je zusätzlichem Prämieneuro auf 49-64 Cent/ha geschätzt.

Am Ende des Beobachtungszeitraums, d.h. nach fortgeschrittener Abschmelzung der betriebsindividuellen und Aufstockung der regional einheitlichen Prämienanteile, weisen die Schätzergebnisse marginale Überwälzungsraten von 87-94 Cent je zusätzlichem Prämieneuro aus. Die im Zeitablauf ansteigenden Schätzparameter stützen die Hypothese, dass die Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen auf Pachtpreise durch die Regionalisierung der Prämienzahlungen zugenommen hat. Für die am Ende des Gleitflugs regional einheitliche Regionalprämie muss den Schätzergebnissen zufolge zumindest marginal von einer fast vollständigen Überwälzung der je Hektar gewährten Fördermittel auf die Pachtpreise von Grünland ausgegangen werden. Ähnlich hohe Überwälzungsraten werden auch für die regional einheitliche Grünlandprämie vor Ende des Gleitflugs ermittelt. Da sich diese Ergebnisse in Modellen mit regionalen Dummyvariablen zur Kontrolle von möglichen Effekten anderer länderspezifischer Politiken nicht als stabil erweisen, kann jedoch eine Verzerrung der geschätzten Parameter für die Effekte der Grünlandprämie nicht ausgeschlossen werden. Überdies bleibt fraglich, ob die regionalen Prämienanteile in den Pachtpreisverhandlungen von Pächtern und Verpächtern überhaupt isoliert betrachtet wurden und somit unabhängig von den betriebsindividuellen Prämienanteilen Einfluss auf die ausgehandelten Grünlandpachten genommen haben.

Insgesamt kann aus der Analyse geschlussfolgert werden, dass seit der Entkopplung von einer beachtlichen Überwälzung der Direktzahlungen auf die Pachtpreise von Grünland ausgegangen werden muss. Unter den gegebenen Rahmenbedingungen knapper Flächen, überschüssiger Zahlungsansprüche und der zunehmenden Regionalisierung der Prämien haben die Verpächter von Grünland in Deutschland im Förderzeitraum 2005-2013 den Schätzergebnissen zufolge stark von der Umsetzung der Reformschritte profitiert. Einhergehend ist das zusätzliche Einkommen, das aktive Landwirte mit hohem Pachtanteil letztendlich aus den mit der Grünlandbewirtschaftung verbundenen Direktzahlungen generieren konnten, vermutlich eher gering. Die Transfereffizienz der entkoppelten EU-Direktzahlungen ist somit in Deutschland spätestens seit der Regionalisierung der Prämienzahlungen in Frage gestellt. Inwieweit die jüngste Agrarreform aus dem Jahr 2013 mit den neuen Prämielementen der Basis-, Greening-, Umverteilungs- und Junglandwirteprämie Auswirkungen auf die Verteilung der Prämienrenten zwischen Pächter und Verpächter hat, müssen zukünftige Analysen zeigen. Zumindest für die (regional einheitliche) Basisprämie sind hohe Überwälzungsraten auf die Pachtpreise wahrscheinlich.

## Literaturverzeichnis

- ALSTON, J. und J. JAMES (2002): The incidence of agricultural policy. In: B.L. Gardner et al. (Hrsg.): Handbook of Agricultural Economics. Volume 2B: Agricultural and food policy. Elsevier, Amsterdam [etc.]: 1689–1749.
- ANSELIN, L. (1988): Spatial Econometrics. Methods and Models. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht [u.a.].
- ANSELIN, L. und A.K. BERA (1998): Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: A. Ullah et al. (Hrsg.): Handbook of Applied Economic Statistics. Marcel Dekker, New York: 237–289.
- BALKHAUSEN, O., M. BANSE, H. GRETHE und S. NOLTE (2005): Modellierung der Auswirkungen einer Entkopplung der Direktzahlungen in der EU auf die Flächenallokation und Wiederkäuerproduktion: Eine Analyse unterschiedlicher Modellergebnisse. In: German Journal of Agricultural Economics 54 (8): 351–365.
- BIERLEN, R., L. PARSCH und B. DIXON (1999): How cropland contract type and term decisions are made: evidence from an Arkansas tenant survey. In: International Food and Agribusiness Management Review 2 (1): 103–121.
- BMELV (2006): Die EU-Agrarreform - Umsetzung in Deutschland. Ausgabe 2006. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz, Berlin.
- BMVEL (2004): Meilensteine der Agrarpolitik - Umsetzung der europäischen Agrarreform in Deutschland. Ausgabe 2005. Bundesministerium für Verbraucherschutz, Ernährung und Landwirtschaft, Berlin.
- BREUSTEDT, G. und H. HABERMANN (2011): The incidence of EU per-hectare payments on farmland rental rates: a spatial econometric analysis for German farm-level data. In: Journal of Agricultural Economics 62 (1): 225–243.
- BRÜMMER, B. und J.-P. LOY (2002): Der Einfluss staatlicher Ausgleichszahlungen auf Landpreise in Schleswig-Holstein. In: M. Brockmeier et al. (Hrsg.): Liberalisierung des Weltagrarhandels: Strategien und Konsequenzen. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V., Band 37. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 389–399.
- BUNDESANZEIGER (2010): Bekanntmachung des regionalen Zielwerts der Zahlungsansprüche für die einheitliche Betriebsprämie für die Region Baden-Württemberg; Bayern; Niedersachsen/Bremen; Nordrhein-Westfalen; Hessen; Rheinland-Pfalz; Saarland; Schleswig-Holstein/Hamburg. Fundstelle: eBAnz AT8 2010 B1 - B13. In: [https://www.bundesanzeiger.de/ebanzwww/wexsservlet?page.navid=to\\_bookmark\\_official\\_site&genericsearch\\_param.edition=eBAnz+AT8+2010&global\\_data.language=](https://www.bundesanzeiger.de/ebanzwww/wexsservlet?page.navid=to_bookmark_official_site&genericsearch_param.edition=eBAnz+AT8+2010&global_data.language=). Abruf: 05.01.2017.
- CIAIAN, P., D. KANCS und J. SWINNEN (2014): The impact of the 2013 reform of the Common Agricultural Policy on land capitalization in the European Union. In: Applied Economic Perspectives and Policy 36 (4): 643–673.

- CIAIAN, P., D. KANCS und J.F. M. SWINNEN (2010): EU Land Markets and the Common Agricultural Policy. Centre for European Policy Studies, Brüssel, Belgien.
- CIAIAN, P. und J.F. M. SWINNEN (2006): Land market imperfections and agricultural policy impacts in the new EU member states: a partial equilibrium analysis. In: American Journal of Agricultural Economics 88 (4): 799–815.
- COURLEUX, F., H. GUYOMARD und L. PIET (2008): Mapping the decoupling: transfer efficiency of the single farm payment scheme. Tagungsbeitrag zum 12. EAAE-Kongress "People, Food and Environments: Global Trends and European Strategy", Ghent (Belgien). In: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/44185/2/560.pdf>. Abruf: 28.06.2011.
- DEWBRE, J., J. ANTÓN und W. THOMPSON (2001): Direct payments, safety nets and supply response: the transfer efficiency and trade effects of direct payments. In: American Journal of Agricultural Economics 83 (5): 1204–1214.
- DU, X., D.A. HENNESSY und W.A. EDWARDS (2008): Does a rising biofuels tide raise all boats? A study of cash rent determinants for Iowa farmland under hay and pasture. In: Journal of Agricultural & Food Industrial Organization 6 (2): 1–23.
- ELHORST, J.P. (2014): Linear spatial dependence models for cross-section data. In: J.P. Elhorst (Hrsg.): Spatial Econometrics. From Cross-Sectional Data to Spatial Panels. Springer Berlin Heidelberg, Berlin, Heidelberg: 5–36.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2016): Finanzberichte über die Verwaltung des Europäischen Garantiefonds für die Landwirtschaft (EGFL). Haushaltsjahre 2007-2013. In: [http://ec.europa.eu/agriculture/cap-funding/financial-reports/eagf\\_de](http://ec.europa.eu/agriculture/cap-funding/financial-reports/eagf_de). Abruf: 03.01.2017.
- FLOYD, J.E. (1965): The effects of farm price supports on the returns to land and labor in agriculture. In: Journal of Political Economy 73 (2): 148–158.
- FUCHS, C. (2002): The influence of per-hectare premiums on prices for rented agricultural area and on agricultural land prices. In: Agrarwirtschaft 51 (8): 396–404.
- GARVERT, H. und M. SCHMITZ (2014): Die Auswirkungen der staatlichen Biogasförderung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. Eine ökonomische Untersuchung. In: Edmund Rehwinkel-Stiftung der Landwirtschaftlichen Rentenbank (Hrsg.): Die Zukunft der Bioenergie. Schriftenreihe der Rentenbank, Band 30, Frankfurt am Main: 7–43.
- GOCHT, A., W. BRITZ, P. CIAIAN und S. GÓMEZ Y PALOMA (2013): Farm type effects of an EU-wide direct payment harmonisation. In: Journal of Agricultural Economics 64 (1): 1–32.
- GUYOMARD, H., C. LE MOUËL und A. GOHIN (2004): Impacts of alternative agricultural income support schemes on multiple policy goals. In: European Review of Agricultural Economics 31 (2): 125–148.
- HABERMANN, H. und G. BREUSTEDT (2011): Einfluss der Biogaserzeugung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. In: German Journal of Agricultural Economics 60 (2): 85–100.



- HABERMANN, H. und C. ERNST (2010): Entwicklungen und Bestimmungsgründe der Landpachtpreise in Deutschland. In: *Berichte über die Landwirtschaft* 88 (1): 57–85.
- HEINZE, S. und A. VOGEL (2010): The AFiD-Panel Agriculture: new potential for agricultural research. In: *Schmollers Jahrbuch* 130 (4): 623–633.
- HENDRICKS, N.P., J.P. JANZEN und K.C. DHUYVETTER (2012): Subsidy incidence and inertia in farmland rental markets. Estimates from a dynamic panel. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 37 (3): 361–378.
- HENNIG, S. und U. LATACZ-LOHMANN (2016): The incidence of biogas feed-in tariffs on farmland rental rates – evidence from northern Germany. In: *European Review of Agricultural Economics*. First published online December 4, 2016. doi:10.1093/erae/jbw023.
- HENNING, C. (2003): Entkoppelte Direktzahlungen: Meilenstein auf dem Weg zu einer rationalen Wirtschaftspolitik und politische Entwaffnung der Agrarlobbyisten? In: *Agrarwirtschaft* 52 (3): 137–139.
- HENRICHSMEYER, W. und H.P. WITZKE (1994): *Bewertung und Willensbildung. Zahlreiche Übersichten.* UTB für Wissenschaft Uni-Taschenbücher 1718. Ulmer, Stuttgart.
- HERRIGES, J., J. SHOGREN und N. BARICKMAN (1992): The implicit value of corn base acreage. In: *American Journal of Agricultural Economics* 74 (1): 50–58.
- HERTEL, T.W. (1989): Negotiating reductions in agricultural support: implications of technology and factor mobility. In: *American Journal of Agricultural Economics* 71 (3): 559–573.
- HÜTTEL, S., M. RITTER, V. ESAULOV und M. ODENING (2016): Is there a term structure in land lease rates? In: *European Review of Agricultural Economics* 43 (1): 165–187.
- KARLSSON, J. und P. NILSSON (2014): Capitalisation of single farm payment on farm price: an analysis of Swedish farm prices using farm-level data. In: *European Review of Agricultural Economics* 41 (2): 279–300.
- KELEJIAN, H.H. und I.R. PRUCHA (2010): Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. In: *Journal of Econometrics* 157 (1): 53–67.
- KILIAN, S., J. ANTÓN, K. SALHOFER und N. RÖDER (2012): Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. In: *Land Use Policy* 29 (4): 789–797.
- KILIAN, S. und K. SALHOFER (2008): Single payments of the CAP: where do the rents go? In: *Agricultural Economics Review* 9 (2): 96–106.
- KILIAN, S. und K. SALHOFER (2009): Entkoppelte Prämien, Bodenpreise und Wettbewerbsfähigkeit. In: *Agrarwirtschaft* 58 (3): 141–143.
- KIRWAN, B.E. (2009): The incidence of US agricultural subsidies on farmland rental rates. In: *Journal of Political Economy* 117 (1): 138–164.
- KIRWAN, B.E. und M.J. ROBERTS (2016): Who really benefits from agricultural subsidies? Evidence from field-level data. In: *American Journal of Agricultural Economics* 98 (4): 1095–1113.

- KLAIBER, A., K. SALHOFER und S. THOMPSON (2016): Capitalization of the SPS into agricultural land rental prices under harmonization of payments. Discussion Paper DP-62-2016 Universität für Bodenkultur Wien. In: [http://www.boku.ac.at/wpr/wpr\\_dp/DP-62-2016.pdf](http://www.boku.ac.at/wpr/wpr_dp/DP-62-2016.pdf). Abruf: 13.05.2016.
- KLEINHANSS, W., M. BERTELSMEIER, D. MANEGOLD, F. OFFERMANN, B. OSTERBURG und P. SALAMON (2003): Folgenabschätzung der Legislativvorschläge zur Halbzeitbewertung der Agenda 2000. In: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/39424/1/548912181.pdf>. Abruf: 20.12.2016.
- KROPP, J., J.G. PECKHAM und C. TURVEY (2015): US agricultural support programs and ethanol policies effects on farmland values and rental rates. In: *Agricultural Finance Review* 75 (2): 169–193.
- LAMBERT, D. und T. GRIFFIN (2004): Analysis of government farm subsidies on farmland cash rental rates using a fixed effect spatial distributed lag model and a translog cost model. Tagungsbeitrag zum American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Denver (USA) 2004. In: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/19977/1/sp04la02.pdf>. Abruf: 28.07.2011.
- LATACZ-LOHMANN, U., S. HENNIG und R. DEHNING (2014): Biogas als Preistreiber am Boden- und Pachtmarkt? Eine empirische Analyse. In: Edmund Rehwinkel-Stiftung der Landwirtschaftlichen Rentenbank (Hrsg.): *Die Zukunft der Bioenergie*. Schriftenreihe der Rentenbank, Band 30, Frankfurt am Main: 45–75.
- LATRUFFE, L. und C. LE MOUËL (2009): Capitalization of government support in agricultural land prices. What do we know? In: *Journal of Economic Surveys* 23 (4): 659–691.
- LENCE, S.H. und A.K. MISHRA (2003): The impacts of different farm programs on cash rents. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (3): 753–761.
- LESAGE, J.P. und R.K. PACE (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Boca Raton.
- MARGARIAN, A. (2008): Sind die Pachten im Osten zu niedrig oder im Westen zu hoch? In: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/39357/1/592369374.pdf>. Abruf: 02.01.2017.
- MÄRZ, A., N. KLEIN, T. KNEIB und O. MUSSHOFF (2016): Analysing farmland rental rates using Bayesian geoaddivitive quantile regression. In: *European Review of Agricultural Economics* 43 (4): 663–698.
- MICHALEK, J. und P. CIAIAN (2014): Capitalization of the single payment scheme into land value: generalized propensity score evidence from the European Union. In: *Land Economics* 90 (2): 260–289.
- NORWOOD, F.B., P.A. OLTENACU, M.S. CALVO-LORENZO und S. LANCASTER (2014): *Agricultural and Food Controversies: What Everyone Needs to Know*. Oxford University Press, New York.
- O'NEILL, S. und K. HANRAHAN (2016): The capitalization of coupled and decoupled CAP payments into land rental rates. In: *Agricultural Economics* 47 (3): 285–294.

- PATTON, M., P. KOSTOV, S. MCERLEAN und J. MOSS (2008): Assessing the influence of direct payments on the rental value of agricultural land. In: *Food Policy* 33 (5): 397–405.
- ROBERTS, M., B. KIRWAN und J. HOPKINS (2003): The incidence of government program payments on agricultural land rents: the challenges of identification. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (3): 762–769.
- SALHOFER, K. (2001): Elasticities of substitution and factor supply elasticities in European agriculture: a review of past studies. In: OECD (Hrsg.): *Market Effects of Crop Support Measures*. OECD Publishing, Paris: 89–119.
- SANDERSON, E. und F. WINDMEIJER (2016): A weak instrument F-test in linear IV models with multiple endogenous variables. In: *Journal of Econometrics* 190 (2): 212–221.
- STOCK, J.H. und M. YOGO (2005): Testing for weak instruments in linear IV regression. In: D. Andrews et al. (Hrsg.): *Identification and Inference for Econometric Models. Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge University Press, New York: 80–108.
- VAN MEIJL, H., T. VAN RHEENEN, A. TABEAU und B. EICKHOUT (2006): The impact of different policy environments on agricultural land use in Europe. In: *Agriculture, Ecosystems and Environment* 114 (1): 21–38.
- VARIAN, H.R. (2010): *Intermediate Microeconomics. A Modern Approach*, 8. Auflage. Norton, New York, NY.
- WOODARD, S., N. PAULSON, K. BAYLIS und J. WOODARD (2010): Spatial analysis of Illinois agricultural cash rents. Tagungsbeitrag zum Agricultural and Applied Economics Association Annual Meeting, July 25-27, 2010, Denver, Colorado, USA. In: <http://ageconsearch.umn.edu/handle/61865>. Abruf: 11.12.2014.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2. Auflage. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

## Anhang

**Tabelle 3.5: Spezifikation der verwendeten Variablen**

<b>Variable</b>	<b>Definition</b>
Neupacht_Grünland	Neupachtpreis für Grünland in €/ha
SDB_Milchvieh	SDB Milchkühe je ha LF (3-jähriger Durchschnitt vor Erhebung, inkl. Tierprämien bis 2005, einzelbetrieblich)
SDB_Raufutterfresser	SDB Rinder (ohne Milchkühe), Pferde, Schafe je ha LF (3-jähriger Durchschnitt vor Erhebung, inkl. Tierprämien bis 2005, einzelbetrieblich)
Regionalprämie	Regionalprämie in Euro/ha für 2013/Schätzwerte für die Regionalprämie in Euro/ha für 2005-2010 (modulationsbereinigt)
Annu_Grünlandprämie	Annuität der entkoppelten Direktzahlungen für Grünland (modulationsbereinigt, Laufzeit 7 Jahre, Zinssatz 5%)
Grünlandprämie	Direktzahlung für Grünland in Euro/ha (modulationsbereinigt) im Jahr der Erhebung
Milchkühejeha_BIP	Durchschn. Anzahl prämienerberechtigter Tiere 2005 je ha LF 2005 auf Landkreisebene
Mutterkühejeha_BIP	Durchschn. Anzahl prämienerberechtigter Tiere 2001 je ha LF 2005 auf Landkreisebene
Bullenjeha_BIP	Durchschn. Anzahl prämienerberechtigter Tiere 2001 je ha LF 2005 auf Landkreisebene
Mutterschafejeha_BIP	Durchschn. Anzahl prämienerberechtigter Tiere 2001 je ha LF 2005 auf Landkreisebene
LF_ha	Landwirtschaftlich genutzte Fläche in ha (einzelbetrieblich)
EMZ_10km	Durchschnittliche EMZ je Ar im Umkreis von 10km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes
Niederschlag	Durchschnittlicher Jahresniederschlag an der nächstgelegenen Wetterstation in mm im Zeitraum 1981-2010
Temperatur	Durchschnittliche Temperatur an der nächstgelegenen Wetterstation in Grad Celsius im Zeitraum 1981-2010
ha_Grünlandneupacht	Innerhalb der letzten zwei Jahre neu gepachtete Grünlandfläche in ha (einzelbetrieblich)
Grünlandanteil	Anteil von genutztem Grünland (Wiesen, Weiden, Almen und ertragsarmes Dauergrünland) an der LF (einzelbetrieblich)
Pachtanteil	Anteil der von anderen Verpächtern gepachteten Flächen an betrieblicher LF (einzelbetrieblich)
AK_ha	Familienarbeitskräfte sowie ständig und nicht ständig Beschäftigte in AKE je ha LF (einzelbetrieblich)
Nebenerwerb	Dummy 0=kein/geringeres außerbetriebliches EK/Gesellschaft, 1=Einzelunternehmen mit höherem außerbetr. EK (einzelbetrieblich)
Rinderdichte_10km	Durchschn. Rinderdichte in GV/ha der Betriebe im Umkreis von 10km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes
SGdichte_10km	Durchschn. Schweine- und Geflügeldichte in GV/ha der Betriebe im Umkreis von 10km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes
Biogasdichte_10km	kW inst. elekt. Leistung je km <sup>2</sup> im Erhebungsjahr im Umkreis von 10km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes
Betriebe_10km	Anzahl anderer landwirtschaftlicher Betriebe im Umkreis von 10km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes
LF_Betriebe_10km	Durchschn. Betriebsgröße in ha LF der anderen Betriebe im Umkreis von 10km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes
Bevölk.dichte_10km	Bevölkerungsdichte in Einwohner/km <sup>2</sup> im Umkreis von 10km um den Gemeindemittelpunkt des Betriebssitzes
Regio_Nord	Dummyvariable für Betriebe in Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen und Nordrhein-Westfalen
Regio_Süd	Dummyvariable für Betriebe in Bayern und Baden-Württemberg

Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 3.6: Schätzparameter des räumlichen Modells (Modellspezifikation 1)

	2001	2003	2005	2007	2010	2013
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
SDB_Milchvieh	0,02 ***	0,01 ***	0,01 ***	0,02 ***	0,01 ***	0,01 **
SDB_Raufutterfresser	0,01	-0,01	0,01	0,01	-0,02 *	0,01
Grünlandprämie				0,41 ***	0,40 ***	0,44 ***
LF_ha	-0,01	0,02	-0,04	-0,01	0,09 **	0,02
EMZ_10km	0,59 ***	1,00 ***	0,76 ***	0,92 ***	0,98 ***	1,09 ***
Niederschlag	0,01	-0,01	0,01 **	0,01	0,01	0,02 **
Temperatur	-1,07	0,75	0,65	0,25	-0,97	-0,18
ha_Grünlandneupacht	-0,27 *	-0,17	-0,19 **	-0,12	-0,28 ***	-0,10
Grünlandanteil	-24,12 ***	-27,18 ***	-34,54 ***	-36,78 ***	-46,44 ***	-84,68 ***
Pachtanteil	-1,48	-9,18	3,27	8,71	-0,41	20,13 *
AK_ha	4,01	334,23 **	136,24 *	136,37	220,59	172,50 *
Nebenerwerb	-1,79	-5,21	-3,57	-5,62	4,70	-14,41 **
Rinderdichte_10km	21,46 ***	47,32 ***	30,95 ***	41,06 ***	48,95 ***	77,80 ***
SGdichte_10km	14,90 ***	53,52 ***	22,59 ***	42,61 ***	45,12 ***	58,41 ***
Biogasdichte_10km	-1,88 **	-1,71 *	0,09	0,44 *	0,65 ***	0,66 ***
Betriebe_10km	0,02 ***	0,03 **	0,02 ***	0,03 ***	0,03 *	0,03 *
LF_Betriebe_10km	0,63 ***	0,86 ***	0,56 ***	0,47 ***	0,54 ***	0,50 ***
Bevölk.dichte_10km	0,00	0,02 *	0,01 **	0,01	0,01	0,01
Konstante	-25,02 **	-53,10 ***	-45,62 ***	-67,98 ***	-77,79 ***	-176,09 ***
lambda	0,70 ***	0,46 ***	0,59 ***	0,42 ***	0,53 ***	0,49 ***
rho	-0,60 ***	-0,41 ***	-0,61 ***	-0,41 ***	-0,43 ***	-0,34 ***
N	3618	2855	3003	2464	2239	2964
R <sup>2</sup>	0,32	0,30	0,27	0,29	0,31	0,42
R <sup>2</sup> _adj	0,31	0,29	0,27	0,28	0,31	0,42
<i>Statistische Tests</i>						
White-Test Chi <sup>2</sup>	20,65	276,22 ***	36,36 ***	68,11 ***	252,53 ***	195,38 ***
Max. VIF	2,15	2,17	2,30	2,37	2,15	2,23

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Agrarstrukturerhebungen 2001, 2003, 2005, 2007 und 2013 sowie Landwirtschaftszählungen 1999 und 2010, eigene Berechnungen.

**Tabelle 3.7: Totale marginale Effekte der Standarddeckungsbeiträge aus der Milchvieh- und sonstigen Raufutterfresserhaltung in Modellen mit und ohne regionale Dummyvariablen**

		Modell ohne regionale Dum- myvariablen	Modell regio (mit regionalen Dum- myvariablen)
		Coef.	Coef.
<b>2001</b>	SDB_Milchvieh	0,054 ***	0,048 ***
	SDB_Raufutterfresser	0,024	0,018
	<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,312</b>	<b>0,316</b>
<b>2003</b>	SDB_Milchvieh	0,018 ***	0,017 ***
	SDB_Raufutterfresser	-0,024	-0,022
	<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,293</b>	<b>0,298</b>
<b>2005</b>	SDB_Milchvieh	0,022 ***	0,016 ***
	SDB_Raufutterfresser	0,023	0,014
	<b>Adjusted R<sup>2</sup></b>	<b>0,268</b>	<b>0,286</b>

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Agrarstrukturerhebungen 2001, 2003, 2005, 2007 und 2013 sowie Landwirtschaftszählungen 1999 und 2010, eigene Berechnungen.

## **Kapitel 4**

### **Biogas als Preistreiber am Boden- und Pachtmarkt? Eine empirische Analyse**

**Uwe Latacz-Lohmann, Solveigh Hennig und Ruben Dehning**

Der Artikel ist erschienen in:

Schriftenreihe der Rentenbank

Band 30 (2014): Die Zukunft der Bioenergie, S. 45-75.

Das Forschungsprojekt wurde von der Edmund Rehwinkel-Stiftung der Landwirtschaftlichen Rentenbank gefördert. Der Abdruck des Beitrages erfolgt mit freundlicher Genehmigung der Landwirtschaftlichen Rentenbank.

## 4.1 Einleitung und Zielsetzung

Der Boom der Bioenergie hat in Deutschland zu einem intensiven Diskurs um die Kongruenz der Biogasförderung mit anderen gesellschaftlichen Zielen geführt. Während die „Vermaischung“ der Landschaft und die ethische Diskussion um „Teller oder Tank“ die Kernthemen dieses Diskurses bilden, bewegt viele Landwirte und Grundeigentümer die Frage, wie sich die Förderung regenerativer Energien, insbesondere die Förderung von Biogas, auf die Kauf- und Pachtpreise von Agrarflächen auswirkt. In Regionen intensiver Milcherzeugung werden der starke Zubau von Biogasanlagen und die damit einhergehende Verknappung maisfähiger Ackerflächen als ein wesentliches Hemmnis für die Entwicklung von Milchviehbetrieben gesehen (BERENZ et al., 2008). Bei Grundrenten von rund 1000 €/ha, die sich mit der Energiemaisproduktion erzielen lassen, können Milchviehbetriebe am Pachtmarkt nicht mithalten, so die Argumentation betroffener Landwirte. Auch nach Meinung von Experten habe sich die Biogasförderung durch das EEG als ein wesentlicher Preistreiber auf den Pachtmärkten entpuppt (BRAUN et al., 2010; BRAUN UND LORLEBERG, 2007; DRESCHER, 2007).

Sowohl die ökonomische Theorie als auch empirische Befunde deuten darauf hin, dass politische Maßnahmen zur Förderung der Bioenergieproduktion einen Einfluss auf den landwirtschaftlichen Pachtmarkt haben, da die Fördergelder zu einem gewissen Grad auf die Pacht- und Kaufpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen überwältzt werden. Angesichts der hohen Pachtflächenanteile landwirtschaftlicher Betriebe – in Deutschland wurden im Jahr 2010 durchschnittlich 59,8% der landwirtschaftlich genutzten Fläche auf Pachtbasis bewirtschaftet (STATISTISCHES BUNDESAMT, 2011) – ist die Kenntnis der Überwälzungseffekte über den Pachtmarkt von besonderem Interesse, um die unerwünschten Nebeneffekte der Förderung der Bioenergieproduktion beurteilen zu können.

Bisher gibt es nur wenige belastbare Studien, die den Zusammenhang zwischen Biogaserzeugung und Pacht- bzw. Kaufpreisen empirisch fundiert untersuchen. Vor diesem Hintergrund zielt das vorliegende Forschungsprojekt darauf ab, den Wirkungszusammenhang zwischen regionaler Biogasdichte und dem Pacht- bzw. Kaufpreisniveau landwirtschaftlicher Flächen näher zu ergründen. Insbesondere soll der Effekt regionaler Biogasdichten im Wirkungsflecht mit anderen preisbestimmenden Faktoren untersucht werden. Damit soll das Forschungsvorhaben zu einer Versachlichung der Diskussion um die viel beschworene, bisher aber nur lückenhaft nachgewiesene preistreibende Wirkung der Biogasförderung beitragen.



Das Projekt soll weiterhin der Politik Hinweise auf mögliche Lösungsansätze zur Linderung dieser Wirkung geben.

Die empirische Analyse beruht im Wesentlichen auf drei Datenquellen: (1) einer Betriebsleiterbefragung zu Kauf- und Pachtpreisen landwirtschaftlicher Flächen in Schleswig-Holstein aus dem Jahr 2012; (2) Daten der Agrarstrukturerhebung 2010, die ebenfalls Angaben über Höhe und Umfang von Pachtpreisen landwirtschaftlicher Flächen enthält, sowie (3) Daten zu regionalen Biogasdichten, die vom Ministerium für Energiewende, Landwirtschaft, Umwelt und ländliche Räume des Landes Schleswig-Holsteins (MELUR) sowie vom Niedersächsischen Ministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (NMELV) zur Verfügung gestellt wurden. Die Datenanalyse erfolgt mit räumlich-ökonomischen Verfahren. Diese ermöglichen die Identifizierung und Quantifizierung von Pacht- und Kaufpreisdeterminanten unter Berücksichtigung von räumlichen Zusammenhängen bei der Preisbildung am Pacht- und Bodenmarkt. Neben den ökonomischen Auswertungen wurde eine Expertenbefragung zu den Pachtpreiswirkungen des EEG 2012 durchgeführt.

## **4.2 Literatur**

Die Bestimmungsgründe landwirtschaftlicher Pachtpreise sind seit vielen Jahren Gegenstand der agrarökonomischen Forschung. Erste theoretische Erkenntnisse gehen auf die Arbeiten von SMITH (1776), RICARDO (1821) und VON THÜNEN (1826) zurück, die das Konzept der Bodenrente entwickelten bzw. maßgeblich prägten. Der Theorie zufolge fließt dem Boden als knappe, aber nicht vermehrbare Ressource eine Rente zu, welche sich aus den mit der Landbewirtschaftung erzielbaren Gewinnen herleitet. Vor diesem Hintergrund haben politische Maßnahmen, die direkt oder indirekt die erzielbare Bodenrente steigern (oder mindern), potenziell Auswirkungen auf die Kauf- und Pachtpreise landwirtschaftlicher Flächen.

Während sich der Fokus in der wissenschaftlichen Diskussion lange auf die boden- und pachtpreissteigernde Wirkung agrarpolitischer Maßnahmen in Form landwirtschaftlicher Subventionspolitiken konzentrierte, ist in jüngster Zeit (insbesondere in der öffentlichen Debatte) auch die Förderung der Biogasproduktion, genauer gesagt das Erneuerbare-Energien-Gesetz, als Preistreiber am Bodenmarkt in die Kritik geraten. Der Substratproduktion für Biogasanlagen werden in Modellrechnungen vergleichsweise hohe Bodenrenten zugeschrieben (BERENZ et al., 2008; RAUH, 2010; BRAUN et al., 2010; HABERMANN und BREUSTEDT, 2011; EMMAN und THEUVSEN, 2012), die sich bei hoher Flächenkonkurrenz nach Meinung vieler Experten und Praktiker weitreichend auf die Pachtpreise durchschlagen (z.B. BAHRS und HELD, 2007;

EMMAN und THEUVSEN, 2012). Erste Erkenntnisse zur pachtpreisstärkenden Wirkung liefern die Arbeiten von HABERMANN und BREUSTEDT (2011) und KILIAN et al. (2012). Getrennt für die neuen und alten Bundesländer analysieren HABERMANN und BREUSTEDT die Effekte der Biogasproduktion auf neu verhandelte Pachtpreise aus den Jahren 2005 und 2006. Als Variable zur Messung der Biogasdichte verwenden sie den einzelbetrieblichen Anbauanteil von Energiepflanzen zur Biogaserzeugung. Sowohl für Ackerland als auch für Grünland stellen sie einen signifikanten Einfluss der so gemessenen Biogasdichte auf die ausgehandelten Pachtpreise der Betriebe in den alten Bundesländern fest. Landwirte mit einem um zehn Prozentpunkte höheren Anbauanteil an Energiepflanzen auf der Ackerfläche zahlen hier den Schätzergebnissen zufolge *ceteris paribus* etwa 6 €/ha höhere Pachtpreise. Der Effekt eines um zehn Prozentpunkte höheren Anteils des zur Biogasproduktion genutzten Grünlands auf die Grünlandpachten wird auf 8,40 €/ha geschätzt. In den neuen Bundesländern konnte in der Studie dagegen (noch) kein signifikanter Einfluss der Biogasproduktion auf Acker- und Grünlandpachten nachgewiesen werden. Die Analyse von BREUSTEDT und HABERMANN (2011) beruht auf Daten der Agrarstrukturerhebung 2007, in der die Höhe der Neupachten in den Jahren 2005 und 2006 abgefragt wurden. Die Biogaserzeugung geht mangels geeigneterer Daten jedoch lediglich in Form des einzelbetrieblichen Anbauanteils von Energiepflanzen in die Analyse ein. Die Autoren selbst sehen hierin eine Schwäche, da davon auszugehen ist, dass die regionale Dichte an Biogasanlagen einen größeren Einfluss auf das Pachtpreinsniveau hat als einzelbetriebliche Energiepflanzen-Anbauanteile.

KILIAN et al. (2012) ziehen die regionale Biogasdichte in Form der installierten elektrischen Leistung zur Erklärung der regionalen Pachtpreinsniveaus aus dem Jahr 2005 in Bayern heran und können für die Pachtpreise von Ackerland keinen signifikanten Einfluss der Biogasproduktion nachweisen.<sup>37</sup> Für beide Studien ist bei der Interpretation der sehr moderaten bzw. nicht signifikanten Pachtpreiseffekte aus heutiger Sicht allerdings zu berücksichtigen, dass sich die Ergebnisse auf die Jahre vor dem großen Biogasboom beziehen. Die sehr dynamische Entwicklung der Biogasdichte (insbesondere der massive Anlagenzubau unter dem EEG 2009) macht Analysen aktuellerer Daten erforderlich, um die gegenwärtigen Effekte besser abschätzen zu können. Größere Aktualität hat die Studie von EMMAN und THEUVSEN (2012),

---

<sup>37</sup> Auf die Pachtpreise von landwirtschaftlicher Nutzfläche insgesamt scheint von der Biogasdichte jedoch gemäß der Schätzergebnisse von KILIAN et al. (2012) ein pachtpreisstärkender Effekt auszugehen. Die Belastbarkeit dieses Ergebnisses könnte allerdings eingeschränkt sein, da der Grünlandanteil an der LF nicht als Kontrollvariable in die Schätzung aufgenommen wurde und der Modellschätzer für die Biogasvariable daher möglicherweise nicht nur den isolierten Effekt der Biogaserzeugung abbildet.

die als Datenbasis eine Befragung landwirtschaftlicher Betriebsleiter aus dem Jahr 2010 heranzieht. Beispielhaft für fünf niedersächsische Landkreise mit hohen Biogasdichten vergleichen die Autoren die einzelbetrieblichen Pachtpreise für Ackerland unterschiedlicher Betriebsgruppen. Anhand einfacher Mittelwertvergleiche kommt die Studie für einen Teil der Untersuchungsregionen zu dem Ergebnis, dass Betriebe mit Biogasanlage signifikant höhere Pachtpreise zahlen als ihre Berufskollegen ohne Biogasanlage und dass die von den befragten Landwirten wahrgenommene Pachtpreissteigerung in Regionen mit hoher Biogasdichte größer ausfällt als in Regionen mit vergleichsweise geringer Anlagendichte. Insgesamt bleibt unter Berücksichtigung des Befragungsdesigns (Beschränkung auf „Biogasregionen“) aus den Studienergebnissen in erster Linie festzuhalten, dass es punktuell in Regionen mit hoher Konzentration der Biogasproduktion zu einer deutlich verschärften Flächenkonkurrenz mit Pachtpreissteigerungen und Wettbewerbsvorteilen von Biogaserzeugern kommen kann. Neben diesen interessanten Ergebnissen lassen die Fallbeispiele jedoch wahrscheinlich keine Schlussfolgerung über die Wirkung der Biogaserzeugung auf die Pachtmärkte im Allgemeinen zu, so dass hier weitere Analysen auf einer breiteren Datenbasis (ohne gezielte Einschränkung auf Biogasregionen) notwendig erscheinen.

Wenngleich also bereits einige empirische Analysen zum Einfluss von Bioenergieförderung auf Pachtpreise vorliegen, besteht ein fortdauernder Forschungsbedarf in diesem Bereich. Vor allem die Reformen des Erneuerbare-Energien-Gesetzes (EEG) in 2009 und 2012, aber auch der stetige Wandel der ökonomischen Rahmenbedingungen erfordern eine anhaltende wissenschaftliche Auseinandersetzung mit der Thematik, insbesondere regelmäßige „Neuaufgaben“ der empirischen Analysen.

## **4.3 Methodisches Vorgehen**

### **4.3.1 Modelle der räumlichen Ökonometrie**

Das erste Gesetz der Geografie von Tobler besagt, dass Ereignisse, die räumlich näher beieinander liegen, in der Regel stärker miteinander korrelieren als Ereignisse, die räumlich weiter auseinander liegen (TOBLER, 1970). Angefangen mit dem Beitrag von BENIRSCHKA und BINKLEY (1994), der die Bodenpreisentwicklung in den USA unter Berücksichtigung raumstruktureller Aspekte analysiert, ist die Anwendung räumlich-ökonometrischer Schätzverfahren in Boden- und Pachtpreisstudien inzwischen weit verbreitet. Methoden der räumlichen Ökonometrie berücksichtigen vorliegende räumliche Abhängigkeiten zwischen den einzelnen Beobachtungseinheiten (einzelne Betriebe oder auch kleinstrukturierte Regionen). Auf Bo-

den- und Pachtmärkten ist in hohem Ausmaß von räumlichen Interaktionen auszugehen, da Landwirte mit ihren jeweiligen Zahlungsbereitschaften in einem bestimmten Umkreis um ihre Betriebsstätte als potenzielle Käufer bzw. Pächter auftreten und über den Bieterprozess sowohl die Kauf- und Pachtpreisvereinbarungen benachbarter Betriebe als auch das Kauf- und Pachtpreisniveau benachbarter Gemeinden beeinflussen. In der Folge sind die Preisbeobachtungen benachbarter Beobachtungseinheiten nicht unabhängig voneinander, sondern weisen ein räumliches Muster auf. Eine Vernachlässigung dieser räumlichen Interdependenzen führt zu verzerrten und inkonsistenten Parameterschätzern in gewöhnlichen Ordinary-Least-Square (OLS)-Schätzungen (ANSELIN, 1988: 58f.; ANSELIN und BERA, 1998). Aus dem Instrumentarium der räumlichen Ökonometrie lassen sich in solchen Fällen sogenannte Spatial-Lag-Modelle anwenden, die die räumliche Autokorrelation der zu erklärenden Variablen (hier der Pacht- bzw. Kaufpreise) nicht nur explizit berücksichtigen, sondern auch eine quantitative Abschätzung der Nachbarschaftseffekte ermöglichen. Darüber hinaus ist auch eine räumlich heterogene Struktur unbeobachteter Einflussfaktoren für die Anwendung von OLS-Schätzungen problematisch, da in diesem Fall der Fehlerterm der Schätzmodelle räumliche Strukturen aufweist. Konkret bedeutet dies, dass die Kovarianz der Residuen benachbarter Beobachtungen ungleich Null ist, was zwar nicht zu verzerrten, aber ineffizienten OLS-Schätzern führt (ANSELIN, 1988: 59; ANSELIN und BERA, 1998). Die Anwendung sogenannter Spatial-Error-Modelle erlaubt die Berücksichtigung räumlicher Abhängigkeiten der Residuen und ermöglicht damit eine effiziente Schätzung der Modellparameter. In Pachtmarktanalysen können z.B. auf regionaler Ebene nicht oder nur schwer zu beobachtende Wettereinflüsse, regionale Besonderheiten der Produktionsstrukturen oder Unterschiede in der regionalen Infrastruktur eine räumliche Autokorrelation der Residuen hervorrufen. Bei gleichzeitigem Vorliegen räumlicher Abhängigkeiten sowohl im Fehlerterm als auch in der zu erklärenden Variablen ermöglicht die Formulierung allgemeiner räumlicher Modelle – eine Kombination aus Spatial-Lag- und Spatial-Error-Modellen – die Schätzung erwartungstreuer und effizienter Parameterschätzer (LESAGE und PACE, 2009). Neben der von ANSELIN (1988) und LESAGE und PACE (2009) vorgeschlagenen Maximum-Likelihood-Schätzung wurde von KELEJIAN und PRUCHA (2010) ein zweistufiges Schätzverfahren entwickelt, das auch bei unbekanntem Formen der Heteroskedastizität konsistente Modellschätzungen zulässt.

Die Relevanz räumlicher Abhängigkeiten auf Boden- und Pachtmärkten zeigt sich in diversen empirischen Studien: PATTON und MCERLEAN (2003) sowie ABELAIRAS-ETXEARRIA und ASTORKIZA (2012) können unter Anwendung von Spatial-Lag-Modellen in der Analyse von Querschnittsdaten nordirischer bzw. spanischer Bodenpreisdaten signifikante Nachbarschafts-

effekte zwischen den Beobachtungseinheiten feststellen. In Querschnittsmodellen zur Analyse US-amerikanischer bzw. europäischer Boden- und Pachtpreisdaten kontrollieren BENIRSCHKA und BINKLEY (1994), FUCHS (2002), LENCE und MISHRA (2003) und WU und LIN (2010) über Spatial-Error-Spezifikationen räumliche Abhängigkeiten im Fehlerterm. Während die genannten Studien isoliert auf eine Form der räumlichen Abhängigkeit fokussieren (entweder Spatial-Lag oder Spatial-Error), arbeiten BREUSTEDT und HABERMANN (2011) sowie HABERMANN und BREUSTEDT (2011) mittels allgemeiner räumlicher Modelle die gleichzeitige Relevanz von räumlichen Abhängigkeiten sowohl in der endogenen (Pachtpreis-) Variable als auch in den unbeobachteten Effekten im Fehlerterm heraus. Die zahlreichen empirischen Belege räumlicher Abhängigkeiten in Bodenmarktstudien machen es unerlässlich, mittels geeigneter Testmethodik auf räumliche Abhängigkeiten zu testen und diese Abhängigkeiten ggf. mit geeigneten ökonometrischen Modellspezifikationen und Schätzverfahren zu berücksichtigen. Für eine ausführliche Beschreibung der verschiedenen Spezifikationen räumlich ökonometrischer Modelle (Spatial-Lag, Spatial-Error und general spatial model) mit den Teststatistiken für die Auswahl des am besten geeigneten Modells wird auf die räumlich-ökonometrische Fachliteratur verwiesen (z.B. ANSELIN, 1988; ANSELIN und BERA, 1998; ECKEY et al., 2006; LESAGE und PACE, 2009).

#### 4.3.2 Expertenbefragung

Expertenbefragungen lassen sich als Ergänzung zu quantitativen Datenanalysen einsetzen, um existierendes Wissen über aktuelle Entwicklungen zu erfassen. Sie sind als methodisches Element der qualitativen Forschung zuzuordnen und u.a. in der empirischen Politikforschung ein weitverbreitetes Erhebungsinstrument (z.B. MEUSER und NAGEL 2009). Kennzeichen der Methode ist, dass zunächst Personen identifiziert werden, die hinsichtlich des jeweiligen Themenspektrums über erfahrungsgestütztes Wissen verfügen und diese anschließend mittels zielgerichteter Interviews in den Forschungsprozess einbezogen werden. Zur Strukturierung und Vereinheitlichung der Befragungen lässt sich ein Leitfaden einsetzen, der die Gespräche auf bestimmte inhaltliche Fragestellungen lenkt. Für eine strukturierte Auswertung werden die Gespräche protokolliert oder nach Möglichkeit unter Einverständnis der Gesprächsteilnehmer aufgezeichnet. Anschließend ist eine Transkription des Gesprächsverlaufs und -inhalts vorgesehen. Als Auswertungsmethode des generierten Textmaterials hat sich die qualitative Inhaltsanalyse etabliert (z.B. GLÄSER und LAUDEL 2010; MAYRING, 2010).

Für Untersuchungen zur Wirkung der Bioenergieförderung auf Boden- und Pachtpreise bieten Expertenbefragungen gegenüber ökonometrischen Methoden den Vorteil, dass auch die aktu-

elle Situation und zukunftsgerichtete Blickwinkel erfasst werden können. Die letzte EEG-Novelle im Jahr 2012 hat nach weit verbreiteter Auffassung die Investition in die Biogaserzeugung weniger attraktiv gemacht. Über quantitativ-empirisches Datenmaterial lassen sich diese und die damit verbundenen Effekte bisher aber noch nicht vollständig abbilden. Insofern können Expertenbefragungen als methodische Ergänzung herangezogen werden, um Einschätzungen zum aktuellen und künftigen Einfluss der Biogaserzeugung auf den Boden- und Pachtmarkt zu geben und auch Visionen bezüglich einer künftigen Novellierung des EEG herauszuarbeiten.

#### **4.4 Quantitativ-empirische Datengrundlagen**

Wie bereits einleitend erwähnt, beruhen die empirischen Analysen im Wesentlichen auf drei Datenquellen: (1) einer Betriebsleiterbefragung zu Kauf- und Pachtpreisen landwirtschaftlicher Flächen in Schleswig-Holstein aus dem Jahr 2011/12; (2) Daten der Agrarstrukturerhebung 2010, die ebenfalls Angaben über die Höhe von Pachtpreisen enthält, sowie (3) Daten zu regionalen Biogasdichten, die von den zuständigen Ministerien in Niedersachsen (NMELV) und Schleswig-Holstein (MELUR) zur Verfügung gestellt wurden. Die einzelnen Datenquellen werden im Folgenden kurz beschrieben.

##### **4.4.1 Betriebsleiterbefragung zu Neupacht- und Kaufpreisen in Schleswig-Holstein**

Im Rahmen einer Studie zur Wertermittlung von Zahlungsansprüchen wurde im Dezember 2011 eine Befragung landwirtschaftlicher Betriebsleiter durchgeführt (HENNIG et al., 2012). Diese Studie zielte auf die Inzidenz der Direktzahlungen und die empirische Bewertung von Zahlungsansprüchen ab, die gemeinsam mit Fläche gehandelt werden. Die Daten eignen sich in sehr guter Weise für eine Analyse des Einflusses der Biogasdichte auf Kauf- und Pachtpreise landwirtschaftlicher Flächen. Im Fragebogen, der an ca. 12.000 Landwirte in Schleswig-Holstein und Mecklenburg-Vorpommern versandt wurde, wurden neben allgemeinen Angaben zum Betrieb detaillierte Informationen zu den seit 2005 abgeschlossenen Kauf- und Pachtverträgen für landwirtschaftliche Nutzflächen abgefragt. Ergänzend wurden im Frühjahr 2012 Aufrufe zur Teilnahme an der Online-Befragung in den Zeitschriften *Bauernblatt Schleswig-Holstein und Hamburg* und *Top Agrar* veröffentlicht. An der schriftlichen Befragung nahmen insgesamt 357 Betriebsleiter teil. Über die Onlinebefragung konnten deutschlandweit weitere 138 Teilnehmer gewonnen werden. Der Schwerpunkt der regionalen Verteilung der Teilnehmer liegt in Schleswig-Holstein. Für dieses Bundesland liegen komplett ausgefüllte Fragebögen zu 204 Kaufverträgen und 356 Pachtverträgen für Acker- und Grünland

vor. Für den Kauf und die Pachtung von Ackerland in Schleswig-Holstein liegen Angaben zu 135 Kaufverträgen und 213 Pachtverträgen vor. Darüber hinaus wurden zahlreiche Variablen zur Charakterisierung der Betriebe und der Betriebsleiter/innen erhoben.

Um den Einfluss des EEG 2009 in der Arbeit berücksichtigen zu können, wurden nur Daten über die Verträge aus den Jahren von 2010 bis 2012 berücksichtigt unter der Annahme, dass ein möglicher Einfluss des EEG 2009 sich bereits in den Verträgen widerspiegelt. Für diesen Zeitraum standen insgesamt 118 Pachtverträge und 50 Kaufverträge für Ackerland zur Verfügung. Nach der Plausibilitätsprüfung und Selektion der Querschnittsdaten<sup>38</sup> verblieben 154 Beobachtungen: 111 Ackerland-Pachtverträge und 43 Ackerland-Kaufverträge. Verträge über den Kauf oder die Pachtung von Grünland sowie kombinierte Verträge für Acker- und Grünland sind in der Analyse nicht berücksichtigt worden, da eine gemeinsame Auswertung im Hinblick auf die vermutlich unterschiedlichen Effekte der Biogaserzeugung auf Acker- und Grünlandpreise nicht sinnvoll ist und das Datenmaterial für separate Grünlandmodelle nicht ausreicht. Dem Datensatz der Pacht- und Kaufverträge für Ackerland wurden folgende Variablen entnommen:

- die Betriebsgröße des Pächters bzw. Käufers (in ha)
- die Anzahl der Biogasanlagen im Umkreis von 10 Kilometern
- die Hof-Feld Entfernung der Pacht- bzw. Kauffläche (in km)
- der Pacht- bzw. Kaufpreis (€/ha)
- die Bodenqualität (Ackerzahl)
- die Gesamtflächengröße der gepachteten bzw. gekauften Fläche (laut Vertrag, in ha)
- ob ein Zahlungsanspruch (für EU-Betriebsprämie) mitgepachtet bzw. mitgekauft wurde (ja/nein)
- ob die Fläche in einem ausgewiesenen Schutzgebiet liegt (ja/nein)
- für Pachtverträge: die Laufzeit der Pachtverträge (in Jahren)
- für Pachtverträge: ob es sich um einen Folgepachtvertrag (d.h. verlängerten oder neuverhandelten Vertrag) handelt (ja/nein).

Ein häufiges Problem bei Pacht- und Kaufpreisanalysen stellen die Daten selbst dar, da entweder nur Regionsdurchschnitte oder einzelbetriebliche Jahresdurchschnitte vorhanden sind.

---

<sup>38</sup> In erster Linie mussten hier Beobachtungen ausgeschlossen werden, für die anhand der angegebenen Daten keine regionale Zuordnung der Flächen zu Landkreis und Gemeinde möglich war.

Der Betriebsdurchschnitt basiert wiederum auf Verträgen mit unterschiedlichen Zeitpunkten des Vertragsabschlusses, unterschiedlichen Laufzeiten und unterschiedlicher Landqualität, Parzellengrößen oder Hof-Feld Entfernungen. Darüber hinaus gibt es wenige Informationen darüber, ob bei den Landpachten die Zahlungsansprüche mitgepachtet wurden. Der vorliegende Datensatz weist in dieser Hinsicht die Stärke auf, dass die Daten einzelvertraglich erhoben wurden und somit die Ergebnisse nicht von Durchschnittsbildungen verzerrt werden. Durch die Berücksichtigung von Verträgen ab dem Jahr 2010 ist zudem eine große Aktualität gegeben, und es kann davon ausgegangen werden, dass die Effekte des EEG 2009 sich bereits in den Flächenpreisen niedergeschlagen haben. An dieser Stelle sei betont, dass in diesem Datensatz auch die Biogasdichte erfasst wurde, und zwar als Anzahl von Anlagen im Umkreis von 10 km. Ergänzend hierzu wurde der Datensatz mit den Daten des MELUR Schleswig-Holstein zur installierten elektrischen Leistung von Biogasanlagen auf Landkreisebene verknüpft. In der empirischen Analyse wird in alternativen Modellspezifikationen sowohl die Biogasvariable aus der Befragung als auch die installierte elektrische Leistung in  $\text{kW}_{\text{el}}$  pro Hektar LF auf Landkreisebene als Indikator für die Biogasdichte gewählt und die Ergebnisse miteinander verglichen.

#### **4.4.2 Daten der Agrarstrukturerhebung 2010**

Die Daten der Agrarstrukturerhebung (ASE) wurden durch die Forschungsdatenzentren der Statistischen Landesämter bereitgestellt. Die ASE ist eine dezentrale Bundesstatistik, die seit 1975 alle zwei Jahre durchgeführt wird. Bei der ASE 2010 handelt es sich um eine Vollerhebung, das heißt, dass alle Betriebe oberhalb der Erfassungsgrenze befragt wurden. Dazu zählen Betriebe mit einer landwirtschaftlich genutzten Fläche von mindestens 5 ha oder festgelegten Mindestgrößen an Tierbeständen bzw. Spezialkulturen.

In der ASE ist der Betrieb die Erhebungseinheit. Dabei gilt das Betriebssitzprinzip. Das bedeutet, dass die Merkmale des landwirtschaftlichen Betriebes vollständig seinem Betriebssitz zugeordnet werden. Betriebssitz ist die Gemeinde, in der sich die wichtigsten Wirtschaftsgebäude des Betriebes befinden. Somit werden die gesamten von einem Betrieb bewirtschafteten Flächen unabhängig davon, in welcher Gemeinde sie sich befinden, in der Gemeinde des Betriebssitzes erfasst. Das gilt auch, wenn sich die Flächen eines Betriebes über Kreis- oder Landesgrenzen hinweg erstrecken. Gleiches gilt für die Tierbestände. Die Daten der ASE werden mit Hilfe postalischer und persönlicher Befragung durch Erhebungsbeauftragte erhoben, wobei die Betriebsinhaber aufgrund gesetzlicher Regelungen zur Auskunft verpflichtet sind. Alle Merkmale werden zum gleichen Erhebungszeittermin, im Mai des Erhebungsjahres,



erfasst. Es liegen jedoch für die verschiedenen Variablen unterschiedliche Berichtszeitpunkte bzw. Berichtszeiträume zu Grunde. Der Merkmalskatalog umfasst die folgenden Gebiete: Rechtsform, selbst bewirtschaftete Gesamtfläche, ökologischer Landbau, Anbau auf Ackerland, Flächenstilllegung, Zwischenfruchtanbau, Viehbestände, Gewinnermittlung, Umsatzbesteuerung, Arbeitskräfte und außerbetriebliche Einkommensquellen. Die Betriebe werden darüber hinaus zu ihren Eigentums- und Pachtverhältnissen, Pachtflächen und Pachtentgelten befragt. Die Angaben der niedersächsischen und schleswig-holsteinischen Stichprobenbetriebe dienen als Grundlage der Berechnung der Bestandspachten.

#### **4.4.3 Kataster regionaler Biogasdichten**

Der Datensatz der Betriebsleiterbefragung (4.1) und der Agrarstrukturerhebung (4.2) wurde mit Katastern regionaler Biogasdichten in Schleswig-Holstein und Niedersachsen verknüpft. Die Datensätze wurden von den jeweils zuständigen Landesministerien zur Verfügung gestellt: Ministerium für Energiewende, Landwirtschaft, Umwelt und ländliche Räume des Landes Schleswig-Holstein (MELUR) sowie Niedersächsischen Ministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Verbraucherschutz (NMELV). Die Kataster enthalten auf Landkreisebene die installierten Leistungen der in den beiden Bundesländern betriebenen Biogasanlagen. Daraus lässt sich als Indikator für die Biogasdichte die installierte elektrische Leistung in  $\text{kW}_{\text{el}}$  je ha LF auf Landkreisebene errechnen. Da alle drei Datensätze regional differenzierte Daten (zu den Pacht- und Kaufverträgen bzw. zur Biogasdichte) enthalten, lässt sich durch eine Verknüpfung ein räumlicher Bezug zwischen Biogasdichten und der Höhe der Pacht- bzw. Kaufpreise landwirtschaftlicher Flächen herstellen.

### **4.5 Empirische Ergebnisse**

#### **4.5.1 Einfluss der Biogasdichte auf Pachtpreise landwirtschaftlicher Flächen**

##### ***4.5.1.1 Ergebnisse auf Grundlage der Betriebsleiterbefragung***

Die im Rahmen der Betriebsleiterbefragung erhobenen und auswertbaren Daten umfassen eine Stichprobe aus 111 einzelvertraglichen Pachtpreisbeobachtungen für die Pachtung von Ackerland im Zeitraum 2010 bis Anfang 2012. Die vertraglich vereinbarten Pachtpreise<sup>39</sup> liegen im Mittel bei rund 450 €/ha, wobei die gepachteten Flächen durchschnittlich 42 Bo-

---

<sup>39</sup> Im Falle mitgepachteter Zahlungsansprüche (ZA) handelt es sich um den „Paketpreis“ für Fläche inklusive ZA. Dies wird in der ökonomischen Modellschätzung über eine entsprechende Variable berücksichtigt.

denpunkte aufweisen (siehe Tabelle 4.1). Gemäß den Daten des MELUR Schleswig-Holstein zur durchschnittlichen regionalen Biogasdichte auf Landkreisebene lässt sich den Verträgen nach deren räumlicher Zuordnung eine Biogasdichte zwischen 0,07 und 0,55 kW installierter elektrischer Anlagenleistung pro Hektar LF zuweisen (im Mittel 0,28 kW<sub>el</sub> pro ha LF).

**Tabelle 4.1: Deskriptive Statistik und Definitionen der verwendeten Variablen (Pachtpreisanalyse Befragungsdaten)**

Variable	Mittelw.	Std.abw.	Min	Max	Definition
Pachtpreis	452,19	179,86	140	1100	Vertraglich vereinbarter Pachtpreis €/ha (Neupachten)
BGA_regio	5,07	3,56	0	15	Anzahl Biogasanlagen im Umkreis von 10 km
kW <sub>el</sub> _haLF	0,28	0,16	0,07	0,55	Inst. elektr. BGA-Leistung in kW je ha LF auf Kreisebene 2012
Bodenpunkte	40,67	17,18	18	87	Ackerzahl der gepachteten Fläche
Gesamtfläche	12,62	15,10	1,2	85	Gehandelte Gesamtfläche in ha (im Vertrag)
Zahlungsanspruch	0,36		0	1	Gleichzeitige ZA-Übertragung (Dummy ja=1)
Entfernung	3,67	3,19	0,1	17	Entfernung der Fläche zur Betriebsstätte des Pächters in km
Laufzeit	6,71	4,08	1	20	Laufzeit des Pachtvertrages in Jahren
Folgevertrag	0,54		0	1	Verlängerung eines alten Pachtverhältnisses (Dummy ja=1)
Schutzgebiet	0,02		0	1	Fläche liegt in einem Naturschutzgebiet (Dummy ja=1)
Betriebsgröße	211	236	26	1200	Betriebsgröße des Pächters in ha
Viehichte	1,17	0,28	0,38	1,56	Viehichte GV/ha 2010 auf Kreisebene

Quelle: Eigene Berechnung

Die Zahl der Biogasanlagen im Umkreis von 10 km, die in der Betriebsleiterbefragung erfasst wurde und zur alternativen Abbildung der regionalen Biogasdichte dient, variiert in der Stichprobe zwischen 0 und 15 Biogasanlagen (BGA). Im Durchschnitt der beobachteten Verträge liegt die Anlagenzahl bei rund 5 BGA. Neben den weiteren vertragsbezogenen Daten aus der Betriebsleiterbefragung (siehe Abschnitt 4.4.1) sind in die Modellschätzungen Daten aus der amtlichen Statistik zur regionalen Viehdichte in Großvieheinheiten pro ha LF auf Landkreisebene eingegangen (Stand 03.05.2010). In Tabelle 4.1 sind die Definitionen und deskriptiven Statistiken der verwendeten Variablen im Einzelnen dargestellt.

Die Verfügbarkeit einer Variablen zur regionalen Biogasdichte aus den zwei verschiedenen Datenquellen ermöglicht die Schätzung in zwei verschiedenen Modellspezifikationen. Im ersten Modell werden die Informationen über die Anzahl an Biogasanlagen im Umkreis von 10 km zur Abbildung der regionalen Biogasdichte genutzt. Im zweiten Modell wird diese Variable durch die durchschnittlichen kW elektrischer Leistung pro Hektar LF ersetzt. Alle übrigen Erklärungsvariablen sind in den Modellen gleich.

Da hohe statistische Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen eines Regressionsmodells die Aussagekraft der statistischen Signifikanzprüfung der Variablen einschränken, wurde vor den Modellschätzungen mithilfe von Varianz-Inflations-Faktoren (VIF) für Multikollinearität kontrolliert. Schwerwiegende Multikollinearitätsprobleme konnten dabei in beiden Modellen ausgeschlossen werden. Darüber hinaus wurde mittels Breusch-Pagan-Test auf Heteroskedastizität – ein weiteres regressionsanalytisches Problem – getestet. Der Test erwies sich für beide Modellspezifikationen als positiv, so dass für die Modellschätzungen heteroskedastizitäts-robuste Schätzverfahren angewendet werden.

Die Analyse der räumlichen Struktur der Daten ergab des Weiteren, dass gemäß Moran's *I* signifikante räumliche Abhängigkeiten vorliegen. Teststatistiken zur gezielten Identifizierung der Form der räumlichen Abhängigkeiten (Spatial Lag und/oder Spatial Error) lieferten den Hinweis auf signifikante räumliche Korrelationen des Fehlerterms (siehe Anhang). Deshalb kommen in den Regressionen Spatial-Error-Modelle zur Anwendung. Zur Modelldiagnose und -schätzung wurde dabei eine Nachbarschaftsmatrix verwendet, in der alle Beobachtungen im Umkreis von 28 km binär als Nachbarn definiert werden.<sup>40</sup> Die Berechnung der Entfernungen zwischen den Beobachtungen basiert nach Zuordnung von geographischen Gemeindemittelpunktkoordinaten auf der geographischen Lage der Pächter.

Die Ergebnisse der Modellschätzungen für den Einfluss der Biogasproduktion auf die einzelvertraglich beobachteten Pachtpreise in den zwei verschiedenen Modellspezifikationen werden in Tabelle 4.2 präsentiert. Die Schätzergebnisse auf Basis der Biogasdaten aus der Betriebsleiterbefragung (Modell 1) deuten auf einen signifikant positiven Einfluss der Biogasdichte auf die Pachtpreise von Ackerland in Schleswig-Holstein hin. Der Koeffizient gibt an, dass jede zusätzliche Biogasanlagen im Umkreis von 10 km *ceteris paribus* zu einer Preiserhöhung bei Neupachten von 11,32 €/ha führt.<sup>41</sup> Befinden sich im 10-Kilometer-Radius beispielsweise 10 Biogasanlagen, begründet dies also gegenüber einer Fläche in einem Gebiet ohne Biogasanlagen (unter sonst gleichen Bedingungen) einen Pachtpreisaufschlag von insgesamt rund 110 €/ha.

---

<sup>40</sup> Diese Entfernung gewährleistet, dass es zu keiner Inselbildung im Datensatz kommt, d.h. jede Beobachtung hat mindestens einen Nachbarn.

<sup>41</sup> Um zu überprüfen, ob der Pachtpreis überproportional (d.h. nichtlinear) mit der Anlagenzahl steigt, wurde ergänzend auch noch ein quadratisches Modell geschätzt. Ein solcher Effekt ließ sich aber nicht statistisch signifikant nachweisen.

Tabelle 4.2: Schätzergebnisse für den Einfluss der Biogaserzeugung auf Pachtpreise (Befragungsdaten)

Variable	MODELL 1		MODELL 2	
	Messung der Biogasdichte als Anzahl an BGA im Umkreis von 10 km (Befragungsdaten)		Messung der Biogasdichte als durchschnittliche kW inst. elektrische Leistung pro ha LF im Landkreis	
	Koeffizient	Signifikanz (p-Wert)	Koeffizient	Signifikanz (p-Wert)
BGA_regio	11,32 **	0,02		
kWel_haLF			49,24	0,84
Bodenpunkte	1,38	0,16	0,79	0,41
Gesamtfläche	2,76 ***	0,00	2,63 ***	0,01
Zahlungsanspruch	139,30 ***	0,00	134,01 ***	0,00
Entfernung	1,03	0,82	-1,45	0,75
Laufzeit	0,55	0,88	2,11	0,57
Folgevertrag	-34,90	0,33	-36,46	0,34
Schutzgebiet	-135,19 ***	0,00	-91,87 **	0,04
Betriebsgröße	0,09 *	0,07	0,12 **	0,02
Viehichte	175,30 ***	0,01	201,37 *	0,06
Konstante	43,07	0,70	76,52	0,65
$\lambda$ (spatial error)	0,49	0,17	0,89 **	0,03

\*\*\*/\*\*/\* statistisch signifikant auf dem 1%/5%/10%-Signifikanzniveau

Quelle: Eigene Berechnung

Neben dem pachtpreissteigernden Effekt der regionalen Biogasdichte zeigt sich in Modell 1 ein signifikant positiver Pachtpreiseinfluss der Größe der gehandelten Fläche, der gleichzeitigen Übertragung von Zahlungsansprüchen, der Betriebsgröße des Pächters sowie der regionalen Viehdichte. Beispielsweise geht die Zunahme der insgesamt gehandelten Flächengröße um einen Hektar unter sonst gleichen Bedingungen mit einem um knapp 3 €/ha höheren Pachtpreis einher, was durch Bewirtschaftungsvorteile größerer Flächeneinheiten zu erklären ist. Der zugehörige Modellschätzer für die Variable *Zahlungsanspruch* repräsentiert den Wertansatz (Pachtpreis) für mitgepachtete Zahlungsansprüche. Er liegt bei knapp 140 € je Zahlungsanspruch. Im Gegensatz zu den pachtpreissteigernden Effekten weist das Regressionsmodell für gepachtete Flächen, die in einem Naturschutzgebiet liegen, einen signifikant niedrigeren Pachtpreis aus. Ein signifikanter Einfluss der Entfernung der Fläche zur Betriebsstätte und der Laufzeit des Pachtvertrages lässt sich hingegen nicht nachweisen. Auch der Einfluss bereits länger bestehender Geschäftsbeziehungen zwischen Pächter und Verpächter, gemessen über die Variable *Folgevertrag*, erweist sich als statistisch nicht signifikant. Interessanterweise lässt sich in den Daten auch für Unterschiede in der Bodenqualität der gepachteten Ackerfläche – anders als in den meisten früheren empirischen Analysen (z.B. BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; HABERMANN und BREUSTEDT, 2011; MARGARIAN, 2008) – kein sig-

nifikanter Effekt auf die ausgehandelten Pachtpreise feststellen. Mit Blick auf die Aktualität der Daten könnte dies die Hypothese aufwerfen, dass die Bodenqualität im harten Kampf um knappe Pachtflächen zunehmend eine weniger wichtige Rolle spielt, solange diese mit dem entsprechenden ackerbaulichen Know-How z.B. für den Maisanbau nutzbar sind.

Modell 2 kommt im Hinblick auf die Signifikanz und Wirkungsweise der meisten Pachtpreisdeterminanten zu sehr ähnlichen Ergebnissen. Der signifikant positive Wert für  $\lambda$  unterstreicht die Bedeutung räumlicher Autokorrelation in den Fehlertermen der Schätzmodelle. Wird der Analyse allerdings wie in Modell 2 die auf Landkreisebene (und damit größerer Ebene) gemessene Biogasdichte aus dem Datenmaterial des MELUR Schleswig-Holstein zugrunde gelegt, lässt sich der positive Zusammenhang zwischen Biogasdichte und Pachtpreis nicht nachweisen: Der Schätzparameter für den Einfluss der im Landkreis je Hektar LN durchschnittlich installierten elektrischen Leistung ist in Modell 2 nicht statistisch signifikant. Wie ist dieses scheinbar widersprüchliche Ergebnis zu erklären? In einer näheren Betrachtung der regionalen Verteilung der Biogasproduktion in Schleswig-Holstein fällt auf, dass sich die Biogaserzeugung sehr stark auf die Geestregionen konzentriert – klassische Grünlandstandorte mit vergleichsweise geringer Ertragsfähigkeit der Böden und hoher Dichte von Milcherzeugern. Die Messung der Biogasdichte auf einer hohen Aggregationsebene (hier Landkreisebene) stellt deshalb hohe Anforderungen an die Datenbasis. Denn durch die Aggregation geht ein Teil der regionalen Streuung verloren, so dass mehrere unterschiedliche Einflussfaktoren ein zunehmend ähnliches Muster aufweisen können. Insbesondere die hier relativ kleine Datenbasis macht es vor diesem Hintergrund unter Umständen schwierig, die Effekte der Biogasproduktion aus dem Wirkungsgeflecht der sich zum Teil überlagernden Einflussfaktoren zu isolieren. Die Untersuchung der Biogaseffekte anhand der Kreisdaten des MELUR Schleswig-Holstein lässt deshalb ergänzende Analysen auf einer breiteren Datenbasis wünschenswert erscheinen.

Im Folgenden wird daher zum einen auf die weitaus breitere Datenbasis der Agrarstrukturerhebung 2010 zurückgegriffen und das Untersuchungsgebiet zum anderen unter Hinzuziehen weiterer Biogasdaten auf das Bundesland Niedersachsen erweitert. Dabei ist jedoch zu bedenken, dass aus datenschutzrechtlichen Gründen zum einen eine regionale Aggregation der Pachtpreisdaten auf Gemeindeebene durchgeführt werden musste und zum anderen lediglich auf Bestandspachten (und nicht Neupachten) regressiert werden konnte.

### 4.5.1.2 Ergebnisse auf Grundlage der Daten der Agrarstrukturerhebung 2010

Wie im vorigen Abschnitt wird auch hier die regionale Biogasdichte in Form der installierten elektrischen Leistung ( $kW_{el}$ ) je ha LF auf Landkreisebene gemessen. Tabelle 4.3 vermittelt einen Überblick über alle in die Schätzungen aufgenommenen Variablen mit ihren jeweiligen Mittelwerten und Standardabweichungen. Bei den Mittelwerten handelt es sich um Gemeindemittelwerte, die aus den Einzeldaten der Betriebe in den jeweiligen Gemeinden errechnet wurden.

**Tabelle 4.3: Deskriptive Statistik und Definition der verwendeten Variablen (Pachtpreisanalyse ASE-Daten)**

(Bei allen Variablen handelt es sich um Gemeindemittelwerte)<sup>1</sup>

Variable	Mittelw.	Std.abw.	Definition
Pacht_AF_EURjeha	304,71	96,88	mittlerer Pachtpreis für AF in €/ha (Bestandspachten)
durchschn. Ertragsmesszahl je ha	42,58	13,96	mittlere EMZ je ha
Winterweizen-Anteil	0,235	0,193	Anteil WW an der Ackerfläche
Hackfrucht-Anteil	0,057	0,091	Anteil Kartoffeln und ZR an der Ackerfläche
Sonderkultur-Anteil	0,013	0,047	Anteil Sonderkulturen an der Ackerfläche
Anteil Brachflächen	0,014	0,029	Brachflächenanteil an der Ackerfläche
Hofpacht an Gesamtpacht	0,029	0,083	Anteil der Pachtflächen aus einer geschlossenen Hofpacht
Ökoflächen-Anteil	0,032	0,091	Anteil der ökologisch bew. Fläche an der LF <sup>2</sup>
Beregnungsflächen-Anteil	0,082	0,197	Anteil der AF mit Beregnungsanschluss
Anteil ermäßigter Pachten	0,109	0,114	Anteil der Pachtflächen, die von Familienmitgliedern oder unentgeltlich zur Nutzung überlassen wurden
GVE Rinderhaltung je ha	0,724	0,585	Anzahl GVE aus Rinderhaltung je ha
GVE Veredelung je ha	0,264	0,432	Anzahl GVE aus Veredelungsproduktion je ha
$kW_{el}$ je ha LF	0,273	0,156	installierte elektrische BGA Leistung je ha LF
appr. pot. Energiepflanzenanteil	0,228	0,206	approximierter Anteil für Energiepflanzenanbau an der AF <sup>3</sup>
HHI-Pachtfläche	0,236	0,200	Herfindahl Index Pachtfläche
Pachtflächenanteil	0,454	0,132	mittlerer Pachtflächenanteil an gesamt LF der Betriebe
Anteil Betriebe als jur. Person	0,008	0,028	Anteil der Betriebe mit der Rechtsform einer juristischen Person
Anteil Nebenerwerbsbetriebe	0,328	0,172	Anteil der Betriebe, die im Nebenerwerb geführt wird <sup>4</sup>
durchschn. Betriebsumsatz	193890	101248	mittlerer Jahresumsatz der Betriebe in €
Größenklasse LF	4,29	0,620	mittlere Einstufung der Betriebe gemäß LF-Größenklassen <sup>5</sup>
Größenklasse LF quadr.	18,81	5,492	quadrierter Wert des vorigen Merkmals
Einwohnerdichte	132,57	199,84	Anzahl der Einwohner je km <sup>2</sup>

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Landwirtschaftszählung 2010, eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Extrema werden aus datenschutzrechtlichen Gründen nicht mit ausgewiesen

<sup>2</sup> umfasst sowohl bereits umgestellte als auch in Umstellung befindliche LF

<sup>3</sup> Rückrechnung nach dem Energiebedarf der Rinderhaltungen auf den Betrieben

<sup>4</sup> Erwerbstypeneinstufung erfolgt danach, ob das Jahresnettoeinkommen aus landwirtschaftlicher oder außerlandwirtschaftlicher Tätigkeit höher war

<sup>5</sup> 01: unter 5 ha LF;02: 5bis <10 ha LF;03: 10 bis <20 ha LF;04: 20 bis <50 ha LF;05: 50 bis <100 ha LF;06: 100 bis < 200 ha LF;07: 200 bis < 500 ha LF;08: 500 bis <1000 ha LF;09: >1000 ha LF

Insgesamt stehen Beobachtungen für 1984 Gemeinden aus Niedersachsen und Schleswig-Holstein zur Verfügung. Damit ist die Datenbasis wesentlich stärker als in den Schätzungen auf Grundlage der Betriebsleiterbefragungen im vorigen Abschnitt.

Mit einem Pachtflächenanteil von durchschnittlich ca. 45% bewirtschaften die Betriebe im ASE-Datensatz weniger Pachtfläche als im Bundesdurchschnitt. Der Mittelwert der gezahlten Pachten liegt mit 305 €/ha deutlich unter dem entsprechenden Mittelwert der Betriebsleiterbefragung (452 €/ha). Hierin reflektiert sich vermutlich der starke Anstieg der Pachtpreise zwischen den beiden Erhebungszeitpunkten: Die Betriebsleiterbefragung bezieht sich auf Pachtverträge, die zwischen 2010 und 2012 geschlossen wurden, während die ASE sich auf Bestandspachten bezieht. Die Biogasdichte liegt mit 0,273 kW installierter elektrischer Leistung je ha in der gleichen Größenordnung wie im Datensatz der Betriebsleiterbefragung. Das deutet darauf hin, dass die Biogasdichten in Schleswig-Holstein und Niedersachsen ungefähr gleich hoch sind. Als weitere Variable zur Messung der Biogasdichte wurde der approximier- te Anteil für Energiepflanzenanbau an der Ackerfläche berechnet. Diese Größe wurde aus der von den Betrieben angegebenen Maisanbauflächen und dem Energiebedarf der Rinderhaltungen auf den Betrieben errechnet und ist dementsprechend mit Ungenauigkeiten behaftet.

Der Anteil der Pachtflächen, die von Familienmitgliedern unentgeltlich zur Nutzung überlas- sen wurden, liegt bei knapp 11%. Es lässt sich mutmaßen, dass ein Anstieg dieser Variable den durchschnittlichen Pachtpreis auf Gemeindeebene senkt. Im Durchschnitt liegen die Be- triebe in der Größenklasse 4, also zwischen 20 und 50 ha LF, und erwirtschaften einen Be- triebsertrag von gut 190.000 €/Jahr. Die durchschnittliche Ertragsmesszahl liegt mit 43 Punk- ten in der gleichen Größenordnung wie die der Betriebsleiterbefragung (41 Punkte).

Auch in diesem Datensatz konnten schwerwiegende Multikollinearitätsprobleme mittels Vari- anz-Inflations-Faktoren (VIF) ausgeschlossen werden. Die Analyse der räumlichen Struktur der Daten ergab, dass gemäß Moran's *I* signifikante räumliche Abhängigkeiten vorliegen. Teststatistiken zur gezielten Identifizierung der Form der räumlichen Abhängigkeiten (Spatial Lag und/oder Spatial Error) lieferten den Hinweis auf signifikante räumliche Korrelationen sowohl des Fehlerterms als auch der endogenen Variable (siehe Anhang). Daher wurde ein

allgemeines räumliches Modell geschätzt. Für die Nachbarschaftsmatrix wurden die inversen Distanzen zwischen den Gemeindemittelpunkten verwendet.<sup>42</sup>

Die Ergebnisse der Modellschätzungen für den Einfluss der Biogasproduktion auf die Höhe der durchschnittlichen Pachtpreise auf Gemeindeebene werden in Tabelle 4.4 präsentiert. Von den 21 in die Schätzung aufgenommenen exogenen Variablen haben 13 einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Pachtpreise. Die regionale Biogasdichte erweist sich in diesen Schätzungen als hoch signifikant: Eine um eine  $\text{kW}_{\text{el}}$  je ha höhere Biogasdichte führt zu einer Steigerung des Pachtpreises um ca. 78 €/ha (rechte Spalte in Tabelle 4.4 – marginale Effekte). Dabei ist zu berücksichtigen, dass die Biogasdichte im Durchschnitt Niedersachsens und Schleswig-Holsteins bei lediglich 0,27  $\text{kW}_{\text{el}}$  je ha LF liegt, so dass eine Steigerung der Biogasdichte um eine Einheit bereits einen drastischen Anlagenzubau darstellen würde. Für Niedersachsen weisen Branchenzahlen für den zweijährigen Vergleichszeitraum 2009 bis 2011 beispielsweise einen durchschnittlichen Zuwachs von insgesamt 285 MW elektrische Leistung aus (NMELV, 2012: 6), das entspricht umgerechnet auf die landwirtschaftlich genutzte Hektarfläche<sup>43</sup> einem durchschnittlichen Zuwachs in Höhe von 0,11  $\text{kW}_{\text{el}}$  je ha LF. Selbst bei einer durchschnittlichen Zuwachsrate von 0,18  $\text{kW}_{\text{el}}$  je ha, wie sie in einzelnen Landkreisen beobachtet wurde, würde der Ausbau der Biogasproduktion gemäß der Schätzergebnisse von der (innerhalb des zweijährigen Zeitraums) beobachteten Pachtpreissteigerung lediglich rund 14 €/ha erklären.

Weitere pachtpreistreibende Faktoren sind der Anteil von Hackfrüchten und Sonderkulturen an der gemeindlichen Ackerfläche. Eine Erhöhung des Hackfruchtanteils um 10 Prozentpunkte führt zu einer Steigerung der Pachtpreise um knapp 48 €/ha; bei Sonderkulturen beträgt der Anstieg gar 65 €/ha. Dabei ist zu bedenken, dass der Hackfruchtanteil im Datensatz 5,7 % und der Sonderkulturanteil lediglich 1,3 % der Ackerfläche beträgt. Der Weizenanteil hat mit 8,96 €/ha Pachtpreisanstieg je Erhöhung des Anbauanteils um 10 Prozentpunkte einen deutlich geringeren Effekt als Hackfrüchte oder Sonderkulturen. Eine Erhöhung der durchschnittlichen Ertragsmesszahl auf Gemeindeebene um 10 Punkte steigert den Pachtpreis um ca. 23 €/ha.

---

<sup>42</sup> Gewichtungsmatrizen auf Basis inverser Distanzen bieten gegenüber binär kodierten Matrizen den Vorteil, dass nähere Beobachtungen höher gewichtet werden als weiter entfernte Beobachtungen. In der Analyse auf Basis der Daten der Betriebsleiterbefragung musste auf eine binäre Gewichtungsmatrix zurückgegriffen werden, da die Untersuchungseinheiten einzelne Flächen und nicht Gemeinden sind und mehrere Flächen in einer Gemeinde liegen können, so dass die berechneten Distanzen Null wären.

<sup>43</sup> Bezugsbasis sind die ha LF gemäß ASE 2010.



Dies ist eine Abweichung gegenüber den Schätzungen auf Grundlage der Daten der Betriebsleiterbefragung, in denen sich die Ertragsmesszahl als nicht signifikant erwiesen hat.

**Tabelle 4.4: Schätzergebnisse für den Einfluss der Biogaserzeugung auf Ackerpachtpreise (ASE-Daten)**

Abhängige Variable: AF-Pachtpreis EUR/ha (n = 1984) (Bestandspachten)			
Variable	Koeffizient	Signifikanz (p-Wert)	Marginaler Effekt <sup>1</sup>
durchschn. Ertragsmesszahl je ha	1,04 ***	0,00	2,32
Winterweizen-Anteil	40,21 **	0,03	89,65
Hackfrucht-Anteil	213,86 ***	0,00	476,80
Sonderkultur-Anteil	291,47 ***	0,00	649,84
Anteil Brachflächen	-130,74 **	0,02	-291,48
Hofpacht an Gesamtpacht	-9,82	0,57	-21,90
Ökoflächen-Anteil	-15,66	0,33	-34,92
Berechnungsflächen-Anteil	-35,27 ***	0,00	-78,63
Anteil ermäßigter Pachten	16,09	0,25	35,86
GVE Rinderhaltung je ha	0,55	0,91	1,23
GVE Veredelung je ha	34,29 ***	0,00	76,46
kWel je ha LF	35,20 **	0,01	78,48
appr. pot. Energiepflanzenanteil	11,24	0,29	25,05
HHI-Pachtfläche	-14,81 *	0,07	-33,02
Pachtflächenanteil	-8,99	0,47	-20,04
Anteil Betriebe als jur. Person	64,63	0,22	144,10
Anteil Nebenerwerbsbetriebe	-23,23 **	0,03	-51,79
durchschn. Betriebsumsatz	0,00 *	0,06	0,00
Größenklasse LF	7,59 **	0,03	16,92
Einwohnerdichte	-0,01	0,39	-0,02
Konstante	14,71	0,61	
$\rho$ (spatial lag)	0,55 ***	0,00	
$\lambda$ (spatial error)	0,91 ***	0,00	

\*\*\*/\*\*/\* statistisch signifikant auf dem 1%/5%/10%-Signifikanzniveau

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Landwirtschaftszählung 2010, eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Koeffizient\*(1- $\rho$ )<sup>-1</sup>

Preissteigernd wirkt ebenfalls die Viehdichte aus Veredelungsproduktion, nicht jedoch die Rinderhaltungsdichte. Eine Erhöhung der Viehdichte um eine Veredelungs-GVE/ha auf Gemeindeebene bewirkt einen Pachtpreisanstieg von knapp 76 €/ha. Auffällig ist, dass der Anteil der Betriebe, die als juristische Person geführt werden, einen deutlich positiven Einfluss auf die Pachtpreise hat. Weiterhin zeigt sich, dass bei größeren Betrieben in der Gemeinde und hohem durchschnittlichen Betriebsertrag das durchschnittliche Pachtpreinsniveau gesteigert ist.

Leicht Pachtpreis senkend wirken der Anteil der Brach- und Berechnungsflächen an der gemeindlichen Ackerfläche sowie der Anteil von Nebenerwerbsbetrieben. Ein hoher Anteil beider Flächenkategorien deutet tendenziell auf eine niedrigere Bodengüte in der jeweiligen Gemeinde hin, obwohl im Datensatz keine Korrelation mit der Ertragsmesszahl nachzuweisen

war. Eine Erhöhung des Anteils der Nebenerwerbsbetriebe um 10 Prozentpunkte führt im Mittel zu einer um 5,18 €/ha niedrigeren Ackerpacht. Der Wettbewerb um Fläche scheint demnach in Regionen mit einem hohen Anteil von Nebenerwerbslandwirten etwas geringer zu sein. Viele der ins Modell aufgenommenen Variablen sind nicht signifikant. So haben HABERMANN und BREUSTEDT (2011) einen signifikant positiven Effekt der Bevölkerungsdichte auf die Höhe der Pachtpreise festgestellt. Dieser Effekt konnte in der vorliegenden Studie nicht nachgewiesen werden. Auch der aus Maisanbaufläche und dem Energiebedarf der Rinderhaltungen in den Betrieben approximierter potenzieller Energiepflanzenanteil hat entgegen der Erwartungen keinen signifikanten Einfluss auf die Pachtpreise.

Die signifikant positiven Werte für  $\rho$  und  $\lambda$  belegen das Vorliegen räumlicher Korrelationen sowohl der Pachtpreise als auch der Fehlerterme. Der Koeffizient von 0,55 für  $\rho$  besagt, dass der betrachtete Pachtpreis um 0,55 €/ha ansteigt, wenn der durchschnittliche Nachbarschaftspachtpreis um einen Euro ansteigt. HABERMANN und BREUSTEDT (2011) haben in ihrer Pachtpreisanalyse auf Ebene deutscher Landkreise einen bundesweiten  $\rho$ -Wert von 0,44 ermittelt. Für Westdeutschland wurde ein Wert von 0,5 und für Ostdeutschland von 0,15 ermittelt. Sie schlussfolgern daraus, dass benachbarte Landwirte am westdeutschen Pachtmarkt einen größeren Einfluss aufeinander ausüben als in Ostdeutschland und dass die Flächenkonkurrenz in den neuen Bundesländern möglicherweise geringer ausgeprägt ist als im früheren Bundesgebiet.

#### **4.5.2 Einfluss der Biogasdichte auf Kaufpreise landwirtschaftlicher Flächen**

In die Kaufpreisanalyse für Ackerland fließen einzelvertragliche Daten zu Verkaufsfällen in Schleswig-Holstein ein, die im Zeitraum 2010 bis Anfang 2012 abgeschlossen wurden. Die Stichprobe umfasst 43 Kaufverträge mit einem durchschnittlichen Kaufpreis von rund 20.000 Euro je Hektar Acker (siehe Tabelle 4.5). Die regionale Biogasdichte liegt für die einzelnen Beobachtungen zwischen einer und 15 Biogasanlagen im Umkreis von 10 km (Mittelwert 5,14). Auf Basis der Daten des MELUR Schleswig-Holstein, die für die alternative Messung der regionalen Biogasdichte zur Verfügung steht, ergibt sich eine regionale Biogasdichte zwischen 0,07 und 0,55 kW installierte elektrische Anlagenleistung pro ha LF im jeweiligen Landkreis. Im Durchschnitt der Verträge wird hier eine Biogasdichte von 0,28 kW<sub>el</sub> pro ha LF ermittelt. Analog zur Pachtpreisanalyse fließen die beiden alternativen Variablen über zwei verschiedene Modellspezifikationen in die Regressionsanalyse ein. Zur Kontrolle der übrigen potenziellen Einflussfaktoren werden in beiden Modellschätzungen weitere flächenspezifische, betriebsindividuelle und regionstypische Merkmale berücksichtigt, deren statistische

Beschreibung und Definition in Tabelle 4.5 aufgeführt ist. Die Daten zur regionalen Viehdichte im jeweiligen Landkreis und zur regionalen Bevölkerungsdichte in der jeweiligen Gemeinde entstammen der amtlichen Statistik.

**Tabelle 4.5: Deskriptive Statistik und Definition der verwendeten Variablen (Kaufpreisanalyse Befragungsdaten)**

Variable	Mittelw.	Std.abw.	Min	Max	Definition
Kaufpreis	20.523	5.905	12.000	30.556	Vertraglich vereinbarter Kaufpreis €/ha
BGA_regio	5,14	3,92	1	14	Anzahl Biogasanlagen im Umkreis von 10 km
kWel_haLF	0,28	0,17	0,07	0,55	Inst. elektr. BGA-Leistung kW je ha LF auf Kreisebene 2012
Bodenpunkte	42,42	16,19	20	76	Ackerzahl der gekauften Fläche
Gesamtfläche	8,84	20,37	1	135	Gehandelte Gesamtfläche in ha (im Vertrag)
Zahlungsanspruch	0,28	0,45	0	1	Gleichzeitige ZA-Übertragung (Dummy ja=1)
Entfernung	2,71	2,54	0,1	14	Entfernung Fläche zu Betriebsstätte des Käufers in km
Schutzgebiet	0,07	0,26	0	1	Fläche liegt in einem Naturschutzgebiet (Dummy ja=1)
Betriebsgröße	215	174	36	765	Betriebsgröße des Käufers in ha
Viehdichte	1,15	0,35	0,38	1,56	Viehdichte GV/ha 2010 auf Kreisebene
Bevölkerungsdichte	141	193	23	956	Bevölkerungsdichte Einwohner/km <sup>2</sup> auf Gemeindeebene 2009

Quelle: Eigene Berechnung

Voruntersuchungen ergaben, dass signifikante räumliche Abhängigkeiten in den Daten vorliegen. Mittels spezifischer Testmethodik ließen sich die Abhängigkeiten auf eine räumliche Struktur im Fehlerterm eingrenzen (siehe Anhang). Für die räumliche Gewichtungsmatrix, die die Nachbarschaftsstruktur der Beobachtungen abbildet, wurden jeder Beobachtung umliegende Kaufpreisbeobachtungen innerhalb eines 29-km-Radius zugeordnet und die auf diese Weise (in binärer Codierung) generierte Nachbarschaftsmatrix anschließend zeilenstandardisiert.<sup>44</sup> Zur Berechnung der Entfernungen dienten dabei die geographischen Gemeindemittelpunkte der jeweiligen Ortslage der Käufer.

Nach Maßgabe der Voruntersuchung wurden Spatial-Error-Modelle für die Schätzung der kaufpreisbeeinflussenden Effekte angewendet. Von einer Verletzung der Modellprämissen durch Heteroskedastizität sind die Modellschätzungen gemäß Teststatik nicht nachweisbar betroffen, und auch Multikollinearität stellt in den Modellen kein übermäßiges Problem dar (die Varianz-Inflations-Faktoren sind für alle Variablen kleiner als 4). Die Ergebnisse der Analyse sind für die beiden alternativen Modellspezifikationen in Tabelle 4.6 dargestellt.

<sup>44</sup> Innerhalb eines Umkreises von 29 km hat jede Beobachtung mindestens einen Nachbarn.

**Tabelle 4.6: Schätzergebnisse für den Einfluss der Biogaserzeugung auf Bodenpreise (Befragungsdaten)**

Variable	MODELL 1		MODELL 2	
	Koeffizient	Signifikanz (p-Wert)	Koeffizient	Signifikanz (p-Wert)
BGA_regio	-76,85	0,68		
kWel_haLF			9.742,05	0,17
Bodenpunkte	18,27	0,68	33,36	0,44
Gesamtfläche	45,13	0,19	58,29 *	0,10
Zahlungsanspruch	-693,56	0,58	-319,46	0,80
Entfernung	220,47	0,34	171,96	0,47
Schutzgebiet	-3.838,86 *	0,10	-3.779,05	0,10
Betriebsgröße	-2,93	0,44	-1,97	0,61
Viehichte	-4778,05	0,15	-6.826,33 *	0,05
Bevölkerungsdichte	7,86 **	0,01	8,11 **	0,01
Konstante	24.558,48 ***	0,00	22.844,20 ***	0,00
$\lambda$ (spatial error)	0,73 ***	0,00	0,68 ***	0,00

\*\*\*/\*\*/\* statistisch signifikant auf dem 1%/5%/10%-Signifikanzniveau

Quelle: Eigene Berechnung

Sowohl unter Zugrundelegung der regionalen Biogasdichte aus dem Datenmaterial der Betriebsleiterbefragung (Modell 1) als auch auf Basis der Biogasdaten des MELUR Schleswig-Holstein (Modell 2) kann kein signifikanter Einfluss der Biogaserzeugung auf die beobachteten Kaufpreise von Ackerflächen in Schleswig-Holstein nachgewiesen werden: Die zugehörigen Schätzkoeffizienten weichen in beiden Modellen nicht statistisch signifikant von Null ab. Über beide Modellspezifikationen hinweg zeigt sich nur die regionale Bevölkerungsdichte als signifikanter Einflussfaktor der ausgehandelten Kaufpreise. Die Koeffizienten von 7,86 bzw. 8,11 besagen, dass in Gemeinden mit einer um einen Einwohner pro Quadratkilometer höheren Bevölkerungsdichte unter sonst gleichen Bedingungen rund 8 €/ha höhere Kaufpreise für Ackerflächen gezahlt wurden. Zudem ist die Modellkonstante (eine Art fiktiver, nicht praxisnah interpretierbarer Basiswert für jede Fläche) in beiden Modellen hoch signifikant.

In Modell 1 wird als Einflussfaktor neben dem Effekt der Bevölkerungsdichte ein schwach signifikant negativer Koeffizient für Flächen in Schutzgebieten ermittelt. Der Koeffizient bildet den potenziell geringeren ackerbaulichen Wert von Flächen in Naturschutzgebieten ab. Der schwach signifikant positive Schätzparameter für die Größe der gehandelten Gesamtfläche in Modell 2 liefert Anhaltspunkte für Preisaufschläge bei großen Flächeneinheiten bzw. geringere Hektarpreise für kleinere Flächen. Ferner deutet der schwach signifikante Effekt der

regionalen Viehdichte auf vergleichsweise niedrigere Kaufpreise in den viehstarken Regionen Schleswig-Holsteins hin, was auf das (im Vergleich zu den schleswig-holsteinischen Ackerbaustandorten) geringere Ertragspotenzial der Böden zurückgehen könnte. Kaufpreisunterschiede in Abhängigkeit der Bodenpunkte und der Hof-Feld-Entfernung der gehandelten Flächen sowie Skaleneffekte bei größeren Betrieben sind in den beobachteten Kaufpreisen nicht nachweisbar. Auch ein Wertansatz (d.h. Kaufpreisaufschlag) für mitgehandelte Zahlungsansprüche lässt sich nicht nachweisen.

Insgesamt bleibt anzumerken, dass die Zahl der Beobachtungen angesichts der vielen, sich potenziell überlagernden Bodenpreisdeterminanten nicht besonders groß ist. Insbesondere dann, wenn die Verteilung mehrerer potenzieller Einflussfaktoren ein ähnliches, z.B. systematisch im Raum variierendes Muster aufweist, ist die Wirkung einzelner Einflussfaktoren in kleinen Stichproben mitunter schwer zu identifizieren und nachzuweisen. Die Instabilität der Modellschätzung liefert ein Indiz für derartige Datenprobleme. Demnach können die nicht-signifikanten Schätzkoeffizienten für die Biogasdichte (oder auch für die Bodenpunkte der verkauften Flächen) nicht dahingehend gedeutet werden, dass diese Faktoren keine Rolle in den Kaufpreisverhandlungen spielen. Für eine weitergehende Untersuchung der Effekte der Biogasproduktion auf die Kaufpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen sind daher ergänzende Analysen auf einer breiteren Datenbasis anzustreben.

### **4.5.3 Ergebnisse der Expertenbefragung**

Ziel der Expertengespräche war es, Hintergrundinformationen zum Einfluss der Biogaserzeugung auf Pacht- und Bodenmärkte und Einschätzungen zu den Wirkungen des EEG 2012 zusammenzutragen sowie Anregungen hinsichtlich einer zukünftigen Novellierung des EEG zu gewinnen. Insgesamt wurden 13 Experten aus der Region Schleswig-Holstein angeschrieben, wovon allerdings vier Experten die Teilnahme an der Befragung ablehnten. Bei den kontaktierten Experten handelte es sich um Vertreter der Gutachterausschüsse für Grundstückswerte (6), des Bauernverbandes (1), der Landwirtschaftskammer (2), des Landesamtes für Landwirtschaft, Umwelt und ländliche Räume (1), eines wissenschaftsnahen Bioenergie-Forschungszentrums (1), eines Fachverbands der Biogasbranche (1) sowie der Landesgesellschaft Schleswig-Holstein (1). Die Expertengespräche wurden im Zeitraum November 2013 bis Anfang Januar 2014 überwiegend in den Räumlichkeiten der jeweiligen Experten durchgeführt. Die Dauer der mittels Interviewleitfaden teilstrukturierten Gespräche betrug 45-60 Minuten. Die Gespräche wurden mittels Tonbandgerät aufgezeichnet, transkribiert und an-

schließlich im Hinblick auf die inhaltlichen Fragestellungen analysiert. Im Folgenden werden die Ergebnisse in einzelnen Unterkapiteln zusammengefasst.

#### **4.5.3.1 Bedeutung der Biogaserzeugung für die Boden- und Pachtpreisentwicklung**

Der in der Vergangenheit beobachtbare Anstieg der Preise auf den Pacht- und Bodenmärkten und der damit einhergehende Flächendruck in Schleswig-Holstein resultiert nach Einschätzung aller Experten aus einem Konglomerat von Gründen. Auffällig sei jedoch, dass die Pacht- und Kaufpreise insbesondere während des Biogasbooms in die Höhe getrieben wurden. Daher sei festzustellen, dass „eine positive Korrelation zwischen dem Anstieg des Ausbaus der Biogasanlagen und der Pachtpreisentwicklung besteht“. Zumindest auf einzelne Regionen bezogen (insbesondere Geeststandorte) sieht ein Großteil der Experten den Ausbau der Biogasproduktion demnach auch als mitverantwortlich für die Entwicklungen auf dem Pacht- und Bodenmarkt. Nur ein Experte stufte den Biogasanlagenbau als nebensächlichen Grund für die Boden- und Pachtpreissteigerungen der vergangenen Jahre ein. Als weitere Ursachen der Preisentwicklung wurden der zwischenzeitliche Preisboom auf dem Weltagrarmarkt, der Flächenverbrauch für Wohnbau und Gewerbe, der große Bedarf an Ausgleichsflächen infolge des Baus von Windkraftanlagen und des Stromnetzausbaus sowie die Flächennachfrage von Privatanlegern und außerlandwirtschaftlichen Investoren seit der Finanzkrisen genannt. Insgesamt zeichnete sich in den Gesprächen das Bild ab, dass mehrere Effekte zusammen zu einer nachhaltig steigenden Wertentwicklung auf dem Bodenmarkt geführt haben, wobei regional begrenzt auch dem Ausbau der Biogasproduktion eine Rolle als Preistreiber zugekommen ist.

#### **4.5.3.2 Einschätzungen zum Zubau neuer Biogasanlagen seit 2012**

Die EEG-Novellierung 2012 und die damit einhergehende Veränderung der Vergütungssätze nach Einsatzstoffklassen führte zu einer Ernüchterung in Bezug auf den Neubau von Biogasanlagen, so die einheitliche Einschätzung der Experten. Begründungen für den Rückgang der Euphorie wurden insbesondere in der Verringerung der Boni bzw. Vergütungssätze gesehen. Aber auch die Deckelung des Mais- und Getreidekornanteils habe zu einer erheblichen Reduzierung der Wirtschaftlichkeit neuer Biogasanlagen geführt und damit zu einem drastischen Rückgang von Neuinvestitionen beigetragen. „Seit 2012 kam es lediglich zum Neubau einiger 75-kW-Hofanlagen“, konstatierten die meisten Teilnehmer in Bezug auf die Entwicklungen in Schleswig-Holstein. Aber auch diese in der Vergütung begünstigten Anlagen würden sich meist kaum rentieren, weil die Investitionssummen für diese kleinen Anlagen zu hoch seien. Auch ließen sich die Anlagen nur schwer mit 80% Gülle auslasten, wie es das Gesetz fordert.

Wie in den Expertengesprächen deutlich wurde, sind für den Rückgang der Neuinvestitionen neben der EEG-Novellierung 2012 aber auch noch weitere Ursachen verantwortlich: Fünf Experten führten an, dass viele Landwirte dem Neubau von Biogasanlagen mit immer größerer Skepsis begegnen, da bei einigen bestehenden Anlagen technische und organisatorische Probleme aufgetreten seien, die die Wirtschaftlichkeit der Anlagen immens schmälerten. Hierbei spielten vor allem notwendige Zusatzinvestitionen infolge technischer Probleme und Engpässe bei der Substratversorgung der Biogasanlagen eine Rolle. Viele BGA-Betreiber hätten die Substratverfügbarkeit und Anlagenauslastung vor dem Bau nicht ausreichend durchkalkuliert und schlechte Maisernten in den Jahren 2011 und 2012 hätten dann dazu beigetragen, dass teilweise erhebliche Probleme mit der Versorgungssicherheit aufgetreten seien. Aufgrund von Problemen mit der Versorgung laufen 1/5 der Biogasanlagen in Schleswig Holstein unrentabel, so die Aussage eines Experten. Mehrere Gesprächsteilnehmer leiteten aus ihren Beobachtungen ab, dass weite Teile Schleswig-Holsteins im Hinblick auf die Substratverfügbarkeit mit Biogasanlagen gesättigt sind.

Als weiteren Grund für die Stagnation der Anlagezahlen gaben mehrere Experten in diesem Zusammenhang an, dass die Einschätzung hinsichtlich Biogas-Sättigung inzwischen auch von der Kreditwirtschaft geteilt wird und zu einer mittlerweile sehr zögerlicheren Kreditvergabe an Biogas-Investoren geführt habe: „Durch den hohen Sättigungsgrad an Biogasanlagen in Schleswig Holstein, besonders in den Kreisen Schleswig-Flensburg und Nordfriesland, genehmigen Kreditgeber nur noch Biogasanlagen, wenn die Investoren die Versorgung der Biogasanlage zu 100 Prozent gewährleisten“, erklärte ein Gesprächsteilnehmer die Situation. Demzufolge kann geschlussfolgert werden, dass auch Entwicklungen und Mechanismen innerhalb des Sektors zu einem Rückgang der Neuinvestitionen im Biogasbereich führten.

Darüber hinaus habe der zunehmende Widerstand der Bevölkerung die Sicht auf Investitionen in Biogasanlagen verändert und könnte ebenfalls zu einer Zurückhaltung bei Investitionsentscheidungen beigetragen haben. Das Bild der Landwirtschaft in der Gesellschaft hat laut allgemeinem Expertenurteil insgesamt unter dem massiven Zubau von Biogasanlagen gelitten. Das durch „die Presse angeprangerte Landschaftsbild von Mais als Monokultur“ und dadurch die Vereinheitlichung und die Reduktion der Vielfalt des Landschaftsbildes „verstärkt die negativ behaftete Wirkung der Landwirtschaft in der Öffentlichkeit“, so ein Gesprächsteilnehmer. Zusätzlich hätten die stark verregneten „Schlammschlacht-Maisernten“ in den Jahren 2011 und 2012 zu starken Verunreinigungen der Straßen geführt, was großes Missfallen bei den Anwohnern auslöste und das Ansehen der Biogasanlagenbetreiber zusätzlich verschlech-

terte. Das negativ belegte Bild werde dann durch die Gesellschaft häufig auf die gesamte Landwirtschaft projiziert. Auch die Unzufriedenheit von Landwirten ohne Biogasanlagen und die in einigen Dörfern schlechte Stimmung unter Landwirten aufgrund der Verschiebungen und gestiegenen Konkurrenz im Kampf um knappe Flächen wurde in einem Expertengespräch hinsichtlich der kritischeren Sichtweise von Landwirten auf Investitionen in Biogasanlagen thematisiert.

#### **4.5.3.3 Wirkungen der EEG-Novellierung im Jahr 2012**

Mit Blick auf die Entwicklungen auf den Boden- und Pachtmärkten gaben alle Experten an, dass keine nennenswerten Preissteigerungen durch den Zubau neuer EEG-2012-Anlagen zu erwarten sind. Insofern habe die EEG-Novellierung 2012 nach Meinung der Mehrzahl der Experten dazu beigetragen, die vielerorts angespannte Situation auf dem Bodenmarkt leicht zu entschärfen. Allerdings äußere sich dies allein darin, dass die Preise durch die Drosselung des Zubaus neuer Biogasanlagen nicht noch weiter steigen. Zu einem Absinken der Boden- und Pachtpreise sei es durch die EEG-Novellierung 2012 dagegen nicht gekommen. Hier spielt auch der aktuell immer noch hohe Flächenbedarf von Betrieben eine Rolle, die schon vor 2012 in eine Biogasanlage investiert haben. Die Einschätzung, dass „Biogasanlagenbetreiber im Vergleich zu anderen landwirtschaftlichen Betriebsstrukturen meist eine höhere Zahlungsbereitschaft für Pachtpreise besitzen, um die Versorgung der Biogasanlagen und damit die Rentabilität der Biogasanlage sicherzustellen“, wurde in dieser und ähnlicher Form von fast allen Experten geäußert. Insgesamt wurde in den Gesprächen deutlich, dass für eine Entschärfung der Situation an den Pacht- und Bodenmärkten nicht allein der Rückgang von Neuinvestitionen in Biogasanlagen notwendig ist.

#### **4.5.3.4 Anregungen für künftige EEG-Novellierungen**

Um die Konflikte im ländlichen Raum zu entschärfen und die Akzeptanz in der Bevölkerung zu erhöhen, sollte nach Meinung von zwei Experten der Neubau von Biogasanlagen untersagt werden. Allerdings müsse die Möglichkeit zum Fortbestand bereits gebauter Anlagen auch in neuen EEG gesichert werden. Sechs Teilnehmer sprachen sich nicht für einen strikten Förderstopp für Biogasanlagen aus, vertraten aber beispielsweise den Standpunkt, dass „Genehmigungen von Biogasanlagen nur noch zugestimmt werden sollte, wenn ein vollständiger Flächennutzungsplan vorgelegt wird, um bei einer Insolvenz der Biogasanlage einen Bankrott des gesamten Betriebes abzuwenden und die Auslastung der Anlage ab dem ersten Tag vollkommen zu gewährleisten“. Für eine künftige EEG-Novellierung fordern fast alle Experten einen höheren Einsatz von biogenen Reststoffen. Ziel müsse es sein, Komponenten in Biogas-



anlagen zu verwerten, die weder mit Nahrungs- und Futtermitteln in Konkurrenz stehen noch eine verschärfte Konkurrenz um landwirtschaftliche Nutzflächen auslösen. Mit Blick auf die gesellschaftliche Akzeptanz der Biogaserzeugung wurde in einem Gespräch auch eine im EEG verankerte Auflage zu einer diversifizierten Fruchtfolgegestaltung diskutiert.

Da sich bestehende Probleme nicht ausschließlich über die Steuerung des künftigen Neubaus von Biogasanlagen lösen lassen, sehen einige Experten auch bei bestehenden Biogasanlagen Handlungsbedarf. Hier ginge es in erster Linie um Maßnahmen bzw. das Schaffen von Anreizen zum verstärkten Einsatz von biogenen Reststoffen auch in bestehenden Biogasanlagen. Weiterhin führte ein Teilnehmer an, dass an der Optimierung der bestehenden Biogasanlagen auch in Bezug auf Methanschlupf gearbeitet werden sollte. Neben gesetzlichen Steuerungsmöglichkeiten sehen viele Gesprächsteilnehmer im Bereich der Altanlagen allerdings vor allem auch die landwirtschaftliche Branche selbst in der Pflicht: „Landwirte müssen stärker zusammenarbeiten“, so die Einschätzung mehrerer Experten. So könnten sie z.B. der starken Aktivität von Biogasbetreibern auf Pacht- und Bodenmärkten entgegen wirken. „Betriebe, die sich auf Ackerbau spezialisiert haben, könnten Substrate an Biogasanlagenbetreiber verkaufen, damit diese die Versorgung ihrer Biogasanlage sicher stellen können“, so der Vorschlag eines Experten. Gerade seit den Erfahrungen der schlechten Maiserntejahre 2011 und 2012 strebten Anlagenbetreiber die langfristige Sicherung der Versorgung und Auslastung ihrer Biogasanlagen an.

#### **4.6 Diskussion und Schlussfolgerungen**

Biogas als Preistreiber am Boden- und Pachtmarkt? So lautete die Leitfrage für dieses Forschungsvorhaben. Wir haben versucht, diese Frage sowohl retrospektiv als auch prospektiv zu beantworten. Die retrospektive Analyse bildet den Schwerpunkt dieser Arbeit. Sie beruht auf der Auswertung zweier Datensätze mittels räumlich-ökonomischer Verfahren. Die prospektive Analyse mittels einer Expertenbefragung ergänzt die empirischen Auswertungen um Einschätzungen zum aktuellen und künftigen Einfluss der Biogaserzeugung auf den Boden- und Pachtmarkt, der sich aus vergangenheitsbezogenen Daten nicht schätzen lässt. Die Ergebnisse lassen sich in drei Kernaussagen zusammenfassen:

1. Die Biogaserzeugung führt im Mittel zu einem Anstieg der Ackerpachten

Unsere empirischen Analysen belegen den Einfluss der Biogasförderung auf die Pachtpreise für Ackerfläche in den norddeutschen Bundesländern Niedersachsen und Schleswig-Holstein,

die gleichzeitig „Hochburgen“ der Bioenergieerzeugung in Deutschland darstellen. Wenn auch in einer der Modellspezifikationen ein statistisch signifikanter Effekt der Biogasvariable auf die Pachtpreise nicht nachzuweisen war, so liegt dies vermutlich an der relativ kleinen Datenbasis, die eine Isolierung der Effekte der Biogasproduktion aus dem Wirkungsgeflecht der sich zum Teil überlagernden Einflussfaktoren erschwert. Die auf der breiten und zuverlässigen Datenbasis der Agrarstrukturerhebung 2010 beruhende Analyse weist einen preissteigernden Effekt der Biogasdichte auf Bestandspachten von ca. 78 €/ha je Kilowatt installierte elektrische Leistung je ha LN auf Landkreisebene aus. Damit entspricht die pachtpreissteigernde Wirkung einer  $\text{kW}_{\text{el}}/\text{ha}$  der Größenordnung nach etwa der einer Großvieheinheit/ha aus Veredlungsproduktion. Für letztere ergibt sich ein mittlerer Wert von 0,26 GVE/ha im Untersuchungsgebiet und ein marginaler Effekt auf die Pachtpreise von ca. 76 €/ha Ackerfläche je GVE/ha. Dabei ist zu beachten, dass der pachtpreissteigernde Effekt der Biogasdichte in der Analyse der ASE-Daten vermutlich unterschätzt wurde, da auf Bestandspachten (und nicht Neupachten) regressiert wurde. Regressiert man wie in der Analyse der Daten der Betriebsleiterbefragung auf Neupachten, so ergibt sich ein Pachtpreisanstieg von 11 €/ha je zusätzlicher Biogasanlage im Umkreis von 10 km.

Im Datensatz der Betriebsleiterbefragung variiert die Biogasdichte zwischen Null und 15 Anlagen im 10 km Radius. Daraus errechnet sich eine geschätzte Pachtpreisdifferenz von 165 €/ha zwischen Regionen ohne Biogas und solche mit der höchsten Biogasdichte. Damit scheint die Wirkung der BiogASFörderung auf Neupachten in ähnlicher Größenordnung zu liegen wie etwa die der Mitverpachtung von Zahlungsansprüchen, die im Durchschnitt auf knapp 140€/ha geschätzt wird. Bei dieser Einordnung ist zu beachten, dass es sich um den durchschnittlichen Effekt auf die Pachtpreise im gesamten Untersuchungsgebiet handelt. Dass es regional stark vom Durchschnitt abweichende Effekte geben kann, ist aus Regionen mit hohen Veredlungsdichten wohl bekannt. Es ist vorstellbar, dass solche regionalen Peaks der Wirkungen auch bei der Biogasdichte auftreten können. Die Ergebnisse von EMMANN und THEUVSEN (2012) deuten zumindest darauf hin. Zur empirischen Prüfung dieses Sachverhalts besteht weiterer Forschungsbedarf.

## 2. Die Biogaserzeugung hat vermutlich keinen signifikanten Einfluss auf die Kaufpreise von Ackerflächen

Dies ist zumindest das Ergebnis unserer Kaufpreisschätzungen. Es muss allerdings betont werden, dass diese Aussage wegen einer zu kleinen Datenbasis auf tönernen Füßen steht. Offenbar orientieren sich die Landwirte bei der Preisfindung am Bodenmarkt eher am langfristi-

gen Wert als an mit Unsicherheit bezüglich ihres Fortbestehens behafteten Grundrenten aus politischen Förderungen. Die Tatsache, dass auch die Übertragung von Zahlungsansprüchen mit den gehandelten Flächen keinen signifikanten Einfluss auf die Kaufpreise hat, stützt diese Hypothese. Die getroffene Aussage muss aber wegen der schwachen Datenbasis als Hypothese stehen bleiben, die es in weiteren Analysen zu testen gilt.

3. Der Pachtpreisauftrieb infolge der Biogasförderung ist mit der EEG-Novelle von 2012 zum Stillstand gekommen, der Markt reagiert jedoch sehr träge.

Das ist eine der Kernaussagen der Expertenbefragung. Die Pachtpreise bleiben unter anderem durch die Substratnachfrage bestehender Biogasanlagen regional auf einem sehr hohen Niveau. Die Politik hat die Problematik erkannt und gegengesteuert, jedoch beseitigt das Gegensteuern die Probleme nicht von heute auf morgen. Ihre Eindämmung erfordert eine Mitwirkung der betroffenen privaten Akteure – etwa durch den vermehrten Anbau von Biogassubstraten durch Ackerbaubetriebe als Mittel zur Minderung der Pachtflächennachfrage von Biogasanlagen.

In der Gesamtschau ergibt sich somit ein recht differenziertes Bild der Wirkungen der Biogasförderung auf die Pacht- und Bodenmärkte Norddeutschlands. Eine generelle Verteufelung der energiepolitischen Förderung von Biogas im Hinblick auf die Verzerrung dieser Märkte erscheint unseres Erachtens nicht angebracht. Vielmehr muss zwischen den breiteren Wirkungen der Förderungen und regionalen Peaks unterschieden werden. Dieses Forschungsprojekt hat die Breitenwirkungen untersucht und festgestellt, dass die Biogasförderung die Märkte nicht stärker verzerrt als andere Politikinstrumente oder hohe Viehdichten. Es sind jedoch die regionalen Spitzenwirkungen, die den Zündstoff für politische Debatten liefern. Ihre empirische Erforschung soll Gegenstand weiterer Forschungen sein.

## Literaturverzeichnis

- ABELAIRAS-ETXEBARRIA, P. und I. ASTORKIZA (2012): Farmland prices and land-use changes in periurban protected natural areas. In: *Land Use Policy* 29 (3): 674–683.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht [u.a.].
- ANSELIN, L. und A.K. BERA (1998): Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: A. Ullah et al. (Hrsg.): *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York: 237–289.

- BAHRS, E. und J. HELD (2007): Steigende Nachfrage auf den Energie-und Agrarrohstoffmärkten–Konsequenzen für die niedersächsische Landwirtschaft, die Bodenmärkte und die Agrarpolitik. In: <http://edok.ahb.niedersachsen.de/07/544110870.pdf>. Abruf: 04.02.2013.
- BENIRSCHKA, M. und J.K. BINKLEY (1994): Land price volatility in a geographically dispersed market. In: *American Journal of Agricultural Economics* 76 (2): 185–195.
- BERENZ, S., H. HOFFMANN und H. PAHL (2008): Konkurrenzbeziehungen zwischen der Biogaserzeugung und der tierischen Produktion. In: T. Glebe et al. (Hrsg.): *Agrar- und Ernährungswirtschaft im Umbruch. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 43.* Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 497–506.
- BRAUN, J. und W. LORLEBERG (2007): Biogas: Preistreiber am Pachtmarkt? In: *Top Agrar* (5/2007): 48–51.
- BRAUN, J., W. LORLEBERG und H. WACUP (2010): Regionale Struktur- und Einkommenswirkungen der Biogasproduktion in NRW. *Forschungsberichte des Fachbereichs Agrarwirtschaft Soest Nr. 24.* Fachhochschule Südwestfalen, Soest.
- BREUSTEDT, G. und H. HABERMANN (2011): The incidence of EU per-hectare payments on farmland rental rates: a spatial econometric analysis for German farm-level data. In: *Journal of Agricultural Economics* 62 (1): 225–243.
- DRESCHER, K. (2007): Wettbewerbsfähigkeit von Biogasanlagen: maximale Zahlungsbereitschaft für Mais. In: *Landpost* (5/2007): 40–41.
- ECKEY, H.-F., R. KOSFELD und M. TÜRCK (2006): Räumliche Ökonometrie. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium : WiSt - Zeitschrift für Studium und Forschung*, 35.2006 (10): 548-554.
- EMMANN, C.H. und L. THEUVSEN (2012): Einfluss der Biogasproduktion auf den regionalen Pachtmarkt. Empirische Erhebung in fünf niedersächsischen Landkreisen mit hoher Anlagedichte. In: *Berichte über Landwirtschaft* 90 (1): 84–112.
- FUCHS, C. (2002): The influence of per-hectare premiums on prices for rented agricultural area and on agricultural land prices. In: *Agrarwirtschaft* 51 (8): 396–404.
- GLÄSER, J. und G. LAUDEL (2010): *Experteninterviews und qualitative Inhaltsanalyse*, 4. Auflage. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden.
- HABERMANN, H. und G. BREUSTEDT (2011): Einfluss der Biogaserzeugung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (2): 85–100.
- HENNIG, S., U. LATACZ-LOHMANN und G. BREUSTEDT (2012): Forschungsprojekt zur Ermittlung des Verkehrswertes von Zahlungsansprüchen. Ergebnisbericht für den Landwirtschaftlichen Buchführungsverband Schleswig-Holstein. 22 S.
- KELEJIAN, H.H. und I.R. PRUCHA (2010): Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. In: *Journal of Econometrics* 157 (1): 53–67.

- KILIAN, S., J. ANTÓN, K. SALHOFER und N. RÖDER (2012): Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. In: *Land Use Policy* 29 (4): 789–797.
- LENCE, S.H. und A.K. MISHRA (2003): The impacts of different farm programs on cash rents. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (3): 753–761.
- LESAGE, J.P. und R.K. PACE (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Boca Raton.
- MARGARIAN, A. (2008): Sind die Pachten im Osten zu niedrig oder im Westen zu hoch? Arbeitsberichte des Bereichs Agrarökonomie 2008/01. Johann Heinrich von Thünen-Institut, Braunschweig.
- MAYRING, P. (2000): Qualitative Inhaltsanalyse. In: *Forum Qualitative Sozialforschung* 1(2), Art. 20.
- MEUSER, M. und U. NAGEL (2009): Das Experteninterview — konzeptionelle Grundlagen und methodische Anlage. In: S. Pickel et al. (Hrsg.): *Methoden der vergleichenden Politik- und Sozialwissenschaft*. VS Verlag für Sozialwissenschaften: 465-479.
- NMELV - Niedersächsischen Ministerium für Ernährung, Landwirtschaft, Verbraucherschutz und Landesentwicklung (2012): *Biogas in Niedersachsen. Entwicklung, Stand und Perspektiven*. 5. überarbeitete Auflage, Hannover.
- PATTON, M. und S. MCERLEAN (2003): Spatial effects within the agricultural land market in Northern Ireland. In: *Journal of Agricultural Economics* 54 (1): 35–54.
- RAUH, S. (2010): Auswirkungen der Novellierung des EEG auf die Wettbewerbskraft der Biogasproduktion. In: J.-P. Loy et al. (Hrsg.): *Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom*. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 45. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 51–62.
- RICARDO, D. (1821): *On the Principles of Political Economy, and Taxation*, 3. Auflage. Murray, London.
- SMITH, A. (1776): *An Inquiry Into The Nature and Causes Of The Wealth Of Nations*. W. Strahan & T. Cadell, London.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (2011): *Eigentums- und Pachtverhältnisse. Landwirtschaftszählung 2010*. Fachserie 3. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- THÜNEN, J.H. v. (1826): *Der isolierte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationalökonomie*, 1. Auflage. Perthes, Hamburg.
- TOBLER, W. (1970): "A computer movie simulating urban growth in the Detroit region". *Economic Geography*, 46 (2): 234-240.
- WU, J.J. und H. LIN (2010): The effect of the conservation reserve program on land values. In: *Land Economics* 86 (1): 1–21.

## Anhang

**Tabelle 4.7: Teststatistiken für das Vorliegen räumlicher Abhängigkeiten<sup>45</sup>**

	Pachtpreismodelle				Kaufpreismodell	
	ASE-Daten		Befragungsdaten		Testgröße	Signifikanz
	Testgröße	Signifikanz	Testgröße	Signifikanz		
Moran's <i>I</i>	36,22	0,00	2,86	0,00	3,55	0,00
LM <sub>lag</sub>	1037,61	0,00	1,64	0,20	3,81	0,05
LM <sub>error</sub>	1176,49	0,00	3,22	0,07	6,17	0,01
robust LM <sub>lag</sub>	204,99	0,00	3,97	0,05	0,96	0,33
robust LM <sub>error</sub>	245,88	0,00	5,55	0,02	3,33	0,07

Quelle: Eigene Berechnungen

<sup>45</sup> Der Anhang ist in der Veröffentlichung des Beitrages in der Schriftenreihe der Rentenbank nicht enthalten.

## **Kapitel 5**

### **The incidence of biogas feed-in tariffs on farmland rental rates – evidence from northern Germany**

**Solveigh Hennig and Uwe Latacz-Lohmann**

Der Artikel ist erschienen in:

European Review of Agricultural Economics

Band 44 (2017), Heft 2; S. 231-254

DOI: 10.1093/erae/jbw023

Der Abdruck des Beitrages erfolgt mit freundlicher Genehmigung der Oxford University  
Press.

## **Abstract**

This paper investigates the effects of biogas production on farmland rental rates. We clarify the mechanisms by which biogas subsidies can inflate land rents and how regional livestock density may reinforce this effect. We use spatial econometrics to explain arable land rents in northern Germany based on 2010 agricultural census data. The results indicate that increasing biogas density is associated with a significant rise in the rental rates of arable land only in regions with high livestock densities. In biogas-intensive regions, biogas production is estimated to inflate land rents by €61 to €141 per hectare, depending on regional livestock densities.

**JEL Classification:** C31, Q12, Q15

**Key Words:** renewable energy act; biogas production; farmland rental rates; spatial econometrics

## **5.1 Introduction**

Many countries in the industrialised world promote energy production from biomass through various policy instruments (EDENHOFER et al., 2012: 253f.). The potential for energy production from biomass which neither competes with the production of foodstuffs nor causes climate-damaging land use changes is regarded as very limited (FIELD et al., 2008). Policies promoting renewable energy from biomass on agricultural land have been the subject of heated debate for some time (see RATHMANN et al., 2010, for an overview). The rise in prices for agricultural land is one of the much discussed phenomena of an increasing competition between biomass and food production (AZAR, 2005). While the debate has focussed on the side-effects of the production of biofuels (i.e. bioethanol and biodiesel), the argument applies to electricity generation from biomass in a similar manner. In the European Union, many countries have implemented support measures for electricity production from biogas as part of national climate policies. Besides biogas exploitation in sewage treatment plants or landfills and digestion of organic wastes in centralised biogas plants, the co-digestion of animal manure and energy crops in decentralised farm-scale biogas plants is common practice in some countries such as Germany, Austria and Italy (VAGONYTE, 2011). The technology is characterised by an anaerobic digestion of energy-rich biomass with subsequent combustion of the extracted methane in power plants. The high area requirement for supplying the feedstock for biogas plants is broadly believed to have led to an intensification of competition for rented



land in the agricultural sector (BERENZ et al., 2008; EMMANN and THEUVSEN, 2012; SIEGMUND, 2012). Displacement effects and obstacles to development, particularly for livestock farming, have therefore long been a topic of discussion (BERENZ et al., 2008). Thus, to a certain extent, the subsidies (in the form of feed-in tariffs) have a rollover effect on the cash rents for farmland, leading to policy-induced distortions of the competitiveness of rival agricultural enterprises when vying for a scarce land resource.

The goal of limiting global warming to 2° Celsius relative to the pre-industrial level, as agreed at the UN Climate Summit in Paris in December 2015, may induce other countries to follow suit and launch support schemes for biogas-based energy production. While there exist a few studies that empirically estimate the effect of biogas production on land rents, none of these has clarified the underlying mechanisms by which biogas subsidies are transferred to landowners. In addition, none of the studies has explicitly considered the potential interactions of biogas density and the regional concentration of livestock. Our theoretical analysis suggests that these interactions may play an important role in the price formation process on the land rental market.

The aims of this paper are: to clarify the mechanisms by which biogas subsidies can inflate land rents; to empirically test the impact of biogas density on rental rates for arable land in northern Germany; and to demonstrate how livestock and biogas densities interact in the price formation process on the land rental market. We choose northern Germany as a case study because this region has seen a vast increase in biogas capacity over the past decade and is now among the European regions with the highest concentration of biogas capacity. In addition, it is characterised by large variations in regional stocking rates. We explore the interaction of biogas density and livestock farming on the rental market for arable farmland by means of a spatial econometric analysis. Based on this analysis, we quantify the average direct, indirect and total impacts of biogas production on land cash rents, depending on the regional density of livestock farming.<sup>46</sup>

The following Section 2 discusses the theoretical background of how biogas subsidies can inflate land rents and how differences in the regional concentration of livestock can modify this effect. Building on this, we derive hypotheses to be tested in the empirical model. In the course of an overview of the published literature, Section 3 summarises the findings of empir-

---

<sup>46</sup> The literature on interpreting spatial model estimations distinguishes between ‘direct impacts’, ‘indirect impacts’ and ‘total impacts’ (LESAGE and PACE, 2009: 33ff.).

ical research to date on the influence of bioenergy production on cash rents. Section 4 describes the spatial econometrics methodology applied. Section 5 contains a description of the case study area and the data used and specifies the empirical model. Section 6 presents the results of the model estimations. Section 7 is devoted to a concluding discussion of the results.

## 5.2 Theoretical considerations and hypotheses

The determinants of farmland rents have been the subject of agricultural economic research for many years. The earliest theoretical findings date from the work of SMITH (1776), RICARDO (1821) and THÜNEN (1826), who developed and substantially defined the concept of ground rent. According to the theory, land as a scarce and non-renewable resource, earns revenue deriving from the attainable net profit from the acreage, a proportion of which is passed on to the owner of the land in the form of rent. In essence, this concept forms the theoretical starting point for most empirical research on rent levels (e.g. BREUSTEDT and HABERMANN, 2011; BRÜMMER and LOY, 2002; CIAIAN and KANCS, 2012; DU et al., 2007; FEATHERSTONE and BAKER, 1988; FUCHS, 2002; GOODWIN et al., 2005; HABERMANN and BREUSTEDT, 2011; KILIAN et al., 2012; LENCE and MISHRA, 2003).<sup>47</sup> An operational interpretation of the attainable ground rent would be the maximum sum that could be paid by a tenant who maximises profit from the rented land. It is dependent on factors such as market prices for agricultural products and inputs, soil quality, suitability of the land for growing high-value crops, regional climate, local farming conditions and achievable economies of scale in farming operations. Landowners thus benefit from high gains from cultivation by capturing a portion of the net profits by means of high rental rates.

In the case of biogas plants, the pass-through of financial surpluses is less straightforward as suggested by the simple ground rent model. There are essentially two mechanisms by which financial surplus from biogas plants can be transferred to landowners: either directly through the land rental market or indirectly through the market for biomass in combination with the land rental market.<sup>48</sup> Which of the two pathways will ensue depends on the predominating ownership structure of biogas plants. Small biogas plants are usually owned by individual farmers or by groups of farmers (cooperatives). Larger plants are rather owned by private or

---

<sup>47</sup> In addition some importance is attached to hedonic pricing models (e.g. HERRIGES et al., 1992; WOODARD et al., 2010).

<sup>48</sup> We are grateful to an anonymous referee who alerted us to the alternative surplus transmission mechanisms.

corporate (non-agricultural) capital investors. The following exposition is based on the assumption of a government-regulated, fixed price for electricity from renewable sources.

Consider first the case of a farmer-owned biogas plant using maize and animal manure as the key biomass inputs. Assume further that the plant is generating a financial surplus which results in higher profits compared to growing cash crops. The plant operator is in a good position on the land rental market when there are no other biogas plants in the region vying for land. In this case, the plant operator would have to offer only marginally higher rental rates in order to outcompete other farmers, implying that he or she retains the surplus. However, the existence of such quasi-rents<sup>49</sup> would entice other farmers to invest in biogas plants, entering into competition with each other for land suitable for maize cultivation. Assuming perfect competition, this process would erode the quasi-rents in the long run and result in the entire surplus being transferred to the landowner. The surplus is passed on directly through the land rental market.

Now consider the case of a large biogas plant owned by a non-agricultural investor. Rather than producing their own biomass, such plants purchase substrates (mostly maize) from farmers in the vicinity. Assuming in the first instance that the industrial plant operator purchases maize at a price that covers both production costs and the farmer's normal profit, we may expect the plant operator to earn a surplus equal to the above quasi-rents. Compared to farmer-owned biogas plants, however, such larger plants may be assumed to generate an extra surplus due to internal economies of scale (lower investment per Kilowatt of installed electric capacity, kW<sub>el</sub>). This extra surplus is neither Ricardian (land fertility) nor Thünian (location vis-à-vis a central market) as in classical agricultural economics, but can be characterised as Krugmanian (based on scale economies). However, such internal scale economies may be moderated by agglomeration diseconomies resulting from larger biogas plants having to source biomass from greater distances and thus at higher transportation costs. Theory cannot tell whether the internal scale economies outweigh the higher transportation costs and cannot therefore predict whether the surplus of large-scale industrial plants exceeds or falls behind that of farmer-owned plants. In any case, the mechanism by which the surplus from industrial biogas plants is shared among plant owners, biomass-supplying farmers and landowners may

---

<sup>49</sup> The concept of quasi-rent was introduced by Alfred MARSHALL (1890). In the short run, the stock of appliances of production such as machines or production plants takes the form of fixed production factors. The quasi-rent refers to the income earned by these factors under the condition of short-term fixed supply. In the long run, supply adapts to demand so that the quasi-rent disappears (see also LACKMAN, 1977).

be as follow. In a first stage, the surplus is in the hands of the plant owner. When the plant owner is monopsonist on the biomass market (i.e. the only company in the region purchasing biomass for anaerobic digestion), he or she retains the surplus by buying biomass from surrounding farmers at a price covering the farmers' production costs and normal profit. That is, the farmers, unless they form a cartel, have little handle to press for inflated biomass prices.<sup>50</sup> This in turn means that the farmers' profits remain unchanged and there is no extra surplus to be transferred to landowners on the land rental market. In this case, we would expect no significant effect of biogas feed-in tariffs on land rental rates. In a dynamic setting, however, the biogas plant's monopsony would not persist. The rents generated by anaerobic digestion would attract new biogas plants to the region, leading to increasing competition for biomass and driving up its price. In a perfectly competitive industry, this process would continue until the price of biomass reaches a level that would erode the biogas plants' entire profit. The surplus is then in the hands of the biomass-supplying farmers. These rents would in turn entice other farmers to try to supply biomass for anaerobic digestion and thus enter in competition on the land rental market. Following the classical Ricardian mechanism, the farmers' profits would decline until the entire biogas surplus is captured by the landowner.

A number of important conclusions flow from this theoretical reasoning. First, the ownership structure of the regional biogas sector matters for the process of surplus transmission between plant owners, farmers and landowners. The process by which biogas surpluses inflate land rents is different depending on whether biogas is produced in farmer-owned installations or in industrial plants owned by non-agricultural investors. Second, for biogas feed-in tariffs to result in inflated land rental rates, both transfer mechanisms require competition among farmers on the land rental market and, in the case of industrial plants, also competition among those plants on the biomass market.

In addition, there are a number of reasons to suggest that the impact of biogas density on farmland rents may be reinforced by the regional concentration of livestock farming (GÖMANN et al., 2013; SIEGMUND, 2012). First, biogas and livestock production are complementary in that animal manure is a key component in the diet of anaerobic digesters and a low-cost substitute for maize. This can induce agglomeration economies in such a manner that the surplus of biogas installations increases with the abundance of animal manure (and thus

---

<sup>50</sup> Farmers in close proximity of the biogas plant may be able to negotiate somewhat higher biomass prices by exploiting the fact that the plant operator can save transportation costs by contracting with these farmers rather than with farmers in a greater distance. Hence, land located close to the biogas plant can attain a Thünian rent.

livestock density) in a farm or a region, respectively. In Germany, this effect is reinforced by the 2009 Renewable Energy Act which grants a premium of up to 4 €-Cent per kWh for renewable energy from biogas produced with at least 30 per cent animal manure in the daily ration. Second, livestock farmers appear as additional actors with a high willingness-to-pay on the land rental market, reinforcing the competition for land as biogas production and ruminants compete for land suitable for maize cultivation. Finally, livestock farms rely on land for spreading animal manure in an environmentally sustainable way, as do biogas plants for spreading digestate. In regions with high livestock densities (where nutrient surpluses may have hit legal limits), biogas production thus adds to the competition for land suitable for residue disposal in compliance with environmental regulations.

The above theoretical considerations assume perfect competition on both the biomass and the land rental markets as a necessary condition for the entire biogas surplus being passed on to the landowner. The assumption of perfect competition, however, may be too restrictive when applied to the land rental market. Given the immobility of land and its given spatial distribution, this essential resource is not available to all farmers in equal measure. In general, only local farmers will compete for a given parcel of land, because transportation costs render leases further afield unprofitable. This can result in locally imperfect competition, which thwarts the perfect pass-through of biogas profits to the landowner. In this respect, the land rental market can be seen to consist of many local, spatially differentiated sub-markets rather than one large, self-contained market with perfect competition. Concerning this matter, the local intensity of competition for rented land is heterogeneous in space, implying variations in the transmission of ground rents from tenants to landowners.

However, local land rental markets do not operate in isolation. BREUSTEDT and HABERMANN (2011) argue that, in view of locally high rental rates, farmers wishing to expand their operations will increasingly vie for less expensive land in neighbouring communities. This horizontal interaction results in spatial patterns of land rents, with the degree of spatial price transmission being largely determined by transportation costs. We thus expect land rental rates to be spatially correlated. Empirical evidence for spatial dependence of land rental rates and land prices in Germany has been provided repeatedly (BREUSTEDT and HABERMANN, 2011; HABERMANN and BREUSTEDT, 2011; HABERMANN and ERNST, 2010; HÜTTEL et al., 2013).

From the above theoretical analysis, we derive the following hypotheses regarding price formation on local land rental markets:

- H1: When there is competition for land and biomass, higher biogas density results in higher land rental rates irrespective of whether biogas installations are owned by farmers or industrial investors.
- H2: The impact of biogas density on land rents is more pronounced in regions with a high concentration of livestock farming.
- H3: There exist spatial interdependencies between land rental rates of neighbouring communities.

### 5.3 Related literature

There exist a number of studies which have empirically estimated the impact of bioenergy production on land rental rates. KROPP et al. (2015) estimate the impact of ethanol production on farmland rents in the US. In terms of the mechanism of subsidy transmission to landowners, ethanol plants are comparable to investor-owned biogas plants, except that there is no indication for direct interaction with livestock farming. The authors investigate how land cash rents in the Midwest of the US are affected by the number of ethanol plants in the vicinity and the distance to the closest ethanol plant. Their analysis covers the period from 1998 to 2008. They find that both variables have a significantly positive effect on land cash rents. DU et al. (2008) conduct a similar study for Iowa covering the period 1994-2008. Their analysis focuses on cash rents for farmland under hay and pasture. They conclude from the significantly positive impact of the corn price that the increased ethanol-induced demand for corn has a knock-on effect on grassland rental rates. They attribute this effect to the induced conversion of grassland to arable land.<sup>51</sup>

Research by HABERMANN and BREUSTEDT (2011), KILIAN et al. (2012) and EMMANN and THEUVSEN (2012) provides some initial empirical results for the impact of biogas production on land rents in a European context. HABERMANN and BREUSTEDT (2011) analyse the effects of biogas production on the level of new cash rents in 2005 and 2006, drawing on data from the 2007 agricultural census survey. For want of better data, biogas production appears in the analysis solely in the form of the proportion of energy crops grown by individual farms. For Western Germany at least, growing energy crops is observed to have a significant but moder-

---

<sup>51</sup> Land use change has been identified as an important consequence of bioenergy production. A number of studies have explicitly addressed the question of how bioenergy production might affect land use change. See KHANNA et al. (2014) for an overview.

ate influence on the cash rents for both arable and pasture land. For their econometric analysis of Bavarian cash rents in 2005, KILIAN et al. (2012) draw on installed electric capacity per hectare to explain the regional level of cash rents, but they are unable to show any significant influence on arable rents by biogas production.<sup>52</sup> It should be borne in mind when interpreting the results of both aforementioned studies that these refer to the years before the major biogas boom in Germany. The highly dynamic development of biogas density would lead one to expect a stronger effect when analysing more recent data.

Research by EMMANN and THEUVSEN (2012), which draws on data from a 2010 survey of farm managers, is more up to date. The authors take five counties in Lower Saxony with a high biogas density and compare the individual cash rents for arable land paid by farms of different types. Using a simple analysis of variance, the study concludes for some of the regions investigated that farms with biogas plants pay significantly higher cash rents than those without. Some differences between study regions with high and comparatively low livestock density were visible, although their study lacks a rigorous statistical analysis of the interaction between livestock and biogas density. Also, the analysis is limited by the design of the survey to just six counties that qualify as ‘biogas regions’. In conclusion, the main finding to emerge is that significantly fiercer competition for land accompanied by increased cash rent levels and competitive advantages for biogas producers can arise selectively in regions with a high density of biogas production.

## 5.4 Methodology

In our regression analysis, we seek to explain a vector of ex-post observed cash rents  $p$  by potential cash rent determinants  $X$ . Matrix  $X$  has  $n$  rows and  $k$  columns (where  $n$  is the number of observations and  $k$  is the number of potential cash rent determinants including the unit vector). In addition to regional biogas density and regional livestock density, we include further variables as potential cash rent determinants influencing ground rents or local competition on the rental market (see above). To model the interaction between biogas production and livestock farming, we include an interaction term of both variables in the model. Since the de-

---

<sup>52</sup> However, biogas density does appear to drive up the rental rates of utilisable agricultural area as a whole according to estimations by KILIAN et al. (2012). This result may be of limited robustness, though, as the proportion of pasture land in the utilised agricultural area (UAA) was not included as a control variable in the estimation; due to its negative correlation with biogas production in Bavaria, the estimator for the biogas variable might thus be affected by endogeneity problems (omitted variable bias).

pendent price variable and unobserved effects (included in an error term  $u$ ) are not randomly distributed in space, spatial econometric estimation procedures must be applied. They allow the dependence between neighbouring observations to be modelled explicitly. In general, we expect a high degree of spatial interdependence in the land rental market, since farmers, each with a greater or lesser willingness to pay, act as potential tenants in the whole vicinity and, through the bidding process, have an influence on rental agreements in the surrounding area. As a result, price observations in neighbouring observation units are not independent of one another but instead display a spatial pattern as per Hypothesis 3 above. Ignoring such spatial interdependence could lead to biased and inconsistent estimators in ordinary OLS estimations (ANSELIN, 1988: 58f.; ANSELIN and BERA, 1998). In spatial econometrics, spatial lag models overcome this problem by explicitly integrating the spatial autoregressive process into the estimation model by means of a spatial lag variable.

Moreover, unobserved effects can also cause an autocorrelation of residuals provided that the dependent (price) variable is influenced by variables which are either not measurable or not captured and that omitting these relevant variables would leave characteristics specific to the region unexplained (ANSELIN and BERA, 1998). In analyses of rental markets, factors with the potential to cause such an autocorrelation of residuals include effects of weather that are impossible or difficult to observe at a regional level, regional features of production structures or differences in regional infrastructure. Furthermore, spatial autocorrelation of residuals may arise as a result of a spatial diffusion of different pricing practices, or more generally, as a result of spatial patterns in the structural and behavioural features of land rental markets. For example, price negotiation practices (behaviour) may differ in space, as may the density of informational networks among actors on land rental markets (structure). Such unobserved, regionally specific influences can be represented in the estimation model by means of a spatially correlated error term.

A general spatial cash rent model, which expands the standard regression model by the inclusion of both a spatial lag and a spatial error component, is given by (cf. ANSELIN, 1988: 33f.):

$$\begin{aligned} p &= \rho Wp + X\beta + u \\ u &= \lambda Wu + \varepsilon \\ \varepsilon &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \tag{5.1}$$



In the model,  $\rho Wp$  represents the spatial lag of the dependent cash rent variable, while  $\lambda Wu$  (spatial error) controls for the unobserved spatial heterogeneity in  $u$ .  $\beta$ ,  $\rho$  and  $\lambda$  are regression coefficients to be estimated and  $W$  denotes an exogenous  $n \times n$  contiguity matrix<sup>53</sup> to be specified a priori. Its main diagonal is populated with zeros ( $w_{ii}=0$ ) and the remaining elements plot the spatial relationships between the individual observation units, e.g. based on inverse distances. As a rule, a row-standardised  $W$  matrix is used to enable better interpretability of the spatial estimation coefficient  $\rho$  (ANSELIN, 1988: 23; LESAGE and PACE, 2009: 88). In this case  $\rho$  plots the marginal influence of the spatially weighted average of neighbouring cash rent observations on the observed cash rent level of an observation unit so that the spatial effects of high cash rent levels (for the given contiguity matrix) can be quantified endogenously to the model.

As the inclusion of spatial lag infringes the exogeneity assumption, and as the error term structure in  $u$  does not fulfil the assumption of independently distributed residuals, the regression coefficients  $\beta$ ,  $\rho$  and  $\lambda$  cannot be consistently estimated using OLS. ANSELIN (1988) and LESAGE and PACE (2009) thus suggest maximum likelihood estimation for spatial models, although this presupposes homoskedastic errors. A possible alternative is the GS2SLS<sup>54</sup> procedure, developed by KELEJIAN and PRUCHA (2010), which enables a consistent estimation of the model estimators even when unknown forms of heteroskedasticity are present. The latter procedure is used for model estimations in this paper.<sup>55</sup> It also allows testing for the presence of spatial dependence by drawing inference about the spatial regression coefficients  $\rho$  and  $\lambda$ .<sup>56</sup> Depending on the significance of the spatial processes, the general spatial model in (5.1) can be converted into a spatial lag model, spatial error model or the simple regression model by constraining the parameters  $\rho$  and/or  $\lambda$  to zero.

The spatial feedback process via the spatial lag variable makes it necessary to calculate partial derivatives of the regression function in order to quantify the marginal effects of the independent variables. For this, the vector of the respective regression coefficients must be pre-multiplied by  $(I-\rho W)^{-1}$ , the so-called spatial multiplier, by which the spatial spillover and feedback effects of a variable change are included in the marginal effect. The product of  $\beta_k$

---

<sup>53</sup> In principle, different weight matrices could be used for the spatial lag and spatial error.

<sup>54</sup> Generalised spatial two-stage least squares.

<sup>55</sup> We use *spre*g syntax supplied for STATA by DRUKKER et al. (2013).

<sup>56</sup> Note that the commonly used Moran's I statistic and Lagrangian multiplier tests for spatial dependence are not generally valid in case of heteroskedastic errors (KELEJIAN and ROBINSON, 2004).

and the spatial multiplier thereby combines the total effects of a globally occurring, i.e. for all observation units, variable change.<sup>57</sup> More relevant when estimating the effects of a local variable change, however, are the direct effects that arise for an observation unit  $i$ , taking into account the feedback effects, if the marginal change occurs only locally in  $i$ . These effects can be calculated from the average of the trace of the multiplier matrix  $(I-\rho W)^{-1}\beta$ . The difference of the average total and direct effects is shown by the average indirect effect. It thus gathers together the effects that spill over onto a region from all other regions as a result of a global variable change. Since the average row sum and the average column sum of the multiplier matrix  $(I-\rho W)^{-1}\beta$  are numerically identical, the indirect effects can also be interpreted alternatively as the average sum of the global effects resulting from a local variable change (for details see LESAGE and PACE, 2009: 34ff.).

In interpreting the model estimations, emphasis will be placed on the average direct effects when assessing the effect of regional biogas density on cash rent levels, since a homogenous, global change in biogas density is of little practical importance and the direct consequences of locally increasing biogas density are of greater relevance.

## 5.5 Case study of northern Germany: data and model specification

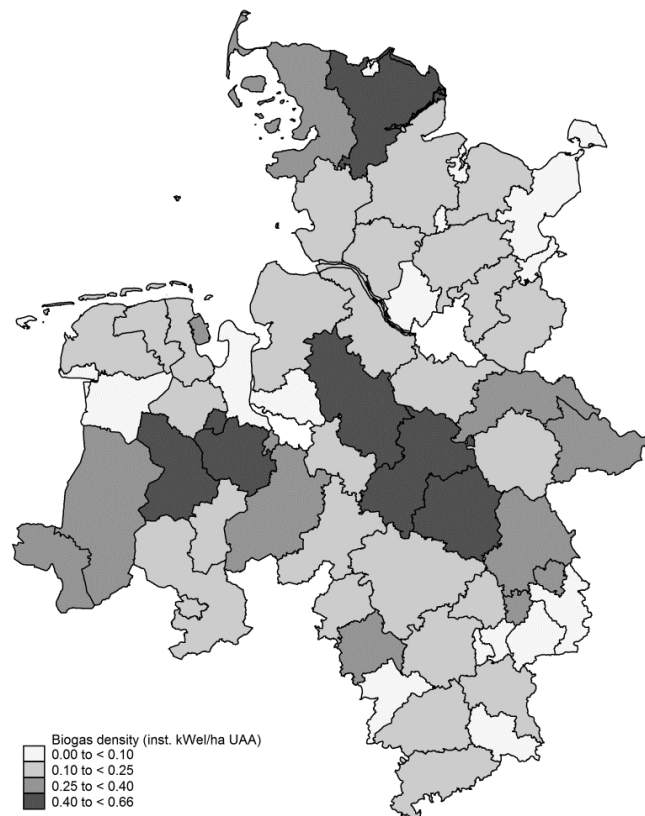
As explained in the Introduction, we chose northern Germany (the federal states of Schleswig-Holstein and Lower Saxony) as a case study. In Germany, the promotion of renewable energy from biomass is regulated by the Renewable Energy Act (*Erneuerbare Energien Gesetz* - EEG) and has led many farmers to invest in biogas plants. Strong incentives for investing in such plants were provided in particular by the 2004 and 2009 amendments to the EEG – a high basic feed-in tariff with attractive additional premiums for using renewable raw materials plus a bonus for using animal manure in the fermenter introduced in 2009. The feed-in tariffs are guaranteed for a 20-year period and do not respond to fluctuating demand or supply on the energy market. This means that competition is shifted to the factor markets. A comparatively high willingness-to-pay for land is imputed to operators of biogas plants in model calculations (BRAUN et al., 2010; HABERMANN and BREUSTEDT, 2011; RAUH, 2010; SIEGMUND, 2012), implying a high potential for subsidies being passed on to landowners.

---

<sup>57</sup> In case of row-standardised spatial weight matrices, the average total effect across all observations is calculated by multiplying  $\beta_k$  by the reduced spatial multiplier  $1/(1-\rho)$  (LESAGE and PACE, 2009: 38).

Our study region has seen a vast increase in biogas capacity over the past decade. In terms of biogas density, Lower Saxony and Schleswig-Holstein are at the top of the German league with more than 0.2 kW<sub>el</sub>/ha UAA (DBFZ, 2012: 36f.). At the same time, the region is characterised by large variations in regional stocking rates, allowing us to study the interaction between biogas and livestock density. Figure 5.1 illustrates the biogas density for both federal states at the county level in 2010. It is important to note that small to medium-scale, farmer-owned and operated biogas plants prevail in the region. The average installed electric capacity per plant is around 500 kW<sub>el</sub> (DBFZ, 2012: 36f.). Our empirical model cannot therefore account for possible differences in the price transmission mechanisms between farmer-owned and industrial biogas plants.

**Figure 5.1: Distribution of biogas production in Schleswig-Holstein and Lower Saxony (2010)**



Source: Own graphic. Data provided by the German grid operators.

The statistical base for the analysis of cash rent levels is drawn from the agricultural census survey. It was conducted in the first 6 months of 2010 as an exhaustive survey of approx. 320,000 farms in the Federal Republic of Germany. Agricultural holdings with a minimum of 5 ha UAA or with less than 5 ha UAA but above a minimum threshold of livestock farming or specialised crops qualify as statistical units for the census (Statistisches Bundesamt, 2010: 66). The set of characteristics collected includes land use, ownership and tenancy, livestock

and type of operation. For this analysis, the census data were first aggregated at community (*Gemeinde*) level, as an analysis of farm-level data was not possible for data-protection reasons. Additional features from external data sources were added to the regionalised data set for the analysis. Data on biogas density are based on a register of biomass power plants provided by the German grid operators. Further regional statistical data from the Federal Statistical Office were added, from which the coordinates of the central point of each community and population density were obtained.

The data on regional cash rent levels was taken from the agricultural census survey. As part of the survey, all respondents were asked about their rented area and rents paid. Additionally a random sample of approximately 80,000 holdings were asked to provide data on new leases, i.e. land that was rented for the first time in the previous two years or had renewed leases with a change of rent level. This data was aggregated to compute average community cash rents. Only data from arable land leases and from lessors unrelated by blood or marriage were included. The average cash rent in each community was obtained by averaging the cash rents for all new or renegotiated tenancies held by local farms<sup>58</sup> for each community in the study area. However, as there were many communities without new or renegotiated leases by local holdings, the number of observations in the estimations is reduced to 693 (from a primary number of 2,080 communities). On average, the cash rents are €402 per hectare of arable land. In the model, the observed rent levels are explained by the regional density of biogas production (Hypothesis 1), regional livestock density and factors that serve as indicators for ground rent and the intensity of local competition on the rental market. An interaction term between biogas and livestock densities allows us to test Hypothesis 2, whereby differences in regional livestock density reinforce the effect of biogas density on land rents.<sup>59</sup> Table 5.1 shows the variables used in the estimation and their descriptive statistics.

Average electric power from biogas plants in the sample is 0.17 kW<sub>el</sub>/ha surface area, while average regional livestock density is little more than one animal unit (AU=500 kg live weight) per hectare UAA. According to Hypotheses 1 and 2 above, we expect local biogas densities to

---

<sup>58</sup> The geographical classification of farm data in the agricultural census survey is based on the location of the holding's registered office. Thus all land farmed by an agricultural holding with its respective cash rents is assigned to the community where the holding has its headquarters, irrespective of the land's physical location (Statistisches Bundesamt, 2011: 8).

<sup>59</sup> In addition, we tested an interaction term between biogas density and farm density. Since conditional effects of biogas density on land rents depending on farm density were not statistically significant we do not present the extended model.

exert a positive influence on cash rents especially in regions with a high concentration of livestock farming. Shares of different high-value crops and fallow land are added as proxies for local ground rents in the estimation.<sup>60</sup> Increasing shares of these high-value crops are expected to raise arable cash rents, whereas a negative sign is expected for the share of fallow land (as indicator of low soil fertility and/or difficult farming conditions).

**Table 5.1: Descriptive statistics of variables for arable rent estimation**

Variable	Description	Average	SD
Arable cash rent	Average cash rent for new leases of arable land paid by holdings in a community in €/ha in 2008/2009	401.95	163.84
Biogas density	Regional moving average of kilowatts of installed electric power per ha surface area in a community <sup>1</sup>	0.17	0.18
Livestock density	Regional moving average of AU/ha UAA in a community <sup>1</sup>	1.14	0.66
Interact	Interaction term between biogas and livestock densities in a community ( $\text{kW}_{el}/\text{ha} \cdot \text{AU}/\text{ha}$ )	0.22	0.30
Winter wheat share	Share of winter wheat on arable land in a community in 10/100	2.14	1.86
Root crop share	Share of root crop on arable land in a community in 10/100	0.64	0.94
Specialised crop share	Share of specialised crops on arable land in a community in 10/100	0.13	0.46
Fallow share	Share of arable land in the community lying fallow in 10/100	0.12	0.22
Farm size	Average farm size in ha UAA of holdings with arable rent observations in a community	155.11	120.08
Part-time share	Share of part-time farms with arable rent observations in a community in 10/100	0.75	2.36
Farm density	Regional moving average of farms per $\text{km}^2$ in a community <sup>1</sup>	1.93	0.66
Population density	Regional moving average of a community's population density <sup>1</sup> in persons/ $\text{km}^2$	132.86	150.55
<i>N</i>		693	

<sup>1</sup> Average for the community in question and all neighbouring communities whose central points lie within a 5 km distance band of the central point of the community in question.

Source: Research Data Centre of the Federal Statistical Office and the Statistical Offices of the Federal States, 2010 agricultural census, own calculations.

Average farm size and the employment status (part-time, full-time) of farms renting arable land are included in the estimation models to capture possible economies of scale. We thus expect farm size to have a positive impact, and the share of part-time farming a negative impact on land rents. In order to capture local competition on the rental market (besides that exerted by biogas and livestock production), we include regional farm density in our estimations. High competition among farmers is expected to induce higher ground rent extraction by

<sup>60</sup> The *Ertragsmesszahl* (an index number for soil quality) turned out to be closely correlated with the share of high-value crops and was therefore not included in the estimation.

the landlord. Thus, there should be a positive impact of farm density on the communities' average cash rents. Population density is included in the model as an indicator of land-use competition between agricultural and non-agricultural demand.

A consistent and unbiased estimation of the model parameters requires the independent variables to be exogenous, i.e. uncorrelated with the error term. In our model estimations, it was important to test for endogeneity for two major reasons: First, farmland rental values are determined based on expectations about future commodity and input prices and the prospects of farming in general. The fact that such expectations are not observable (and realised values are used instead) can give rise to an expectation error, which may result in an attenuation bias of the model parameters (WOOLDRIDGE, 2010: 78ff.). Second, high farmland rental rates can trigger adaptations at the farm level (e.g. renting out of land and switching to part-time farming). This implies that dependent and independent variables are determined simultaneously, potentially resulting in correlations between the independent variable with the error term. We tested for the presence of endogeneity for the independent variables (except population density which is clearly exogenous) by using lagged values as instruments, i.e. variable realisations from a previous year (2007). We assume these to be uncorrelated with the error term, since past values of a variable are not systematically correlated with unexpected changes in their subsequent realisations or future cash rents. The Sanderson-Windmeijer under-identification and weak identification tests (SANDERSON and WINDMEIJER, 2016) indicate good instrument quality for all independent variables: the null hypothesis that the variables are under-identified can be rejected and all weak identification test statistics exceed the Stock Yogo critical value for maximal IV relative size at the 10 per cent level (STOCK and YOGO, 2005). Since the Hausman test, which is usually applied to test for endogeneity, is not robust to heteroskedasticity, we used a regression-based test (WOOLDRIDGE, 2010: 129ff.). For our spatial model, the test shows that the exogeneity assumption cannot be rejected ( $Chi^2(10)=9.48$ ,  $p=0.486$ ). We thus do not use instrument variable techniques for estimating the model parameters.

The parameter estimation is conducted using a generalised spatial two-stage least-squares (GS2SLS) procedure. Highly significant spatial parameters indicate the simultaneous relevance of spatial lag and spatial error dependence in the data (KELEJIAN and PRUCHA, 2010), which is why a general spatial (SAC) model is estimated. The inverse distances between the central points of the communities are taken as a basis for weighting neighbouring observations in the spatial weight matrix, and the distance band for identifying neighbouring observations from surrounding communities in both the spatial lag and spatial error terms is set to 20

km.<sup>61</sup> In addition, row standardisation is applied so that the weights in the contiguity matrix can be interpreted as relative numbers. Moreover, White tests show significant heteroskedastic variance of the stochastic component of the disturbance term in the GS2SLS estimation, so that a standard error robust against heteroskedasticity is used for the significance test.<sup>62</sup>

## 5.6 Results of the spatial econometric analysis

The estimated regression coefficients of the arable cash rent model have the expected signs and their significance is largely confirmed (see annex). The estimated coefficient  $\rho$  for spatial lag proves to be highly significant in the model. Thus cash rents in neighbouring communities seem to influence one another systematically. Price transmission following an increase of €1 in the average cash rent in the neighbouring communities considered is estimated in accordance with the coefficient at an average of 74 cents. These results lend support to Hypothesis 3, which postulates the existence of spatial interdependencies between land rental rates of neighbouring communities.

Because of this spatial process, the estimated coefficients for the independent variables cannot be directly interpreted as marginal effects. Instead, the fact that the effect of a variable change on cash rents in one community also has an influence in neighbouring communities, and vice versa, has to be taken into account. The total effect is a combination of the direct effect and the indirect effect (see above). Table 5.2 shows the estimation results.

The average direct effects are of greatest practical relevance for interpreting the estimation results: they represent the average local cash rent effects in a community that result from a local marginal change in one of the drivers. Because of the interaction variable, however, the estimation coefficients for the effects of biogas and livestock density should not be interpreted as independent marginal effects; they show only the conditional marginal effect if the value of the other (linked) variable is close to zero (BRAMBOR et al., 2006). It is thus immediately apparent from Table 5.2 that regional livestock density has a significant influence on the level of arable cash rents, even in regions with no biogas production: an increase in local livestock density of one livestock unit per hectare can be expected to lead to a (direct) local increase in cash rents in the community in the order of just above €52/ha on average, other things being equal. The consequences of this change for the community-average cash rent level in neigh-

---

<sup>61</sup> This distance ensures that each spatial unit has at least one neighbour in the data set.

<sup>62</sup> The chi-square test statistic of the White test has a value of 18.56 ( $p=0.046$ ).

bouring communities is estimated to be about €125 on aggregate (see column showing average indirect effects). This is to be understood as the sum of land rent changes in all other communities of the survey area.

**Table 5.2: Average direct, indirect and total effects of the independent variables on community-average cash rents for arable land**

Independent variable	Direct effect	$p> z ^1$	Indirect effect	$p> z ^1$	Total effect	$p> z ^1$
Biogas density	-5.53	0.936	-13.24	0.936	-18.77	0.936
Livestock density	52.26	0.002	124.97	0.006	177.23	0.001
Interact	52.66	0.272	125.93	0.276	178.58	0.265
Winter wheat share	15.26	0.000	36.49	0.001	51.75	0.000
Root crop share	25.40	0.000	60.74	0.001	86.14	0.000
Specialised crop share	46.05	0.000	110.12	0.016	156.17	0.001
Fallow share	-54.97	0.005	-131.46	0.069	-186.44	0.031
Farm size	0.16	0.000	0.39	0.029	0.55	0.006
Part-time share	-3.05	0.118	-7.29	0.185	-10.34	0.152
Farm density	0.29	0.975	0.68	0.974	0.97	0.975
Population density	0.01	0.706	0.03	0.701	0.04	0.702

<sup>1</sup> Underlying standard errors are based on the delta method.

Source: Research Data Centre of the Federal Statistical Office and the statistical offices of the federal states, 2010 agricultural census, own calculations.

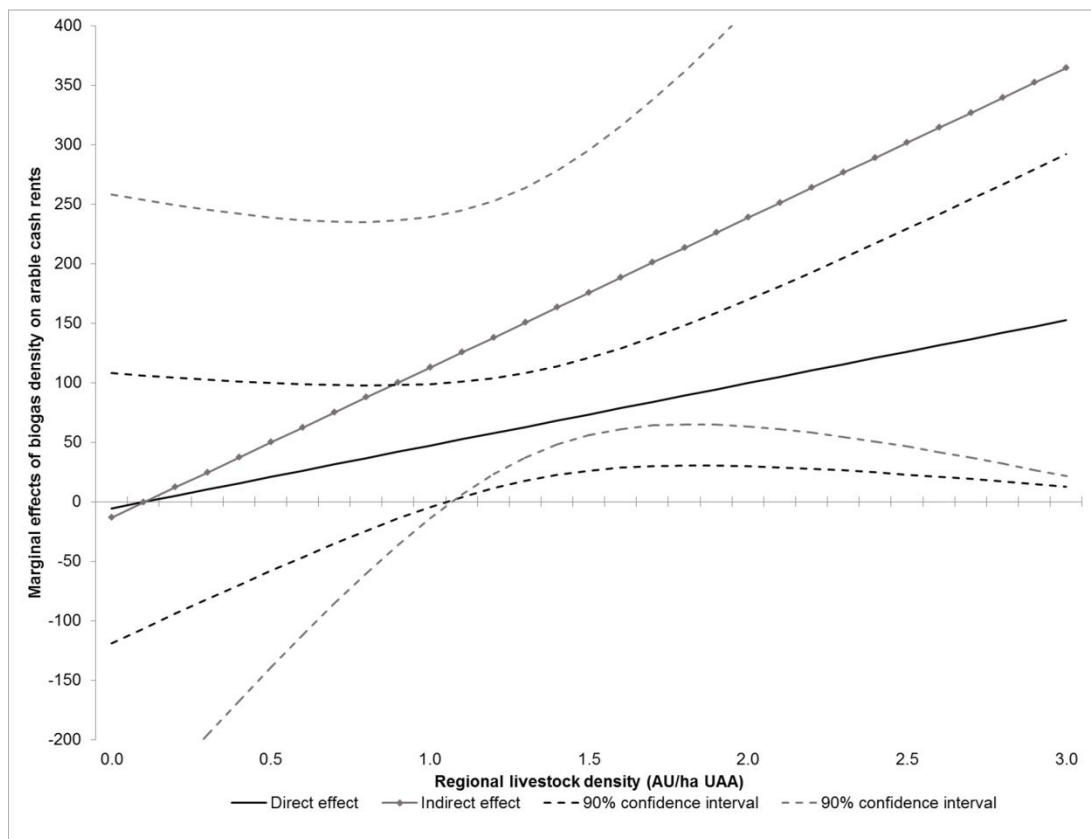
In contrast, assuming a region free of livestock, biogas density would have no significant influence on cash rents. Due to the interaction term, however, there may be a complementary impact of biogas and regional livestock density, so that increasing biogas density would indeed have a potentially inflationary impact on cash rents depending on the concentration of livestock farming in the region. Regarding the significance of the estimators for biogas density, livestock density and the interaction term, the reader should note that the standard errors are affected by weak multicollinearity, with variance inflation factors between 4 and 9 (see annex). However, instead of standard errors of each estimator we are more interested in the standard errors associated with the coaction of these variables. In particular, statistical inference on conditional effects of biogas density on cash rents for different levels of livestock densities is the main focus here. Note in this context that one cannot infer from the insignificant interaction term that biogas density has no significant conditional effect on land rental values. It is well possible for the marginal effect to be significant in a certain range of the modifying variable (livestock density) even when the interaction term is not significant. This means that one cannot determine whether an interaction term should be included in a model simply by looking at the significance of the interaction term. By omitting the interaction term,



one potentially misses important conditional relationships between the variables (for details see BRAMBOR et al., 2006).<sup>63</sup>

Figure 5.2 plots the marginal effects of biogas density within the interval of empirically observed livestock densities (the marginal impact is calculated from the estimated coefficients in Table 5.2 for biogas density and the interaction term). The confidence intervals shown are based on standard errors calculated from the variance-covariance matrix using the delta method.

**Figure 5.2: Marginal effects of biogas density on arable cash rents as a function of regional livestock density**



Source: Own graphic.

The figure adds weight to Hypothesis 2 that the impact of biogas density on land rents is more pronounced in regions with high concentration of livestock production. To the extent that regional livestock density is a source of competition on the land rental market, Figure 5.2 also lends support to Hypothesis 1 whereupon higher biogas density results in higher land rental

<sup>63</sup> Nevertheless, we estimated an alternative model without interaction term to verify the average effect of biogas density on land rental rates. This yielded a significant effect of biogas density, which means that its inflationary impact can be confirmed even if one does not account for differences in livestock density.

rates with the proviso of a competitive land rental market. With respect to both hypotheses, we can infer from the plotted confidence intervals that an inflationary impact on cash rents is only verifiable once the regional livestock density reaches around 1.1 AU/ha UAA. Here the direct marginal effect of a local increase in biogas density of 1 kW<sub>el</sub>/ha is estimated at approximately €52/ha. At higher regional livestock densities, the estimated marginal effects are considerably higher: In regions with intensive livestock farming (3.0 AU/ha UAA) the direct marginal cash rent increase is as high as €152/ha. At this high livestock density, the indirect marginal effects of biogas density on the average level of cash rents in surrounding communities add up to just under €365. According to the estimation results for the observed *average* livestock density of 1.1 AU/ha UAA (see Table 5.1), the indirect marginal effects add up to around €125. This can be interpreted in two ways: either as the sum of land rental changes in all other communities in the survey area emerging from a local variable change or, more intuitively, as the increase to be expected on the average local cash rent level in a community (in addition to the direct effects) if the biogas density in the whole survey area went up by 1 kW<sub>el</sub>/ha.

In interpreting these findings, the reader should bear in mind that the average biogas density in the sample is only 0.17 kW<sub>el</sub>/ha, which means that a rise in biogas density of 1 kW<sub>el</sub> would represent a drastic increase in the construction of biogas plants. Nevertheless, in regions with a relatively high biogas density of around 0.80 kW<sub>el</sub>/ha, such as observed in individual communities, the direct effect of biogas production would explain €40 - €120/ha of the observed cash rents depending on livestock density. For quantifying the additional indirect effect based upon the estimation results we need to make some bold assumptions: Assuming that in all other communities both livestock concentration and biogas density are at the sample means of about 1.1 AU/ha UAA and 0.17 kW<sub>el</sub>/ha, the resulting estimated indirect effects of biogas production on a community's cash rent level work out at around €21/ha (indirect marginal effect of biogas density of €125/ha at a stocking density of 1.1 AU/ha, in line with Figure 5.2, multiplied by the average biogas density). The aggregate of the direct and indirect effects would give an estimated total effect of biogas production of about €61 - €141/ha in communities with livestock densities of 1.1 AU/ha and above (calculated as sum of direct effects ranging from €40 to €120/ha, and indirect effects amounting to approximately €21/ha, see above). However, the reader is reminded that these figures are based on the point estimates in the statistical model. The confidence intervals indicate some uncertainty around these estimates.

The estimation results for the remaining cash rent determinants underline the influence of ground rents (measured by the share of high-value crops grown) on average community rents. Ten percentage points more winter wheat growing in a community increases arable rents by €15.26/ha, while a marginal increase (of 10 percentage points) in the area of high-value root crops and specialised crops grown drive up local arable rents by €25/ha and €46/ha, respectively. Fallow land results in a €55/ha lower community-average rent for arable land, according to the estimation results, if the fallow share rises by 10 percentage points. Additionally, every one-hectare increase in the community's average farms size leads to a marginal increase in cash rents of 16 cents/ha. There is no evidence that the share of part-time farming has an effect on community-average cash rents. The same is true for farm density and regional population density as indicators of regional competition intensity.

## **5.7 Discussion and conclusions**

Our theoretical considerations in Section 2 shed light on the alternative mechanisms by which biogas subsidies can be passed on to the landlord. While we were not able to test the mechanisms as such, our empirical analysis of the land rental market of northern Germany lends support to hypotheses derived from the theoretical reasoning. In particular, we find clear evidence of the popular view that, by making higher cash rent bids, the operators of biogas plants transfer part of their financial surplus to land for cultivating substrate. However, at least in the survey area, biogas-induced price increases on the rental market only occur in combination with the local competitive situation and agglomeration economies resulting from livestock production. Where competition for rented land is particularly intensive due to high livestock density and operators of biogas plants benefit from the abundance of animal manure, the financial surplus generated by biogas production has a significant impact on the regional cash rent level. In addition, we find strong evidence of spatial interdependencies on the land rental market.

A general impact of biogas production on land rents was found in early empirical studies although these studies did not statistically account for potential interactions with the regional concentration of livestock (EMMANN and THEUVSEN, 2012; HABERMANN and BREUSTEDT, 2011). The present analysis confirms the general inflationary effect of biogas production on land rents - with the qualification that it only occurs in combination with the local competitive situation. The findings thus lend support to the narrative put forward by GÖMANN et al. (2013: 36f.) and Siegmund (2012) that high regional stocking rates reinforce the impact of biogas

density on farmland rents. In the model estimation, significant increases in arable cash rent levels only occur at regional livestock densities of over 1.1 AU/ha, with the effect being exacerbated at higher livestock densities. In regions with high biogas densities (of around 0.80 kW<sub>el</sub>/ha) and stocking rates of 1.1 AU/ha and above, we estimate that biogas production raises land rents by €61 to €141/ha.

We carried out similar estimations for pasture land rents. We found biogas density to have a positive and weakly significant impact on pasture rents only in regions with medium stocking rates. Given the small sample size and poor model performance, we do not present the results here and leave this topic for further investigation.

In considering the estimation results, there are some further issues worth discussing. First, one should bear in mind that farmers negotiate rental rates based on expectations about future net profits from land. In particular, where tenancy agreements run for several years,<sup>64</sup> expectations regarding future economic conditions correspond to a longer-term period. Since these expectations are not observable, the analyst is forced instead to use realised values of the explanatory variables from the beginning of the lease term as proxies. However, such an approach is accompanied by additional noise in measuring the actually relevant data and therefore may lead to inefficient inference and an attenuation bias, i.e. a downward bias of the estimated effects. We tested for the presence of an attenuation bias due to expectation error<sup>65</sup> by using lagged independent variables as instruments in the estimation and found no evidence for such a bias. We therefore conclude that there is no significant bias in the presented estimation results arising from our strategy of measuring the explanatory variables at the beginning of the lease term.

The second critical issue relates to the use of regional aggregated data in this study. The calculation of regional average values inevitably leads to data smoothing with the consequence that the full variance in the data cannot be exploited in the model estimations. Inaccuracies and an underestimation of the relevant effects on cash rent levels may result.

---

<sup>64</sup> The average lease term in a survey of farm managers in northern Germany by HENNIG et al. (2014) is 7 years.

<sup>65</sup> In strict definition, ‘expectation error’ is a special type of measurement error and addresses the difference between expected and actually realised values for a certain point of time. As discussed, in the case of long-term rental contracts there may be an additional measurement error arising from the potential difference between expected values for the beginning of the lease term and corresponding expectations for the whole lease term. Nevertheless, this type of measurement error can be assumed to be uncorrelated with our instruments, too.

Third, calculating average community values also clearly demonstrates the problems associated with the principle of classifying holdings according to their registered offices in the agricultural structure survey, which means that a farm's characteristics are assigned entirely to the holding's respective headquarters location. As a result, the tenanted land and the rents paid for it accrue to the tenancies and cash rent levels in that community, irrespective of the community where the land actually is. This leads potentially to a bias in the estimation results if primarily farms from regions with high biogas or livestock densities switch to cheaper rented land further afield. A possible solution to the problem would be to record and evaluate all characteristics specifically for the land concerned, though it would not then be possible to use the comprehensive data in the official agricultural structure surveys.

Finally, aggregating farm-level data at the community level may further lead to the well-known modifiable areal unit problem, which addresses the fact that the level of aggregation and the way in which the spatial boundaries for the aggregation are chosen affect parameter estimates. The same is true for the spatial parameters  $\lambda$  and  $\rho$  in our model. A related aspect is that the choice of spatial weight matrix can influence estimation results (ANSELIN, 1988: 26f.). We have carried out sensitivity analyses to test the influence of two alternative spatial weight matrices on estimation results: a matrix based on squared inverse distances and a matrix of binary spatial weights within a distance band of 20 km. For both matrices, the spatial parameters  $\rho$  and  $\lambda$  are highly significant and exhibit similar values. The choice of spatial weight matrix does affect the estimated marginal effects of the independent variables to some extent, albeit in an insignificant way (considering the confidence intervals).<sup>66</sup> Most importantly, the significance of biogas production is confirmed for livestock concentrations above 1.1 AU/ha UAA irrespective of which spatial weight matrix is chosen.

Through its inflationary effect on land rental rates, the promotion of biogas production through the EEG indirectly raises the costs of livestock production. Given limited opportunities to pass on the cost increases to consumers, tensions among various stakeholders in the agricultural sector have arisen, especially in periods of low commodity prices. Policy makers have acknowledged that the generous feed-in tariffs of the 2004 and 2009 amendments to the

---

<sup>66</sup> Depending on the choice of spatial weight matrix, the average direct impact of biogas production in biogas-intensive regions (0.8 kW<sub>el</sub>/ha) is estimated to range from €40 to €47/ha at a livestock density of 1.1 AU/ha UAA. In regions with higher concentrations of livestock farming (3.0 AU/ha UAA), the effect of biogas density is estimated to range from €121 to €125/ha. The average indirect impact ranges, contingent on the spatial weight matrix, from €15 to €25/ha at the mean biogas density of 0.17 kW<sub>el</sub>/ha and the mean livestock density of 1.1 AU/ha UAA.

EEG have over-stimulated the construction of powerful, energy crop-based biogas plants. The amendments that came into force in 2012 and 2014 introduced targeted support for those types of plants that are less land-use intensive. The latest (2016) amendment of the EEG has discontinued the policy of politically decided, fixed feed-in tariffs and replaced it with a competitive bidding system for subsidies. Biogas investors must now submit bids to the government indicating the feed-in tariffs they request. Only the most competitive bidders receive support. This will diminish the financial surplus from new biogas plants by shifting competition from the factor market to the ‘subsidy market’ and should bring the cash rent inflating effects of the subsidies to a virtual standstill. However, the demand for land from existing installations will continue to put pressure on the rental markets in the granivore and forage crop production regions of our case study area.

## References

- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht [u.a.].
- ANSELIN, L. and A.K. BERA (1998): *Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics*. In: A. Ullah et al. (eds.): *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York: 237–289.
- AZAR, C. (2005): *Emerging scarcities - bioenergy-food competition in a carbon constrained world*. In: R.D. Simpson et al. (eds.): *Scarcity and Growth Revisited. Natural Resources and the Environment in the New Millennium*. Resources for the Future, Washington, DC: 359–377.
- BERENZ, S., H. HOFFMANN and H. PAHL (2008): *Konkurrenzbeziehungen zwischen der Biogaserzeugung und der tierischen Produktion*. In: T. Glebe et al. (eds.): *Agrar- und Ernährungswirtschaft im Umbruch. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.* 43. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 497–506.
- BRAMBOR, T., W.R. CLARK and M. GOLDBERGER (2006): *Understanding interaction models: Improving empirical analyses*. In: *Political Analysis* 14 (1): 63–82.
- BRAUN, J., W. LORLEBERG and H. WACUP (2010): *Regionale Struktur- und Einkommenswirkungen der Biogasproduktion in NRW*. Forschungsberichte des Fachbereichs Agrarwirtschaft Soest Nr. 24. Fachhochschule Südwestfalen, Soest.
- BREUSTEDT, G. and H. HABERMANN (2011): *The incidence of EU per-hectare payments on farmland rental rates: a spatial econometric analysis for German farm-level data*. In: *Journal of Agricultural Economics* 62 (1): 225–243.
- BRÜMMER, B. and J.-P. LOY (2002): *Der Einfluss staatlicher Ausgleichszahlungen auf Landpreise in Schleswig-Holstein*. In: M. Brockmeier et al. (eds.): *Liberalisierung des Weltagrarhandels: Strategien und Konsequenzen*. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts-

- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. 37. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 389–399.
- CIAIAN, P. and D. KANCS (2012): The capitalization of area payments into farmland rents. micro evidence from the new EU member states. In: *Canadian Journal of Agricultural Economics* 60 (4): 517–540.
- DBFZ (Deutsches Biomasse Forschungszentrum) (2012): Monitoring zur Wirkung des Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG) auf die Entwicklung der Stromerzeugung aus Biomasse. Endbericht zur EEG-Periode 2009 bis 2011. In: [https://www.dbfz.de/fileadmin/eeg\\_monitoring/berichte/06\\_Monitoring\\_EB\\_Maerz\\_2012.pdf](https://www.dbfz.de/fileadmin/eeg_monitoring/berichte/06_Monitoring_EB_Maerz_2012.pdf). Accessed 12 March 2016.
- DRUKKER, D.M., I.R. PRUCHA and R. RACIBORSKI (2013): Maximum likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances. In: *The Stata Journal* 13 (2): 221–241.
- DU, X., D.A. HENNESSY and W.A. EDWARDS (2008): Does a rising biofuels tide raise all boats? A study of cash rent determinants for Iowa farmland under hay and Pasture. In: *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* 6 (2): 1–23.
- DU, X., D.A. HENNESSY and W.M. EDWARDS (2007): Determinants of Iowa cropland cash rental rates. Testing ricardian rent theory. Working Paper 07-WP 454. In: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/7700/1/wp070454.pdf>. Accessed 5 February 2015.
- EDENHOFER, O., R. PICHS MADRUGA and Y. SOKONA (2012): Renewable energy sources and climate change mitigation. Special report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, New York.
- EMMANN, C.H. and L. THEUVSEN (2012): Einfluss der Biogasproduktion auf den regionalen Pachtmarkt. Empirische Erhebung in fünf niedersächsischen Landkreisen mit hoher Anlagedichte. In: *Berichte über Landwirtschaft* 90 (1): 84–112.
- FEATHERSTONE, A.M. and T.G. BAKER (1988): Effects of reduced price and income supports on farmland rent and value. In: *North Central Journal of Agricultural Economics* 4 (2): 177–189.
- FIELD, C.B., J.E. CAMPBELL and D.B. LOBELL (2008): Biomass energy: the scale of the potential resource. In: *Trends in Ecology & Evolution* 23 (2): 65–72.
- FUCHS, C. (2002): The influence of per-hectare premiums on prices for rented agricultural area and on agricultural land Prices. In: *German Journal of Agricultural Economics* 51 (8): 396–404.
- GÖMANN, H., T.D. WITTE, G. PETER and A. TIETZ (2013): Auswirkungen der Biogaserzeugung auf die Landwirtschaft. Thünen Report 10. Johann Heinrich von Thünen-Institut, Braunschweig.
- GOODWIN, B., A. MISHRA and F. ORTALO-MAGNÉ (2005): Landowners' riches: the distribution of agricultural subsidies. CESifo applied economics conference 2005, Munich (Germany). In: [http://www.researchgate.net/publication/241111733\\_Landowners%27\\_Riches\\_The\\_Distribution\\_of\\_Agricultural\\_Subsidies](http://www.researchgate.net/publication/241111733_Landowners%27_Riches_The_Distribution_of_Agricultural_Subsidies). Accessed 2 March 2015.

- HABERMANN, H. and G. BREUSTEDT (2011): Einfluss der Biogaserzeugung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. Impact of biogas production on farmland rental rates in Germany. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (2): 85–100.
- HABERMANN, H. and C. ERNST (2010): Entwicklungen und Bestimmungsgründe der Landpachtpreise in Deutschland. In: *Berichte über die Landwirtschaft* 88 (1): 57–85.
- HENNIG, S., G. BREUSTEDT and U. LATA CZ-LOHMANN (2014): Zum Einfluss mitgehandelter Zahlungsansprüche auf die Kauf- und Pachtpreise von Ackerland in Schleswig-Holstein. The impact of payment entitlements on arable land prices and rental rates in Schleswig-Holstein. In: *German Journal of Agricultural Economics* 63 (4): 219–239.
- HERRIGES, J., J. SHOGREN and N. BARICKMAN (1992): The implicit value of corn base acreage. In: *American Journal of Agricultural Economics* 74 (1): 50–58.
- HÜTTEL, S., M. ODENING, K. KATARIA and A. BALMANN (2013): Price formation on land market auctions in East Germany - an empirical analysis. In: *German Journal of Agricultural Economics* 62 (2): 99–115.
- KELEJIAN, H.H. and I.R. PRUCHA (2010): Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. In: *Journal of Econometrics* 157 (1): 53–67.
- KELEJIAN, H.H. and D.P. ROBINSON (2004): The influence of spatially correlated heteroskedasticity on tests for spatial correlation. In: L. Anselin et al. (eds.): *Advances in spatial econometrics*. Springer, Berlin, Heidelberg: 79–97.
- KHANNA, M., D. ZILBERMAN and C.L. CRAGO (2014): Modeling the land use change with biofuels. In: J.M. Duke et al. (eds.): *The Oxford Handbook of Land Economics*. Oxford University Press, Oxford: 85–110.
- KILIAN, S., J. ANTÓN, K. SALHOFER and N. RÖDER (2012): Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. In: *Land Use Policy* 29 (4): 789–797.
- KROPP, J., J.G. PECKHAM and C. TURVEY (2015): US agricultural support programs and ethanol policies effects on farmland values and rental rates. In: *Agricultural Finance Review* 75 (2): 169–193.
- LACKMAN, C.L. (1977): The modern development of classical rent theory. In: *The American Journal of Economics and Sociology* 36 (1): 51–63.
- LENCE, S.H. and A.K. MISHRA (2003): The impacts of different farm programs on cash rents. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (3): 753–761.
- LESAGE, J.P. and R.K. PACE (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Boca Raton.
- MARSHALL, A. (1890): *Principles of Economics*. MacMillan, London.
- RATHMANN, R., A. SZKLO and R. SCHAEFFER (2010): Land use competition for production of food and liquid biofuels: An analysis of the arguments in the current debate. In: *Renewable Energy* 35 (1): 14–22.



- RAUH, S. (2010): Auswirkungen der Novellierung des EEG auf die Wettbewerbskraft der Biogasproduktion. In: J.-P. Loy et al. (eds.): Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V. 45. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 51–62.
- RICARDO, D. (1821): *On the Principles of Political Economy, and Taxation*, 3. edition. Murray, London.
- SANDERSON, E. and F. WINDMEIJER (2016): A weak instrument F-test in linear IV models with multiple endogenous variables. In: *Journal of Econometrics* 190 (2): 212–221.
- SIEGMUND, K. (2012): Bestandsaufnahme zu Entwicklungen am landwirtschaftlichen Boden- und Pachtmarkt. In: Bundesverband der gemeinnützigen Landgesellschaften (BLG) (ed.): *Landwirtschaftlicher Bodenmarkt, Perspektiven und Grenzen der Weiterentwicklung des bodenpolitischen Ordnungsrahmens beim Grundstücksverkehr*. BLG, Berlin: II 1-II 40.
- SMITH, A. (1776): *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*. W. Strahan & T. Cadell, London.
- Statistisches Bundesamt (2010): *Methodische Grundlagen der Landwirtschaftszählung 2010*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2011): *Eigentums- und Pachtverhältnisse. Landwirtschaftszählung 2010*. Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.
- STOCK, J.H. and M. YOGO (2005): Testing for weak instruments in linear IV regression. In: D. Andrews et al. (eds.): *Identification and Inference for Econometric Models. Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge University Press, New York: 80–108.
- THÜNEN, J.H. v. (1826): *Der isolirte Staat in Beziehung auf Landwirthschaft und Nationalökonomie*. Perthes, Hamburg.
- VAGONYTE, E. (2011): *Biogas & biomethane in Europe*. In: [https://ec.europa.eu/energy/intelligent/projects/sites/iee-projects/files/projects/documents/agriforenergy\\_2\\_international\\_biogas\\_and\\_methane\\_report\\_en.pdf](https://ec.europa.eu/energy/intelligent/projects/sites/iee-projects/files/projects/documents/agriforenergy_2_international_biogas_and_methane_report_en.pdf). Accessed 18 March 2016.
- WOODARD, S., N. PAULSON, K. BAYLIS and J. WOODARD (2010): Spatial analysis of Illinois agricultural cash rents. Agricultural and Applied Economics Association 2010 Annual Meeting. Denver, Colorado, USA. In: <http://ageconsearch.umn.edu/handle/61865>. Accessed 1 October 2014.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2. edition. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

## Annex

Table 5.3: Estimation results for arable cash rents

Independent variable	Coefficient	$p >  z $	VIF <sup>1</sup>
Biogas density	-4.89786	0.936	7.13
Livestock density	46.24660 ***	0.002	4.71
Interact	46.60025	0.272	8.86
Winter wheat share	13.50294 ***	0.000	1.74
Root crop share	22.47760 ***	0.000	1.14
Specialized crop share	40.75151 ***	0.000	1.05
Fallow share	-48.65012 ***	0.005	1.30
Farm size	0.14288 ***	0.000	1.11
Part-time share	-2.69816	0.118	1.02
Farm density	0.25250	0.975	2.17
Population density	0.00966	0.706	1.12
Constant	-21.90096	0.360	
$\rho^2$	0.73905 ***	0.000	
$\lambda^2$	-0.69913 ***	0.000	
$N$	693		
$R^2$ <sup>3</sup>	0.35		
adj. $R^2$	0.34		

Significance levels: \* 10% ; \*\* 5% ; \*\*\* 1%.

<sup>1</sup> Variance inflation factors

<sup>2</sup> Distance band of  $W\lambda$  and  $W\rho$ : 20 km around community central point; weighting with inverse distances.

<sup>3</sup> Squared correlation coefficient between predicted and observed values of the dependent variable (predicted values were calculated from the reduced-form equation of the spatial model).

Source: Research Data Centre of the Federal Statistical Office and the statistical offices of the federal states, 2010 agricultural census, own calculations.

## **Kapitel 6**

### **Schlussbetrachtung**

Die vorliegende Dissertation befasst sich mit den Auswirkungen von agrar- und energiepolitischen Eingriffen auf das Wirtschaftsgeschehen an den Pacht- und Bodenmärkten in Deutschland. In den vergangenen Jahren haben sich die politischen Rahmenbedingungen durch die Entkopplung der EU-Direktzahlungen und die Förderung der Biogaserzeugung im Rahmen des Erneuerbare-Energien-Gesetzes (EEG) maßgeblich geändert. Angesichts der engen Bindung der entkoppelten Direktzahlungen und der Biogaserzeugung an die Bewirtschaftung landwirtschaftlicher Flächen gehen diese Änderungen potentiell mit Verschiebungen auf den Pacht- und Bodenmärkten einher, die in der Regel als unerwünschte Nebenwirkungen dieser Politiken aufzufassen sind. Die einzelnen empirischen Analysen der Arbeit verfolgen das Ziel, diese Effekte zu quantifizieren und damit einen Beitrag zur Bewertung der Politiken zu liefern.

Nach einer Einordnung und zusammenfassenden Darstellung der Arbeit werden im Folgenden die im Rahmen der empirischen Analysen verwendeten Daten und die eingesetzte Methodik einer kritischen Würdigung unterzogen. In diesem Kontext werden auch weitere Ansatzpunkte für die politikbegleitende Forschung im Bereich der Überwälzung von Subventionszahlungen auf Pachtpreise aufgezeigt. Ein abschließendes Fazit aus den gewonnenen Erkenntnissen vermittelt Schlussfolgerungen für Politik, den landwirtschaftlichen Berufsstand und dessen Interessenvertreter.

#### **6.1 Einordnung und zusammenfassende Darstellung der Arbeit**

Neben struktur- und umweltpolitischen Zielen verfolgt die Agrarpolitik der Europäischen Union vorrangig das Ziel, landwirtschaftlichen Betrieben ein ausreichendes Einkommen zu sichern. Die Einkommenseffekte für aktive Landwirte hängen jedoch maßgeblich davon ab,

ob und inwieweit sich die gewährten Zahlungen in den Preisen betriebsfremder Produktionsfaktoren niederschlagen und damit auf deren Eigentümer überwält werden. Dem Boden als Basis der Primärproduktion landwirtschaftlicher Betriebe kommt in diesem Zusammenhang aufgrund seiner begrenzten Verfügbarkeit besondere Bedeutung zu. Eine zumindest teilweise Überwälzung der Transferzahlungen auf die Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen ist insbesondere dann wahrscheinlich, wenn die Zahlungen wie im Falle der gekoppelten und entkoppelten EU-Direktzahlungen indirekt oder direkt an die Bewirtschaftung von Flächen gebunden sind. Seit der Entkopplung im Jahr 2005, im Rahmen derer handelbare Zahlungsansprüche für die Prämienzahlungen eingeführt wurden, können sich die Zahlungen jedoch nicht nur auf die Pachtpreise überwälzen, sondern auch in den Zahlungsansprüchen kapitalisieren. Im Rahmen der Arbeit (Kapitel 2) kann gezeigt werden, dass mitgehandelte Zahlungsansprüche die Pachtpreise für Ackerland signifikant erhöhen, was auf eine gewisse Werthaltigkeit von mitgepachteten Zahlungsansprüchen hinweist. Allerdings sind die geschätzten Pachtpreisaufschläge gemessen an der Höhe der jährlichen Prämien relativ gering. Für den Fall des Verkaufs von Flächen lässt sich kein Preisaufschlag für mitgehandelte Zahlungsansprüche nachweisen (zumindest auf Basis der hier analysierten Stichprobe von Kaufverträgen aus Schleswig-Holstein). Der demzufolge geringe Wert von Zahlungsansprüchen impliziert, dass ein potentiell hoher Anteil der gewährten Fördermittel auf die Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen überwält wird.

In Einklang dazu kommt die Pachtpreisanalyse für Grünlandflächen in Kapitel 3 zu dem Ergebnis, dass sich die entkoppelten Direktzahlungen in erheblichem Umfang in den Flächenpachten wiederfinden. In der Analyse zeigt sich im Zeitablauf ein positiver Trend der ermittelten Überwälzungsraten, der auf eine Zunahme der Überwälzung infolge der Regionalisierung der Prämienzahlungen hindeuten könnte. Dies deckt sich auch mit den Ergebnissen aus der Analyse des Wertansatzes für Zahlungsansprüche, wonach die betriebsindividuellen Prämienanteile (die sogenannten Top Ups, die im Rahmen der Prämienregionalisierung abgeschmolzen wurden) stärker in den Zahlungsansprüchen kapitalisiert werden als die regional einheitlichen Prämienanteile. Hinsichtlich der vergleichenden Betrachtung beider Studien ist allerdings darauf hinzuweisen, dass sich die Ergebnisse im ersten Fall auf den Pachtmarkt für Ackerland und im zweiten Fall auf den Pachtmarkt für Grünland beziehen. Aufgrund möglicher Unterschiede in Bezug auf die vorherrschenden Wettbewerbsstrukturen auf den Pachtmärkten für Acker- und Grünland ist eine direkte Übertragung der Ergebnisse nur eingeschränkt möglich. Dennoch kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass landwirtschaftliche Betriebe als beabsichtigte Empfänger der Beihilfen im Falle der Pachtung von Flächen

mit Zahlungsansprüchen aufgrund eines Pachtpreisaufschlag für mitgehandelte Zahlungsansprüche einerseits und einer Prämienüberwälzung auf die Flächenpacht andererseits vermutlich kaum von den entkoppelten Direktzahlungen profitieren. Nutznießer sind in erster Linie die Eigentümer von Zahlungsansprüchen und vor allem die Eigentümer von landwirtschaftlichen Nutzflächen.

Die politische Förderung der Biogaserzeugung verfolgt anders als die Gewährung von Direktzahlungen im Rahmen der EU-Agrarpolitik nicht das Ziel landwirtschaftliche Einkommen zu stützen, so dass die Verteilung der generierten Einkommenseffekte auf landwirtschaftliche Biogaserzeuger und die Eigentümer der Flächen des hierfür erforderlichen Substratanbaus etwas weniger bedeutsam ist. Dennoch müssen die Auswirkungen der Subventionszahlungen auf die Pacht- und Bodenpreise als unerwünschte Nebenwirkungen der Politik angesehen werden und in die Bewertung der gewählten Fördermaßnahmen einfließen. Eine partielle Förderung einzelner Betriebszweige führt zu potentiellen Wettbewerbsverzerrungen auf den Pacht- und Bodenmärkten, die Konflikte im ländlichen Raum und die Verdrängung konkurrierender Betriebszweige zur Folge haben können. Im Rahmen der Arbeit (Kapitel 4) wird in einer breit angelegten Studie der Nachweis erbracht, dass eine zunehmende regionale Dichte der Biogaserzeugung mit einer Steigerung der Pachtpreise einhergeht und somit ein Teil der gewährten Förderung auf die Pachtpreise überwälzt wird. Die tiefere Analyse in Kapitel 5 verdeutlicht darauf aufbauend, dass die Biogaserzeugung gerade in Regionen mit hoher Viehdichte eine pachtpreistreibende Wirkung entfaltet, in denen die Pachtmärkte ohnehin angespannt sind.

Die gewonnenen Erkenntnisse tragen zu einem besseren Verständnis des Wirtschaftsgeschehens auf den Pacht- und Bodenmärkten bei und leisten einen Beitrag zur ex-post Evaluation der EU-Agrarpolitik und der Förderung der Biogasproduktion durch das Erneuerbare-Energien-Gesetz. Neben den empirischen Beiträgen liefert die Arbeit eine Aufarbeitung des theoretischen Rahmens des Einflusses von fixen Einspeisevergütungen für Strom aus Biogasanlagen auf die Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen und setzt sich mit der räumlichen Struktur von Pachtmärkten auseinander. Die empirische Bedeutung räumlicher Prozesse auf den landwirtschaftlichen Pachtmärkten kann mit der eingesetzten Methodik herausgearbeitet werden.

## 6.2 Kritische Würdigung der verwendeten Daten

Die durchgeführten empirischen Untersuchungen zur Ermittlung des Einflusses von agrar- und energiepolitischen Subventionsmaßnahmen auf die Pacht- und Kaufpreise landwirtschaftlicher Flächen greifen auf Daten aus diversen Datenquellen zurück. Die verwendeten Daten zu vertragsspezifischen, betriebsindividuellen bzw. gemeindedurchschnittlichen Acker- und Grünlandpachtpreisen entstammen der amtlichen Agrarstrukturerhebung und einer Befragung landwirtschaftlicher Betriebsleiter in Schleswig-Holstein. Letztere erfasst neben Pachtpreisdaten auch Preisinformationen zu abgeschlossenen Kaufverträgen für landwirtschaftliche Nutzflächen. Die Analyse der Überwälzung von Agrarsubventionen auf Grünlandpachten in Kapitel 3 stützt sich neben Daten des Kuratoriums für Technik und Bauwesen in der Landwirtschaft über die Standarddeckungsbeiträge der bis 2005 prämiengeförderten Rinder- und Schafhaltung auf die bundeslandspezifischen Grünland- und Regionalprämien, die landwirtschaftlichen Betrieben zwischen 2005 und 2013 im Rahmen der entkoppelten Direktzahlungen ausgezahlt wurden. Die Biogaserzeugung wird in den empirischen Modellen der Kapitel 3, 4 und 5 über regionale Biogasdichten abgebildet, deren Basis Biogasanlagenregister der Agrarministerien in Niedersachsen und Schleswig-Holstein, Befragungsdaten aus der Betriebsleiterbefragung sowie EEG-Anlagenregister der deutschen Übertragungsnetzbetreiber bilden. Zur Erfassung weiterer preisbeeinflussender Faktoren in den Pacht- und Kaufpreismodellen wird darüber hinaus auf weitere Merkmale der Agrarstrukturerhebungen und Betriebsleiterbefragung, Wetterdaten des Deutschen Wetterdienstes, Ertragsmesszahlen landwirtschaftlicher Flächen der Finanzverwaltungen der Länder, Einlagenzinssätze der Europäischen Zentralbank sowie auf Daten zu regionalen Bevölkerungsdichten und zum Erzeugerpreisindex landwirtschaftlicher Produkte des Statistischen Bundesamtes zurückgegriffen.

In der Erhebung von einzelvertraglichen Pacht- und Kaufpreisdaten über Betriebsleiterbefragungen kann ein großer Vorteil gesehen werden, da neben den Pacht- und Kaufpreisen gezielt weitere vertragsspezifische Eigenschaften wie etwa der gleichzeitige Handel von Zahlungsansprüchen, die flächenspezifische Ertragsmesszahl, die Größe der Vertragsfläche, die Länge der Pachtverträge oder die Hof-Feldentfernung der Flächen erfasst werden können. Analysen auf Basis anderer Datenquellen sind zum einen an einen zunächst vordefinierten, teilweise an sachfremden Kriterien orientierten Merkmalskatalog gebunden und deshalb mitunter darauf angewiesen, regionale Durchschnittswerte als Proxyvariablen für z.B. die Ertragsfähigkeit der Flächen hinzuzuziehen oder einzelne preisbeeinflussende Faktoren zu vernachlässigen (z.B. BIERLEN et al., 1999; PATTON und MCERLEAN, 2003; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011).

Zum anderen liegen insbesondere Pachtpreisdaten häufig nur in aggregierter Form vor, d.h. die Analysen stützen sich auf durchschnittliche Pachtpreise auf Betriebsebene (z.B. HERRIGES et al., 1992; MÄRZ et al., 2016) oder regionale Durchschnittswerte (z.B. BRÜMMER und LOY, 2002; DU et al., 2008). Die Effekte vertragsspezifischer Eigenschaften können hier, wenn überhaupt, nur eingeschränkt abgebildet werden. Hinsichtlich der Analyse von regional aggregierten Daten weisen u.a. OPENSHAW und TAYLOR (1979) und FOTHERINGHAM und WONG (1991) zudem auf das Modifiable Areal Unit Problem hin, welches die Sensitivität von Schätzergebnissen gegenüber der Aggregationsebene und der Art der Abgrenzung der untersuchten Raumeinheiten anspricht. Dies impliziert einerseits die Gefahr möglicher Spezifikationsfehler und andererseits, dass die auf Basis aggregierter Daten quantifizierten Effekte pacht- und kaufpreisbeeinflussender Faktoren nicht auf andere Aggregationsebenen oder gar betriebs- und vertragsspezifische Preiszusammenhänge übertragen werden dürfen. Insofern sind je nach Fragestellung sowohl Analysen auf Basis einzelvertraglicher, einzelbetrieblicher als auch regional aggregierter Daten anzustreben. Aufgrund der eingeschränkten Datenverfügbarkeit bzw. aufwändigen Datenerhebungen sind Analysen von vertragsspezifischen Pachtpreisdaten allerdings eher selten (Ausnahmen bilden die Beiträge von BIERLEN et al., 1999, HÜTTEL et al., 2016 sowie KIRWAN und ROBERTS, 2016). Kaufpreisanalysen können dagegen häufiger auf vertragsspezifische Daten zugreifen (z.B. BARNARD et al., 1997; TSOODLE et al., 2006; COTTELEER et al., 2008; ABELAIRAS-ETXEBARRIA und ASTORKIZA, 2012; FEICHTINGER und SALHOFER, 2016).

Ein Nachteil der eingesetzten Betriebsleiterbefragung als Instrument der Datenerhebung ist darin zu sehen, dass die Stichproben im Vergleich zu anderen Pacht- und Kaufpreisanalysen relativ klein sind. Die einzelnen, im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Analysen auf Basis der Befragungsdaten umfassen lediglich Daten aus 213 Pachtverträgen und 135 Kaufverträgen (Kapitel 2) bzw. Beobachtungen aus 111 Pachtverträgen und 43 Kaufverträgen (Kapitel 4). Angesichts der vielen, sich teilweise aufgrund von Korrelationen überlagernden Pacht- und Kaufpreisdeterminanten lassen sich die Effekte einzelner Variablen in kleinen Stichproben schwieriger nachweisen und schränken die Aussagekraft der Ergebnisse ein. Insbesondere in den Kaufpreisanalysen kann angesichts der geringen Anzahl an Beobachtungen aus den zum Teil insignifikanten Schätzparametern nicht auf eine Bedeutungslosigkeit der jeweiligen Einflussfaktoren geschlossen werden. Zur Beurteilung des Ausmaßes von politik-induzierten Preissteigerungen auf den landwirtschaftlichen Bodenmärkten erscheinen deshalb weitere Analysen auf einer breiteren Datenbasis notwendig.

Ein weiterer kritischer Punkt ist die geringe Rücklaufquote in der durchgeführten Befragung, die mit unter 5% sehr gering ist. Der Anteil der teilnehmenden an den insgesamt zur Teilnahme aufgerufenen Landwirten ist in anderen Befragungsstudien im agrarökonomischen Bereich mit 20-40% oft weitaus höher (z.B. TRANTER et al., 2007; BATTERMANN et al., 2008; EMANN und THEUVSEN, 2012). Für den Vergleich ist allerdings zu berücksichtigen, dass der Fragebogen über den Landwirtschaftlichen Buchführungsverband versendet wurde, dessen Mandantenkreis nicht nur aktive Landwirte umfasst, sondern auch auslaufende und verpachtete (ehemalige) Betriebe sowie sonstige Unternehmen des landwirtschaftlichen Sektors. Die Gründe für die dennoch geringe Rücklaufquote in der hier durchgeführten Befragung dürften vor allem in der Abfrage hochsensibler Pacht- und Kaufvertragsdaten zu finden sein, für deren Offenlegung die meisten Landwirte eine recht hohe Hemmschwelle besitzen. Darüber hinaus könnte der verhältnismäßig hohe Bearbeitungsaufwand des Fragebogens viele Landwirte abgeschreckt haben.

Die geringe Rücklaufquote resultiert nicht nur in den kleinen, bereits angesprochenen Stichprobenumfängen, sondern wirft auch die Frage auf, ob die Ergebnisse von Selektionsverzerrungen betroffen sein könnten. Ein Non-response Bias tritt in Analysen von Befragungsdaten potentiell immer dann auf, wenn sich Teilnehmer und Nicht-Teilnehmer systematisch in spezifischen Charakteristika unterscheiden (ARMSTRONG und OVERTON, 1977; HUDSON et al., 2004). Im konkreten Fall ist vorstellbar, dass überwiegend thematisch interessierte und gut informierte Landwirte verstärkt zu einer Teilnahme an der Befragung bereit waren. Ein solcher Prozess der Selbstselektion kann mit einer Verzerrung der Ergebnisse einhergehen, wenn diese Eigenschaften beispielsweise mit dem Verhandlungsgeschick in Vertragsverhandlungen oder den erfassten preisbeeinflussenden Variablen korreliert sind. Auch wenn die Stichproben hinsichtlich der erfassten Merkmale für das Untersuchungsgebiet durchaus repräsentativ erscheinen, können die Ergebnisse möglicherweise nicht auf die Gesamtheit aller im Untersuchungsgebiet abgeschlossenen Pacht- und Kaufverträge übertragen werden.

Die Agrarstrukturerhebungen beinhalten demgegenüber eine sehr breite Erfassung der Pachtverhältnisse landwirtschaftlicher Betriebe und ermöglichen damit Pachtpreisanalysen auf einer weitaus größeren und repräsentativen Datenbasis. Anders als in der Betriebsleiterbefragung ist allerdings der landwirtschaftliche Betrieb die Erhebungseinheit, so dass die Daten der Agrarstrukturerhebungen das durchschnittliche Pachtpreinsniveau auf einzelbetrieblicher Ebene abbilden und ein Rückschluss auf einzelne Pachtverträge und spezifische Flächencharakteristika nicht möglich ist. Die Erhebungen werden in regelmäßigen (zwei- bis dreijährigen)



Abständen durch die Statistischen Ämter der Länder durchgeführt und sind je nach Erhebungsjahr als Totalerhebung oder repräsentative Erhebung auf etwa 25 % der landwirtschaftlichen Betriebe konzipiert. Pachtzahlungen werden jeweils in einer repräsentativen Stichprobe getrennt für Acker- und Grünland in Form von Bestandspachten (durchschnittliche Pachtpreise aller laufenden Verträge der Betriebe) und Neupachten erfasst. Letztere beziehen per Definition alle Pachtverträge ein, die in den letzten zwei Jahren mit Pachtpreisänderung verlängert oder für erstmals gepachtete Flächen neu abgeschlossen wurden. Es ist kritisch anzumerken, dass Pachtvertragsverlängerungen ohne Veränderung des Pachtzinses in den erfassten Neupachtpreisen der Agrarstrukturerhebungen unberücksichtigt bleiben. Bezogen auf die Pachtpreise aller neu abgeschlossenen und verlängerten Landpachtverträge werden die im Rahmen dieser Arbeit quantifizierten Pachtpreiseffekte der Agrarsubventionen (Kapitel 3) und Biogasförderung (Kapitel 5) deshalb vermutlich leicht überschätzt. In der Interpretation der Ergebnisse ist zudem das sogenannte Betriebssitzprinzip zu beachten, wonach in den Agrarstrukturerhebungen alle erfassten Merkmale eines Betriebes seinem Betriebssitz zugeordnet werden. Dies impliziert, dass die erhobenen Pachtpreisdaten unabhängig von der tatsächlichen Lage der Pachtflächen räumlich der Gemeinde des Betriebssitzes zugeordnet werden. Hieraus kann eine Unterschätzung der Effekte lokaler Pachtmarktbedingungen resultieren, wenn Betriebe z.B. aufgrund von angespannten Pachtmarktverhältnissen infolge einer hohen regionalen Viehdichte auf weiter entfernte Pachtflächen mit einem geringeren Pachtpreisniveau ausweichen.

Da die landwirtschaftlichen Betriebe ab einer bestimmten Mindestgröße im Rahmen der Agrarstrukturerhebungen gesetzlich zur Auskunft verpflichtet sind, ist eine hohe Responserate sichergestellt und der ansonsten bei Befragungen potentiell auftretende Non-Response Bias de facto bedeutungslos. Bewusste Falschantworten als Ausdruck einer Verweigerungshaltung oder auch gezielte Manipulationen zur Verfälschung von Pachtmarktstatistiken bleiben allerdings nicht ausgeschlossen und könnten die Ergebnisse der durchgeführten Pachtpreisanalysen beeinflusst haben. Eine Beurteilung der Relevanz dieses Sachverhaltes ist jedoch allgemein schwierig. Trotz der genannten Schwächen weist das Datenmaterial der Agrarstrukturerhebungen angesichts der breiten Datenbasis ein Alleinstellungsmerkmal auf, das mit Blick auf die Repräsentativität und die große Anzahl an Beobachtungen eine hohe Aussagekraft der durchgeführten Analysen sicherstellt.

Wesentlich kritischer sind die in Kapitel 3 verwendeten Daten zu den entkoppelten Direktzahlungen zu bewerten. Im Rahmen der Agrarstrukturerhebungen wird die betriebsspezifische

Höhe der Direktzahlungen nicht erfasst, so dass die Analyse auf Daten aus externen Datenquellen angewiesen ist. Für die Ermittlung der Überwälzungseffekte wird im Optimalfall ein Zusammenhang der einzelbetrieblichen Pachtpreise für neu gepachtete Flächen mit den auf diesen Flächen aktivierten Zahlungsansprüchen hergestellt. Da in den Agrarstrukturerhebungen keine flächenspezifische Erfassung der Pachtpreise erfolgt, ist jedoch eine exakte Zuordnung von Zahlungsansprüchen von vornherein ausgeschlossen und stattdessen eine Verwendung regionaler Durchschnittswerte beispielsweise auf Landkreisebene anzustreben.<sup>67</sup> Der Datenbestand der Agrarverwaltungs- und Prämienstellen der Länder, der in der zentralen Datenbank des integrierten Verwaltungs- und Kontrollsystems (InVeKoS-Datenbank) deutschlandweit zusammengeführt wird, bietet zwar grundsätzlich die Möglichkeit von solch regionalisierten Auswertungen der Prämienzahlungen an landwirtschaftliche Betriebe, eine Bereitstellung von Daten wurde jedoch von der Zentralen InVeKoS-Datenbank abgelehnt. Aus diesem Grund erfolgte die Analyse in Kapitel 3 auf Basis der Grünland- und Regionalprämien, die innerhalb der Bundesländer keine Variation aufweisen. Die damit einhergehende Vernachlässigung der regionalen Streuung der je Hektar ausgezahlten Höhe der Direktzahlungen innerhalb der Bundesländer, die aus den betriebsindividuellen Prämienanteilen resultierte, muss als Schwäche der durchgeführten Analysen aufgefasst werden. Für eine umfassende ex-post Evaluation der agrarpolitischen Fördermaßnahmen ist daher zu fordern, dass von der öffentlichen Hand für die künftige wissenschaftliche Forschung regional höher aufgelöste Daten zur Höhe der Betriebsprämien bereitgestellt werden.

Hinsichtlich der Daten zur Biogasproduktion werden in Kapitel 4 einerseits durchschnittliche Biogasdichten auf Landkreisebene und andererseits betriebspezifische Daten zur Zahl der Biogasanlagen im räumlichen Umfeld der landwirtschaftlichen Betriebe verwendet. Die gewählten Indikatoren orientieren sich in erster Linie an der Datenverfügbarkeit, sind jedoch insbesondere mit Blick auf die geringe Auflösung der landkreisbezogenen Daten kritisch zu diskutieren. Eine räumliche Aggregation geht stets mit einem Informationsverlust einher und ist darüber hinaus mit dem Problem konfrontiert, dass die regionale Abgrenzung auf Basis administrativer Gebietseinheiten kein strukturgebendes Merkmal für lokale Pachtmärkte darstellt und damit von dem oben bereits angesprochenen Modifiable Areal Unit Problem betrof-

---

<sup>67</sup> Eine Verknüpfung der einzelbetrieblichen Pachtpreisdaten mit betriebsindividuellen Prämienhöhen ist aus datenschutzrechtlichen Gründen nicht möglich und erscheint überdies auch inhaltlich nicht sinnvoll, da von landwirtschaftlichen Betrieben bei Zupachtung von Flächen in der Regel zusätzliche Zahlungsansprüche zu beschaffen waren, deren Zahlungshöhe von den übrigen Zahlungsansprüchen des jeweiligen Betriebes abgewichen sein dürfte.

fen sein kann. Der Vergleich der alternativen Pachtpreismodelle mit den Biogasdaten aus der Betriebsleiterbefragung und den landkreisbezogenen Daten der Landesagrarministerien verdeutlicht, dass eine hohe Aggregationsebene wie im letztgenannten Fall eine Identifizierung der Pachtpreiseffekte der Biogaserzeugung erschwert (insbesondere in den kleinen Stichproben). Die Datenqualität der in der Betriebsleiterbefragung erfassten Biogasdichte ist hinsichtlich der räumlichen Auflösung zwar als hoch einzuschätzen, bleibt jedoch notwendigerweise aufgrund des einzelbetrieblichen Bezugs auf die Verwendung in den Datensätzen aus der Betriebsleiterbefragung beschränkt.

Für die Analysen in Kapitel 3 und 5 wird daher zur Erfassung regionaler Biogasdichten auf das umfassende Datenmaterial der vier deutschen Übertragungsnetzbetreiber zurückgegriffen. Die Veröffentlichung der Daten beruht auf der im EEG verankerten gesetzlichen Meldepflicht der Netzbetreiber und umfasst detaillierte Informationen über sämtliche EEG-Anlagen in Deutschland. In den Datensätzen ist jedoch nur eine grobe Kategorisierung der Anlagen nach Art des Energieträgers (Wind, Wasser, Sonne und Biomasse) abgelegt. Da im Bereich der Biomasseanlagen keine systematische Unterscheidung zwischen Biogasanlagen, kommunalen Reststoffanlagen, Klärgasanlagen und Altholzanlagen erfolgt, ist die für die Analyse der Biogaseffekte auf den Pachtmarkt notwendige Isolierung von Biogasanlagen erschwert. Neben den Anlagenstammdaten der Biomasseanlagen, die u.a. Informationen über das Jahr der Inbetriebnahme, die aktuell installierte elektrische Leistung und den Anlagenstandort enthalten, kommen deshalb zusätzlich die jährlich durch die Netzbetreiber veröffentlichten Bewegungsdaten der Anlagen zum Einsatz, die Auskunft über die eingespeisten Energiemengen, die Vergütung und die ausgezahlten Boni geben. Einzelne Boni wie der Bonus für nachwachsende Rohstoffe, der Güllebonus, der Landschaftspflegebonus und der Bonus für Emissionsminderung werden ausschließlich für Strom aus Biogasanlagen ausgezahlt und bieten deshalb eine geeignete Grundlage für die weitergehende Datenfilterung. In einer repräsentativen Befragung von rund 800 Biogasanlagenbetreibern in Deutschland ermittelt eine Studie des Deutschen Biomasse Forschungszentrums, dass von den nach den EEG 2000-2009 vergüteten Biogasanlagen über 95% den Bonus für nachwachsende Rohstoffe, knapp 85% den Güllebonus und etwas mehr als 50% eine Vergütungserhöhung für Emissionsminderung erhalten (DBFZ, 2014). Über die ausgezahlten Boni ist damit eine recht sichere Identifizierung von Biogasanlagen im Datensatz möglich. Trotzdem ist nicht auszuschließen, dass der regionale Anlagenbestand in einzelnen Fällen überschätzt wurde. Dies geht in erster Linie darauf zurück, dass einige Energieversorger Wärmekraftwerke mit Biomethan-Blockheizkraftwerken auf der Basis von anderorts produziertem Biogas betreiben und den Bonus für nachwachsende

Rohstoffe erhalten können, wenn innerhalb des Netzanschlussgebietes die entsprechende Menge an Biogas in das Gasnetz eingespeist wurde. Da die Anzahl von Biogasanlagen mit Gasaufbereitung und Netzeinspeisung gemessen an der Anzahl der Biogasanlagen mit Vor-Ort-Verstromung relativ gering ist<sup>68</sup>, dürfte dies jedoch für die im Rahmen der Arbeit durchgeführten Analysen kein gravierendes Datenproblem darstellen.

Bei der Erstellung eines zeitlich differenzierten Anlagenregisters tritt allerdings noch eine weitere Ungenauigkeit hinsichtlich der Kapazität des Anlagenbestandes auf: Bei Erweiterung bestehender Biogasanlagen, wie sie in der landwirtschaftlichen Praxis nicht unüblich waren, wird diesen Anlagen im Datensatz zunächst auch in den früheren Jahren die installierte Leistung des letzten Ausbaustandes zugewiesen. Zur Korrektur dieser Verzerrung werden deshalb auf Basis der aktuell installierten Leistung und den jährlich eingespeisten Strommengen Informationen zur Auslastung der Anlagen in den einzelnen Jahren genutzt. Eine geringe Auslastung in frühen Jahren und ein sprunghafter Anstieg in darauffolgenden Jahren kann als Hinweis auf eine Anlagenerweiterung gedeutet werden (hier wird ein Sprung der Auslastung im Zeitablauf von unter 60% auf über 80% als Indikator verwendet). Letztlich bleibt aber fraglich, ob die Anlagenhistorie über diese Routine vollständig und korrekt nachvollzogen werden kann. Insgesamt ist damit kritisch anzumerken, dass die in den Kapiteln 3 und 5 verwendeten Daten zur Biogasdichte zumindest geringfügige Messfehler aufweisen können, die möglicherweise zu einer Verzerrung der Schätzergebnisse geführt haben (WOOLDRIDGE, 2010: 78ff.).

### **6.3 Kritische Würdigung der eingesetzten Methodik**

Im Fokus dieser Dissertation steht die Ermittlung der Überwälzungseffekte von Agrarsubventionen und des Einflusses der politisch geförderten Biogaserzeugung auf die Pacht- und Bodenmärkte in Deutschland. Hierfür kommen regressionsanalytische Methoden zum Einsatz, die mit der Berücksichtigung von korrelierten Fehlertermen in der Analyse von einzelvertraglichen Pacht- und Kaufpreisdaten (Kapitel 2), räumlichen Abhängigkeiten der ökonomischen Prozesse auf Pachtmärkten (Kapitel 3-5) und potentiellen Korrelationen des Fehlerterms mit den erklärenden Variablen (Kapitel 3 und 5) spezifische Problemstellungen in der Analyse von empirischen Pacht- und Bodenpreisdaten aufgreifen. Der methodische Schwerpunkt liegt

---

<sup>68</sup> Das Deutsche Biomasse Forschungszentrum schätzt den Anlagenbestand zum Stichtag 31.12.2013 auf 154 Biogas-Aufbereitungsanlagen und 7.700 Biogasanlagen mit Vor-Ort-Verstromung (DBFZ, 2014).

auf der Anwendung räumlich-ökonometrischer Schätzverfahren, die mithilfe eines Spatial Lags der abhängigen Variablen räumliche Spillover-Prozesse berücksichtigen und mittels eines Spatial Errors räumliche Strukturen im Fehlerterm erfassen.

Zentraler Kritikpunkt räumlich-ökonometrischer Analysen ist die a priori zu spezifizierende Gewichtungsmatrix, die den räumlichen Bezug zwischen den einzelnen Beobachtungen herstellt. Die ökonomische Theorie liefert wenig Anhaltspunkte für die korrekte Spezifikation der Matrix, so dass deren Festlegung letztlich willkürlich bleibt (ANSELIN, 2002; ARBIA und FINGLETON, 2008). Da die Ergebnisse der geschätzten Modelle von der vorgegebenen Struktur der räumlichen Gewichtungsmatrix beeinflusst werden können (STETZER, 1982), werden in den Kapiteln 3 und 5 Sensitivitätsanalysen mit unterschiedlichen Gewichtungsmatrizen durchgeführt. Die Ergebnisse erweisen sich dabei als weitgehend robust gegenüber alternativen Spezifikationen. Es ist allerdings kritisch anzumerken, dass sich die durchgeführten Sensitivitätsanalysen auf unterschiedliche Formulierungen der Nachbarschaftsbeziehungen beschränken und das mögliche Modifiable Areal Unit Problem unberücksichtigt lassen. Letzteres besitzt für die Spezifikation von räumlichen Gewichtungsmatrizen Relevanz, weil der Umkreis, innerhalb dessen räumliche Abhängigkeiten angenommen werden, vorab definiert wird. Allgemein stellen LESAGE und PACE (2014) jedoch heraus, dass die vermeintliche, in der Literatur oftmals kritisierte Sensitivität von Schätzergebnissen in Bezug auf unterschiedliche Konzeptionen der Gewichtungsmatrizen häufig auf eine Fehlinterpretation der Regressionsparameter oder Fehlspezifikationen der empirischen Modelle zurückzuführen ist. So weisen sie zum einen darauf hin, dass sich Modellvergleiche stets auf die geschätzten marginalen Effekte und nicht auf die  $\beta$ -Parameter beziehen müssen und heben zum anderen hervor, dass eine Sensitivität von Schätzergebnissen vor allem auch durch Korrelationen der erklärenden Variablen mit unbeobachteter räumlicher Heterogenität verursacht werden kann. Empirische Modelle, die hinsichtlich relevanter Einflussgrößen unvollständig sind, führen demnach nicht nur zu potentiell verzerrten Parameterschätzern aufgrund von Endogenitätsproblemen, sondern erweisen sich auch als wenig robust gegenüber Fehlspezifikationen der räumlichen Gewichtungsmatrix.

Die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Modellschätzungen versuchen die Bodenrente und die Bedingungen auf den Pacht- und Bodenmärkten durch ein umfangreiches Set an erklärenden Variablen möglichst vollständig zu erfassen, sind in diesem Bestreben aber letztlich an die Möglichkeiten zu deren Beobachtung und Messung einerseits und die Datenverfügbarkeit andererseits gebunden. Wie in den meisten ökonometrischen Analysen bleibt deshalb

eine Verzerrung der geschätzten Modellparameter aufgrund unbeobachteter Heterogenität nicht ausgeschlossen. Kapitel 3 geht näher auf diese Problematik ein. Die in den Kapiteln 3-5 gewählten Modellspezifikationen mit Spatial-Error-Komponente können zwar unbeobachtete räumliche Heterogenität erfassen, setzen aber hinsichtlich der Robustheit der Ergebnisse eine korrekte Spezifikation der räumlichen Gewichtungsmatrix voraus und heben potentielle Endogenitätsprobleme durch Korrelationen der untersuchten Einflussfaktoren mit unbeobachteten Effekten nicht auf.

Ein weiterer Kritikpunkt sind die in Bezug auf die Form des funktionalen Zusammenhangs unflexiblen Spezifikationen der angewendeten Schätzmodelle, die - wie in der Analyse von Pacht- und Kaufpreisdaten landwirtschaftlicher Flächen nicht unüblich<sup>69</sup> - über mögliche nichtlineare Zusammenhänge weitgehend hinwegsehen. MÄRZ et al. (2016) können unter Verwendung semi-parametrischer Modelle für gemischte Acker- und Grünlandpachten aus Deutschland für zahlreiche Pachtpreisdeterminanten allerdings nichtlineare Zusammenhänge nachweisen, die möglicherweise auch für isolierte Schätzungen von Acker- und Grünlandpachten relevant sind.<sup>70</sup> Auch in einigen Kaufpreisanalysen werden nicht-lineare Zusammenhänge erkannt (MADDISON, 2000; PATTON und MCERLEAN, 2003; ABELAIRAS-ETXEARRIA und ASTORKIZA, 2012; FEICHTINGER und SALHOFER, 2016). Die Vernachlässigung möglicher Nichtlinearitäten ist im Falle räumlich-ökonomischer Modellschätzungen auch vor dem Hintergrund kritisch zu sehen, als dass eine Fehlspezifikation der funktionalen Zusammenhänge räumliche Autokorrelationen in den Residuen hervorrufen kann (MCMILLEN, 2003; KOSTOV, 2009). Box-Cox-Verfahren, wie sie in hedonischen Preismodellen häufig angewendet werden, um lineare Modelle gegenüber doppel-log und semi-log Modellen zu testen (z.B. HÜTTEL et al., 2016), liefern im Falle von räumlichen Abhängigkeiten in den Daten keine verlässlichen Ergebnisse (BALTAGI und LI, 2004) und erscheinen daher für die räumlichen

---

<sup>69</sup> Vgl. z.B. LENCE und MISHRA, 2003; PATTON et al., 2008; BREUSTEDT und HABERMANN, 2011; KILIAN et al., 2012; KROPP et al., 2015; KIRWAN und ROBERTS, 2016; SHAIK et al., 2005; TAYLOR und BRESTER, 2005; COTTELEER et al., 2008; WU und LIN, 2010.

<sup>70</sup> Der Beitrag ist weiterhin auch deshalb interessant, weil er mithilfe von Quantilsregressionen zeigen kann, dass der Einfluss einzelner Variablen vom Niveau der Pachtpreise abhängig ist. Im Rahmen dieser Arbeit wird hingegen auf die durchschnittlichen Effekte über das gesamte Spektrum der Pachtpreise fokussiert, denen hinsichtlich der behandelten Fragestellungen zum Einfluss der Agrar- und Energiepolitik auf Pacht- und Bodenpreise wohl eine größere Bedeutung beizumessen ist.

Modellschätzungen ungeeignet.<sup>71</sup> Mit Blick auf die Selektion einer bestmöglich an die Daten angepassten Funktionsform und auch einer datengetriebenen Identifizierung korrekter räumlicher Gewichtungsmatrizen (siehe auch LESAGE und PACE, 2009: 169ff.) kann deshalb der Einsatz von Bayesianischen Schätzverfahren einen Vorteil gegenüber den im Rahmen dieser Arbeit angewendeten frequentistischen Regressionsanalysen bieten (COTTELEER et al., 2011). Für künftige räumlich-ökonomische Analysen von Pacht- und Kaufpreisdaten sind sie ein erwägenswerter Ansatzpunkt.

Räumlich-ökonomische Analysen, die sich wie die hier vorgelegten Untersuchungen auf ein räumlich begrenztes Untersuchungsgebiet beschränken, sind außerdem mit dem Problem nicht beobachteter Einflüsse von außen konfrontiert (ANSELIN, 1988: 172ff.; FLORAX und REY, 1995). Da das Preisniveau außerhalb der Grenzen des Untersuchungsgebietes unberücksichtigt bleibt, bezieht die Schätzung der räumlichen Preistransmissionen über die Spatial-Lag-Variable aufgrund von Beobachtungen an den äußeren Rändern nicht alle relevanten Informationen ein und berücksichtigt die Spilloverprozesse nicht vollständig. Das gleiche Problem ergibt sich auch aus der Nichtberücksichtigung von Beobachtungen, die zwar innerhalb des Untersuchungsgebietes liegen, in der analysierten Stichprobe aber nicht erfasst werden (DARMOFAL, 2015: 27f.). Hieraus kann eine Verzerrung des geschätzten Parameters für den Spatial Lag resultieren, was seine inhaltlichen Interpretationsmöglichkeiten einschränkt. Wie von LESAGE und PACE (2014) am Beispiel variierender Schätzer für den Spatial Lag infolge unterschiedlicher Spezifikationen der Gewichtungsmatrix gezeigt, ist hieraus aber nicht automatisch auf eine substantielle Verzerrung der marginalen Effekte für die untersuchten Einflussfaktoren zu schließen.

In Bezug auf die in Kapitel 4 und 5 durchgeführten Pachtpreisanalysen auf Basis regional aggregierter Daten muss mit Blick auf das Modifiable Areal Unit Problem hervorgehoben werden, dass die Schätzergebnisse keine Rückschlüsse auf individuelles Verhalten der Akteure an den Pachtmärkten zulassen. So kann beispielsweise aus dem geschätzten, signifikant positiven Effekt regionaler Biogasdichten auf das gemeindedurchschnittliche Pachtpreisniveau nicht geschlussfolgert werden, dass Betreiber von Biogasanlagen höhere Pachtpreise zahlen als Landwirte ohne Biogasanlage. Ein solcher Zusammenhang ließe sich nur über Ana-

---

<sup>71</sup> Dem Vorgehen von HÜTTEL et al. (2016) folgend werden für die Modellschätzungen in den Kapiteln 3 und 5 zwar dennoch Box-Cox-Verfahren angewendet, diese liefern aber keine hilfreichen Ergebnisse (alle getesteten Modellspezifikationen werden hochsignifikant abgelehnt). Dies könnte auf die unzureichende Performance im Falle räumlich korrelierter Daten zurückzuführen sein.

lysen einzelbetrieblicher Pachtpreise nachweisen. Allgemein sind Schätzergebnisse von der Aggregationsebene abhängig und werden überdies auch von der Art und Weise der räumlichen Gebietsabgrenzung beeinflusst (OPENSHAW und TAYLOR, 1979; ARBIA, 1989: 2ff.). Für räumlich-ökonometrische Analysen ist weiterhin problematisch, dass eine nicht adäquate Abgrenzung der analysierten Raumeinheiten räumliche Abhängigkeiten in den Daten hervorrufen kann (ANSELIN, 1988: 12; BRADY und IRWIN, 2011). Auch der Einsatz von regional aggregierten Daten für die erklärenden Variablen kann mit Messfehlern einhergehen und demzufolge zu verzerrten Parameterschätzern führen. Eine Verwendung von gemeinde- oder landkreisbezogenen Daten wie zum Beispiel in den Analysen von HABERMANN und BREUSTEDT (2011) und KILIAN et al. (2012) erscheint deshalb fragwürdig. Da administrative Gebietsabgrenzungen keine Bedeutung für die untersuchten ökonomischen Prozesse haben, werden regionale Einflussfaktoren über gemeinde- oder landkreisbezogene Daten insbesondere für Beobachtungen, die am Rand der jeweiligen Gebietskörperschaft liegen, unzureichend abgebildet. Um das Modifiable Areal Unit Problem in den erklärenden Variablen abzuschwächen, wird in den Kapiteln 3 und 5 anstelle von gemeinde- oder landkreisbezogenen Daten für die regionalen Einflussfaktoren der regionalen Vieh-, Biogas- und Bevölkerungsdichten deshalb eine flexiblere Formulierung gewählt, die die jeweiligen Dichten in der Umgebung einer Beobachtung auf Basis ihrer Georeferenz berechnet. Insgesamt ist allerdings gerade mit Blick auf die Analysen regional aggregierter Pachtpreisdaten festzuhalten, dass unterschiedliche Konstitutionen der untersuchten Raumeinheiten Änderungen in den Daten und damit auch Änderungen von Schätzergebnissen hervorrufen können, dessen Ausmaß im Rahmen dieser Dissertation nicht näher analysiert wurde.

In den Einzelbeiträgen in den Kapiteln 3-5 werden ausschließlich Querschnittsanalysen eingesetzt. Zumindest in den Analysen in Kapitel 3, die den Einfluss der EU-Direktzahlungen auf Grünlandpachten im Zeitablauf betrachten, weisen die verwendeten Daten jedoch eine Panelstruktur auf. Das Panel ist allerdings hochgradig unbalanciert, da nur für einen Teil der Beobachtungseinheiten (Betriebe) mehrmalige Pachtpreisbeobachtungen im Zeitablauf vorliegen. Eine diesbezügliche Auswertung der Panelstruktur ergibt, dass über 75 % der Betriebe mit Neupachtungen von Grünland eine Zupacht von Grünlandflächen lediglich in einem einzelnen Jahr während des Untersuchungszeitraums verzeichnen konnten und für nur 1,5 % der Betriebe mehr als zwei Pachtpreisbeobachtungen im Zeitablauf vorliegen. Die Möglichkeiten zur Ausnutzung der Panelstruktur sind deshalb erheblich eingeschränkt, solange der Vorteil einzelbetrieblicher Analysen gegenüber Auswertungen regional aggregierter Daten erhalten blei-



ben soll. Dennoch muss angemerkt werden, dass eine Verwendung von Panelschätzern die Effizienz von Schätzungen erhöhen kann.

Allgemein sind in empirischen Studien zu den Determinanten von Pacht- und Bodenpreisen landwirtschaftlicher Flächen nicht nur Querschnittsanalysen, sondern auch Paneldatenmodelle breit vertreten. Gegenüber Querschnittsmodellen weisen Panelmodelle bei Verfügbarkeit entsprechender Daten in der Analyse von Kauf- und Pachtpreisdaten neben der allgemein gesteigerten Effizienz der Schätzung zwei wesentliche Vorteile auf. Erstens lassen sich auch dynamische Effekte in den Pacht- und Bodenpreisen analysieren, so dass sich beispielsweise der Einfluss von Änderungen des Agrarpreisniveaus ermitteln lässt und die Wirkung von Politikänderungen wie der Entkopplung der Direktzahlungen besser abgeschätzt werden kann. Zweitens erlauben Panelmodelle mittels Fixed-Effects-Schätzungen die Kontrolle unbeobachteter Heterogenität, deren Vernachlässigung im Falle von Korrelationen mit den untersuchten Einflussfaktoren zu verzerrten Parametern führt. So verwenden zum Beispiel BRÜMMER und LOY (2002) ein Fixed-Effects-Panelmodell zur Analyse des Einflusses der gekoppelten Direktzahlungen auf Pachtpreise in Schleswig-Holstein, KIRWAN (2009), HENDRICKS et al. (2012) und IFFT et al. (2015) setzen ein solches Modell zur Ermittlung der Überwälzungseffekte von Agrarsubventionen auf US-amerikanische Pachtpreise ein und PATTON et al. (2008) analysieren damit die Wirkung von EU-Direktzahlungen auf Pachtpreise in Nordirland. Die genannten Arbeiten sehen allerdings über mögliche Verzerrungen durch räumliche Abhängigkeiten in den beobachteten Pachtpreisdaten hinweg. Die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Pachtmarktanalysen zeigen allerdings, dass räumliche Interdependenzen in signifikanter Weise auf Pachtmärkten auftreten.

Eine erste Integration von räumlichen Schätzverfahren in Panelmodelle zur Pacht- und Bodenpreisanalyse gelingt DU et al. (2008), WOODARD et al. (2010) und HUANG et al. (2006), die jedoch die räumlichen Abhängigkeiten restriktiv modellieren. Allgemeinere räumliche Modelle, wie sie im Rahmen dieser Arbeit verwendet werden, sind inzwischen auch für Paneldatenmodelle verfügbar (ELHORST, 2014). BAYLIS et al. (2011) demonstrieren deren Anwendung am Beispiel einer Analyse US-amerikanischer Bodenkaufpreise. Für zukünftige Forschungsvorhaben sind sie ein vielversprechender Ansatz, da sie in der Lage sind, die räumlichen Abhängigkeiten in den Pacht- und Kaufpreisdaten zu berücksichtigen und Fixed-Effects-Schätzungen einen methodischen Ausweg zur Vermeidung verzerrter Schätzergebnisse durch unbeobachtete Heterogenität darstellen. Letzteres kann sich auch im Hinblick auf die Ermittlung der Überwälzungseffekte von Direktzahlungen als sinnvoll erweisen, da die Höhe

der Zahlungen von der historischen Produktivität und Produktionsstruktur einzelner Betriebe bzw. der Betriebe innerhalb einer Region determiniert wurde und damit höchstwahrscheinlich mit der Höhe der Bodenrente korreliert. Pachtpreismodelle, die die Produktivität und Produktionsstruktur der Untersuchungseinheiten nicht vollständig erfassen oder nicht über fixe Effekte kontrollieren, führen somit möglicherweise zu verzerrten Schätzergebnissen für die Überwälzung der Direktzahlungen. Eine solche Verzerrung ist auch in der präsentierten Analyse der Überwälzungseffekte von Direktzahlungen auf Grünlandpachten in Kapitel 3 dieser Arbeit nicht auszuschließen.

Für räumliche Fixed-Effects-Panelschätzungen ergeben sich allerdings auch Einschränkungen. Erstens ist der Einfluss zeitkonstanter Variablen nicht schätzbar. Zweitens erfordern Panelmodelle mit fixen Effekten mehrmalige Beobachtungen für jede Untersuchungseinheit, so dass Schätzungen auf Basis einzelbetrieblicher Daten nur eingeschränkt möglich sind, weil Neupachtungen und Flächenkäufe bezogen auf einen Betrieb nur in einzelnen Jahren eintreten. Analysen einzelbetrieblicher Pacht- und Bodenpreise kämen nicht ohne eine restriktive Selektion der Beobachtungseinheiten auf diejenigen Betriebe mit mehrmaliger Aktivität auf dem Pacht- bzw. Bodenmarkt aus, was einen Sample Selection Bias, also Selektionsverzerrungen der geschätzten Parameter, sehr wahrscheinlich macht (HECKMAN, 1979). Folglich erscheinen für die zukünftige Forschung im Bereich der Ermittlung politischer Einflussfaktoren auf Pacht- und Bodenpreise insbesondere räumliche Fixed-Effects-Panelschätzungen auf Basis regional aggregierter Daten interessant. Unter Verwendung der umfassenden Datenbasis aus den amtlichen Agrarstrukturerhebungen zu den Neupachtpreisen landwirtschaftlicher Betriebe ließe hierfür beispielsweise das durchschnittliche Pachtpreisniveau auf Landkreisebene bilden, dessen Analyse die Wirkung agrar- und energiepolitischer Eingriffe auf Pachtpreise weiter eruieren und die im Rahmen dieser Arbeit gewonnen Erkenntnisse überprüfen und weiter festigen kann.

#### **6.4 Implikationen für Politik und Praxis**

Die Dissertation setzt sich mit der Entwicklung der Pacht- und Bodenpreise im Kontext der agrar- und energiepolitischen Subventionspolitiken auseinander und kann aufzeigen, dass die EU-Direktzahlungen und die Förderung der Biogasproduktion mit erheblichen Überwälzungseffekten auf landwirtschaftliche Pacht- und Bodenpreise verbunden sind. Damit liefert die Arbeit Politik und landwirtschaftlichen Interessengruppen Diskussionsgrundlagen für eine Neuausrichtung dieser Politiken, die im Bereich der Direktzahlungen auf eine höhere Trans-

ferreffizienz und im Bereich der Förderung erneuerbarer Energien auf eine Verminderung der unerwünschten Nebenwirkungen auf Pacht- und Bodenpreise abzielt. Letzteres ist bereits in die Zieldimensionen der EEG-Novellierungen der Jahre 2012, 2014 und 2016 eingeflossen, welche zunächst die flächenintensive Substratproduktion für Biogasanlagen eindämmten und zuletzt ein Ausschreibungsverfahren zur Ermittlung der Einspeisevergütungen für Strom aus Biogasanlagen einführen. Durch die wettbewerbliche Ausschreibung wird sich die Vergütung des Stroms neuer Biogasanlagen an den Produktionskosten orientieren und die pachtpreisstärkende Wirkung der Bioenergieförderung damit vermutlich zum Stillstand bringen. Die im Rahmen dieser Arbeit gewonnenen Erkenntnisse sind aber auch über den deutschen Kontext hinaus von Belang. Vor dem Hintergrund notwendiger nationaler Politiken zur Erfüllung des internationalen Klimaschutzabkommens ist denkbar, dass auch andere Länder die Förderung Erneuerbarer Energien verstärkt in den Kanon politischer Maßnahmen aufnehmen werden. Deutschland hat eine Vorreiterrolle im Bereich des Ausbaus Erneuerbarer Energien gespielt und die im Rahmen der ex-post Analysen gewonnenen Erkenntnisse aus Deutschland können in die Feinjustierung derartiger Politiken einfließen.

Für die praktische Landwirtschaft, die sich mit dem Bau von Biogasanlagen eine von den schwankenden Preisen auf den Agrargütermärkten unabhängige Einkommensquelle erschließen konnte, liefern die vorgelegten Analysen eine Veranschaulichung der negativen Begleiterscheinungen der Biogaserzeugung auf die Pacht- und Bodenmärkte. Durch die Biogasförderung wurde eine Steigerung der Flächenkonkurrenz induziert, in deren Folge Betreiber von Biogasanlagen bei Zunahme der Anlagenzahlen in der Region einen zunehmend größeren Anteil ihrer Wertschöpfung für die Flächenpacht aufwenden müssen, um die Substratversorgung der Anlagen zu gewährleisten. Gerade in Regionen mit einer hohen Dichte der Viehhaltung ist den Ergebnissen der Arbeit zufolge davon auszugehen, dass die Einkommenseffekte durch eine Überwälzung der Fördermittel auf Pachtpreise deutlich geschmälert werden. Darüber hinaus werden auch Betriebe ohne Biogasanlage mit dem biogas-induzierten Pachtpreisauftrieb konfrontiert, so dass deren Entwicklungsmöglichkeiten gehemmt werden und die Rentabilität flächenabhängiger Betriebszweige durch hohe Pachtaufwendungen eingeschränkt wird.

Weiterhin legen die Ergebnisse der Arbeit eine kritische Auseinandersetzung mit dem System der entkoppelten EU-Direktzahlungen nahe. Der geringe Wert von Zahlungsansprüchen für die Betriebsprämien, der sich in der Analyse des Pacht- und Kaufpreisaufschlags für mitgethandelte Zahlungsansprüche auf die Ackerlandpreise gezeigt hat, lässt auf einen Überschuss

der Zahlungsansprüche schließen. Einhergehend sind die Zahlungen in erster Linie an den knappen Produktionsfaktor Fläche gebunden und fließen damit im Wettbewerb um knappe Agrarflächen in die Zahlungsbereitschaften der Landwirte am Pacht- und Bodenmarkt ein. Die Ergebnisse für den Pachtmarkt von Grünland verdeutlichen, dass deshalb von einer beachtlichen Überwälzung der entkoppelten Direktzahlungen auf die Pachtpreise ausgegangen werden muss und so am Ende nicht nur die aktiven Landwirte, sondern vor allem auch die Verpächter der Flächen von der Gewährung der Fördermittel profitieren. Die hier durchgeführten Analysen zur Überwälzung der Agrarsubventionen fokussieren angesichts bisheriger Forschungslücken auf den Pachtmarkt für Grünland. Es ist aber wahrscheinlich, dass sich auch in den Pachtpreisen für Ackerland ein hoher Anteil der Flächenprämien wiederfindet. HABERMANN und ERNST (2010) und KILIAN et al. (2012) liefern Anhaltspunkte hierfür. Folglich erweisen sich die Prämienzahlungen vorrangig für Betriebe mit hohen Eigenlandanteilen als einkommenswirksam. In Deutschland werden allerdings rund 60% der landwirtschaftlichen Nutzflächen auf Pachtbasis bewirtschaftet, so dass die Transfereffizienz der entkoppelten Direktzahlungen angesichts einer hohen Überwälzung auf Pachtpreise insgesamt in Frage gestellt werden muss. Im Zuge des Strukturwandels ist von einer weiteren Zunahme der Pachtanteile landwirtschaftlicher Betriebe auszugehen, so dass sich die unerwünschten Verteilungswirkungen unter Beibehaltung flächenbezogener Transferzahlungen in Zukunft weiter verstärken werden. Die jüngste Agrarreform aus dem Jahr 2013 hat in Form der Basisprämie an der Einkommensstützung über einheitlich flächenbezogene Direktzahlungen festgehalten, jedoch knapp 40% der Fördermittel in die neuen Prämielemente der Greening-, Umverteilungs- und Junglandwirteprämie umgeschichtet. Zumindest für die Umverteilungs- und Junglandwirteprämie können durch deren Heterogenität zwischen den Betrieben geringere Überwälzungseffekte vermutet werden. Die konkreten Auswirkungen der neuen Förderelemente auf die Verteilung der Prämienrenten zwischen Pächter und Verpächter und auch deren Auswirkungen auf die Agrarstruktur werden Gegenstand zukünftiger Forschung sein.

## Literaturverzeichnis

- ABELAIRAS-ETXEARRIA, P. und I. ASTORKIZA (2012): Farmland prices and land-use changes in periurban protected natural areas. In: *Land Use Policy* 29 (3): 674–683.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht [u.a.].
- ANSELIN, L. (2002): Under the hood issues in the specification and interpretation of spatial regression models. In: *Agricultural Economics* 27 (3): 247–267.
- ARBIA, G. (1989): *Spatial Data Configuration in Statistical Analysis of Regional Economic and Related Problems*. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics 14. Kluwer, Dordrecht.
- ARBIA, G. und B. FINGLETON (2008): New spatial econometric techniques and applications in regional science. In: *Papers in Regional Science* 87 (3): 311–317.
- ARMSTRONG, J.S. und T.S. OVERTON (1977): Estimating nonresponse bias in mail surveys. In: *Journal of Marketing Research* (3): 396–402.
- BALTAGI, B.H. und D. LI (2004): Testing for linear and log-linear models against Box-Cox alternatives with spatial lag dependence. In: *Advances in Econometrics* 18 (1): 35–74.
- BARNARD, C.H., G. WHITTAKER, D. WESTENBARGER und M. AHEARN (1997): Evidence of capitalization of direct government payments into U.S. cropland values. In: *American Journal of Agricultural Economics* 79 (5): 1642–1650.
- BATTERMANN, H.W., H.-H. STEINMANN und L. THEUVSEN (2008): Einzelbetrieblicher Umgang mit Dokumentationspflichten im Pflanzenschutz: Eine empirische Erhebung. In: *German Journal of Agricultural Economics* 57 (6): 287–298.
- BAYLIS, K., N.D. PAULSON und G. PIRAS (2011): Spatial approaches to panel data in agricultural economics: a climate change application. In: *Journal of Agricultural and Applied Economics* 43 (3): 325.
- BIERLEN, R., L. PARSCH und B. DIXON (1999): How cropland contract type and term decisions are made: evidence from an Arkansas tenant survey. In: *International Food and Agribusiness Management Review* 2 (1): 103–121.
- BRADY, M. und E.G. IRWIN (2011): Accounting for spatial effects in economic models of land use: recent developments and challenges ahead. In: *Environmental and Resource Economics* 48 (3): 487–509.
- BREUSTEDT, G. und H. HABERMANN (2011): The incidence of EU per-hectare payments on farmland rental rates: a spatial econometric analysis for German farm-level data. In: *Journal of Agricultural Economics* 62 (1): 225–243.
- BRÜMMER, B. und J.-P. LOY (2002): Der Einfluss staatlicher Ausgleichszahlungen auf Landpreise in Schleswig-Holstein. In: M. Brockmeier et al. (Hrsg.): *Liberalisierung des Weltagrarhandels: Strategien und Konsequenzen*. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts-

- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V., Band 37. Landwirtschaftsverlag, Münster-Hiltrup: 389–399.
- COTTELEER, G., C. GARDEBROEK und J. LUIJT (2008): Market power in a GIS-based hedonic price model of local farmland markets. In: *Land Economics* 84 (4): 573–592.
- COTTELEER, G., T. STOBBE und G.C. VAN KOOTEN (2011): Bayesian model averaging in the context of spatial hedonic pricing: an application to farmland values. In: *Journal of Regional Science* 51 (3): 540–557.
- DARMOFAL, D. (2015): *Spatial Analysis for the Social Sciences*. Cambridge University Press, New York.
- DBFZ (2014): *Stromerzeugung aus Biomasse. Zwischenbericht Juni 2014*. Deutsches Biomasseforschungszentrum (DBFZ), Leipzig.
- DU, X., D.A. HENNESSY und W.A. EDWARDS (2008): Does a rising biofuels tide raise all boats? A study of cash rent determinants for Iowa farmland under hay and pasture. In: *Journal of Agricultural & Food Industrial Organization* 6 (2): 1–23.
- ELHORST, J.P. (2014): *Spatial Econometrics. From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Springer, Heidelberg.
- EMMANN, C.H. und L. THEUVSEN (2012): Einfluss der Biogasproduktion auf den regionalen Pachtmarkt. Empirische Erhebung in fünf niedersächsischen Landkreisen mit hoher Anlagedichte. In: *Berichte über Landwirtschaft* 90 (1): 84–112.
- FEICHTINGER, P. und K. SALHOFER (2016): The Fischler reform of the common agricultural policy and agricultural land prices. In: *Land Economics* 92 (3): 411–432.
- FLORAX, R. und S. REY (1995): The impacts of misspecified spatial interaction in linear regression models. In: L. Anselin et al. (Hrsg.): *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer Berlin Heidelberg, Berlin, Heidelberg: 111–135.
- FOTHERINGHAM, A.S. und D.W. S. WONG (1991): The modifiable areal unit problem in multivariate statistical analysis. In: *Environment and Planning A* 23 (7): 1025–1044.
- HABERMANN, H. und G. BREUSTEDT (2011): Einfluss der Biogaserzeugung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (2): 85–100.
- HABERMANN, H. und C. ERNST (2010): Entwicklungen und Bestimmungsgründe der Landpachtpreise in Deutschland. In: *Berichte über die Landwirtschaft* 88 (1): 57–85.
- HECKMAN, J.J. (1979): Sample selection bias as a specification error. In: *Econometrica* 47 (1): 153–161.
- HENDRICKS, N.P., J.P. JANZEN und K.C. DHUYVETTER (2012): Subsidy incidence and inertia in farmland rental markets. Estimates from a dynamic panel. In: *Journal of Agricultural and Resource Economics* 37 (3): 361–378.
- HERRIGES, J., J. SHOGREN und N. BARICKMAN (1992): The implicit value of corn base acreage. In: *American Journal of Agricultural Economics* 74 (1): 50–58.

- HUANG, H., G.Y. MILLER, B.J. SHERRICK und M.I. GÓMEZ (2006): Factors influencing Illinois farmland values. In: *American Journal of Agricultural Economics* 88 (2): 458–470.
- HUDSON, D., L.-H. SEAH, D. HITE und T. HAAB (2004): Telephone presurveys, self-selection, and non-response bias to mail and internet surveys in economic research. In: *Applied Economics Letters* 11 (4): 237–240.
- HÜTTEL, S., M. RITTER, V. ESAULOV und M. ODENING (2016): Is there a term structure in land lease rates? In: *European Review of Agricultural Economics* 43 (1): 165–187.
- IFFT, J., T. KUETHE und M. MOREHART (2015): The impact of decoupled payments on US cropland values. In: *Agricultural Economics* 46 (5): 643–652.
- KILIAN, S., J. ANTÓN, K. SALHOFER und N. RÖDER (2012): Impacts of 2003 CAP reform on land rental prices and capitalization. In: *Land Use Policy* 29 (4): 789–797.
- KIRWAN, B.E. (2009): The incidence of US agricultural subsidies on farmland rental rates. In: *Journal of Political Economy* 117 (1): 138–164.
- KIRWAN, B.E. und M.J. ROBERTS (2016): Who really benefits from agricultural subsidies? Evidence from field-level data. In: *American Journal of Agricultural Economics* 98 (4): 1095–1113.
- KOSTOV, P. (2009): Spatial dependence in agricultural land prices: does it exist? In: *Agricultural Economics* 40 (3): 347–353.
- KROPP, J., J.G. PECKHAM und C. TURVEY (2015): US agricultural support programs and ethanol policies effects on farmland values and rental rates. In: *Agricultural Finance Review* 75 (2): 169–193.
- LENCE, S.H. und A.K. MISHRA (2003): The impacts of different farm programs on cash rents. In: *American Journal of Agricultural Economics* 85 (3): 753–761.
- LESAGE, J.P. und R.K. PACE (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Boca Raton.
- LESAGE, J.P. und R.K. PACE (2014): The biggest myth in spatial econometrics. In: *Econometrics* 2 (4): 217–249.
- MADDISON, D. (2000): A hedonic analysis of agricultural land prices in England and Wales. In: *European Review of Agricultural Economics* 27 (4): 519–532.
- MÄRZ, A., N. KLEIN, T. KNEIB und O. MUSSHOFF (2016): Analysing farmland rental rates using Bayesian geoaddivitive quantile regression. In: *European Review of Agricultural Economics* 43 (4): 663–698.
- MCMILLEN, D.P. (2003): Spatial autocorrelation or model misspecification? In: *International Regional Science Review* 26 (2): 208–217.
- OPENSHAW, S. und P.J. TAYLOR (1979): A million or so correlation coefficients: three experiments on the modifiable areal unit problem. In: N. Wrigley (Hrsg.): *Statistical Applications in the Spatial Sciences*. Pion, London: 127–144.

- PATTON, M., P. KOSTOV, S. MCERLEAN und J. MOSS (2008): Assessing the influence of direct payments on the rental value of agricultural land. In: *Food Policy* 33 (5): 397–405.
- PATTON, M. und S. MCERLEAN (2003): Spatial effects within the agricultural land market in Northern Ireland. In: *Journal of Agricultural Economics* 54 (1): 35–54.
- SHAIK, S., G. HELMERS und J. ATWOOD (2005): The evolution of farm programs and their contribution to agricultural land values. In: *American Journal of Agricultural Economics* 87 (5): 1190–1197.
- STETZER, F. (1982): Specifying weights in spatial forecasting models: the results of some experiments. In: *Environment and Planning A* 14 (5): 571–584.
- TAYLOR, M.R. und G.W. BRESTER (2005): Noncash income transfers and agricultural land values. In: *Review of Agricultural Economics* 27 (4): 526–541.
- TRANTER, R.B., A. SWINBANK, M.J. WOOLDRIDGE, L. COSTA, T. KNAPP, G. P. J. LITTLE und M.L. SOTTOMAYOR (2007): Implications for food production, land use and rural development of the European Union's Single Farm Payment: indications from a survey of farmers' intentions in Germany, Portugal and the UK. In: *Food Policy* 32 (5–6): 656–671.
- TSOODLE, L., B. GOLDEN und A. FEATHERSTONE (2006): Factors influencing Kansas agricultural farm land values. In: *Land Economics* 82 (1): 124–139.
- WOODARD, S., N. PAULSON, K. BAYLIS und J. WOODARD (2010): Spatial analysis of Illinois agricultural cash rents. Tagungsbeitrag zum Agricultural and Applied Economics Association Annual Meeting, July 25-27, 2010, Denver, Colorado, USA. In: <http://ageconsearch.umn.edu/handle/61865>. Abruf: 11.12.2014.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2. Auflage. MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- WU, J.J. und H. LIN (2010): The effect of the conservation reserve program on land values. In: *Land Economics* 86 (1): 1–21.



## **Kapitel 7**

### **Zusammenfassung**

Die vorliegende Dissertation setzt sich mit dem Einfluss von spezifischen Fördermaßnahmen der Agrar- und Energiepolitik auf die Pacht- und Bodenpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen auseinander. Die Arbeit ist kumulativ verfasst worden und besteht aus vier einzelnen Artikeln, die den Verkehrswert von Zahlungsansprüchen für die EU-Betriebsprämie, die Überwälzung der EU-Direktzahlungen auf die Pachtpreise von Grünland und die Auswirkungen der Biogasförderung auf den Pachtmarkt für Ackerland behandeln. Die Untersuchungen greifen auf einzelbetriebliche und regional aggregierte Pachtpreisdaten der amtlichen Agrarstrukturerhebungen sowie Vertragsdaten aus Pacht- und Kaufverträgen für Ackerflächen in Schleswig-Holstein zurück, welche im Rahmen einer Betriebsleiterbefragung erhoben wurden. Die Pacht- und Kaufpreisdaten werden mit Daten zu Direktzahlungen, regionalen Biogasdichten und weiteren pacht- und kaufpreisbeeinflussenden Faktoren verknüpft und mit Methoden der Regressionsanalyse und räumlichen Ökonometrie ausgewertet. Im Folgenden werden die einzelnen Beiträge zusammengefasst.

#### **Zum Einfluss mitgehandelter Zahlungsansprüche auf die Kauf- und Pachtpreise von Ackerland in Schleswig-Holstein**

Seit der Entkopplung der EU-Direktzahlungen im Jahr 2005 ist die Gewährung der europäischen Agrarsubventionen an den Besitz von hektarbezogenen Zahlungsansprüchen und die Bewirtschaftung einer entsprechenden Anzahl an Hektaren landwirtschaftlicher Nutzfläche gebunden. Der Wert dieser unter Landwirten handelbaren Zahlungsansprüche hängt maßgeblich von ihrer relativen Knappheit im Vergleich zu den Flächen ab, die für ihre Aktivierung zur Verfügung stehen. In Deutschland wurde ein Großteil der übertragenen Zahlungsansprüche zusammen mit landwirtschaftlichen Nutzflächen gehandelt, so dass deren Wert nicht ohne weiteres erkennbar ist.

Dieser Beitrag setzt sich mit der empirischen Ermittlung des Wertes von Zahlungsansprüchen auseinander und quantifiziert den Einfluss von mitgehandelten Zahlungsansprüchen auf die Kauf- und Pachtpreise von Ackerland. Die Analyse beruht auf einer zur Jahreswende 2011/12 durchgeführten Erhebung und Auswertung von Daten aus Verträgen über den Handel von Zahlungsansprüchen und landwirtschaftlichen Nutzflächen, die zwischen 2005 und 2011 in Schleswig-Holstein geschlossen wurden. Der Datensatz umfasst 135 Kauf- und 213 Pachtverträge für Ackerflächen, wovon etwa 30% einen gleichzeitigen Transfer von Zahlungsansprüchen einschließen und hinsichtlich der ausgehandelten Kauf- und Pachtpreise einen entsprechenden Wertansatz für die mitübertragenen Zahlungsansprüche enthalten. Zur Quantifizierung des Kauf- bzw. Pachtpreisaufschlags für diese mitgehandelten Zahlungsansprüche kommen regressionsanalytische Kauf- und Pachtpreismodelle zum Einsatz, die den gleichzeitigen Transfer von Zahlungsansprüchen als preisbeeinflussenden Faktor explizit berücksichtigen. Zusätzlich werden weitere wertgebende Flächenattribute sowie betriebsindividuelle, regionale und gesamtwirtschaftliche Einflussfaktoren erfasst. Die Ergebnisse zeigen, dass die beobachteten Ackerpachtpreise in Schleswig-Holstein neben weiteren preisbeeinflussenden Faktoren signifikant positiv von mitgehandelten Zahlungsansprüchen beeinflusst wurden. Der Pachtzuschlag je Hektar wird auf durchschnittlich 30-35 % des bei Vertragsabschluss gültigen Prämienanspruchs geschätzt. Ein Einfluss mitgehandelter Zahlungsansprüche auf die Kaufpreise von Ackerland lässt sich auf Basis der analysierten Stichprobe nicht nachweisen. Insgesamt lassen die Ergebnisse für den Untersuchungszeitraum auf einen Überschuss an Zahlungsansprüchen und einen entsprechend geringen Marktwert der Zahlungsansprüche schließen.

### **Überwälzungseffekte von Agrarsubventionen auf die Pachtpreise von Grünland**

Die Überwälzung von Agrarsubventionen auf die Pachtpreise landwirtschaftlicher Nutzflächen beschäftigt die agrarökonomische Forschung seit langem. Bisherige empirische Analysen belegen die pachtpreisteigernden Effekte diverser Subventionsprogramme, bieten aber bislang keine spezifischen Erkenntnisse zu den Auswirkungen der Transferzahlungen auf den Pachtmarkt für Grünland. In der Europäischen Union hat die Prämienüberwälzung auf Grünlandpachten durch die Entkopplung der Direktzahlungen verstärkt Bedeutung erlangt, da die Grünlandbewirtschaftung zuvor während der Phase gekoppelter Direktzahlungen nur eine indirekte Förderung über die Auszahlung von Viehprämien für die flächenabhängige Rinder- und Schafhaltung erfahren hat und nunmehr auch für Grünland unmittelbar flächenbezogene

Direktzahlungen gewährt werden. Der Übergang von den gekoppelten zu den entkoppelten EU-Direktzahlungen macht daher eine Zunahme der Überwälzungsraten wahrscheinlich.

Vor diesem Hintergrund setzt sich der Beitrag explizit mit dem Einfluss von Agrarsubventionen auf die Pachtpreise von Grünland auseinander. Der Fokus wird dabei auf die Überwälzung der gekoppelten und entkoppelten EU-Direktzahlungen in Deutschland gerichtet. Für die empirische Untersuchung werden einzelbetriebliche Pachtpreisdaten der Agrarstrukturerhebungen aus dem Zeitraum 1999-2013 verwendet, die mit räumlich ökonometrischen Pachtpreismodellen ausgewertet werden. In den einzelnen Erhebungsjahren stehen für die Modellschätzungen jeweils rund 2800 einzelbetriebliche Pachtpreisbeobachtungen zur Verfügung, die das Pachtpreisniveau von innerhalb eines zweijährigen Zeitraums neu abgeschlossenen oder neu verhandelten Pachtverträgen abbilden.

Die Ergebnisse verdeutlichen, dass Grünlandverpächter stark von der Entkopplung der Direktzahlungen profitiert haben. Für die Phase vor der Entkopplung weisen die Schätzergebnisse bezüglich der gekoppelten Viehprämien geringe Überwälzungsraten auf die Grünlandpachten aus. Die entkoppelten Direktzahlungen werden den Ergebnissen zufolge jedoch in erheblichem Umfang auf die Pachtpreise überwältigt. Für Pachtungen aus den Jahren 2005 und 2006 werden die marginalen Überwälzungsraten je zusätzlichem Prämieneuro in Abhängigkeit der Modellspezifikation auf 49-64 Cent geschätzt. Für Pachtungen aus den Jahren 2008 und 2009 liegen die geschätzten marginalen Überwälzungsraten bei 65-70 Cent und steigen für Pachtungen aus den Jahren 2011 und 2012 weiter auf 87-94 Cent an. Der im Zeitablauf positive Trend legt eine Zunahme der Überwälzungsraten durch die Regionalisierung der Prämienzahlungen im Zuge des Gleitflugs der Direktzahlungen nahe. Die Schätzergebnisse liefern weiterhin vage Anhaltspunkte dafür, dass die regional einheitlichen Prämienanteile der Zahlungsansprüche auch schon vor und während der 2009 beginnenden Gleitflugphase nahezu vollständig auf die Grünlandpachten überwältigt wurden.

### **Biogas als Preistreiber am Pacht- und Bodenmarkt? Eine empirische Analyse**

Die Förderung der Biogasproduktion durch das Erneuerbare-Energien-Gesetz hat in Deutschland einen intensiven Diskurs um die unerwünschten Nebenwirkungen der Bioenergieproduktion auf die klassische Agrarproduktion ausgelöst. Während die öffentliche Debatte auf die Vermaischung der Landschaft und die Lebensmittelverknappung infolge der Konkurrenz zwischen Bioenergie- und Lebensmittelerzeugung fokussierte, wurde innerhalb des landwirtschaftlichen Sektors vor allem die pacht- und bodenpreissteigernde Wirkung des Ausbaus der

Biogasproduktion diskutiert. Erste empirische Analysen zum Einfluss der Biogasproduktion auf Pachtpreise können das Bild der pachtpreistreibenden Wirkung der Biogaserzeugung nur in Teilen festigen, da das verwendete Datenmaterial aus der Frühphase der Biogasförderung keine Erfassung der längerfristigen Effekte zulässt. Ziel des Beitrages ist es daher, eine aktualisierte Untersuchung der Wirkung regionaler Biogasdichten auf die Pacht- und Kaufpreise von Ackerflächen vorzulegen, die angesichts der dynamischen Entwicklung der Biogasproduktion auch die Effekte aus der jüngeren Zeit einschließt.

Hierzu werden räumlich-ökonomische Analysen von regional auf Gemeindeebene aggregierten Pachtpreisdaten aus der amtlichen Agrarstrukturerhebung 2010 sowie Analysen von einzelvertraglichen Pacht- und Kaufpreisdaten durchgeführt. Die einzelvertraglichen Daten stammen aus 111 Pacht- und 43 Kaufverträgen, die von schleswig-holsteinischen Landwirten im Zeitraum 2010-2012 abgeschlossen und im Rahmen einer Betriebsleiterbefragung erfasst wurden. Demgegenüber bilden die verwendeten Pachtpreisdaten aus der Agrarstrukturerhebung das gemeindedurchschnittliche Pachtpreisniveau aller im Jahr 2010 in Schleswig-Holstein und Niedersachsen laufenden Pachtverträge ab. Für diese Analyse stehen Beobachtungen für 1.984 Gemeinden zur Verfügung. Alle Datensätze wurden mit Katastern regionaler Biogasdichten der Landesagrarministerien verknüpft und mit Daten zu weiteren pacht- bzw. kaufpreisbeeinflussenden Faktoren aus der Agrarstrukturerhebung und Betriebsleiterbefragung angereichert. Die Analysen fokussieren hinsichtlich des untersuchten Datenmaterials auf die Bundesländer Schleswig-Holstein und Niedersachsen, welche Hochburgen der Biogasproduktion in Deutschland darstellen. Zur Erfassung aktueller Tendenzen in der Entwicklung der Biogasproduktion und deren Wirkung auf den Pacht- und Bodenmarkt wird darüber hinaus eine Expertenbefragung eingesetzt.

Die Ergebnisse der Pachtpreisanalysen liefern für den Norden Deutschlands einen klaren Beleg für die pachtpreisstärkende Wirkung der Biogaserzeugung: Sowohl für die Acker-Bestandspachten aus Niedersachsen und Schleswig-Holstein als auch für die schleswig-holsteinischen Neupachten für Ackerland ist ein statistisch signifikanter Effekt der regionalen Biogasdichten nachweisbar. Für die Bestandspachten wird die biogasinduzierte Pachtpreiserhöhung je Kilowatt installierter elektrischer Leistung pro Hektar landwirtschaftlicher Nutzfläche ( $\text{kW}_{\text{el}}/\text{ha LF}$ ) auf rund 78 €/ha geschätzt. In Bezug auf die durchschnittliche Biogasdichte, die zum Analysezeitpunkt im Untersuchungsgebiet bei  $0,27 \text{ kW}_{\text{el}}/\text{ha LF}$  lag, errechnet sich daraus im Durchschnitt eine Erhöhung der Bestandspachten von etwa 21/ha. Die geschätzten Effekte auf die Neupachten fallen erwartungsgemäß im Durchschnitt höher aus. Für

die Acker-Neupachtpreise aus Schleswig-Holstein wird auf Basis der Pachtpreisdaten aus der Betriebsleiterbefragung geschätzt, dass jede zusätzliche Biogasanlage im Umkreis von 10 km ceteris paribus zu einer Pachtpreiserhöhung von etwas mehr als 11 €/ha führt. Umgerechnet auf die im Datensatz durchschnittliche Biogasdichte von rund 5 Anlagen im 10 km-Umkreis ergibt sich daraus im Durchschnitt eine biogasinduzierte Pachtpreissteigerung von knapp 60 €/ha. In Regionen mit hoher Anlagendichte belaufen sich die geschätzten Effekte der Biogasproduktion auf 165 €/ha. Ein Einfluss der Biogasdichte auf die Kaufpreise von Ackerland lässt sich auf Basis des analysierten Datenmaterials in der Studie jedoch nicht nachweisen. Nach Einschätzung befragter Experten ist der Pachtpreisauftrieb durch den Zubau neuer Biogasanlagen nach der Novelle des Erneuerbare-Energien-Gesetzes im Jahr 2012 infolge eines drastischen Rückgangs von Biogas-Neuinvestitionen zum Stillstand gekommen. Die Flächenachfrage bereits bestehender Anlagen wird die Preise jedoch auf hohem Niveau halten.

### **Der Einfluss der Biogasförderung auf landwirtschaftliche Pachtpreise – Erkenntnisse aus Norddeutschland**

Der Beitrag analysiert die Auswirkungen der Biogasproduktion auf den landwirtschaftlichen Pachtmarkt und setzt sich im Rahmen einer theoretischen Betrachtung zunächst mit den Mechanismen auseinander, die eine biogas-induzierte Preissteigerung am Pachtmarkt hervorrufen können. Dabei wird verdeutlicht, dass hohe regionale Viehdichten die Pachtpreiseffekte möglicherweise verstärken. Die Analyse zeigt, dass in Abhängigkeit der Eigentümerstruktur von Biogasanlagen zwei unterschiedliche Wirkungsweisen unterschieden werden müssen. Damit sich die erzielten Gewinne der Biogasproduktion in den Pachtpreisen niederschlagen, sind im ersten Fall, in dem landwirtschaftliche Biogasanlagen von einzelnen oder wenigen kooperierenden Landwirten betrieben werden, allein die Bedingungen auf dem lokalen Pachtmarkt relevant. Notwendige Voraussetzung für eine Überwälzung ist hier Konkurrenz unter Landwirten um Ackerflächen für den Energiemaisanbau. Im zweiten Fall, der sich auf industrielle Anlagen von nicht-landwirtschaftlichen Investoren bezieht, ist für ein Auftreten von Überwälzungseffekten nicht nur Wettbewerb auf dem Pachtmarkt, sondern zusätzlich auch Wettbewerb auf dem Markt für energetisch nutzbare Biomasse erforderlich. Allgemein wirkt unvollkommener Wettbewerb auf dem Pachtmarkt oder auf dem Markt für Biomasse einer vollständigen Überwälzung der Profite auf Landeigentümer entgegen. Einige Gründe sprechen dafür, dass die Wettbewerbsintensität in Regionen mit hoher Viehdichte, und hier vor allem im Zusammenspiel mit ortsansässigen Biogasanlagen, besonders hoch ist. Daraus leitet sich

die Hypothese ab, dass der pachtpreissteigernde Effekt der Biogaserzeugung in Regionen mit hoher Viehdichte stärker ausgeprägt ist.

Der empirische Teil des Beitrages untersucht die Effekte regionaler Biogasdichten auf die Pachtpreise für Ackerland in den Bundesländern Niedersachsen und Schleswig-Holstein, welche in Deutschland zu den Regionen mit der höchsten Dichte an Biogasanlagen zählen. Die Analyse greift auf Methoden der räumlichen Ökonometrie zurück und beruht hinsichtlich des untersuchten Datenmaterials auf durchschnittlichen Neupachtpreisen aus 693 schleswig-holsteinischen und niedersächsischen Gemeinden, die aus den Basisdaten der Landwirtschaftszählung 2010 ermittelt wurden. Die verwendeten Daten zur Biogasdichte basieren auf einem Anlagenregister der deutschen Übertragungsnetzbetreiber. Der besondere Fokus der Analyse richtet sich auf die Wechselwirkungen der Biogaserzeugung mit regionalen Viehdichten. Hierfür wird ein Interaktionsterm in das räumlich-ökonomische Pachtpreismodell aufgenommen. Im Ergebnis zeigt sich, dass eine zunehmende Biogasdichte nur bei gleichzeitig hoher Viehdichte mit signifikanten Pachtpreissteigerungen für Ackerland einhergeht. In Regionen mit einer hohen Dichte von Biogasanlagen wird der biogas-induzierte Pachtpreisauftrieb in Abhängigkeit der regionalen Viehdichte auf 61 bis 141 Euro je Hektar geschätzt.

## **Kapitel 8**

### **Summary**

This cumulative dissertation deals with the influence of specific support measures of agricultural and energy policy on rental rates and land prices of agricultural land in Germany. The thesis comprises four empirical contributions providing insights into the valuation of payment entitlements for the European single payment scheme, the incidence of direct payments on rental rates for permanent pasture and the effects of biogas subsidies on land cash rents and purchase prices for arable land. The investigations are based upon farm-specific and aggregated farmland rental rates from the official agricultural census surveys as well as contract data from land rental agreements and purchase contracts for arable land collected as part of a survey of farm managers. In order to quantify the policy-induced impacts, the observed prices are related to data on direct payments, regional biogas densities and other factors potentially affecting rental rates and purchase prices of farmland. The studies are conducted using methods of regression analysis and spatial econometrics. The following section summarizes the key findings.

#### **The impact of payment entitlements on arable land prices and rental rates in Schleswig-Holstein**

Since their implementation in 2005, decoupled direct payments of the Common Agricultural Policy are linked to payment entitlements and a corresponding number of hectares of agricultural land. The valuation of these tradable payment entitlements crucially depends on their relative scarcity compared to the land area available for their activation. In Germany, a large part of traded entitlements were transferred together with agricultural land and, therefore, their valuation is not directly identifiable.

This paper deals with an empirical evaluation of the market value of payment entitlements. Specifically, it quantifies the impact of payment entitlements traded in conjunction with farm-

land on the purchase prices and rental rates of arable land. The empirical analysis is based upon a survey of land rental and land purchase contracts concluded in Schleswig-Holstein between 2005 and 2011. The sample comprises 135 purchase contracts and 213 land rental agreements for arable land of which approximately 30% include a simultaneous transfer of payment entitlements and contain a corresponding valuation for them in the negotiated purchase prices and rental rates. Regression analysis is used to estimate the surcharge for entitlements on purchase and lease prices by modelling the simultaneous transfer of entitlements as a price-influencing factor. The models further include plot attributes, farm characteristics, regional and macroeconomic factors as additional determinants of the observed arable land purchase prices and rental rates. The results show that rental rates for arable land in Schleswig-Holstein, besides being influenced by other factors, are significantly higher when payment entitlements are traded with the land. The price-increasing effect is estimated to be on average 30-35 % of the payment entitlements' nominal value at the time of contract conclusion. The analysis does not however reveal a statistically significant impact of payment entitlements on the purchase price of arable land. Overall, the results suggest a surplus of payment entitlements and a correspondingly low market value.

### **The incidence of agricultural subsidies on rental rates for permanent pasture**

The capitalization of agricultural subsidies into land rental rates has long been a topic of agricultural economics research. Several empirical studies have revealed price-inflating effects of agricultural subsidy programs, but so far offer no specific insights into the incidence of direct payments on rental rates for permanent pasture. In the European Union, the capitalization of subsidies into pasture land rents has become increasingly important as a result of the decoupling of direct payments. This is because grassland cultivation has previously received only indirect support in the form of livestock premiums for area-dependent cattle and sheep farming enterprises. Since decoupling from production in 2005, the payments have been linked directly to pasture land. The transition from coupled to decoupled direct payments therefore makes an increasing incidence on pasture land rents likely.

Against this background, the present contribution explicitly deals with the impact of agricultural subsidies on rental rates for permanent pasture. The focus is on the pass-through of the coupled and decoupled direct payments in Germany. For the empirical investigation, farm-level data of pasture rents from the agricultural census surveys from the period 1999-2013 are used. Each cross section consists of about 2,800 observations which are based on rental con-



tracts concluded or newly negotiated within a two-year period. The examination is conducted using spatial econometric models.

The results show that landlords of permanent pasture have benefited strongly from the decoupling of direct payments. For the pre-decoupling phase, the estimation results for the coupled livestock premiums show low incidence. However, the decoupled direct payments are, to a large extent, passed on to the pasture land rents. For leases from the years 2005 and 2006, the marginal incidence of an additional premium euro is estimated at 49-64 cents depending on model specification. For leases from 2008 and 2009, the estimated marginal incidence amounts to 65-70 cents and continues to rise to 87-94 cents for leases from 2011 and 2012. The trend, which is positive over time, suggests an increasing incidence as a result of the regional harmonization of direct payments. Furthermore, the study provides vague indications that the regional part of the payment entitlements were almost fully capitalized into pasture land rents even before and during the phase of payment harmonization.

### **Does biogas production appear as price driver on land rental and sales markets? An empirical investigation**

In Germany, the promotion of biogas production by the Renewable Energy Act has induced a vivid debate about potential side effects of bioenergy production on conventional agricultural production. While the public debate has focused on changes in the appearance of the countryside due to expanded energy maize cultivation and on food shortages as a result of competition between bioenergy and food production, the agricultural sector has primarily addressed the price-inflating effects on land rental and sales markets. Initial empirical studies regarding the impact of biogas production on land rental rates can only partially consolidate the picture of the alleged inflationary impact of biogas production. However, the data used date back to the early stage of biogas promotion and does not capture the long-term effects. The present study therefore aims to provide a more up-to-date investigation of the effects of regional biogas densities on both rental and purchase prices for arable land. For this purpose, several spatial-econometric analyses are carried out. First, we use cash rent data aggregated at community level collected within the official agricultural census survey in 2010. Second, analyses of contract-specific rental and purchase price data provide further insights. The individual contract data are derived from 111 leases and 43 sales contracts concluded by farmers in the federal state of Schleswig-Holstein in the period 2010-2012. The data were recorded in 2011 and 2012 as part of a survey of farm managers. In contrast, the rental price data from the agricul-

tural census survey capture the average price of all established lease contracts at the local community level in Schleswig-Holstein and Lower Saxony in 2010. For this analysis, observations are available for 1,984 communities. All data sets were linked with registers of regional biogas densities provided by the federal state ministries of agriculture. Further potential determinants of land rental rates and purchase prices were included in the analysis. The investigation focuses on the federal states of Schleswig-Holstein and Lower Saxony representing strongholds of biogas production in Germany. Furthermore, a survey of experts is used to record current trends in the development of biogas production and its effect on the land rental and sales market.

The results of the spatial-econometric cash rent models provide empirical evidence of the inflationary impact of biogas production in the north of Germany: a statistically significant effect of regional biogas densities on land rental rates of established contracts in Lower Saxony and Schleswig-Holstein is observed. We also find a price-inflating effect on the rental rates of new leases in Schleswig-Holstein. For the established rents, the biogas-induced increase in rental rates per kilowatt of installed electrical power per hectare of utilized agricultural area is estimated at around €78 per hectare. Given the average biogas density in the study region of 0.27 kilowatts per hectare at the time of analysis, this translates into an average increase in established arable land rents of about €21 per hectare. As expected, the estimated effects on new leases are higher on average. Based on the lease price data from the farm manager survey it is estimated that every additional biogas plant within a 10 kilometer radius of a farm leads to a price increase for new leases of slightly more than €11 per hectare, everything else held constant. Converted to the average biogas density in the sample of around five plants within a 10 kilometer radius, the result indicates an average biogas-induced price increase of nearly €60 per hectare. In regions with a high plant density, the estimated effect of biogas production on arable cash rents amounts to €165 per hectare. However, an impact of the biogas density on the sales prices of arable land cannot be verified on the basis of the analyzed data. According to experts, the price hike owing to the building of new biogas plants has come to a virtual standstill after the amendment of the Renewable Energy Act in 2012, which has resulted in a drastic decline in new biogas investments. However, the demand for land from existing biogas plants is likely to keep prices at a high level.

## **The incidence of biogas feed-in tariffs on farmland rental rates – evidence from northern Germany**

This paper investigates the effects of biogas production on farmland rental rates. We clarify the mechanisms by which biogas subsidies can inflate land rents and how regional livestock density may reinforce this effect. The theoretical reasoning suggests two alternative pathways for biogas subsidies to be passed on to landowners depending on the owner structure of biogas plants. In the case of farmer-owned biogas plants, competition on land rental markets is a necessary condition for the financial surplus from biogas production to inflate land rental rates. In the case of industrial plants owned by non-agricultural investors, in addition to competition on land rental markets, the biomass market also needs to be competitive for a pass-through of the financial surplus of biogas plants on land rents. Where competition is imperfect, the complete pass-through of biogas subsidies to landowners is disturbed. However, we argue that regional livestock density, especially in interplay with biogas density, can be an important source of competition on land rental markets. From this arises the hypothesis that biogas production results in price increases on the rental market especially in regions with a high concentration of livestock farming.

The empirical part of the paper deals with the effects of biogas production on farmland rents in the federal states of Lower Saxony and Schleswig-Holstein which are at the top of the German league in terms of biogas density. We use spatial econometrics to explain aggregated arable land rents from 693 communities based on 2010 agricultural census data. The underlying rental contracts were concluded in 2008 and 2009. Data on biogas density are based on a register of biomass power plants provided by the German grid operators. Special emphasis is placed on the interaction between regional livestock densities and installed biogas production capacity in determining land rental rates. For this purpose an interaction term is included in the spatial model. The results indicate that increasing biogas density is associated with a significant rise in the rental rates of arable land only in regions with high livestock densities of over 1.1 animal units per hectare of utilized agricultural area. In biogas-intensive regions, where biogas densities are of around 0.80 kilowatt installed electric power per hectare, biogas production is estimated to inflate land rents by €61 to €141 per hectare, depending on regional livestock densities.

## Kapitel 9

### Methodischer Anhang

Ergänzend zu der komprimierten Darstellung der eingesetzten Methodik in den einzelnen Beiträgen dieser kumulativ verfassten Dissertation beschreibt der folgende Abschnitt die methodischen Grundlagen räumlich-ökonomischer Modelle, wie sie in den Kapiteln 3-5 zur Anwendung gekommen sind. In Kapitel 9.1 wird zunächst auf die Spezifikation räumlicher Modelle eingegangen. Darauf aufbauend bietet Kapitel 9.2 eine formale Darstellung von Testverfahren, mithilfe derer auf räumliche Abhängigkeiten getestet wurde. Im Anschluss daran findet sich eine Erläuterung der eingesetzten Schätzmethode (Kapitel 9.3), bis schließlich in Kapitel 9.4 auf die Berechnung von marginalen Effekten in autoregressiven Modellen eingegangen wird.

#### 9.1 Spezifikation räumlicher Modelle

Die Anwendung regressionsanalytischer Methoden zur Auswertung empirisch beobachteter Pacht- und Bodenkaufpreisdaten ist Standard in der agrarökonomischen Forschung. Hierbei wird versucht, einen Vektor *ex post* beobachteter Preise  $p$  durch potentielle Pacht- bzw. Kaufpreisdeterminanten  $X$  zu erklären, für die anhand theoretischer Modelle ein Einfluss auf die Höhe des gezahlten Preises herzuleiten ist. Matrix  $X$  hat  $n$  Zeilen und  $k$  Spalten (mit  $n$  als Anzahl der Beobachtungen und  $k$  als Anzahl der potentiellen Preisdeterminanten inklusive Einheitsvektor) und enthält für jede Preisdeterminante deren jeweilige Ausprägung in den  $n$  einzelnen Untersuchungseinheiten. Unter Berücksichtigung eines Residuenvektors  $u$  ist das einfache Regressionsmodell gegeben durch:

$$p = \beta X + u \tag{9.1}$$

Dabei bezeichnet  $\beta$  den  $k \times 1$ -Vektor der zu schätzenden Regressionskoeffizienten. Unter der Annahme unabhängiger und identisch verteilter Residuen (iid) liefert eine Ordinary-Least-

Square (OLS)-Schätzung unverzerrte und effiziente Parameterschätzer für  $\beta$ . Diese Annahme wird in Boden- und Pachtpreisanalysen jedoch oft abgelehnt, da die abhängige Preisvariable wie auch unbeobachtete (in  $u$  enthaltene) Effekte nicht zufällig im Raum verteilt sind und damit eine räumliche Korrelation der Residuen in (9.1) auftritt. Eine Vernachlässigung von räumlichen Interdependenzen der abhängigen Variablen führt zu verzerrten und inkonsistenten Parameterschätzern in gewöhnlichen OLS-Schätzungen. In der räumlichen Ökonometrie überwinden sogenannte Spatial-Lag-Modelle diese Problematik, indem sie den räumlich autoregressiven Prozess über eine räumliche Lag-Variable explizit in das Schätzmodell integrieren. Wird die räumliche Korrelation der Residuen durch räumliche Muster unbeobachteter Effekte hervorgerufen, sind OLS-Schätzer zwar nicht verzerrt, aber ineffizient. Effiziente Schätzungen lassen sich in diesem Fall durch einen Spatial Error, d.h. eine räumliche Fehlertermkomponente, gewährleisten (ANSELIN, 1988b: 58ff.; ANSELIN und BERA, 1998).

Ein allgemeines räumliches Modell, welches in Erweiterung von (9.1) sowohl eine Spatial-Lag als auch Spatial Error-Komponente enthält, ist gegeben durch (vgl. ANSELIN, 1988b: 33f.):

$$p = \rho Wp + X\beta + u \quad (9.2a)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon \quad (9.2b)$$

Im Modell repräsentiert  $Wp$  den Spatial Lag der abhängigen Preisvariable,  $Wu$  (Spatial Error) kontrolliert die unbeobachtete, räumliche Heterogenität in  $u$  und  $\varepsilon$  bezeichnet den Vektor einer unabhängig verteilten Störgröße mit konstanter oder auch heteroskedastischer Varianz.  $\beta$ ,  $\rho$  und  $\lambda$  sind zu schätzende Regressionskoeffizienten und  $W$  bezeichnet eine exogene, a priori zu spezifizierende  $n \times n$  Nachbarschaftsmatrix<sup>72</sup>. Ihre Hauptdiagonale ist mit Nullen besetzt ( $w_{ii} = 0$ ), und die übrigen Elemente bilden die Nachbarschaftsbeziehungen zwischen den einzelnen Beobachtungseinheiten ab. Die Spezifikation der Nachbarschaftsbeziehungen basiert auf der geographischen Lage der einzelnen Beobachtungen und ihrer räumlichen Nähe untereinander, wobei diese entweder über eine binäre Kodierung der Nachbarschaftsstruktur oder über Werte basierend auf der geographischen Distanz zwischen den Beobachtungen formalisiert wird. Binärkodierungen weisen alle Beobachtungen als Nachbarn aus ( $w_{ij}=1$ ), die über eine gemeinsame Grenze miteinander verbunden sind oder deren geografische Distanz ein

---

<sup>72</sup> Für den Spatial Lag und den Spatial Error können auch unterschiedliche Gewichtungsmatrizen verwendet werden.

vorab definiertes Distanzband unterschreitet. Eine solche Spezifikation ist für einen Teil der Schätzungen in Kapitel 4 zum Einsatz gekommen. Durch die binäre Struktur erhalten alle als Nachbarn definierten Beobachtungen in der Nachbarschaftsmatrix das gleiche Gewicht. Distanzbasierte Nachbarschaftsmatrizen, wie sie in den Kapiteln 3 und 5 sowie teilweise Kapitel 4 verwendet wurden, gewichten die einzelnen Beobachtungen hingegen nach ihrer exakten geografischen Nähe und weisen Beobachtungen in direkter Umgebung ein höheres Gewicht zu als weiter entfernt liegenden Beobachtungen. Hierfür werden inverse Distanzen verwendet, die den Beobachtungen mit zunehmender Entfernung entweder linear abnehmende Gewichte (einfache inverse Distanzen) oder auch nicht-linear abnehmende Gewichte (z.B. quadrierte inverse Distanzen) zuweisen. Für eine bessere Interpretierbarkeit des räumlichen Schätzkoeffizienten  $\rho$  wird die  $W$ -Matrix zeilenstandardisiert (ANSELIN, 1988b: 23; LESAGE und PACE, 2009: 88). In diesem Fall bildet  $\rho$  den marginalen Einfluss des räumlich gewichteten Kauf- bzw. Pachtpreisdurchschnitts benachbarter Beobachtungen auf den beobachteten Preis jeder Beobachtungseinheit ab, so dass die von den Preisen ausgehenden Nachbarschaftseffekte (bei gegebener Nachbarschaftsmatrix) modellendogen quantifiziert werden können.

## 9.2 Statistische Tests auf räumliche Abhängigkeiten

In der Literatur existieren u.a. mit der Moran's  $I$ -Statistik und Lagrange-Multiplier (LM)-Tests verschiedene Verfahren, mit denen auf das Vorliegen und im letzten Fall auch auf die Art räumlicher Abhängigkeiten getestet werden kann (ANSELIN und BERA, 1998). Beide Ansätze bieten gegenüber anderen Testverfahren den Vorteil, dass sie auf den Residuen einer einfachen OLS-Schätzung basieren und keine Schätzung alternativer (räumlicher) Modelle erfordern (ANSELIN, 2003a). Moran's  $I$  testet die hinsichtlich der Art der räumlichen Abhängigkeiten unspezifische Nullhypothese, dass die Residuen der OLS-Schätzung zufällig im Raum verteilt sind. Für eine zeilenstandardisierten Nachbarschaftsmatrix berechnet sich der Moran-Koeffizient wie folgt:

$$I = \frac{\hat{u}'W\hat{u}}{\hat{u}'\hat{u}} \quad (9.3)$$

Moran's  $I$  folgt nach Standardisierung mittels seines Erwartungswertes und seiner Varianz einer Normalverteilung<sup>73</sup>, so dass die statistische Signifikanz der räumlichen Korrelation beurteilt werden kann. Weist die Moran's  $I$ -Statistik auf signifikante räumliche Strukturen in

---

<sup>73</sup> Die Momente der Verteilung des Moran-Koeffizienten wurden von CLIFF und ORD (1972) abgeleitet.

den Daten hin, lässt sich die Art des räumlichen Prozesses über LM-Tests eingrenzen. Der LM-Test auf räumliche Abhängigkeiten im Fehlerterm ( $LM_{err}$ ) geht auf BURRIDGE (1980) zurück, wenig später wurde von ANSELIN (1988a) ein Pendant für räumliche Abhängigkeiten in der abhängigen Variable ( $LM_{lag}$ ) vorgeschlagen. Die Prüfgrößen greifen wie auch Moran's  $I$  auf die Residuen einer OLS-Schätzung und die vorab spezifizierte Nachbarschaftsmatrix  $W$  zurück (ANSELIN, 2003a):

$$LM_{err} = \left( \frac{\hat{u}'W\hat{u}}{\hat{\sigma}^2} \right)^2 T^{-1} \quad (9.4)$$

$$LM_{lag} = \left( \frac{\hat{u}'Wy}{\hat{\sigma}^2} \right)^2 (D + T)^{-1} \quad (9.5)$$

$$\text{mit } T = \text{tr}(W^2 + W'W)$$

$$D = (WX\hat{\beta})'(I - X(X'X)^{-1}X')(WX\hat{\beta})/\hat{\sigma}^2$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\hat{u}'\hat{u}}{N}$$

Dabei steht  $tr$  für die Spur einer Matrix, d.h. die Summe ihrer Hauptdiagonalelemente. Beide Statistiken folgen bei Gültigkeit der Nullhypothese asymptotisch einer Chi<sup>2</sup>-Verteilung (mit  $H_0: \lambda=0$  ( $LM_{err}$ ) bzw.  $\rho=0$  ( $LM_{lag}$ )) und treffen a priori die Annahme, dass keine räumlichen Abhängigkeiten der jeweils anderen Form vorliegen. BERA und YOON (1993) sowie ANSELIN et al. (1996) weisen darauf hin, dass die Testergebnisse verzerrt sind und fälschlicherweise zu einer Ablehnung der Nullhypothese führen können, wenn diese Annahme nicht erfüllt ist. Erweisen sich nach Maßgabe der Teststatistiken beide Formen der räumlichen Abhängigkeiten als signifikant, sind deshalb im Anschluss robuste LM-Tests anzuwenden, die robust gegenüber der jeweils anderen Form der räumlichen Abhängigkeiten sind. Die robusten Teststatistiken stellen eine Modifikation obiger Prüfgrößen dar und werden ausführlich z.B. von ANSELIN und BERA (1998) behandelt.

Während Moran's  $I$  und LM-Tests Homoskedastizität voraussetzen, bietet sich im Falle einer heteroskedastischen Varianz der Residuen ein regressionsbasierter Test von KELEJIAN und PRUCHA (2010) an, der die empirische Bedeutung der räumlichen Prozesse aus der Signifikanz der Parameter  $\rho$  und  $\lambda$  einer GS2SLS-Schätzung (siehe unten) ableitet. Je nach Signifikanz der räumlichen Prozesse lässt sich das allgemeine räumliche Modell in (9.2a) und (9.2b) durch Nullrestriktion der Parameter  $\rho$  und/oder  $\lambda$  in ein Spatial-Lag-Modell, Spatial-Error-Modell oder das einfache Regressionsmodell in (9.1) überführen.

### 9.3 Räumlich-ökonomische Schätzverfahren

Da die Einbeziehung des Spatial Lags die Exogenitätsannahme verletzt und auch die Fehlertermstruktur in  $u$  die Annahme unabhängig verteilter Residuen nicht erfüllt, sind die Regressionskoeffizienten  $\beta$ ,  $\rho$  und  $\lambda$  eines allgemeinen räumlichen Modells nicht konsistent mittels OLS schätzbar. Im Rahmen dieser Arbeit kommt daher in den Kapiteln 3-5 ein von KELEJIAN und PRUCHA (1998; 1999; 2010) entwickeltes Schätzverfahren zum Einsatz, für das sich in Anlehnung an die eingesetzte Methodik die Bezeichnung GS2SLS (kurz für Generalized Spatial Two Stage Least Square) etabliert hat. Im Vergleich zu der von ANSELIN (1988b) und LESAGE und PACE (2009) vorgeschlagenen Maximum-Likelihood-Schätzung räumlicher Modelle bietet eine GS2SLS-Schätzung den Vorteil, dass sie auch bei unbekanntem Formen der Heteroskedastizität eine konsistente und effiziente Schätzung der Modellparameter zulässt. Die Schätzprozedur besteht aus vier Schritten, in denen Instrumentenschätzungen (IV-Schätzungen) und die generalisierte Momentenmethode (GMM-Schätzung) zur Anwendung kommen (ARRAIZ et al., 2010; DRUKKER et al., 2013; BIVAND und PIRAS, 2015).

Der erste Schritt greift zur Berücksichtigung des Endogenitätsproblems autoregressiver Modelle auf eine zweistufige IV-Schätzung des räumlichen Schätzparameters  $\rho$  zurück, wobei die räumliche Struktur des Fehlerterms zunächst vernachlässigt wird. Die erste Stufe besteht dabei aus einer Instrumentierung des Spatial Lags  $Wp$  mit einer Instrumentenmatrix  $H$ , die sich aus den erklärenden Variablen und räumlichen Lags dieser Variablen zusammensetzt:

$$H = (X, WX, W^2X) \quad (9.6)$$

Für die Instrumentierung wird  $Wp$  zunächst auf  $H$  regressiert (9.7). Anschließend kann mittels des Vektors der geschätzten Parameter die Berechnung der instrumentierten (d.h. gefitteten) Werte für  $Wp$  erfolgen (9.8):

$$Wp = H\theta + v \quad (9.7)$$

$$\widehat{Wp} = H\hat{\theta} \quad (9.8)$$

Dabei bezeichnet  $v$  die Störgröße der Regression, die den endogenen (nicht durch die exogene Instrumentenmatrix erklärbaren) Teil der Streuung des Spatial Lags enthält. Auf der zweiten Stufe wird der instrumentierte Spatial Lag in die Schätzgleichung des räumlichen Modells eingesetzt, für das anschließend eine OLS-Schätzung der unbekanntem Parameter  $\rho$  und  $\beta$  erfolgt:



$$p = \rho \widehat{W}p + X\beta + u \quad (9.9)$$

Die Schätzung der Modellparameter (inklusive  $\rho$ ) ist konsistent, aber nicht effizient, da die räumliche Autokorrelation der Residuen hier zunächst unberücksichtigt bleibt.

Im zweiten Schritt werden die geschätzten Residuen aus dem ersten Schritt für eine initiale GMM-Schätzung des Parameters  $\lambda$  für den Spatial Error verwendet:

$$\hat{u} = \lambda W\hat{u} + \varepsilon \quad (9.10)$$

Für den dritten Schritt wird mittels des geschätzten  $\lambda$  eine räumliche Cochrane-Orcutt-Transformation des Schätzmodells in (9.2a) durchgeführt, die die räumliche Korrelation der Residuen eliminiert:

$$p - \hat{\lambda}Wp = (Z - \hat{\lambda}WZ)\delta + \varepsilon \quad \text{mit } Z = [Wp, X] \quad \text{und } \delta = [\rho, \beta] \quad (9.11)$$

Die transformierte Regression liefert nun unter Einsatz der zweistufigen IV-Schätzung sowohl konsistente als auch effiziente Schätzer für die Modellparameter  $\rho$  und  $\beta$ . Im letzten Schritt erfolgt auf der Basis der Residuen des transformierten Modells schließlich eine erneute GMM-Schätzung von  $\lambda$ . Mit diesem angepassten Schätzer kann die Cochrane-Orcutt-Transformation prinzipiell in einem iterativen Verfahren erneut durchlaufen werden (KELEJIAN und PRUCHA, 2010).

Die Schätzprozedur erlaubt die zusätzliche Instrumentierung von weiteren endogenen Variablen (DRUKKER et al., 2013). Wie in der empirischen Anwendung in Kapitel 4 geschehen, werden hierfür neben der Instrumentenmatrix  $H$  zur Instrumentierung des Spatial Lags zusätzliche Instrumente für die von Endogenität betroffenen Variablen eingesetzt und die erste Stufe der IV-Schätzungen im ersten und dritten Schritt obiger Prozedur um die Instrumentierung dieser Variablen erweitert. Die zweite Stufe der IV-Schätzungen ersetzt dann sowohl den Spatial Lag als auch die von Endogenität betroffenen Variablen durch die gefitteten Werte der ersten Stufe. Die auf diese Weise erweiterte GS2SLS-Schätzung erzielt konsistente und effiziente Schätzer für alle Modellparameter.

## 9.4 Marginale Effekte

Im Anschluss an die Modellschätzung macht der räumliche Rückkopplungsprozess über die Spatial-Lag-Variable die Berechnung partieller Ableitungen der Regressionsfunktion erforderlich, um die marginalen Effekte der exogenen Variablen zu quantifizieren. Wird das allgemeine räumliche Modell in (9.2a) und (9.2b) umgeformt und in reduzierter Form (9.12)

dargestellt, ist schnell ersichtlich, dass die geschätzten  $\beta$ -Koeffizienten die marginalen Effekte nur teilweise abbilden (ANSELIN, 2003b):

$$p = (I - \rho W)^{-1} X \beta + (I - \rho W)^{-1} (I - \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (9.12)$$

Die partielle Ableitung des reduzierten Modells für eine exogene Variable  $x_r$  ist vollständig gegeben durch:

$$\frac{\partial p}{\partial x_r} = S_r(W) = \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \quad (9.13)$$

$$\text{mit } S_r(W) = (I - \rho W)^{-1} \beta_r$$

Um den marginalen Einfluss der Pachtpreisdeterminanten zu quantifizieren, müssen also die jeweiligen Schätzparameter mit  $(I - \rho W)^{-1}$  multipliziert werden, dem sogenannten „spatial multiplier“, über den die räumlichen Ausbreitungs- und Rückkopplungseffekte einer Variablenänderung in den marginalen Effekt einfließen. Die „multiplier matrix“  $S_r(W)$  enthält in der Hauptdiagonalen die jeweiligen Effekte  $S_r(W)_{ii}$ , die von einer marginalen Änderung der Variablen  $x_r$  in Region  $i$  für ebendiese Region  $i$  unter Berücksichtigung der Rückkopplungseffekte ausgehen. Abseits der Hauptdiagonalen sind die jeweiligen Effekte  $S_r(W)_{ij}$  zu finden, die - jeweils ausgehend von einer marginalen Variablenänderung in der anderen Region  $j$  - in Region  $i$  als indirekte Effekte auftreten (LESAGE und PACE, 2009: 34ff.). Diese erklären sich dadurch, dass die Änderung einer Pachtpreisdeterminante für eine einzige Beobachtungseinheit aufgrund des räumlichen Spillovers potentiell auch für alle übrigen Beobachtungseinheiten zu einer Pachtpreisänderung führt.

Die Zeilensumme der Matrix  $S_r(W)$  für eine Beobachtungseinheit  $i$  fasst die totalen, d.h. direkten und indirekten (von allen übrigen Regionen ausgehenden) Effekte einer globalen Änderung der exogenen Variablen  $x_r$  zusammen:

$$\frac{\partial p_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W)_{i l_n} = S_r(W)_{i1} + S_r(W)_{i2} + \dots + S_r(W)_{in} \quad (9.14)$$

Dabei bezeichnet  $l_n$  einen  $n \times 1$  Einheitsvektor, der die globale, d.h. für alle Beobachtungseinheiten auftretende Variablenänderung um eine Einheit repräsentiert. Im Durchschnitt über alle Beobachtungen lässt sich daraus der durchschnittliche totale Effekt (average total impact, ATI) einer globalen Variablenänderung berechnen (LESAGE und PACE, 2009: 37):

$$ATI = n^{-1} \iota_n' S_r(W) \iota_n \quad (9.15)$$

Im Falle einer zeilenstandardisierten Nachbarschaftsmatrix reduziert sich der spatial multiplier auf  $1/(1-\rho)$  (LESAGE und PACE, 2009: 14) und der totale Effekt ist für alle Beobachtungseinheiten gleich. Der durchschnittliche totale Effekt einer marginalen Variablenänderung von  $x_r$  berechnet sich in diesem Fall damit vereinfacht aus dem Produkt von  $1/(1-\rho)$  und  $\beta_r$ .

Für die Abschätzung der Effekte einer lokalen Variablenänderung sind oftmals jedoch vielmehr die direkten Effekte relevant, die sich für eine Beobachtungseinheit  $i$  unter Berücksichtigung der Rückkopplungseffekte ergeben, wenn die marginale Änderung nur lokal in  $i$  eintritt. Diese (i.d.R. für verschiedene  $i$  unterschiedlichen) Effekte sind auf der Hauptdiagonalen der Matrix  $S_r(W)$  zu finden (s.o.). Demzufolge lassen sich die durchschnittlichen direkten Effekte (average direct impacts, *ADI*) mittels der Spur der Matrix (*tr*), wie folgt berechnen (LESAGE und PACE, 2009: 36f.):

$$ADI = n^{-1} tr(S_r(W)) \quad (9.16)$$

Die Differenz der durchschnittlichen totalen und direkten Effekte bildet den durchschnittlichen indirekten Effekt ab. Er fasst also diejenigen Effekte zusammen, die infolge einer globalen Variablenänderung aus allen anderen Regionen auf eine Region überschlagen. Da die durchschnittliche Zeilensumme und die durchschnittliche Spaltensumme von  $S_r(W)$  numerisch identisch sind, können die indirekten Effekte alternativ auch als durchschnittliche Summe der überregionalen Effekte infolge einer lokalen Variablenänderung interpretiert werden (näheres dazu in LESAGE und PACE, 2009: 37).

## Literaturverzeichnis

- ANSELIN, L. (1988a): Lagrange multiplier test diagnostics for spatial dependence and spatial heterogeneity. In: *Geographical Analysis* 20 (1): 1–17.
- ANSELIN, L. (1988b): *Spatial Econometrics. Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht [u.a.].
- ANSELIN, L. (2003a): Spatial econometrics. In: B.H. Baltagi (Hrsg.): *A Companion to Theoretical Econometrics*. Blackwell Publishing Ltd, Malden, USA: 310–330.
- ANSELIN, L. (2003b): Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. In: *International Regional Science Review* 26 (2): 153–166.
- ANSELIN, L. und A.K. BERA (1998): Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics. In: A. Ullah et al. (Hrsg.): *Handbook of Applied Economic Statistics*. Marcel Dekker, New York: 237–289.

- ANSELIN, L., A.K. BERA, R. FLORAX und M.J. YOON (1996): Simple diagnostic tests for spatial dependence. In: *Regional Science and Urban Economics* 26 (1): 77–104.
- ARRAIZ, I., D.M. DRUKKER, H.H. KELEJIAN und I.R. PRUCHA (2010): A spatial cliff-ord-type model with heteroskedastic innovations: small and large sample results. In: *Journal of Regional Science* 50 (2): 592–614.
- BERA, A.K. und M.J. YOON (1993): Specification testing with locally misspecified alternatives. In: *Econometric Theory* 9 (4): 649–658.
- BIVAND, R. und G. PIRAS (2015): Comparing implementations of estimation methods for spatial econometrics. In: *Journal of Statistical Software* 63 (18): 1–36.
- BURRIDGE, P. (1980): On the Cliff-Ord test for spatial correlation. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* 42 (1): 107–108.
- CLIFF, A. und K. ORD (1972): Testing for spatial autocorrelation among regression residuals. In: *Geographical Analysis* 4 (3): 267–284.
- DRUKKER, D.M., P. EGGER und I.R. PRUCHA (2013): On two-step estimation of a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances and endogenous regressors. In: *Econometric Reviews* 32 (5-6): 686–733.
- KELEJIAN, H.H. und I.R. PRUCHA (1998): A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. In: *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 17 (1): 99–121.
- KELEJIAN, H.H. und I.R. PRUCHA (1999): A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model. In: *International Economic Review* 40 (2): 509–533.
- KELEJIAN, H.H. und I.R. PRUCHA (2010): Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. In: *Journal of Econometrics* 157 (1): 53–67.
- LESAGE, J.P. und R.K. PACE (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*. CRC Press, Boca Raton.

## Lebenslauf

### Persönliche Daten

---

Name Solveigh Hennig  
Geburtsdatum 1. Mai 1981  
Geburtsort Schwelm  
Familienstand ledig  
Staatsangehörigkeit deutsch

### Berufliche Tätigkeit

---

Seit 03/2011 Wissenschaftliche Mitarbeiterin am Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität Kiel, Abteilung Landwirtschaftliche Betriebslehre und Produktionsökonomie

### Akademische Ausbildung

---

06/2007 - 02/2011 Masterstudium der Agrarwissenschaften, Fachrichtung Agrarökonomie an der Christian-Albrechts-Universität Kiel  
Abschluss: Master of Science (M.Sc.)  
Thema der Masterarbeit: „Strukturwandel in der Landwirtschaft. Eine empirische Analyse der Bestimmungsgründe für Ausstieg und Wachstum in der Schweinehaltung“

10/2003 - 05/2007 Studium der Agrarwissenschaften, Fachrichtung Agrarökonomie und Agribusiness an der Christian-Albrechts-Universität Kiel  
Abschluss: Bachelor of Science (B.Sc.)  
Thema der Bachelorarbeit: „Die Logik der Lobbyingbeziehungen in der europäischen Agrarpolitik - eine netzwerktheoretische Analyse“

10/2002 - 09/2003 Studium der Humanmedizin an der Christian-Albrechts-Universität Kiel

### Freiwilliges Soziales Jahr

---

08/2001 - 08/2002 Kinder- und Jugendhilfezentrum Haus Maria Frieden, Velbert

### Schulausbildung

---

08/1988 - 06/2001 Rudolf Steiner Schule Witten  
Abschluss: Allgemeine Hochschulreife

Kiel, im Mai 2017