

Energetische Silomaisnutzung in der Biogasproduktion – Eine räumlich-ökonomische Analyse

The Use of Silage Maize for Biogas Production – A Spatial Econometric Approach

Lukas Scholz und Andreas Meyer-Aurich

Leibniz-Institut für Agrartechnik Potsdam-Bornim e.V. (ATB)

Dieter Kirschke

Humboldt-Universität zu Berlin

Zusammenfassung

Der Ausbau der Silomaisproduktion hat in den letzten Jahren eine dynamische Entwicklung erlebt. Dies geschah vor dem Hintergrund kontinuierlich abnehmender Rinderbestände und einem rasanten Anstieg der Biogasproduktion. Angaben zum tatsächlichen Anbauumfang von Silomais für die Biogaserzeugung in Deutschland divergieren auf Grund unterschiedlicher Berechnungsmethoden zwischen 500 000 ha und 1 800 000 ha für das Jahr 2010. Auf Basis der im Rahmen dieser Studie entwickelten räumlich-ökonomischen Schätzmodelle kann eine Abschätzung des Einsatzes von Silomais in der Biogasproduktion und Milchvieh- und Rinderhaltung am Beispiel des Bundeslandes Bayern gegeben werden. So beträgt der geschätzte durchschnittliche Anteil von Silomais an der landwirtschaftlichen Nutzfläche in Bayern 4,5 % für die Biogasproduktion und für die Milch- und Rindviehhaltung durchschnittlich 7,2 %. Für energetische Zwecke werden schätzungsweise im Mittel ca. 40 % der Gesamtproduktion von Silomais eingesetzt. Die Ergebnisse der Studie erlauben zudem eine räumlich differenzierte Sicht der energetischen Silomaisnutzung in der Biogasproduktion.

Schlüsselwörter

Biogasproduktion; räumliche Ökonometrie; Ex-post-Analyse

Abstract

The expansion of silage maize production has experienced a dynamic development in recent years. This happened against the background of continuously decreasing cattle numbers and a rapid increase in biogas production. Available information on actual cultivated land with silage maize for biogas production in Germany diverges due to different methods of

calculation between 500 000 ha and 1 800 000 ha for the year 2010. Based on the spatial econometric models developed in this study, estimates of the use of silage maize in biogas production and dairy and cattle farming are given for the state of Bavaria. The average estimated share of silage maize of agricultural land in Bavaria is 4.5 % for biogas production and 7.2 % for dairy and cattle farming. About 40 % of total production of silage maize is used for energy purposes on average. Further, the results of the study allow for a spatially differentiated view on the use of silage maize for biogas production.

Key Words

spatial econometrics; bioenergy production; ex post analysis

1 Einleitung

Die Einführung des Erneuerbare-Energien-Gesetzes (EEG) im Jahr 2000 hat bekanntermaßen zu einem dynamischen Ausbau der Biogasproduktion in Deutschland geführt (GÖMANN et al., 2013). So stieg die Anzahl operierender Biogasanlagen zwischen 2000 und 2011 innerhalb der Förderperioden des EEG 2000, EEG 2004 und EEG 2009 um mehr als das 30fache an. Gleichzeitig erhöhte sich die gesamte installierte Biogasanlagenleistung in Gigawatt (GW) um den Faktor 140. Vor Inkrafttreten des EEG 2000 am 01.01.2000 waren nur 141 Biogasanlagen mit einer gesamten installierten Biogasanlagenleistung von ca. 0,02 GW in Betrieb (Bundesnetzagentur 2013). Zum Ende der Förderperiode des EEG 2009 am 31.12.2011 operierten in Deutschland 7 877 Biogasanlagen mit einer gesamten installierten Biogasanlagenleistung von ca. 2,8 GW (BUNDESNETZAGENTUR, 2013).

Neben Exkrementen der Tierproduktion bilden vor allem Energiepflanzen die Substratgrundlage der Biogasproduktion. Durch seine hohen Biogaserträge je Tonne organischer Trockenmasse (oTM) und die damit verbundene hohe Wettbewerbsfähigkeit ist Silomais in Deutschland das dominierende Einsatzsubstrat in der Biogaserzeugung. Der prozentuale Anteil der Anbaufläche für Silomais an der gesamten verfügbaren landwirtschaftlichen Nutzfläche (LF) stieg in der Zeit von 2003 bis 2010 in Deutschland um ca. 60 %. Gleichzeitig sank die Zahl der gehaltenen Rinder um ca. 12 % (SAEBL, 2012). Im gleichen Zeitraum verachtfachte sich die installierte elektrische Biogasanlagenleistung (FVB, 2012).

Bis zur Einführung der staatlichen Förderung von nachwachsenden Rohstoffen (NawaRo) als Eingangssubstrate in der Bioenergieerzeugung durch die erste Novellierung des EEG im Jahr 2004 diente die Silomaisproduktion maßgeblich als Fütterungsgrundlage in der Rinder- und Milchviehproduktion (KREINS und GÖMANN, 2011).

Der dominierende Produzent von Biogas in Deutschland ist neben Niedersachsen das Bundesland Bayern. Die Abbildung 1 zeigt die Entwicklung des Silomaisanbaus (ha), der installierten Biogasanlagenleistung (GW) sowie der Anzahl der gehaltenen Rinder in Bayern für den Zeitraum 1999 bis 2010.

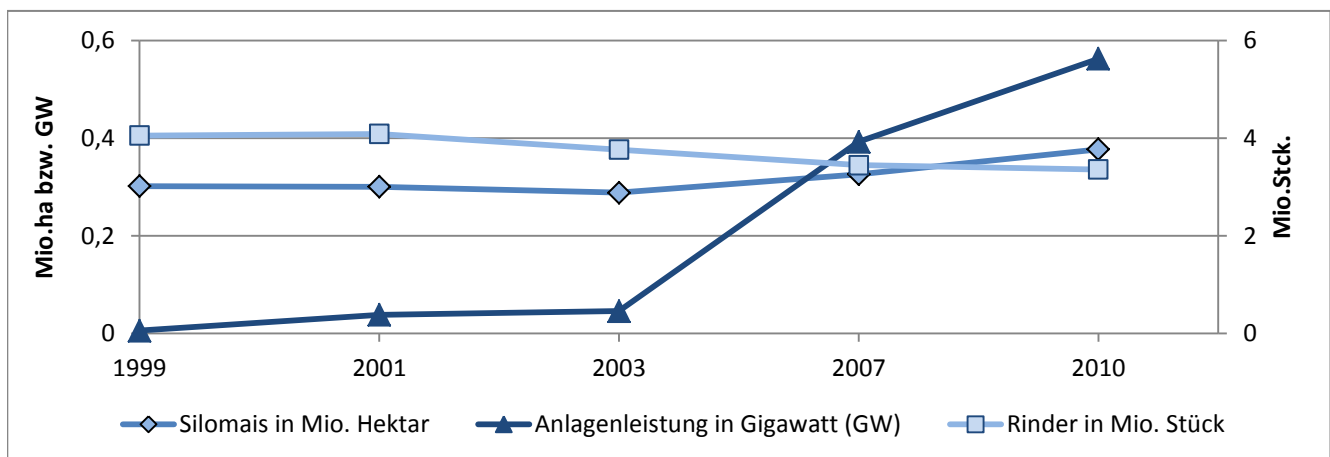
In Bayern waren 2.030 Biogasanlagen im Jahr 2010 in Betrieb (Bundesnetzagentur 2013). Die installierte Biogasanlagenleistung (kW/ha LF) belief sich zu diesem Zeitpunkt in den bayerischen Landkreisen zwischen null und 0,54 kW/ha LF mit einem Durchschnitt von 0,14 kW/ha LF (BUNDESNETZAGENTUR, 2013).

Abbildung 2 zeigt, dass der Anteil an Silomais an der LF im letzten Jahrzehnt regionale Zuwächse erfahren hat. Im gesamten Bundesland Bayern stieg der Anteil von Silomais an der LF in der Zeit zwischen 1999 und 2010 um ca. 37 %. Gleichzeitig sank die Zahl der gehaltenen Rinder um ca. 27 % (SAEBL, 2012). Überdurchschnittliche Zuwachsraten des Anteils von Silomais an der LF von bis zu 80 % sind beispielsweise in den bayerischen Landkreisen Dillingen a.d. Donau, Altötting sowie Donau-Ries zu verzeichnen (SAEBL, 2012). Gleichzeitig beträgt die installierte Biogasanlagenleistung (kW/ha LF) in diesen drei Landkreisen zwischen 0,40 und 0,54 und liegt damit weit über den bayerischen Durchschnittswert von 0,14 kW/ha LF (BUNDESNETZAGENTUR, 2013). Unterdurchschnittliche Änderungen der Anbauumfänge von Silomais können dagegen u.a. für die Landkreise Oberallgäu sowie Garmisch-Partenkirchen verzeichnet werden. In diesen Landkreisen beträgt die installierte Biogasanlagenleistung 0,05 bzw. 0,02 kW/ha LF.

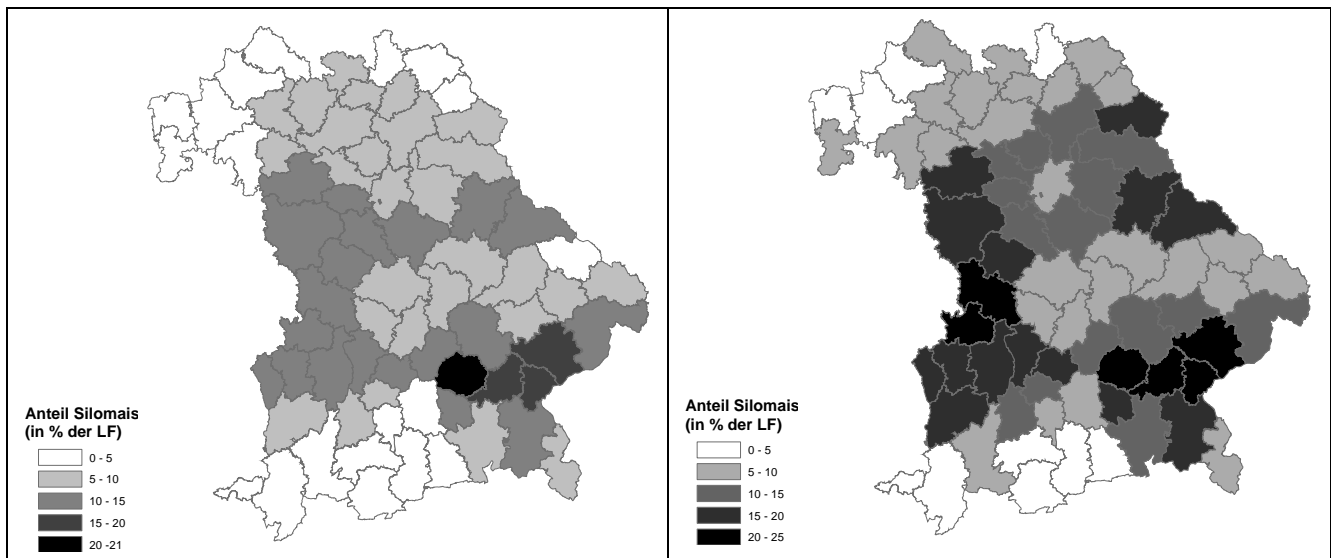
Neben positiven Einflüssen auf die Wertschöpfung im ländlichen Raum (PLANKL 2013), der Unabhängigkeit von fossilen Rohstoffen sowie einen Beitrag zum Klimaschutz (PETERSON et al., 2011) rücken die negativen Begleiterscheinungen der Biogas- und damit verbundenen Energiemaisproduktion vermehrt in den Fokus von Wissenschaft und Gesellschaft (ISERMAYER et al., 2008; THIERING und BAHRS, 2011; LEOPOLDINA, 2012; SCHOLZ et al., 2014).

In der wissenschaftlichen Diskussion wurden die negativen Folgen des regional unterschiedlich ausgeprägten Ausbaus der Silomaisproduktion für energetische Zwecke umfassend untersucht. Dazu zählen zum einen eine zunehmende Konkurrenz zwischen

Abbildung 1. Entwicklung des Silomaisanbaus, der installierten Biogasanlagenleistung und der Anzahl an Rindern im Bundesland Bayern 1999-2010



Quelle: eigene Darstellung nach SAEBL (2012) und BUNDESNETZAGENTUR (2013)

Abbildung 2. Anteil Silomais an der LF in Bayern 1999 (links) und 2010 (rechts)

Quelle: eigene Darstellung nach SAEBL (2012)

energetischer Silomaisnutzung und der Rind- und Milchviehhaltung (GÖMANN et al., 2013). In diesem Zusammenhang wird eine Verdrängung der traditionellen landwirtschaftlichen Nahrungs- und Futtermittelproduktion befürchtet (GÖMANN und KREINS, 2012). Eine beobachtete regionale Verengung der Fruchtfolgen sowie vermehrter Grünlandumbruch für die Produktion von Silomais und damit einhergehende negative Auswirkungen auf Natur und Umwelt sind weitere negative Begleiterscheinung des Ausbaus der Silomaisproduktion für energetische Zwecke (HÜBNER und HOFFMANN, 2009).

Zum anderen legen die Arbeiten von HABERMANN und BREUSTEDT (2011) sowie LATA CZ-LOHMANN und DEHNING (2014) eine Erhöhung von Pachtpreisen im regionalen Umfeld von Biogasanlagen auf Basis der Ergebnisse von räumlich-ökonomischen Analysen nahe.

Aus gesellschaftlicher Perspektive prägt die Sorge vor einer „Vermaisung der Landschaft“ die öffentliche Debatte über Sinn und Zweck des Ausbaus der Biogasproduktion (ZSCHACHE et al., 2010).

Eine detaillierte Abschätzung des regionalen Einsatzes von Silomais für die Biogasproduktion erscheint daher wichtig für eine objektive Bewertung. Eine gesetzliche Pflicht zur Meldung der tatsächlich eingesetzten Substratmengen von Silomais in der Biogasproduktion auf Seiten der Anlagenbetreiber besteht nicht (UBA, 2012).

Auf Grundlage von wissenschaftlichen Erkenntnissen abgeleitete Angaben zum tatsächlichen regionalen Anbauumfang von Energiemais in Deutschland divergieren beträchtlich und erschweren daher eine

objektive Bewertung des Ausbaus der Silomaisproduktion für energetische Zwecke.

So berechnet die Arbeit von GÖMANN et al. (2007) einen Anbauumfang von Energiemais für das Jahr 2010 von 1,5-1,8 Mio. ha. Dagegen wird für das Jahr 2010 nach Angaben der Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe (FNR) von einem Anbauumfang von 500 000 ha (FNR, 2011) und in den Arbeiten von KREINS (2011) sowie KREINS und GÖMANN (2011) von einem Anbauumfang von 800 000 ha ausgegangen. Diese Zahlen machen deutlich, dass eine große Unsicherheit über den tatsächlichen Anbauumfang von Silomais für energetische Zwecke besteht.

Große Unsicherheiten können ebenso bei der Abschätzung des regionalen Anbauumfangs von Silomais für energetische Zwecke beobachtet werden (DELZEIT, 2010; DE WITTE, 2012). Grund für die divergierenden Angaben sind unterschiedliche Berechnungsmethoden, welche im weiteren Verlauf des vorliegenden Beitrages dargestellt, diskutiert und dem eigenen Ansatz entgegengestellt werden sollen.

Ziel der eigenen Untersuchung ist es, den regionalen Einsatz von Silomais und den damit verbundenen Flächenbedarf sowohl für die Biogaserzeugung als auch für die Milch- und Rindviehhaltung am Beispiel des Bundeslandes Bayern auf Basis einer empirischen Analyse auf Landkreisebene abzuschätzen. Dazu werden verschiedene räumlich-ökonomische Regressionsmodelle entwickelt. Die Datenbasis bilden Sekundärdatensätze der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (SAeBL) sowie der Bundesnetzagentur.

Die Anwendung räumlicher Regressionsmodelle lässt sich durch das Auftreten des Modifiable-Areal-

Unit-Problems (MAUP) (Problem der veränderbaren Gebietseinheiten) nach OPENSHAW (1983) und ANSELIN (1988) bzw. den von KREINS und GÖMANN (2011: 32) beobachteten überregionalen Handel mit Silomais im Bereich der Biogaserzeugung begründen. Der überregionale Handel mit Silomais kann nach KREINS und GÖMANN (2011) zwischen benachbarten Landkreisen dann auftreten, wenn der für die Biogaserzeugung benötigte Substratbedarf nicht durch den Substratanbau in dem beobachteten Landkreis gedeckt wird. Als Gründe hierfür können variierende Opportunitätskosten des Silomaisanbaus aufgrund der unterschiedlichen Ausprägung bestimmender Standortfaktoren angeführt werden. Diese werden im weiteren Verlauf der Arbeit diskutiert.

Mit der Anwendung räumlicher Regressionsmodelle wird zum einen der möglicherweise verzerrenden Einfluss artifizieller räumlicher Autokorrelation auf die Schätzergebnisse korrigiert und zum anderen der Versuch unternommen, den überregionalen Handel mit Energiemais zwischen benachbarten Landkreisen in die Analyse zu integrieren.

Die Ergebnisse dieser Studie sollen zu einer Versachlichung der kontroversen Diskussion um die energetische Nutzung von Silomais und den damit verbundenen Flächenbedarf beitragen sowie die Konsequenzen eines weiteren Ausbaus der Biogasproduktion aufzeigen.

2 Theorie und Methode

Die Auswirkungen der staatlichen Förderung des Biogasproduktion auf die Agrarstruktur, die Landnutzung sowie insbesondere den Ausbau der Energiemaisproduktion wurden u.a. durch die Arbeiten von GÖMANN et al. (2007; 2011), DELZEIT (2010), DE WITTE (2012) sowie PETERSON et al. (2011) untersucht. Methodische Grundlage der Ergebnisse der genannten Arbeiten ist das regionalisierte Agrar- und Umweltinformationssystem (RAUMIS). Das Modell RAUMIS ist ein Angebotsmodell, welches die Wettbewerbsfähigkeit unterschiedlicher landwirtschaftlicher Produktionsverfahren in Abhängigkeit von vorgegebenen Preisannahmen abbildet (DE WITTE, 2012: 28). Die optimalen Produktionsumfänge der verschiedenen Produktionsverfahren werden auf Basis eines positiv-mathematischen Programmierungsansatzes (PMP) ermittelt (CYPRIS, 2000).

Die Arbeit von GÖMANN et al. (2007) nutzt das Modell RAUMIS, um den Anbauumfang für Ener-

giemais im Jahr 2010 vor dem Hintergrund unterschiedlicher Preisannahmen darzustellen. In ihrer Arbeit berechnen die Autoren einen Anbauumfang von Silomais für energetische Zwecke von 1,5 bzw. 1,8 Mio. ha in Abhängigkeit unterschiedlicher Preisannahmen für das Substrat. In diesem Kontext stellt DE WITTE (2012: 31) fest, dass in RAUMIS die regionale Maisnachfrage durch Biogasanlagen und das Investitionsverhalten landwirtschaftlicher Unternehmer bis dato nicht abgebildet werden konnten.

Als Konsequenz wurde in der Arbeit von DELZEIT (2010) sowie GÖMANN et al. (2011) das Modell RAUMIS an das regionalisierte Standortinformationssystem-Mais (ReSI-M) gekoppelt. Dieser Ansatz versucht, die zukünftig zu erwartende Nachfrage nach Energiemais zu modellieren. In der Arbeit von GÖMANN et al. (2011) wird unter den Rahmenbedingungen des EEG 2009 ein Anbauumfang von Energiemais von 2 Mio. ha für das Jahr 2020 ausgewiesen. Zudem modelliert die Arbeit von DELZEIT (2010) die regionale Verteilung des Energiemaisanteils an der LF im Jahr 2020. Dabei verweist DE WITTE (2012) darauf, dass sich in den meisten Regionen eine andere als die prognostizierte Entwicklung abzeichnet. De Witte (2012) führt dies darauf zurück, dass die Kopplung von RAUMIS mit ReSI-M zwar die Nachfrage nach Energiemaissubstrat in die Analyse integriert, jedoch nicht vollständig abbilden kann. Die Arbeit von PETERSON et al. (2011) entwickelt den Ansatz von GÖMANN et al. (2007; 2011) sowie DELZEIT (2010) weiter, indem die Modelle RAUMIS und ReSI-M mit dem multisektoralen, multiregionalen allgemeinen Gleichgewichtsmodell Dynamic Applied Regional Trade (DART) gekoppelt werden. In ihren Modellierungen berechnen die Autoren einen Energiemaisanbauumfang von bis zu 2,1 Mio. ha. in Abhängigkeit der Ausgestaltung des zukünftigen staatlichen Fördersystems.

Die Arbeiten von KREINS (2011) sowie KREINS und GÖMANN (2011) nutzen einen weiteren methodischen Ansatz, um den Anbauumfang für Energiemais bestimmen zu können. Ausgehend von einer unveränderten Grundfütterration in der Rindviehfütterung berechnen die Autoren einen Anbauumfang für Energiemais in Deutschland im Jahr 2010 von rund 800 000 ha, was ca. 50 % der gesamten Anbaufläche von Silomais entsprechen würde (KREINS, 2011: 56). Die methodische Vorgehensweise der FNR zur Ermittlung des Anbauumfangs für Energiemais von 500 000 ha ist nicht dokumentiert (FNR, 2011).

Die vorliegende Arbeit verfolgt einen weiteren im Kontext der Abschätzung des Einsatzes von Silomais in der Biogasproduktion noch nicht angewandten quantitativen Ansatz. Auf Basis einer empirischen ex-post-Analyse werden der regionale Einsatz und Anbauumfang von Silomais und der damit verbundene Flächenbedarf sowohl für die Biogaserzeugung als auch für die Milch- und Rindviehhaltung am Beispiel des Bundeslandes Bayern für das Jahr 2010 geschätzt. Dazu werden unterschiedliche räumliche Regressionsmodelle entwickelt. Die Regressionskoeffizienten der jeweiligen Modellspezifikationen werden genutzt, um den Einsatz von Silomais in der Biogasproduktion und Milch- und Rindviehhaltung und den damit verbundenen Flächenbedarf zu berechnen.

Die Anwendung von räumlichen Regressionsmodellen erscheint uns aus zweierlei Gründen notwendig. Durch eine willkürliche Auflösung funktioneller Einheiten (in diesem Falle Maisanbaugebieten) durch die verwendeten Datensätze und die zugrundeliegenden Verwaltungsgliederungen (Landkreise) kann es zum Auftreten artifizieller räumlicher Autokorrelation der Zielgrößen und/oder deren Residuen in der Regressionsanalyse kommen. Das Auftreten dieser Form von artifizieller räumlicher Autokorrelation wird in der Literatur durch das MAUP beschrieben (ECKEY et al., 2006; ANSELIN, 1988; OPENSHAW, 1983).

Des Weiteren ist es denkbar, dass Biogasanlagen an der Grenze von benachbarten Landkreisen operieren. Wird das für den Betrieb der Anlage notwendige Gärsubstrat Silomais im benachbarten Landkreis angebaut und durch überregionalen Handel über die Landkreisgrenze transportiert, kann der Anteil an Silomais an der LF mit dem Anteil des benachbarten Landkreises räumlich korreliert sein. So stellen KREINS und GÖMANN (2011: 32) fest, dass die elektrische Biogasanlagenleistung auf Landkreisebene das Nachfragepotential nach Gärsubstraten darstellt, jedoch keine genaue Auskunft über die tatsächliche räumliche Verteilung des Energiemaisanbaus geben kann. Der überregionale Handel mit Silomais ist zwischen solchen Landkreisen denkbar, in denen die Opportunitätskosten des Silomaisanbaus unterschiedlich determiniert sind. Verantwortlich dafür können Unterschiede in den natürlichen, ökonomischen und sozio-ökonomischen Standortfaktoren der jeweiligen Landkreise sein. Die im Rahmen dieser Arbeit identifizierten Standort- und Bestimmungsfaktoren des Silomaisanbaus werden im anschließenden Kapitel 3 vorgestellt.

Durch die Anwendung räumlicher Regressionsmodelle soll der überregionale Handel mit Energie-

mais zwischen benachbarten Landkreisen in die Untersuchung integriert werden. Zudem können durch die Einbeziehung von Interaktionstermen in der räumlichen Regressionsanalyse die in GÖMANN et al. (2013: 25) beschriebenen relevanten Wechselwirkungen zwischen landwirtschaftlicher Landnutzung und der Biogasproduktion abgebildet werden.

Wir gehen davon aus, dass ohne die Berücksichtigung räumlicher Effekte in Landkreisen, in denen weder eine Milchvieh- und Rinderhaltung stattfindet noch Biogas produziert wird, kein Silomais erzeugt wird und die zu spezifizierenden Regressionsmodelle daher ohne eine Konstante geschätzt werden sollten. Bevor im nächsten Kapitel die Datengrundlage und die genaue Spezifizierung der räumlichen Regressionsmodelle dargestellt werden, soll im folgenden Abschnitt die grundsätzliche Vorgehensweise einer räumlich-ökonomischen Analyse kurz erläutert werden.

Eine „klassische“ lineare Regressionsanalyse mit der „Methode der kleinsten Quadrate“ als Schätzverfahren verlangt, dass die Residuen u normal verteilt sind, mit dem Mittelwert 0 und einer gleichbleibenden Varianz σ^2 (WOOLDRIGE, 2008: 22ff.). Diese Annahmen können durch das Vorliegen räumlicher Autokorrelation verletzt werden. Als Konsequenz kann u.a. die Schätzung der Regressionsparameter verzerrt und ineffizient sein (ANSELIN, 1988: 54). Mithilfe von Methoden der räumlichen Ökonometrie können räumliche Effekte in die Regressionsanalyse integriert werden. Eine Grundlage für deren Implementierung in das Schätzmodell ist die Abbildung der räumlichen Beziehungen zwischen den Untersuchungsgegenständen (Landkreise). Dies ist eine Voraussetzung zur Darstellung, inwieweit sich die Ausprägungen der Zielgröße benachbarter Landkreise beeinflussen (PENNERTORFER, 2008: 29). Diese Information wird mit Hilfe einer räumlichen Gewichtungsmatrix \mathbf{W} (Nachbarschaftsmatrix) dargestellt. Im Rahmen dieser Studie kommt eine binäre Gewichtungsmatrix erster Ordnung im Damefall zur Anwendung (first-order queen-contiguity)¹.

¹ Liegen die Beobachtungswerte flächengebunden vor, können jene Beobachtung in j als Nachbarn von i gelten, die eine gemeinsame Grenze aufweisen. In diesem Fall kann die räumliche Struktur über eine binäre grenzenbasierte Nachbarschaftsmatrix \mathbf{W} erfolgen. Um die Berechnung und Interpretationsfähigkeit zu erleichtern, wird die Nachbarschaftsmatrix ANSELIN (1988) folgend so normiert, dass die Summe der jeweiligen Zeilenelemente gleich 1 ergibt.

Nach ANSELIN (2003: 154) können räumliche Effekte durch die Integration einer räumlich verzögerten Zielgröße ($\mathbf{W}\mathbf{y}$), einer räumlich verzögerten unabhängigen Variablen ($\mathbf{W}\mathbf{X}$) und/oder der Integration von räumlich verzögerten Residuen ($\mathbf{W}\mathbf{u}$) in einem Schätzmodell erfasst und abgebildet werden. Sollen räumliche Effekte durch eine räumlich verzögerte Zielgröße und räumlich verzögerte Residuen berücksichtigt werden, kann nach ANSELIN und FLORAX (1995) und DRUKKER et al. (2011) ein *Spatial Autoregressive Model with Auto-regressive Disturbances* (SARAR) gemäß Gleichung (1) formuliert werden. Im Folgenden verwenden wir die Notation gemäß DRUKKER et al. (2011).

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \lambda \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} &= \rho \mathbf{M}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \end{aligned} \quad (1)$$

mit \mathbf{y} einem $n \times 1$ Vektor der Beobachtungen der Zielgröße, \mathbf{W} und \mathbf{M} einer $n \times n$ Gewichtungsmatrix, \mathbf{X} einer $n \times k$ Matrix der Einflussgrößen, $\boldsymbol{\beta}$ einem $k \times 1$ Vektor der Regressionskoeffizienten der Einflussgrößen, λ dem Koeffizienten für die räumlich verzögerte Zielgröße, ρ dem räumlich autoregressiven Parameter der räumlich korrelierten Residuen \mathbf{u} und $\boldsymbol{\varepsilon}$ dem $n \times 1$ Vektor der unabhängigen Störgrößen².

Sollten beide räumlichen Parameter λ und ρ gleich 0 sein, reduziert sich das Modell aus Gleichung (1) zur klassischen linearen Regressionsgleichung gemäß Gleichung (2):

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (2)$$

Im Falle von $\lambda \neq 0$ und $\rho = 0$ wird ein sogenanntes Spatial-Lag-Modell gemäß Gleichung 3 dargestellt:

$$\mathbf{y} = \lambda \mathbf{W}\mathbf{y} + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (3)$$

Spatial-Lag-Modelle werden in empirischen Arbeiten zumeist dann angewendet, wenn wie im Falle dieser Studie eine räumliche Abhängigkeit der Zielgröße benachbarter Untersuchungseinheiten vermutet wird und untersucht werden soll (ANSELIN, 2001: 316).

Im Falle von $\lambda = 0$ und $\rho \neq 0$ kann ein sogenanntes Spatial-Error-Modell gemäß Gleichung (4) formuliert werden:

$$\begin{aligned} \mathbf{y} &= \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \\ \mathbf{u} &= \rho \mathbf{W}\mathbf{u} + \boldsymbol{\varepsilon} \end{aligned} \quad (4)$$

Diese Form eines räumlichen Modells kann angewendet werden, wenn der verzerrende Einfluss von räum-

licher Autokorrelation im Fehlerterm korrigiert werden soll (ANSELIN, 2001: 316). Wenn beide räumlich autoregressiven Parameter λ und $\rho \neq 0$ sind, kann das SARAR-Modell gemäß Gleichung (1) dargestellt werden. Das SARAR-Modell wird im Rahmen dieser Arbeit angewendet, um den verzerrenden Einfluss von räumlicher Autokorrelation im Fehlerterm zu korrigieren und gleichzeitig Wechselwirkungen zwischen den Untersuchungsregionen in die Analyse zu integrieren. Diese können zum einen durch das Auftreten des MAUP und/oder den überregionalen Handel mit Silomais determiniert sein. Dabei wird durch die räumliche Verzögerung der abhängigen Variable im SARAR-Modell der Versuch unternommen, den überregionalen Handel in die Regressionsanalyse zu integrieren. Durch den „spatial lag“ der abhängigen Variable bewirkt eine Zunahme maisnachfragesteigernder Größen (z.B. der Biogasanlagenleistung) in benachbarten Landkreisen j einen Anstieg des Silomaisanteils y in diesen Kreisen. Der höhere Silomaisanteil in den Nachbarkreisen bewirkt dann im Modell über den gestiegenen „spatial lag“ $\lambda \mathbf{W}\mathbf{y}$ einen höheren Silomaisanteil im beobachteten Landkreis i .

Unter der Annahme eines homoskedastischen Fehlerterms kann ein SARAR-Modell konsistent durch eine Maximum-Likelihood-Schätzung bestimmt werden (KELEJIAN und PRUCHA, 2010). Dagegen ist der im Rahmen dieser Studie angewandte *generalized spatial two-stage least-squares estimator* (GS2SLS) nach KELEJIAN und PRUCHA (2010) und DRUKKER et al. (2011) robust gegen unbekannte Formen von Heteroskedastizität³.

Im klassischen OLS-Modell repräsentiert der *rte* Regressionskoeffizient, β_r , des Vektors $\boldsymbol{\beta}$, die marginale Änderung von y bei einer Änderung der *rten* Einflussgröße x_r der Matrix \mathbf{X} . Formal kann diese partielle Ableitung gemäß der Gleichungen (5) und (6) formuliert werden:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} = \beta_r \text{ für alle } i, r; \quad (5)$$

und

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = 0 \quad (6)$$

für $j \neq i$ und alle Einflussgrößen x_r der Matrix \mathbf{X} (LESAGE und PACE, 2009: 34). Im SARAR-Modell ist

² Im Rahmen dieser Studie wird in Anlehnung an DRUKKER et al. (2011) für \mathbf{W} und \mathbf{M} eine identische Nachbarschaftsmatrix verwendet.

³ Für eine detaillierte Darstellung des Schätzverfahrens wird auf KELEJIAN und PRUCHA (2010) verwiesen. Die Schätzung der Modelle erfolgt mit dem STATA-Paket *spreg*, welches von DRUKKER et al. (2011) entwickelt wurde.

die abhängige Variable räumlich verzögert (vgl. Gleichung 1). Daher ist die Ableitung entsprechend Gleichung (6) aufgrund von $\lambda W y$ ausgelösten Rückkopplungseffekten zwischen den Untersuchungseinheiten (Landkreisen) potentiell $\neq 0$. Gleichzeitig kann der marginale Effekt einer Änderung der *rten* Einflussgröße x_r auf y nicht durch den Regressionskoeffizienten β_r erklärt werden (LESAGE und PACE, 2009: 35).

So ist es im Kontext dieser Studie denkbar, dass die Änderungen einer Einflussgröße im Landkreis i nicht nur die abhängige Variable y_i des betrachteten Landkreises beeinflussen, sondern auch einen Einfluss auf die abhängige Variable y_j des benachbarten Landkreises haben. LESAGE und PACE (2009: 34ff.) separieren für Regressionsmodelle mit „spatial lag“ die Einflüsse von Änderungen einer Einflussgröße x_r auf die Zielgröße y in drei getrennte Effekte.

Der Average Total Impact beschreibt die durchschnittliche Änderung der Variablen y , sofern die Variable x_r in jeder Beobachtungseinheit i (hier: in jedem aggregierten Landkreis) um eine Einheit ansteigt. Dieser Average Total Impact setzt sich zusammen aus dem Average Direct Impact, als dem unmittelbaren durchschnittlichen Anstieg der y_i infolge der simultanen Zunahme aller x_{ir} um eine Einheit (entsprechend Gleichung (5)), sowie dem Average Indirect Impact (i.e. der durchschnittliche Anstieg der y_i infolge der simultanen Zunahme aller x_{jr} um eine Einheit entsprechend Gleichung (6)), der sich als Differenz aus Average Total Impact und Average Direct Impact ergibt.⁴ Um die durch λ ausgelösten Rückkopplungseffekte bei der Schätzung des Einsatzes von Silomais in der Biogasproduktion und der Milch- und Rindviehhaltung und den damit verbundenen Flächenbedarf zu berücksichtigen, wird für deren Berechnung stets der *Average Total Impact* verwendet.

Die zuvor definierten totalen, direkten und indirekten marginalen Effekte einer Änderung der Einflussgrößen x_r auf y werden gemäß LESAGE und PACE (2009: 39) berechnet.

3 Datengrundlage und Spezifikation der räumlichen Regressionsmodelle

Die Datengrundlagen dieser Studie bilden die EEG-Jahresendabrechnung Biomasseanlagen 2011 der Bun-

desnetzagentur (BUNDESNETZAGENTUR 2013) zur Abbildung der regionalen installierten elektrischen Biogasanlagenleistung in Kilowatt je Hektar landwirtschaftlicher Nutzfläche (kW/ha LF) und die Ergebnisse der Landwirtschaftszählung 2010 (SAEBL, 2012). Der Datensatz der Bundesnetzagentur enthält alle Biomasseanlagen, die eine Einspeisevergütung über das EEG erfahren. Zusätzlich wird Auskunft über den Tag der Inbetriebnahme, den Betriebsort sowie über die installierte Anlagenleistung gegeben. Durch eine MS-ACCESS Abfrage kann auf Grundlage des Datensatzes die regional installierte Biogasanlagenleistung auf Landkreisebene dargestellt werden. Die Daten der Landwirtschaftszählung 2010 sind auf Landkreisebene frei verfügbar und über die SAeBL zu beziehen. Aus datenschutzrechtlichen Gründen kann es zu fehlenden Werten bei einzelnen Variablen in unterschiedlichen Landkreisen kommen. In diesen Fällen wird jeweils der bayerische Durchschnittswert für den betreffenden Landkreis in den Datensatz integriert. Für die räumliche Regressionsanalyse ist eine möglichst homogene Größe der Untersuchungseinheiten wünschenswert. Dazu werden nach einer Methode von OSTERBURG (2012) die bayerischen kreisfreien Städte (25) in die jeweiligen Landkreise (71) integriert (N=71). Die anschließende Analyse und Diskussion der Ergebnisse wird für diese aggregierten Untersuchungseinheiten durchgeführt.

Im Folgenden werden Standort- und Bestimmungsfaktoren vorgestellt, die als mögliche erklärende Variablen für die Zielgröße *Anteil Silomais an der LF 2010* (in % der gesamten LF) (SAEBL, 2012) auf ihre statistische Signifikanz untersucht werden sollen.

Die Anbauentscheidung für Silomais erfolgt entweder vor dem Hintergrund der Produktion von Futtermitteln für die Milch- und Rindviehhaltung oder aber für die energetische Nutzung im Rahmen der Biogasproduktion (KREINS und GÖMANN, 2011). Somit kann angenommen werden, dass der Anteil von Silomais durch die regional unterschiedliche Ausprägung verschiedener Standortfaktoren determiniert ist. Zwei maßgebliche Standortfaktoren erscheinen dabei von besonderer Bedeutung.

Zum einen nehmen wir an, dass die im beobachteten Landkreis *installierte Biogasanlagenleistung* (kW/ha LF) 2010 (BUNDESNETZAGENTUR, 2013) einen positiven Einfluss auf den *Anteil von Silomais an der LF 2010* haben kann. Aus einzelbetrieblicher Entscheidungsperspektive wird unterstellt, dass Landwirte versuchen, sich bei ihren Anbauentscheidungen gewinnmaximierend zu verhalten. Werden in einem beobachteten Landkreis vergleichsweise viele Biogas-

⁴ Für eine ausführliche mathematische Herleitung wird auf LESAGE und PACE (2009: 33ff.) verwiesen.

anlagen betrieben, steigt demnach auch die Wahrscheinlichkeit, dass die Anlagenbetreiber dem Gewinnmaximierungskalkül folgend die Anbaufläche für die energetische Verwendung von Silomais ausbauen.

Zum anderen kann auch die Bedeutung der Rindviehdichte auf den *Anteil von Silomais an der LF 2010* mit dem Argument des Gewinnmaximierungskalküls beschrieben werden. So wird angenommen, dass eine Erhöhung der Rindviehdichte (Anzahl Rinder/ha LF) einen positiven Einfluss auf die Zielgröße haben kann, da mit steigender Rindviehdichte auch der Bedarf an Silomais als Futtermittel steigt. Nach LFL (2015; 2014) variiert der Grundfutterbedarf zwischen der Milch- und sonstigen Rindviehhaltung. Um den unterschiedlichen Grundfutterbedarf zwischen der Milch- und sonstigen Rindviehhaltung (und damit auch den Anspruch an Silomais) innerhalb der Regressionsanalyse zu berücksichtigen, wird die Milch- und Rindviehdichte in einem Landkreis zum einen durch den Parameter *Anzahl Milchkühe 2010* (Anzahl Milchkühe/ha LF) sowie die *Anzahl sonstige Rinder 2010* (Anzahl sonstige Rinder/ha LF) modelliert. Die Variable *Anzahl sonstige Rinder 2010* bildet sich dabei als die Differenz der Anzahl an Rindern/ha LF und der Anzahl an Milchkühen/ha LF gemäß den Angaben der Landwirtschaftszählung 2010 (SAEBl, 2012).

Für eine realistische Abschätzung des Einsatzes von Silomais in der Biogasproduktion ist es zudem notwendig, auch den Substrateinsatz weiterer nachwachsender Rohstoffe sowie von Exkrementen der Milch- und Rindviehhaltung für die Biogasproduktion mit in die Regressionsanalyse zu integrieren. Dazu werden zwei Interaktionsterme formuliert. Der Einsatz von Grassilagen als Eingangssubstrat in der Biogaserzeugung wird durch den Interaktionsterm *Anlagenleistung 2010 x Anteil Grünland 2010* modelliert (BUNDESNETZAGENTUR, 2013; SAEBl, 2012). Der Einsatz von Rindergülle als Gärsubstrat wird durch den Interaktionsterm *Anlagenleistung 2010 x Anzahl Rinder 2010* dargestellt. Hierbei wird davon ausgegangen, dass die Rindviehdichte auch das Wirtschaftsdüngeraufkommen abbildet. Die hemmende Wirkung eines steigenden Anteils von Grünland an der LF auf den Anteil von Silomais an der LF wird durch den Interaktionsterm *Anteil Grünland 2010 x Anteil Grünland 2010* modelliert. Die räumliche Konzentration der Milchviehhaltung in Regionen mit erhöhten Grünlandanteilen wird durch den Interaktionsterm *Anzahl Milchkühe 2010 x Anteil Grünland 2010* innerhalb der Regressionsanalyse berücksichtigt. Die Variable „Anteil Grünland“ geht nur über Interaktionsterme und in

quadratischer Form in die Regressionsgleichungen ein, da wir aus theoretischen Überlegungen davon ausgehen, dass der Anteil Grünland an der Landnutzung nicht unmittelbar Einfluss auf den Anbau von Silomais hat, sondern nur in Interaktion mit dem Vorhandensein der Biogasproduktion bzw. der Milchviehhaltung. Insofern stellen die Interaktionsterme gewissermaßen ein Korrektiv dar, welches die mögliche Überschätzung der Parameter *Anlagenleistung* bzw. *Anzahl Milchkühe* korrigiert.

Die Berechnung von entsprechenden Korrelationskoeffizienten hat gezeigt, dass die identifizierten Proxyvariablen zum Teil hoch miteinander korreliert sind (Tabelle A1). Vor diesem Hintergrund ist zu erwarten, dass bei nur einer Modellspezifikation, die alle identifizierten Proxyvariablen vereint, Multikollinearitätsprobleme (breite Konfidenzintervalle der Regressionsparameter und große Standardfehler) auftreten. Um dem entgegenzuwirken, werden verschiedene räumliche Regressionsmodelle spezifiziert, die die einzelnen Variablen schrittweise in unterschiedlichen Modellspezifikationen miteinander kombinieren, um den potentiellen Einfluss von Multikollinearität abschwächen zu können. Die Regressionskoeffizienten zu den einzelnen Einflussfaktoren werden unter Verwendung des in Gleichung (1) definierten SARAR-Modells und mit Hilfe des GS2SLS-Schätzverfahrens bestimmt.

4 Ergebnisse und Diskussion

In der folgenden Tabelle 1 sind die Ergebnisse der sechs verschiedenen SARAR-Modelle zusammenfassend dargestellt. Der Parameter *Anlagenleistung 2010* ist in allen geschätzten Modellvarianten positiv und hoch signifikant. Der Parameter *Anzahl Milchkühe 2010* weist in den Modellen I, II und VI ein negatives und in den Modellen III, IV und V ein positives Vorzeichen auf. Dies geschieht in Abhängigkeit des zusätzlich integrierten Interaktionsterm *Anzahl Milchkühe 2010 x Anteil Grünland 2010*. Dieser ist negativ und hochsignifikant und kann wie folgt interpretiert werden:

Zum einen korrigiert er den Parameter *Anzahl Milchkühe 2010* hinsichtlich seiner Wirkungsrichtung auf den *Anteil an Silomais 2010*, zum anderen stellt dieser Interaktionsterm dar, dass in Grünlandregionen der Einsatz von Silomais in der Rationsgestaltung auf Grund der natürlichen Standortbegebenheiten begrenzt ist.

Tabelle 1. Schätzergebnisse der SARAR-Modelle zum Anteil von Silomais an der LF in Bayern (in % der LF) (2010) (N=71)

Variable	Modell I (R ² =0,82) ¹⁾ Mean VIF=3,73 ²⁾				Modell II (R ² =0,82) Mean VIF=6,03			
	$\hat{\beta}$	Total	Direct	Indirect	$\hat{\beta}$	Total	Direct	Indirect
Anlagenleistung	0,253***	0,350	0,258	0,092	0,273***	0,388	0,279	0,109
Anzahl Milchkühe	-0,094***	-0,130	-0,096	-0,034	-0,083***	-0,117	-0,084	-0,033
Anzahl sonst. Rinder	0,115***	0,159	0,117	0,042	0,107***	0,152	0,110	0,043
Anlagenleistung x Anteil Grünland	/	/	/	/	-0,080 n.s.	-0,113	-0,081	-0,032
ρ	0,436***	/	/	/	0,385***	/	/	/
λ	0,276***	/	/	/	0,296***	/	/	/
Variable	Modell III (R ² =0,93) Mean VIF=9,00				Modell IV (R ² =0,94) Mean VIF=19,52			
	$\hat{\beta}$	Total	Direct	Indirect	$\hat{\beta}$	Total	Direct	Indirect
Anlagenleistung	0,225***	0,239	0,225	0,013	0,236***	0,255	0,236	0,018
Anzahl Milchkühe	0,164***	0,174	0,164	0,010	0,123***	0,133	0,124	0,010
Anzahl sonst. Rinder	0,083***	0,088	0,083	0,005	0,095***	0,103	0,095	0,007
Anlagenleistung x Anteil Grünland	-0,085 n.s.	-0,090	-0,085	-0,005	-0,166**	-0,180	-0,167	-0,013
Anzahl Milchkühe x Anteil Grünland	-0,247***	-0,261	-0,247	-0,014	-0,150***	-0,162	-0,150	-0,012
Anteil Grünland ²	/	/	/	/	-0,054**	-0,058	-0,054	-0,004
ρ	0,579***	/	/	/	0,621***	/	/	/
λ	0,056 n.s.	/	/	/	0,073 n.s.	/	/	/
Variable	Modell V (R ² =0,94) Mean VIF=8,17				Modell VI (R ² =0,82) Mean VIF=11,45			
	$\hat{\beta}$	Total	Direct	Indirect	$\hat{\beta}$	Total	Direct	Indirect
Anlagenleistung	0,201***	0,216	0,201	0,014	0,175***	0,294	0,183	0,111
Anzahl Milchkühe	0,152***	0,163	0,152	0,011	-0,068**	-0,113	-0,070	-0,043
Anzahl sonst. Rinder	0,087***	0,093	0,087	0,006	0,083***	0,138	0,086	0,052
Anzahl Milchkühe x Anteil Grünland	-0,247***	-0,264	-0,247	-0,018	/	/	/	/
Anlagenleistung x Anteil Grünland	/	/	/	/	-0,248*	-0,416	0,259	-0,157
Anlagenleistung x Anzahl Rinder	/	/	/	/	0,115**	0,193	0,120	0,073
ρ	0,571***	/	/	/	0,358**	/	/	/
λ	0,067 n.s.	/	/	/	0,404***	/	/	/

1) Ein mögliches Pseudo-R² berechnet sich ANSELIN (1988: 244) folgend als quadrierte Korrelation zwischen dem empirischen und geschätzten Beobachtungswert.

2) Der durchschnittliche variance inflation factor (mean VIF) wird gemäß O'BRIEN (2007) berechnet, beträgt zwischen 3,75 und 19,52 und befindet sich damit bei den Modellen I, II, III und V in einem vertretbaren Rahmen. Bei den Modellen IV und VI ist für einige Koeffizienten mit einer etwa zehn bis zwanzig Mal so hohen Varianz im Vergleich zu einer Situation ohne Korrelation unter den abhängigen Variablen zu rechnen, was die Belastbarkeit und Interpretationsfähigkeit der Ergebnisse entsprechend einschränkt.

***, **, * signifikant mit $\alpha = 0,001$; 0,01; 0,05, n.s = nicht signifikant. Die Ergebnisspalten Total, Direct und Indirect beschreiben die in Kapitel 2 definierten totalen, direkten und indirekten marginalen Effekte.

Quelle: eigene Berechnung

Der räumliche Regressionskoeffizient λ ist in Modellen mit Integration des Interaktionsterms *Anzahl Milchkuh 2010 x Anteil Grünland 2010* nicht signifikant (III, IV, V) und in Modellen ohne diesen Interaktionsterm hoch signifikant mit Ausprägungen zwischen 0,27 (Modell I) und 0,40 (Modell VI). Somit ist der Einfluss von überregionalem Maishandel auf den *Anteil von Silomais an der LF* durch die Ergebnisse der unterschiedlichen SARAR-Modelle nicht eindeutig darzustellen. Einschränkungen in der Interpretationsfähigkeit ergeben sich zudem durch die gewählte Modellspezifikation unter Verwendung des SARAR-Modells. So wäre auch bei durchgehender Signifikanz des räumlichen Regressionsparameters λ nicht widerlegt, dass weitere Einflussfaktoren wie besonders günstige Angebotsbedingungen (z.B. gute Standortbedingungen für den Silomaisanbau) in benachbarten Landkreisen den Anteil von Silomais im betrachteten Landkreis steigern. In diesem Kontext bietet sich für weiterführende Arbeiten beispielsweise die Anwendung eines Spatial-Durbin-Error-Modells nach LESAGE und PACE (2009: 42) an, welches die exogene Variable installierte Biogasanlagenleistung räumlich verzögert in die Analyse integriert und einen eindeutigeren Wirkungskette zwischen den betrachteten benachbarten Landkreisen zuließe.

Indessen erscheint uns die Anwendung des SARAR-Modells im Rahmen dieser Studie sinnvoll, um die räumliche Verteilung und Struktur der verwendeten Daten abbilden zu können und die Schätzgüte der Modelle zu verbessern. Dies wird auch durch die Betrachtung des räumlichen Regressionskoeffizienten ρ deutlich. Dieser ist in allen Modellspezifikationen signifikant und weist auf fehlende, räumlich-korrelierte erklärende Variablen innerhalb aller Modellvarianten hin. Der Parameter *Anzahl sonstige Rinder 2010* ist in allen Modellen positiv und hoch signifikant. Damit wird der Anteil des Grundfutterbedarfs innerhalb der

sonstigen Rindviehhaltung beschrieben, der durch den Anbau von Silomais gedeckt wird. Eine steigende Rindviehdichte in der sonstigen Rindviehhaltung führt demnach in allen Modellspezifikationen zu einer Erhöhung des Anteils von Silomais an der LF.

Die beiden Interaktionsterme *Anlagenleistung 2010 x Anteil Grünland 2010* und *Anlagenleistung 2010 x Anzahl Rinder 2010* zur Abbildung des Einsatzes von Grassilagen und Rindergülle als Gärsubstrate in der Biogasproduktion zeigen kein einheitliches Bild. So ist der Interaktionsterm *Anlagenleistung 2010 x Anteil Grünland 2010* in den Modellspezifikationen II und III nicht signifikant, in den Spezifikationen IV und VI hingegen signifikant. Auffallend ist das negative Vorzeichen in allen Fällen. Durch den energetischen Einsatz von Grassilage und die damit einhergehende Substitution von Maissilagen als Gärsubstrat kann das negative Vorzeichen erklärt werden.

Der Interaktionsterm *Anlagenleistung 2010 x Anzahl Rinder 2010* ist in der Modellspezifikation VI signifikant und mit positivem Vorzeichen. In diesem Modell wurde der Interaktionsterm eingeführt, um den reduzierten Maisbedarf für die Biogasanlagen bei höherem Anfall von Gülle abzubilden. Insofern wurde hier ein negatives Vorzeichen erwartet.

Über die geschätzten Regressionsparameter soll im Folgenden die regionale Entwicklung der Silomaisproduktion für die Biogasproduktion sowie als Fütterungsgrundlage für die Milch- und Rindviehhaltung bewertet werden. Die Regressionsparameter dienen dabei als Grundlage für die in Tabelle 2 zusammenfassend dargestellten weiterführenden Berechnungen zu folgenden Parametern:

- Geschätzter Flächenbedarf Energiemais (in % der LF)
- Geschätzter Flächenbedarf Futtermais (in % der LF)
- Geschätzter Anteil Energiemais (in % der Gesamtproduktion)
- Geschätzter Flächenbedarf Silomais (ha/Rind)

Tabelle 2. Flächenbedarf und energetische Nutzung von Silomais in Bayern 2010

	Flächenbedarf Energiemais (in % der LF)	Flächenbedarf Futtermais (in % der LF)	Anteil Energiemais (in % der Gesamtproduktion)	Flächenbedarf Silomais (ha/Rind)
Modell I	5,52	5,45	50,31	0,05
Modell II	5,55	5,50	50,23	0,05
Modell III	3,31	8,89	27,15	0,09
Modell IV	3,12	9,70	24,33	0,09
Modell V	3,40	8,79	27,91	0,08
Modell VI	6,08	4,74	56,21	0,05
Mittelwert	4,50	7,18	39,36	0,07

Quelle: eigene Berechnungen. Alle Angaben sind berechnete Durchschnittswert für das Bundesland Bayern.

Für die Kalkulation der jeweiligen Parameter werden stets die Koeffizienten des *Average Total Impact* der jeweiligen Regressionsparameter verwendet und für jeden der 71 aggregierten Landkreise berechnet. Die in Tabelle 2 vorgestellten Werte sind berechnete Durchschnittswerte für das Bundesland Bayern in der jeweiligen Modellspezifikation I-VI¹.

Als Vergleichswerte für eine Plausibilitätsprüfung werden die durchgeführten Berechnungen mit empirischen Daten aus der Landwirtschaftszählung 1999 und der Agrarstrukturerhebung 2003 verglichen. So lag der durchschnittliche Flächenbedarf von Silomais (ha/Rind) in den Jahren 1999 und 2003 in Bayern durchschnittlich bei 0,08 (SAEBL, 2012).² Da erst mit Inkrafttreten der Novellierung des EEG in 2004 der Anreiz für die energetische Nutzung von Silomais geschaffen wurde, sind die Werte eine vertretbare Benchmark für eine Plausibilitätsprüfung der erzielten Schätzergebnisse. Liegt der berechnete Flächenbedarf von Silomais (ha/Rind) unterhalb/oberhalb von 0,08 ha, kann angenommen werden, dass das entsprechende Modell den Energiemaisanteil überschätzt/unterschätzt. Es zeigt sich, dass die Modelle III, IV und V den energetisch genutzten Anteil von Silomais unterschätzen (Flächenbedarf Silomais (ha/Rind) = 0,086; 0,094; 0,085) und die Modelle I, II und VI (Flächenbedarf Silomais (ha/Rind) = 0,053; 0,053; 0,046) den energetisch genutzten Anteil überschätzen. Als Grund hierfür kann möglicherweise das angesprochene Multikollinearitätsproblem angeführt werden. Bildet man hingegen den Mittelwert aus allen Schätzergebnissen, berechnet sich ein Flächenbedarf von Silomais von 0,07 (ha/Rind). Vor diesem Hintergrund gehen wir davon aus, dass auch die Mittelwerte des geschätzten Flächenbedarfs von Energiemais mit durchschnittlich 4,5 % und von Futtermais mit durchschnittlich 7,2 % der verfügbaren LF als realistisch und plausibel anzusehen sind. Die Mittelwerte berechnen sich dabei aus den Schätzergebnissen der Modelle I-VI zu den ent-

sprechenden Parametern und sind in der Tabelle 2 dargestellt. Zudem kann auf Basis der Ergebnisse der energetisch durchschnittlich genutzte Anteil von Silomais in Bayern mit ca. 40 % berechnet werden. Vergleicht man diesen Wert mit den Angaben von KREINS (2011: 56) von 50 % für die Untersuchungsregion Gesamtdeutschland, erscheint auch dieses Ergebnis plausibel. Vergleicht man die Ergebnisse unserer Studie und denen von KREINS und GÖMANN (2011) sowie KREINS (2011) zum Energiemaisanteil mit den Studien von GÖMANN et al. (2007; 2011), DELZEIT (2010), DE WITTE (2012) sowie PETERSON et al. (2011), so erscheinen die berechneten Energiemaisanteile auf Basis des PMP-Ansatzes als überhöht. Zudem wird deutlich, dass die Angaben der FNR (2011) zu einer Anbaufläche von 500 000 ha Silomais für energetische Zwecke als zu niedrig erscheinen.

Die Abbildung 3 zeigt die Ergebnisse zum geschätzten Anteil von Silomais (in % der LF) für die Biogaserzeugung sowie für die Rindvieh- und Milchproduktion, den Anteil von Energiemais an der Gesamtproduktion von Silomais (in %) und den dafür benötigten Flächenbedarf (ha) auf Ebene der untersuchten bayerischen Landkreise. Grundlage sind die gemittelten Schätzergebnisse der Modelle I-VI für den jeweiligen Parameter. Zudem sind die Rindviehdichte (Anzahl Rinder/ha LF) und die installierte Biogasanlagenleistung (kW/ha LF) dargestellt, um mögliche Konkurrenzbeziehungen diskutieren zu können.

In den untersuchten bayerischen Landkreisen werden zwischen null und 65 % der Silomaisproduktion für energetische Zwecke genutzt. Dafür wird in einigen Regionen ein überdurchschnittlicher Anteil an verfügbarer LF gebunden. Hervorzuheben sind in diesem Kontext in den westlichen, zum Teil an Baden-Württemberg angrenzenden Regionen die Landkreise Donau-Ries, Dillingen a. d. Donau, Aichach-Friedberg sowie Weißenburg-Gunzenhausen mit einem Energiemaisanteil zwischen 11 % und 16 %. In östlichen, oberhalb des Bayerischen Waldes befindlichen Landkreisen findet sich ein überdurchschnittlicher Energiemaisanteil an der LF u.a. in Rottal-Inn mit 11% und Altötting mit 13%. In den genannten Landkreisen werden zwischen 40 % und 65 % der gesamten Silomaisproduktion für energetische Zwecke genutzt. Die installierte Biogasanlagenleistung variiert dabei zwischen 0,37 und 0,54 kW/ha LF und liegt damit weit über dem bayerischen Durchschnittswert von 0,14 kW/ha LF. Somit ist der in Abbildung 2 dargestellte überdurchschnittliche Ausbau der Silomaisproduktion in diesen Regionen in erster Linie auf die dynamische Entwicklung der Biogasproduktion

¹ Beispielhafte Berechnung für das Modell I:
 $y_1 = \text{Flächenbedarf Energiemais} = 0,350 \times \text{Anlagenleistung}$;
 $y_2 = \text{Flächenbedarf Futtermais} = -0,130 \times \text{Anzahl Milchkühe} + 0,159 \times \text{Anzahl sonstige Rinder}$;
 $y_3 = \text{Anteil Energiemais} = \frac{y_1}{(y_1 + y_2)}$;
 $y_4 = \text{Flächenbedarf Silomais} = \frac{y_2}{\text{Rindviehdichte}}$
 In den Modellen II-VI werden die zusätzlich integrierten Regressionsparameter inklusive der Interaktionsterme in die Berechnungen aufgenommen.

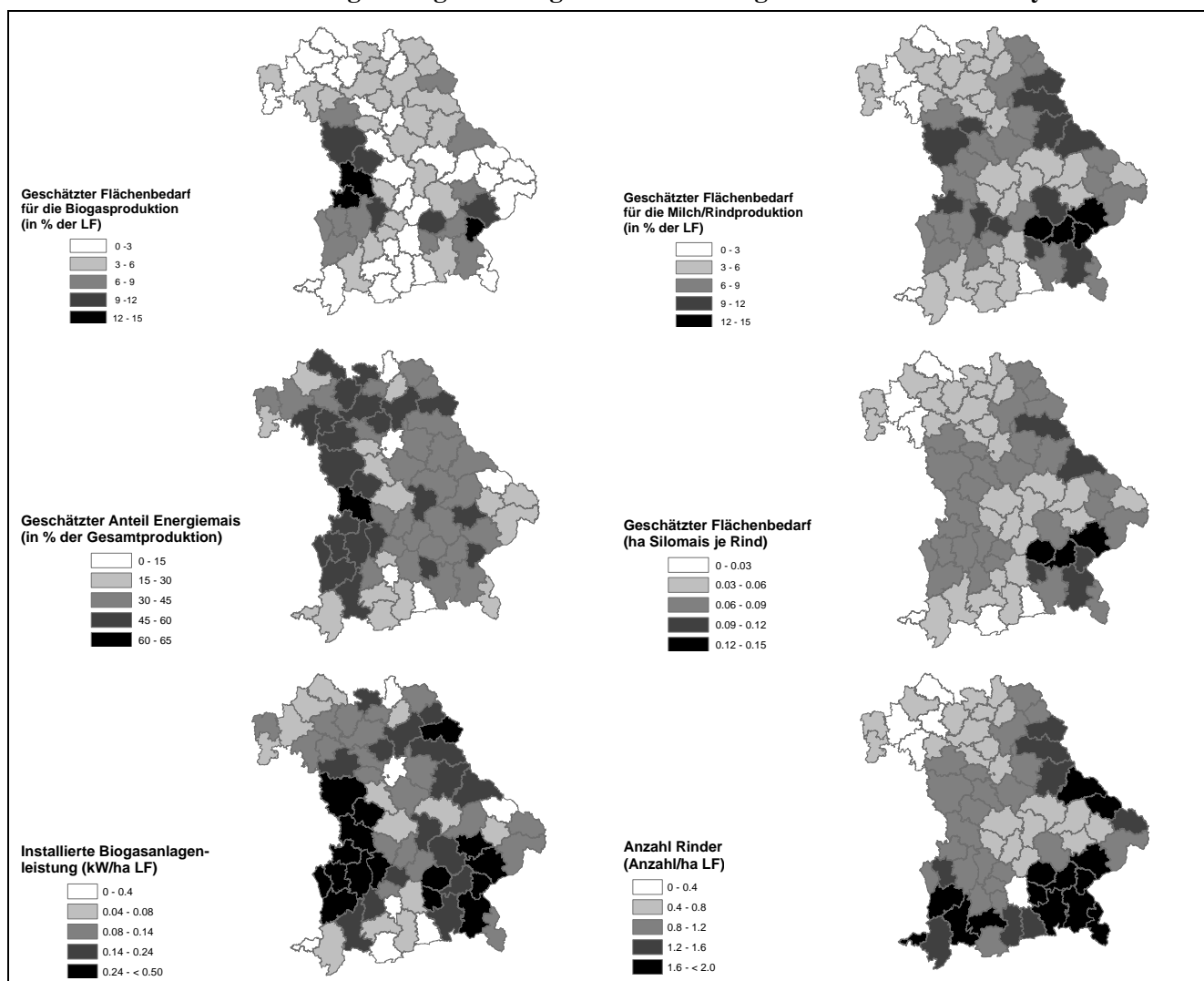
² Dieser Wert ergibt sich durch die Division des Anbauumfanges von Silomais (ha) und der Anzahl der gehaltenen Rinder in den Jahren 1999 und 2003.

zurückzuführen. Diese Aussage kann durch die Betrachtung der Anzahl der gehaltenen Rinder fundiert werden. So beträgt der Durchschnittswert im Bundesland Bayern 1,03 Rinder/ha LF (SAEBL, 2012). In den genannten Regionen kann jedoch eine Rindviehdichte zwischen 1,13 und 2,02 Rinder/ha LF beobachtet werden (SAEBL, 2012). Ein weiterer Ausbau der Biogasproduktion auf Basis von Energiemais würde in den genannten Landkreisen zu einer weiteren Zunahme von möglichen Nutzungskonkurrenzen zwischen traditioneller Nutztierhaltung und der Biogasproduktion führen. In diesem Kontext sei jedoch darauf verwiesen, dass die Novellierungen des EEG in den Jahren 2012 und 2014 zu einem Stillstand der dynamischen Entwicklung der Biogaserzeugung geführt

haben und eine weitere Verschärfung der Situation kurzfristig nicht zu erwarten ist (FvB, 2015). Nichtsdestotrotz zeigen die Ergebnisse unsere Studie detailliert auf, in welchen Regionen die staatliche Förderung der Biogasproduktion der Jahre 2004-2010 möglicherweise negative Begleiterscheinungen eines massiven Ausbaus der Biogasproduktion ausgelöst bzw. befördert hat.

Ein gegensätzliches Bild hinsichtlich des Energiemaiseinsatzes zeigt sich in den bayerischen Agrargebieten Alpen und Alpenvorland. So liegt der Energiemaisanteil an der Verfügbaren LF in den Landkreisen Garmisch-Partenkirchen, Bad Tölz-Wolfratshausen, Miesbach sowie Oberallgäu unterhalb von 1 %. Gemessen an der Gesamtproduktion werden in diesen

Abbildung 3. Geschätzter Flächenbedarf von Silomais für die Biogasproduktion und die Rindvieh- und Milchproduktion, geschätzter Energiemaisanteil an der Silomaisproduktion, installierte Biogasanlagenleistung und Anzahl der gehaltenen Rinder in Bayern 2010



Quelle: eigene Darstellung und Berechnung. Grundlage für den geschätzten Flächenbedarf für die Biogasproduktion sowie Rindvieh- und Milchproduktion sind die gemittelten Schätzergebnisse der Modelle I-VI für den jeweiligen Parameter. Der geschätzte Anteil Energiemais sowie der geschätzte Flächenbedarf (ha) von Silomais je Rind werden gemäß den Ausführungen der Fußnote 1 abgebildet. Darstellung von installierter Anlagenleistung und Rindviehdichte (Anzahl Rinder/ha LF) auf Basis BUNDESNETZAGENTUR (2013) und SAEBL (2012).

Landkreisen durchschnittlich nur 14 % der Silomaisproduktion energetisch genutzt. Somit ist von einer vergleichsweise geringen Konkurrenzbeziehung zwischen Biogasproduktion und traditioneller Rindvieh- und Milchproduktion auszugehen. Zusammenfassend machen die Ergebnisse unsere Untersuchung daher deutlich, dass innerlandwirtschaftliche Nutzungskonkurrenzen und der konzentrierte Einsatz von Silomais als Energiepflanze regional differenziert zu betrachten und zu diskutieren sind.

5 Fazit und Ausblick

Die durchgeführte räumlich-ökonomische Analyse erlaubt eine detaillierte, regional differenzierte Bewertung der energetischen Silomaisnutzung im Bundesland Bayern. Die Anwendung von Methoden der räumlichen Ökonometrie erscheint gerade vor dem Hintergrund einer unverzerrten Schätzung der Regressionskoeffizienten sowie der Abbildung der räumlichen Struktur der Daten angebracht und zielführend. Einschränkungen hinsichtlich der Bewertung der Bedeutung von überregionalem Handel mit Silomais ergeben sich durch die gewählten Modellspezifikationen und das verwendete SARAR-Modell.

Unabhängig davon legen die Ergebnisse nahe, dass Nutzungskonkurrenzen zwischen der traditionellen Nutztierhaltung und der Biogasproduktion um das Substrat Silomais in erster Linie in einigen westlichen, an Baden-Württemberg angrenzenden Regionen (Donau-Ries, Dillingen a. d. Donau, Aichach-Friedberg sowie Weißenburg-Gunzenhausen) und des Weiteren in den Landkreisen Rottal-Inn sowie Altötting oberhalb des Bayerischen Waldes zu erwarten sind. Ein weiterer Ausbau der Biogasproduktion auf Basis von Silomais in diesen Regionen würde mögliche Nutzungskonkurrenzen verstärken. Jedoch führten die zwischenzeitlich durchgeführten Novellierungen des EEG in den Jahren 2012 und 2014 zu einem Stopp des Ausbaus der Biogasproduktion. Mittelfristig ist daher nicht von einer Zunahme möglicher Nutzungskonkurrenzen auszugehen. Die methodische Vorgehensweise hat neben den in der Literatur bereits etablierten PMP-Ansätzen einen neuen, empirischen Ansatz aufgezeigt, den bislang regional unbekanntem Energiemaisanteil abzuschätzen. Zukünftiger Forschungsbedarf besteht hinsichtlich der Übertragung und Weiterentwicklung der Methode auf die Untersuchungsregion Gesamtdeutschland sowie der Wahl eines geringeren Aggregationsniveaus der Untersuchungseinheiten.

Literatur

- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, the Netherlands, Boston, London.
- (2001): *Spatial Econometrics*. In: Baltagi, B.H. (Hrsg.): *A Companion to Theoretical Econometrics*. Blackwell Publishers, Oxford: 310-330.
- (2003): *Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics*. In: *International Regional Science Review* 26 (2): 153-166.
- ANSELIN, L. and R. FLORAX (1995): *Small sample properties of tests for a spatial dependence in regression models: Some further results*. In: Anselin, L. and R. Florax (Hrsg.): *New Directions in Spatial Econometrics*. Springer, New York: 75-95.
- BUNDESNETZAGENTUR (2013): *Jahresendabrechnung Biomasseanlagen 2011*. Persönliche Mitteilung.
- CYPRIS, C. (2000): *Positive Mathematische Programmierung (PMP) im Agrarsektormodell RAUMIS*. In: *Schriftenreihe der Forschungsgesellschaft für Agrarpolitik und Agrarsoziologie e.V., Bonn*. Band 313.
- DE WITTE, T. (2012): *Entwicklung eines betriebswirtschaftlichen Ansatzes zur Ex-ante-Analyse von Agrarstrukturwirkungen der Biogasförderung – angewendet am Beispiel des EEG 2009 in Niedersachsen*. In: *Landbau-forschung vTI Agriculture and Forestry Research, Braunschweig*. Sonderheft 366.
- DELZEIT, R. (2010): *Modelling regional maize markets for biogas production in Germany. The impact of different policy options on environment and transport emissions*. Dissertation. Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn.
- DRUKKER, D., I.R. PRUCHA and R. RACIBORSKI (2011): *Maximum-likelihood and generalized spatial two-stage least-squares estimators for a spatial-autoregressive model with spatial-autoregressive disturbances*. Working paper. University of Maryland, Department of Economics, College Park.
- ECKEY, H.F., R. KOSFELD und M. TÜRCK (2006): *Abgrenzung deutscher Arbeitsmarktregionen*. In: *Raumforschung und Raumordnung* 64 (4): 299-309.
- FNR (Fachagentur Nachwachsende Rohstoffe e.V.) (2011): *Maisanbau in Deutschland*. In: http://biogas.fnr.de/service/presse/presse/aktuelle-nachricht/?tx_ttnews%5Btt_news%5D=3741&cHash=b1de06619443dba3152efa1a9510cc7f. Abrufdatum: 02.03.2016.
- FvB (Fachverband Biogas e.V.) (2012): *Branchenzahlen 2011 und Prognosen der Branchenentwicklung 2012/2013*. In: http://www.biogas.org/edcom/webfvb.nsf/id/DE_Branchenzahlen. Abrufdatum: 02.03.2016.
- (2015): *Branchenzahlen 2013 und Prognosen der Branchenentwicklung 2014/2015*. In: http://www.biogas.org/edcom/webfvb.nsf/id/DE_Branchenzahlen. Abrufdatum: 02.03.2016.
- GÖMANN, H., T. DE WITTE, G. PETER und A. TIETZ (2013): *Auswirkungen der Biogaserzeugung auf die Landwirtschaft*. In: *Thünen Report 10*. Thünen-Institut, Braunschweig.
- GÖMANN, H. und P. KREINS (2012): *Landnutzungsänderungen in Deutschlands Landwirtschaft*. In: *Mais* 39 (3): 118-122.

- GÖMANN, H., P. KREINS und T. BREUER (2007): Deutschland – Energie-Corn-Belt Europas? In: *Agrarwirtschaft* 56 (5): 263-271.
- GÖMANN, H., P. KREINS, J. MÜNCH und R. DELZEIT (2011): Auswirkungen der Novellierung des Erneuerbare-Energien-Gesetzes auf die Landwirtschaft in Deutschland. In: *Schriften der für Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V.*, Münster, 46: 189-203.
- HABERMANN, H. und G. BREUSTEDT (2011): Einfluss der Biogaserzeugung auf landwirtschaftliche Pachtpreise in Deutschland. In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (7): 85-100.
- HÜBNER, R. und H. HOFFMANN (2009): Auswirkungen nachwachsender Rohstoffe zur Energieerzeugung auf Natur und Landschaft in Bayern – unter Berücksichtigung wasserwirtschaftlicher Aspekte. Endbericht an das Bayerische Landesamt für Umwelt (LfU).
- ISERMEYER, F., A. OTTE, O. CHRISTEN, S. DABBERT, K. FROHBERG, U. GRABSKI-KIERON, J. HARTUNG, A. HEISENHUBER, J. HESS, D. KIRSCHKE, M. SCHMITZ, A. SPILLER, A. SUNDRUM und C. THOROE (2008): Nutzung von Biomasse zur Energiegewinnung: Empfehlungen an die Politik. Sonderheft 216 der Berichte über Landwirtschaft. Kohlhammer, Stuttgart.
- KELEJIAN, H.H. and R. PRUCHA (2010): Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances. In: *Journal of Econometrics* 157 (1): 53-67.
- KREINS, P. (2011): Bioenergie und Landnutzungsänderungen. In: *Landentwicklung Aktuell. Das Magazin des Bundesverbandes der gemeinnützigen Landgesellschaften*, Ausgabe 2011. Perspektiven für die Orts- und Regionalentwicklung: 55-57.
- KREINS, P. und H. GÖMANN (2011): Historische Entwicklung und Auswirkung der Biogasproduktion in Deutschland. In: *Nachhaltige Biogaserzeugung in Deutschland – Bewertung der Wirkung des EEG*. Endbericht. Leipzig.
- LATACZ-LOHMANN, U. und R. DEHNING (2014): Biogas als Preistreiber am Boden und Pachtmarkt? Eine empirische Analyse. In: *Die Zukunft der Bioenergie. Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank*, Frankfurt am Main, Band 30: 45-76.
- LEOPOLDINA (Deutsche Akademie der Naturforscher Leopoldina) (2012): Bioenergie: Möglichkeiten und Grenzen. In: <http://www.leopoldina.org/de/publikationen/de tailansicht/?publication%5Bpublication%5D=433>. Abrufdatum: 02.03.2016
- LESAGE, J. and R.K. PACE (2009): *Introduction to Spatial Econometrics*. Chapman and Hall/CRC, Boca Raton (FL), USA.
- LFL (Bayerische Landesanstalt für Landwirtschaft) (2014): Gruber Tabelle zur Fütterung in der Rindermast. Freising-Weihenstephan.
- (2015): Gruber Tabelle zur Fütterung der Milchkühe, Zuchtrinder, Schafe, Ziegen. Freising-Weihenstephan.
- O'BRIEN, R.M. (2007): A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors. In: *Quality & Quantity* 41 (5): 673-690.
- OPENSHAW, S. (1983): The modifiable areal unit problem. In: *Concepts and Techniques in Modern Geography* 38: 1-41.
- OSTERBURG, B. (2012): Aggregation deutscher Landkreise. Persönliche Mitteilung.
- PENNERSTORFER, D. (2008): Strategische Interaktion und räumlicher Preiswettbewerb im Treibstoffeinzelnhandel. Eine räumlich-ökonomische Analyse. Dissertation. WU Wien. In: <http://epub.wu.ac.at/1905/>. Abrufdatum: 02.03.2016.
- PETERSON, S., R. DELZEIT, H. GÖMANN, P. KREINS und B. KRETSCHMER (2011): Bioenergie und Landnutzungs-konkurrenz in Deutschland. In: *Ökologisches Wirtschaften* 26 (3): 39-42.
- PLANKL, R. (2013): Regionale Verteilungswirkungen durch das Vergütungs- und Umlagesystem des Erneuerbare-Energien-Gesetzes (EEG). In: *Thünen Working Paper* 13. Thünen-Institut, Braunschweig.
- SAEBL (Statistische Ämter des Bundes und der Länder) (2012): Regionaldatenbank Deutschland. Allgemeine Agrarstrukturerhebung 1999 und Landwirtschaftszählung 2010. In: <https://www.regionalstatistik.de/genesis/online/logon>. Abrufdatum: 02.03.2016.
- SCHOLZ, L., A. MEYER-AURICH und D. KIRSCHKE (2014): Analyse komparativer Kostenvorteile in der Biogasproduktion – Treibhausgasvermeidung und Vermeidungskosten in Brandenburg. In: *Die Zukunft der Bioenergie. Schriftenreihe der Landwirtschaftlichen Rentenbank*, Frankfurt am Main, Band 30: 77-102.
- THIERING, J. und E. BAHR (2011): Biogasproduktion in Deutschland – Sollte die energetische Nutzung von Wirtschaftsdünger explizit gefördert werden? In: *German Journal of Agricultural Economics* 60 (4): 259-275.
- UBA (Umweltbundesamt) (2012): Bioenergie – Datengrundlagen für die Statistik der erneuerbaren Energien und Emissionsbilanzierung. Ergebnisbericht zum Workshop vom Juli 2011. URL: <http://www.umweltbundesamt.de/uba-info-medien/4251.html>. Abrufdatum: 02.03.2016.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2008): *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 4. Auflage. Cengage Learning EMEA, Boston (MA), USA.
- ZSCHACHE, U., S. VON CRAMON-TAUBADEL und L. THEUVSEN (2010): Öffentliche Deutungen im Bioenergie-diskurs. In: *Berichte über Landwirtschaft* 88 (3): 502-512.

Kontaktautor:

DR. LUKAS SCHOLZ

Leibniz-Institut für Agrartechnik Potsdam-Bornim e.V. (ATB)
Abteilung für Technikbewertung und Stoffkreisläufe
Max-Eyth-Allee 100, 14469 Potsdam
E-Mail: lscholz030@gmail.com

Anhang

Tabelle A1. Korrelationsmatrix

	Silo- mais	Anlagen- leistung	Milch- kuh	Sonstige Rinder	Anlagen- leistung x Grünland	Milchkuh x Grünland	Anteil Grün- land²	Anlagen- leistung x Anzahl Rinder
Silomais	1	0,85	0,14	0,51	0,55	-0,26	-0,47	0,82
Anlagenleistung	0,85	1	0,15	0,44	0,71	-0,13	-0,30	0,90
Milchkuh	0,14	0,15	1	0,84	0,66	0,90	0,71	0,49
Sonstige Rinder	0,51	0,44	0,84	1	0,70	0,60	0,41	0,73
Anlagenleistung x Grünland	0,55	0,71	0,66	0,70	1	0,44	0,21	0,86
Milchkuh x Grünland	-0,26	-0,13	0,90	0,60	0,44	1	0,93	0,15
Anteil Grünland²	-0,47	-0,30	0,71	0,41	0,21	0,93	1	-0,06
Anlagenleistung x Anzahl Rinder	0,82	0,90	0,49	0,73	0,86	0,15	-0,06	1

Quelle: eigene Berechnungen