

# Analyse der Bestimmungsfaktoren der Silomaisproduktion in Bayern auf Basis räumlicher Daten

Lukas Scholz<sup>1)</sup>, Andreas Meyer-Aurich<sup>1)</sup>, Dieter Kirschke<sup>2)</sup>

<sup>1)</sup>Leibniz-Institut für Agrartechnik Potsdam-Bornim e.V.  
lscholz@atb-potsdam.de

<sup>2)</sup>Humboldt Universität zu Berlin

**Abstract:** Die Silomaisproduktion im Bundesland Bayern wird neben der traditionellen Nutzung in der Rinder- und Milchproduktion durch den Einsatz in der Biogaserzeugung bestimmt. Darüber hinaus haben räumliche Nachbarschaftseffekte einen Einfluss auf den Anteil an Silomais an der Ackerfläche in den untersuchten Landkreisen. Auf Basis des entwickelten räumlichen Schätzmodells lassen sich mögliche Antworten zur Erklärung der räumlichen Autokorrelation und der Abhängigkeit der Silomaisproduktion zwischen benachbarten Landkreisen ableiten.

## 1 Einleitung

Seit Einführung des Erneuerbaren-Energien-Gesetzes (EEG) im Jahr 2000 ist eine dynamische Expansion der Biogasproduktion in Deutschland zu beobachten. Bis zur Einführung der staatlichen Förderung von Nachwachsende Rohstoffen (NawaRo) als Eingangssubstrate in der Bioenergieerzeugung diente die Silomaisproduktion ausschließlich als Fütterungsgrundlage in der Rinder- und Milchproduktion [KG12]. Neben Exkrementen der Tierproduktion bilden NawaRos die Substratgrundlage der Biogasproduktion. Aufgrund seiner hohen Gaserträge je Hektar und der damit verbundenen hohen Wettbewerbsfähigkeit ist Silomais in Deutschland das dominierende Einsatzsubstrat in der Biogaserzeugung. Ziel der Untersuchung ist es, die Bestimmungsgründe der Silomaisproduktion in Bayern auf Landkreisebene<sup>1</sup> zu analysieren. Besonderes Augenmerk wird auf den möglichen Einfluss räumlicher Effekte und der Konkurrenz zwischen energetischer Nutzung des Silomaises auf der einen und dem Einsatz als Futtergrundlage in der Milch- und Rinderproduktion auf der anderen Seite gelegt. Die Berücksichtigung räumlicher Effekte lässt sich durch das mögliche Auftreten des Modifiable-Areal-Unit-Problems (MAUP) nach Openshaw [Op83] bzw. dem möglichen interregionalen Handel mit Silomais rechtfertigen. Die Konkurrenz um das landwirtschaftliche Primärprodukt Silomais wird durch die Darstellung dessen regionalen Einsatzes in der Biogasproduktion untersucht.

---

<sup>1</sup> Die Untersuchung wird für die 71 Landkreise in Bayern durchgeführt. Kreisfreie Städte werden aufgrund ihrer geringen Relevanz für den Untersuchungsgegenstand nicht berücksichtigt.

## 2 Entwicklung des ökonometrischen Schätzmodells

Mit Hilfe einer Regressionsanalyse sollen die statistisch signifikanten Determinanten des Silomaisanbaus in Bayern identifiziert und analysiert werden. Als Ausgangspunkt der Untersuchungen wird ein lineares Regressionsmodell gemäß Gleichung 2 formuliert, welches mit der Ordinary-Least-Square (OLS) Methode geschätzt wird und keine räumlichen Abhängigkeiten berücksichtigt. Die Implementierung räumlicher Effekte ist nur dann erforderlich, wenn räumliche Autokorrelation in den Residuen der OLS-Regression belegt werden kann [An88]. Dazu wird die Moran-Teststatistik berechnet. Das globale Moran's I misst die räumliche Korrelation zwischen den Residuen der beobachteten und der benachbarten Region und wird gemäß Gleichung 1 berechnet [Mo48]:

$$I = \frac{z'Wz}{z'z} \quad (1)$$

Mit  $z$  einem  $N \times 1$  Vektor der OLS-Residuen und  $W$  einer  $N \times N$  Nachbarschaftsgewichtungsmatrix (first-order queen-contiguity). Mit Hilfe des berechneten Moran's I werden die Residuen auf räumliche Autokorrelation getestet und die Nullhypothese  $H_0$  „keine räumliche Autokorrelation und/oder Heteroskedastizität“ überprüft. Beim Vorliegen räumlicher Autokorrelation in den Residuen kann die Erwartungstreue der Signifikanztest innerhalb der Regressionsanalyse verletzt werden.

Um räumliche Effekte in der Regressionsanalyse zu berücksichtigen, kann nach Anselin [An88] u.a. ein Spatial-Lag-Modell gemäß Gleichung 3 oder ein Spatial-Error-Modell gemäß Gleichung 4 verwendet werden. Der substanzielle Unterschied zwischen den beiden Modellen kann wie folgt beschrieben werden: Ein Spatial-Lag-Modell berücksichtigt räumliche Abhängigkeiten in der endogenen Variable. So könnte der Anteil an Silomais an der Ackerfläche in einem beobachteten Landkreis nicht unabhängig von dem Anteil benachbarter Landkreise sein. Das Spatial-Error-Modell korrigiert dagegen für mögliche unbeobachtete Effekte, die eine räumliche Struktur aufweisen und im Modell nicht berücksichtigt worden sind. Dies würde zu korrelierten Fehlertermen und ineffizienten Schätzungen führen. Beide Modellvarianten werden mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Die Auswahl eines geeigneten räumlichen Modells basiert auf robusten Lagrange-Multiplier-Tests<sup>1</sup>. Im Folgenden werden die Gleichung 2-4 vorgestellt:

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

$$y = X\beta + u \text{ mit } u = \lambda W u + \varepsilon \quad (4)$$

---

<sup>1</sup> Der LMerr-Test überprüft die Hypothese  $H_0: \lambda = 0$ , unter der Annahme, dass  $\rho = 0$ , gegen die Alternativhypothese  $H_A: \lambda \neq 0$ . Der LMlag-Test überprüft analog dazu die Hypothese  $H_0: \rho = 0$ , unter der Annahme, dass  $\lambda = 0$ , gegen die Alternativhypothese  $H_A: \rho \neq 0$ . Sollten beide LM-Tests die jeweilige Nullhypothese ablehnen, kann eine ‚robuste‘ Version dieses LMerr- bzw. dieses LMlag-Tests verwendet werden. Eine detaillierte Beschreibung findet sich in Anselin [An88].

Mit  $y$  einem  $N \times 1$  Vektor der Beobachtungen der abhängigen Variablen im jeweiligen Landkreis  $i$  ( $i=1, \dots, 71$ ),  $X$  einer  $N \times (k+1)$  Matrix der exogenen Variablen,  $\beta$  einem  $(k+1) \times 1$  Vektor der Regressionskoeffizienten der erklärenden Variablen,  $\varepsilon$  einem  $N \times 1$  Vektor des normalverteilten Fehlerterms,  $\rho$  dem Spatial Lag Koeffizient,  $W$  der  $N \times N$  Nachbarschaftsgewichtungsmatrix  $u$  einem  $N \times 1$  Vektor der räumlich korrelierten Residuen und  $\lambda$  als Koeffizient für das Maß der Autokorrelation der räumlich korrelierten Residuen  $u$ . Die nachbarschaftlichen Beziehungen der Untersuchungseinheiten (Landkreise) werden durch die binäre Nachbarschaftsgewichtungsmatrix erster Ordnung (queen-contiguity) abgebildet.

### 3 Datengrundlage und Variablenauswahl

Die Datengrundlagen dieser Studie bilden die EEG-Jahresendabrechnung Biomasseanlagen 2010 der Bundesnetzagentur (BNA) [Bn12] und die Ergebnisse der Landwirtschaftszählung 2010 [Sa10]. Die Silomaisproduktion in Bayern wird durch die endogene Variable *Anteil Silomais an der Ackerfläche* dargestellt. Als erklärende Variable werden die *installierte Biogasanlagenleistung in kW/ha LN*, der *Anteil Grünland ha/LN*, der *Anteil Weizen an der Ackerfläche*, sowie die *Anzahl an Rindern ha/LN* als Determinanten der Silomaisproduktion identifiziert. Dies geschieht auf Basis theoretischer Überlegungen zu den Bestimmungsgründen der Silomaisproduktion in Bayern und eines schrittweisen Regressionsverfahrens.

### 4 Ergebnisse und Diskussion

Die Berechnung der Moran's I-Statistik für die Residuen der OLS-Regression mit den in Kapitel 3 benannten Variablen sowie die Ergebnisse der robusten Lagrange-Multiplier-Tests belegen, dass räumliche Effekte bei der Analyse der Bestimmungsgründe der Silomaisproduktion in Bayern zu berücksichtigen sind. Die Implementierung räumlicher Abhängigkeiten in die Regressionsanalyse erfolgt in dieser Studie unter Berücksichtigung der Ergebnisse der robusten Lagrange Multiplier Tests durch die Formulierung eines Spatial-Lag-Modells gemäß Gleichung 3. In Tabelle 1 sind die Ergebnisse des OLS-Modells und des Spatial-Lag-Modells dargestellt.

Variable	OLS	Lag-Modell
Intercept	0,213**	0,128*
Anteil Grünland (ha/ha LN)	0,275***	0,202***
Installierte Anlagenleistung (kW/ha LN)	0,301**	0,252***
Anzahl Rinder (ha/LN)	0,076**	0,047*
Anteil Weizen (ha/ha Ackerfläche)	-0,393***	-0,297***
P	/	0,443***
R <sup>2</sup>	0,870	0,923

Tabelle 1. Schätzergebnisse OLS-Modell und Spatial-Lag-Modell (N=71)

Quelle: Eigene Berechnung auf Basis [Sa10] und [Bn12]

\*\*\*, \*\*, \* signifikant mit  $\alpha = 0,001; 0,01; 0,05$

Die Ergebnisse des räumlichen Schätzmodells zeigen, dass die Silomaisproduktion in den einzelnen Landkreisen Bayerns nicht unabhängig voneinander zu betrachten ist und die Werte von  $y$  im Landkreis  $i$  direkt von den Werten von  $y$  im Landkreis  $j$  abhängig sind (Spatial-Lag in der abhängigen Variable). Gründe hierfür können zum einen das MAUP sein, da Maisanbaugebiet als funktionelle Einheiten über Landkreisgrenzen hinweg bestehen. Diese funktionellen Einheiten werden durch die Grenzen benachbarter Landkreise aufgelöst, was die räumliche Autokorrelation erklären kann. Zum anderen können Biogasanlagen an den Grenzen zweier Landkreise operieren. Interregionaler Maishandel würde in diesem Fall die räumliche Abhängigkeit erklären. Somit kann festgestellt werden, dass Nachbarschaftseffekte einen Einfluss auf die räumliche Verteilung der Silomaisproduktion in Bayern haben und die Anwendung eines räumlichen Schätzmodells angemessen ist. Durch den Korrelationskoeffizienten der Variable *installierte Biogasanlagenleistung* und *Anteil Silomais an der Ackerfläche* ist es zudem möglich, die fördernde Wirkung der Biogasproduktion auf die Silomaisproduktion empirisch zu belegen. Des Weiteren kann über diesen Korrelationskoeffizienten jener regionale Anteil an Silomais dargestellt werden, welcher für energetische Zwecke genutzt wird. So variiert dieser in den untersuchten Landkreisen zwischen 0-65 % gemessen an der Gesamtproduktion.

## 5 Schlussfolgerung

Unsere Untersuchungen zeigen, dass räumliche Effekte bei der Analyse der Bestimmungsgründe der Silomaisproduktion eine Rolle spielen und entsprechend berücksichtigt werden sollten, um unverzerrte beste Schätzungen zu erzielen. Die Identifikation von effizienten Schätzmodellen kann genutzt werden, um beispielsweise Nutzungskonkurrenzen zwischen Silomais als Gärsubstrat in der Biogaserzeugung und als Fütterungsgrundlage in der Rinder- und Milchviehproduktion zu analysieren.

## Literaturverzeichnis

- [An88] Anselin, L.: Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht, Boston; London: Kluwer Academic Publishers, 1988; S. 34 ff.
- [Bn12] Bundesnetzagentur (BNA). EEG Jahresendabrechnung Biomasseanlagen 2010. Persönliche Mitteilung, 2012.
- [KG12] Kreins, P.; Gömann, H.: Historische Entwicklung und Auswirkung der Biogasproduktion in Deutschland. In: Nachhaltige Biogaserzeugung in Deutschland – Bewertung der Wirkung des EEG. Endbericht; 2012; S. 28.
- [Mo48] Moran, P.: The interpretation on statistical maps. Journal of the Royal Statistical Society, 1948; S. 243-251.
- [Op83] Openshaw, S.: The modifiable areal unit problem. Concepts and Techniques in Modern Geography No. 38, 1983.
- [Sa10] Statistische Ämter des Bundes und der Länder (SAeBL). Regionaldatenbanken Deutschland. Landwirtschaftszählung 2010, 2010.