

Kaufpreisanalyse für Ackerland in Sachsen-Anhalt mittels hedonischer Regression

Von Prof. Dr. Silke Hüttel, Dr. Stefan Seifert, Göttingen und
Andreas Schöndube, Magdeburg

Zusammenfassung

Im Rahmen einer Kooperation des Gutachterausschusses für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt mit der Universität Göttingen wurden mittels statistischer Methoden die Einflussgrößen auf den Bodenwert landwirtschaftlicher Flächen untersucht. Der vorliegende Beitrag erläutert die angewandte hedonische Regression und stellt die Ergebnisse bezugnehmend auf verschiedene Einflussfaktoren dar.

I Einleitung und Hintergrund

Der landesweite Gutachterausschuss für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt (GAA) und das Landesamt für Vermessung und Geoinformation Sachsen-Anhalt als dessen Geschäftsstelle verantworten die kontinuierliche Weiterentwicklung der landesweiten amtlichen Wertermittlung, insbesondere der Bodenrichtwertermittlung. Grundlage der Bodenrichtwertermittlung stellt die Normierung der erfassten Kauffälle dar; dabei wird der Einfluss der bodenbezogenen Merkmale berücksichtigt. Da der Gutachterausschuss den ihm nach § 193 BauGB obliegenden Aufgaben nur dann nachkommen kann, wenn ihm die Vorgänge auf dem Grundstücksmarkt vollständig bekannt sind, stellt die Kaufpreissammlung das zentrale Element für die Arbeit des Gutachterausschusses dar. Die beurkundenden Notare übersenden Immobilienkaufverträge dem Gutachterausschuss; die Kaufpreissammlung repräsentiert somit ein originäres Abbild des Geschehens auf dem Grundstücksmarkt [vgl. Ernst et al. 2023].

Sachsen-Anhalt ist ein Flächenland mit einem landwirtschaftlichen Flächenanteil von knapp 60 % der gesamten Landesfläche [Statistisches Landesamt 2021], insbesondere Ackerflächen. Entsprechend der naturräumlichen Gliederung besitzt Sachsen-Anhalt ein breites Spektrum an landwirtschaftlichen Bodenqualitäten für Ackerland und demnach variieren auch die Bodenpreise [vgl. Grundstücksmarktbericht LSA 2023]. Weiterhin ist der Grundstücksmarkt in Sachsen-Anhalt im Vergleich zu anderen Bundesländern durch einen vergleichsweise hohen Flächenumsatz (2022 rd. 5.900 ha) gekennzeichnet. Aufgrund der sich daraus ergebenden hohen Bedeutung sowie der öffentlichen Debatte über die Entwicklung der Preise in den letzten Dekaden soll in diesem Artikel auf den Teilmarkt „Landwirtschaft“ fokussiert werden.

Der Gutachterausschuss für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt ist als unabhängiges Kollegialgremium durch das Baugesetzbuch beauftragt, die Aufgaben der amtlichen Wertermittlung gem. § 193 BauGB wahrzunehmen. Es liegt daher im Kerninteresse des Gutachterausschusses, das Verständnis der Preisbildung in den landwirtschaftlichen Bodenmärkten und der Entstehung von Kauf- und Pachtpreisen zu vertiefen. Die Autorinnen und Autoren des vorliegenden Beitrags arbeiten im Rahmen einer Kooperation zwischen dem GAA und dem Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung der Georg-August-Universität Göttingen an der Verbesserung dieses Verständnisses. In dieser Kooperation wird die Erstellung des

Grundstücksmarktberichts mit Analysen zur Preisbildung in landwirtschaftlichen Bodenmärkten unterstützt und liefert einen Beitrag zu einer höheren Transparenz der Preisbildung im landwirtschaftlichen Grundstücksmarkt.

Ein fachlicher Diskurs ist vor dem Hintergrund eines sich stetig wandelnden Bodenmarktes unabdingbar und für den Wissenstransfer aus Forschung und Lehre hin zur Praxis von besonderer Bedeutung. Forschung und Lehre als Kooperationspartner für eine projektbezogene Zusammenarbeit zu gewinnen, ist daher für den GAA zur Erfüllung der durch das BauGB zugewiesenen Aufgaben auf hohem Niveau von hervorgehobener Bedeutung. In Anlehnung an die bisherigen Untersuchungen des GAA wird mit Fokus auf die registrierten Transaktionen von Ackerflächen in der Kaufpreissammlung des Gutachterausschusses mit modernen statistischen und datenwissenschaftlichen Methoden untersucht, welche Grundstücksmerkmale nachweislich preisbeeinflussend sind und wie groß deren Wirkung auf den Preis ist.

So wurde 2017 eine Kooperationsvereinbarung zwischen der Universität Rostock – Agrar- und Umweltwissenschaftliche Fakultät und dem GAA mit der Maßgabe geschlossen, den Preiseinfluss insbesondere von Flächengröße, Bodenqualität, Lage, Restpachtlaufzeit und Kaufzeitpunkt auf dem landwirtschaftlichen Bodenmarkt als Gesamtheit zu untersuchen. Die so ermittelten Einflussgrößen nehmen als sogenannte sonstige für die Wertermittlung erforderliche Daten hinsichtlich ihrer Verwendung bei der Ermittlung von Bodenricht- und Verkehrswerten eine zentrale Rolle ein. Erste Ergebnisse des Forschungsvorhabens wurden 2019 im Rahmen des Grundstücksmarktberichtes veröffentlicht und unterstreichen die Relevanz, verlässliche und nachvollziehbare Daten der interessierten Öffentlichkeit zur Verfügung stellen zu können.

Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, die verwendeten Methoden zur Untersuchung der Preisbildung auf dem landwirtschaftlichen Bodenmarkt und zur Quantifizierung des Preiseinflusses von Loseigenschaften transparent darzustellen. Weiterhin werden Ergebnisse für den landwirtschaftlichen Bodenmarkt in Sachsen-Anhalt bis einschließlich 2022 präsentiert. Dabei wird auf die preisbeeinflussenden Merkmale Losgröße und Bodenqualität, weiterer Lagemerkmale z. B. vorliegende Schutzgebiete, die Rolle eines existierenden Pachtvertrags und der Restpachtdauer fokussiert.

Der folgende zweite Abschnitt erläutert das Konzept der hedonischen Modellierung, welche für die Analyse der Preisbildung verwendet wird. Im dritten Abschnitt wird die verwendete Datenbasis für den Bodenmarkt Sachsen-Anhalt zusammengefasst und die Überführung des Modells in die empirische Praxis dargestellt. Die Modellergebnisse und abgeleiteten Umrechnungskoeffizienten werden im vierten Abschnitt präsentiert. Im abschließenden fünften Abschnitt werden unter Berücksichtigung möglicher Erweiterungen die Ergebnisse diskutiert.

2 Kaufpreisanalyse mittels hedonischer Regression

Alle Untersuchungen basieren auf dem hedonischen Preismodell nach Rosen (1974). Dabei wird unterstellt, dass eine Bewertung eines gehandelten Gutes (in der vorliegenden Anwendung Ackerland) sich aus der Bewertung der einzelnen Eigenschaften des Gutes zusammensetzt. Das heißt, dass beobachtete Preise sich zum einen aus dem Zusammenspiel von Angebot und Nachfrage und zum anderen durch die Eigenschaften des gehandelten Gutes bestimmt werden. Das hedonische Preismodell für Ackerland lässt sich wie folgt formulieren:

$$P = f(X, \beta),$$

wobei P den Preis eines gehandelten Ackerloses darstellt und X ein Platzhalter für Loseigenschaften wie Größe und Bonität sowie Lagemerkmale darstellt. Mit β werden die Bewertungen für die Eigenschaften erfasst; diese werden auch implizite Preise dieser Eigenschaften genannt. Der funktionale Zusammenhang f zeigt auf, wie diese Eigenschaften zusammen auf den Preis wirken. In der Regel wird ein linearer Zusammenhang $P = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots$ unterstellt, wobei β_1 die Preiserhöhung für eine zusätzliche Einheit der Eigenschaft x_1 , zum Beispiel für einen zusätzlichen Hektar Land, angibt.

Die Bewertungen, die in β zusammengefasst sind, werden über statistische Schätzverfahren auf Basis vorhandener Daten ermittelt. Hierfür wird eine lineare hedonische Preisregression verwendet und die Bewertungen werden mittels der Methode der Kleinsten-Quadrate-Schätzung ermittelt. Dabei wird unterstellt, dass alle preisbeeinflussenden Merkmale erfasst sind. Anderenfalls könnten die ermittelten Koeffizienten $\hat{\beta}$ in unbekannte Richtung verzerrt sein.

3 Die hedonische Preisfunktion für Ackerland in Sachsen-Anhalt

3.1 Datengrundlage

Als Grundlage für die Untersuchungen dient ein Auszug aus der Kaufpreissammlung Sachsen-Anhalt. Es werden insgesamt 12.543 Ackerlandtransaktionen (Nutzungscode 310) für den Zeitraum 01.01.2017 bis zum 24.08.2022 berücksichtigt. Diese umfangreiche Datenbasis ermöglicht zum einen eine sehr reichhaltige Spezifikation des Modells und die Berücksichtigung verschiedener Merkmale. Zum anderen liegt eine vergleichsweise hohe Anzahl an Beobachtungen vor, die eine Voraussetzung für die präzise Ermittlung der Bewertungen der Merkmale über die Koeffizienten darstellt.

Der Datensatz wird wie folgt bearbeitet: Der Definition des regulären Geschäftsverkehrs des GAA folgend werden nur Transaktionen ab einer Losgröße von 0,25 ha berücksichtigt. Transaktionen mit unbeobachteten Ausprägungen in relevanten Merkmalen werden entfernt. Des Weiteren werden Transaktionen entfernt, wenn für diese vom GAA *ungewöhnliche Umstände* angegeben werden (z. B. Liebhaberpreise, Verwandtschafts- oder Dienstverhältnisse, Notverkäufe und Insolvenzen). Da Extremwerte die Ermittlung der β Parameter verzerren können, erfolgt eine zusätzliche statistische Ausreißerbereinigung mittels der Minimum Covariance Determinant (MCD) Methode nach Rousseeuw und van Driessen (1999). Dies führt zu einem Datensatz von 8.640 Ackerlandtransaktionen, wobei 1.409 beziehungsweise 667 Transaktionen auf die Jahre 2021 und 2022 fallen.

Bezüglich der Loseigenschaften liegen in der Kaufpreissammlung für jede Transaktion Informationen zu Losgröße und Ackerzahl sowie Pachtstatus (verpachtet ja/nein) und Restpachtdauer eines etwaig vorliegenden Pachtverhältnisses in Jahren vor. Folgende Lagemerkmale werden zudem berücksichtigt:

- ◆ Windvorranggebiet: Lage in einem Vorrang- und Eignungsgebiet für Windenergie entsprechend dem Landesentwicklungsplan Sachsen-Anhalt 2010.

**Kaufpreissammlung
Sachsen-Anhalt**

**Berücksichtigte
Lagemerkmale**

- ◆ Schutzgebiete: Lage in Naturschutzgebiet, Vogelschutzgebiet (SPA), Flora-Fauna-Habitat oder Biosphärenreservat. Landschaftsschutzgebiete oder andere Formen bleiben unberücksichtigt.
- ◆ HQ100: Lage in einem Gebiet mit einer Wahrscheinlichkeit eines Hochwassers in einem Jahr von 1/100 (Jahrhunderthochwasser).
- ◆ N-Kulisse: Lage in einem nitratbelasteten Gebiet („rote Gebiete“) nach geltender Verordnung über zusätzliche düngerechtliche Vorschriften (DüngerZusVO).
- ◆ P-Kulisse: Lage in einem eutrophierten Gebiet nach geltender DüngerZusVO.

Diese Lagemerkmale werden als Indikatoren in der Preisregression berücksichtigt und nehmen den Wert 1 an, falls das Merkmal zutrifft, und sind anderenfalls 0. Es wird dabei ausschließlich auf die geltende Rechtslage im Jahr der Transaktion zurückgegriffen, d. h., dass die Indikatoren N-Kulisse und P-Kulisse erst mit dem Inkrafttreten der novellierten Düngerverordnung im Jahr 2021 den Wert 1 annehmen können.

	MW	Med.	StAbw
Preis (€/m ²)	1.97	1.90	0.89
Losgröße (ha)	3.88	1.59	9.44
Bonität (AZ)	64.0	66.0	22.8
Losselbstständigkeit	0.99	1	0.07
Pachtstatus (ja/nein)	0.90	1	0.30
Windvorrang (ja/nein)	0.01	0	0.09
Schutzgebiete	0.07	0	0.25
HQ100	0.03	0	0.18
N-Kulisse	0.01	0	0.11
P-Kulisse	0.01	0	0.12
MW Mittelwert, Med. Median, StAbw Standardabweichung			

Tab. 1: Deskriptive Statistiken des Datensatzes

Im Beobachtungszeitraum wurden die Lose im Durchschnitt zu 1,97 €/m² gehandelt (siehe Tabelle 1), wobei die Transaktionspreise von durchschnittlich 1,83 €/m² im Jahr 2017 auf 2,11 €/m² im Jahr 2022 stiegen. Im Durchschnitt waren die gehandelten Lose 3,88 ha groß und wiesen eine Bonität von 64 Bodenpunkten auf. Von den 8.640 Transaktionen waren 7.779 (90 %) zum Zeitpunkt des Verkaufs verpachtet; 99 % aller verkauften Lose können selbstständig bewirtschaftet werden. Sowohl die Transaktionspreise als auch die beobachteten Merkmale Ackerzahl und Flächengröße sind nicht normalverteilt und weisen hohe sowie variierende Streuungen auf.

Bei den Lagemerkmale zeigen sich geringe Ausprägungszahlen und so liegen lediglich 77 Transaktionen (< 1 %) in einem Windvorranggebiet. 602 Transaktionen (ca. 7 %) liegen in mindestens einem Schutzgebiet. 283 Transaktionen (3,2 %) liegen in einem als HQ100 klassifizierten Gebiet, wobei für 49 dieser Transaktionen zudem ein Schutzgebiet vorliegt. Insgesamt 115 Transaktionen liegen in den ausgewiesenen Nitratkulissen und 122 Transaktionen in Phosphorkulissen (je ca. 6 % der Transaktionen in den Jahren 2021 und 2022).

Sonderauswertung Restpachtdauer

Eine gesonderte Analyse wird zur Ermittlung des Preiseinflusses der Restpachtdauer durchgeführt, da dieses Merkmal nicht für alle Transaktionen gesichert erfasst ist. Dies ist insbesondere dem Umstand geschuldet, dass entsprechende Angaben der

Vertragsparteien fehlen. In dieser Analyse wird der oben beschriebene Datensatz auf jene Beobachtungen reduziert, welche zum Kaufzeitpunkt verpachtet sind und für welche eine Restpachtdauer beobachtet wird. Dies beinhaltet Transaktionen mit einer Restpachtdauer von 0, welche bis zum Zeitpunkt der Transaktion verpachtet waren. Der sich ergebende Datensatz beinhaltet 3.839 Transaktionen mit einer durchschnittlichen Restpachtdauer von 4,8 Jahren (Median: 3 Jahre). Obgleich verpachtete Lose im Durchschnitt geringfügig größere Losgrößen und leicht höhere Bodenqualitäten aufweisen, sind die Unterschiede zum zuvor dargestellten Datensatz bezüglich Losgröße und Bonität als gering einzustufen.

3.2 Modellspezifikation

Auf Basis der vorhandenen Daten werden zwei Regressionenmodelle spezifiziert. In einem ersten Modell wird der Preiseinfluss aller beobachteten Merkmale abgesehen von der Restpachtdauer ermittelt (vollständige Preisanalyse). Im zweiten Modell wird ebenso die Restpachtdauer berücksichtigt (Zusatzauswertung Restpachtdauer). Dabei wird auf die Berücksichtigung der Lagemerkmale verzichtet.

Auf Grund der hohen und variierenden Streuung im Transaktionspreis sowie in der Ackerzahl und der Flächengrößen wird zur Varianzstabilisierung ein Box-Cox und ein Box-Tidwell-Ansatz verwendet. Dadurch ergibt sich eine funktionale Form mit logarithmiertem Transaktionspreis in €/m² als abhängige Variable. Losgröße und Ackerzahl werden separat als Wurzelfunktionen sowie als Interaktion der linearen Terme berücksichtigt. Die verbleibenden Faktoren werden als binäre Indikatoren mit den Ausprägungen 0 und 1 berücksichtigt, sodass die jeweilig ermittelten Koeffizienten als prozentualer Preiseinfluss interpretiert werden können.

Varianzstabilisierung

Zur Berücksichtigung der allgemeinen Preisentwicklung wird eine Zeit-Komponente mittels kubischem Quartalstrend verwendet ($\beta_{t1}t + \beta_{t2}t^2 + \beta_{t3}t^3$), wobei der Trend t die Werte $t = 1, 2, 3, \dots$ für Transaktionen in Q1 2017, Q2 2017, Q3 2017 usw. annimmt. Zusätzlich wird ein Indikator für alle Transaktionen im dritten Quartal eingeführt. Diese Art der Berücksichtigung der Zeitkomponente in der hedonischen Regression ermöglicht die Erfassung eines dynamischen Preisanstiegs und der im Beobachtungszeitraum verzeichneten Anstiege im Preis und Transaktionsvolumen im dritten Quartal [vgl. Seifert et al. 2021].

Räumliche und zeitliche Heterogenität

Zur Erfassung der räumlichen Heterogenität werden 87 Indikatoren für Bodenrichtwertzonen berücksichtigt. Dabei wird der Zonenzuschnitt von 2020 verwendet; ältere Beobachtungen werden entsprechend ihrer Lage in diesem Zuschnitt erfasst.

Für Regression I (vollständige Preisanalyse) ergibt sich folgende Regressionsgleichung:

$$\log\left(P \text{ in } \frac{\text{€}}{\text{m}^2}\right) = \alpha + \beta_1\sqrt{\text{Losgröße}} + \beta_2\sqrt{\text{Ackerzahl}} \\ + \beta_3(\text{Losgröße} * \text{Ackerzahl}) + \beta_4\text{Losselbstständigkeit} \\ + \beta_5\text{Pachtstatus} + \beta_6\text{Schutzgebiet} + \beta_7\text{HQ100} \\ + \beta_8\text{nKulisse} + \beta_9\text{pKulisse} + \beta_{10}\text{Windvorrang} + \beta_{11}\text{Q3} \\ + \beta_{t1}\text{trend} + \beta_{t2}(\text{trend}^2) + \beta_{t3}(\text{trend}^3) \\ + \sum_{k=1}^{87} \beta_{BRW,k} \text{BRWZone}_k + \varepsilon$$

Dabei stellen α und β zu ermittelnde Parameter dar. ε ist ein Fehlerterm, der Abweichungen von tatsächlich beobachteten Preisen von der mit der kleinsten Quadrate-Methode ermittelten Funktion auffängt.

Für die zusätzliche Auswertung des Einflusses der Restpachtdauer mit dem reduzierten Datensatz weicht die Regression insofern von der obigen ab, dass Schutzgebiete, HQ100, Windvorranggebiete sowie N- und P-Kulissen auf Grund der geringen Beobachtungszahl nicht berücksichtigt werden. Die Restpachtdauer (RPD) wird flexibel als linear-quadratischer Zusammenhang berücksichtigt. Damit ergibt sich folgende hedonische Regressionsgleichung für die Zusatzauswertung:

$$\begin{aligned} \log\left(P \text{ in } \frac{\text{€}}{\text{m}^2}\right) = & \alpha + \beta_1 \sqrt{\text{Losgröße}} + \beta_2 \sqrt{\text{Ackerzahl}} \\ & + \beta_3 (\text{Losgröße} * \text{Ackerzahl}) + \beta_4 \text{Losselbstständigkeit} \\ & + \beta_5 \text{RPD} + \beta_6 (\text{RPD}^2) + \beta_7 \text{Q3} + \beta_{t1} \text{trend} + \beta_{t2} (\text{trend}^2) \\ & + \beta_{t3} (\text{trend}^3) + \sum_{k=1}^{87} \beta_{BRW,k} \text{BRWZone}_k + \varepsilon \end{aligned}$$

Schätzmethode Die Methode der kleinsten Quadrate ermittelt jene Parameter, die die quadrierte Fehlerquadratsumme $\sum_i (\varepsilon_i^2)$ minimieren und die Funktion somit bestmöglich an die beobachteten Daten anpasst. Standardfehler der Koeffizienten geben dabei die Schätzungsgenauigkeit an. Zur Vermeidung von verzerrten Standardfehlern durch Heteroskedastizität, d. h. durch nichtkonstante Variation im Fehlerterm ε , werden robuste Standardfehler nach White (1980) implementiert. Statistische Inferenz basiert dabei auf der Annahme, dass die beobachteten Transaktionen eine Zufallsstichprobe aus einem Datengenerierungsprozess darstellen. Alle Berechnungen erfolgen in der mathematisch-statistischen Software R.

4 Ergebnisse

4.1 Ergebnisse der hedonischen Regression

Der geschätzte Zusammenhang liefert einen hohen Erklärungsgehalt mit einem Bestimmtheitsmaß $R^2 = 0,70$, d. h., dass das Modell 70 % der Variation in den logarithmierten Preisen erklärt. Abbildung 1 stellt die ermittelten Bewertungen der Loseigenschaften und Lagemerkmale auf Basis der Regression I (vollständige Preisregression) dar. Dabei geben die Punkte den ermittelten Wert an; horizontale Linien stellen die Streuung als Maß für die Präzision der ermittelten Werte auf Basis des 95 % Konfidenzintervalls dar. Auf die Darstellung der ermittelten Koeffizienten der Bodenrichtwertzonen und Zeiteffekte wird zur Übersichtlichkeit verzichtet. Diese können online über den folgenden Link eingesehen werden: <https://www.uni-goettingen.de/de/677323.html>.

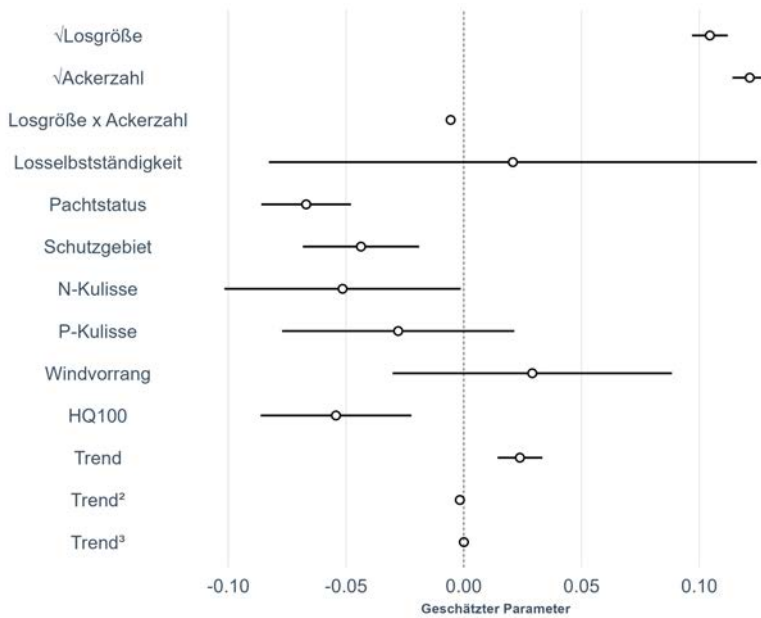


Abb. 1: Koeffizienten und zugehörige 95 % Konfidenzintervall der Parameter der vollständigen Preisregression

4.2 Preistrend

Der ermittelte Preistrend zeigt einen S-förmigen Verlauf im Beobachtungszeitraum. Abbildung 2 stellt den erwarteten Preis für ein Los mit durchschnittlichen Eigenschaften entsprechend Tabelle 1 dar. Die Daten zeigen eine Abflachung der Preisdynamik in den Jahren 2019 und 2020, welche 2021 und 2022 wieder an Fahrt aufnahm.

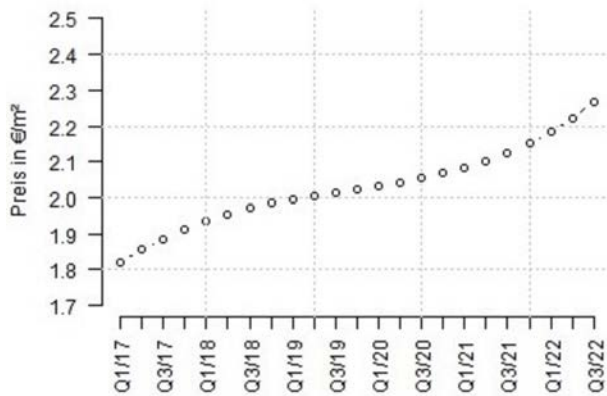


Abb. 2: Preistrend für ein Los mit durchschnittlichen Eigenschaften

4.3 Preiseinfluss von Loseigenschaften

Die ermittelten Bewertungen für Losgröße und Bodenqualität zeigen Preiseinflüsse mit positiven Vorzeichen. D. h. es werden höhere Preise bei größeren Losen und bei besserer Bodenqualität beobachtet. Das negative Vorzeichen des Interaktionsterms deutet negative Preiseffekte für sehr große Lose mit hoher Bodenqualität an. Dies wird in der wissenschaftlichen Literatur durch geringeren Wettbewerb für solche Flächen auf Grund der erschwerten Finanzierung erklärt [vgl. Ritter et al. 2020]. Im verwendeten Datensatz überwiegt der positive Preiseffekt von Losgröße und Bonität.

Ableitung von Umrechnungskoeffizienten

Zur Darstellung des Preiseinflusses von Losgrößen und Bodenqualitäten werden auf Basis des ermittelten Zusammenhangs Umrechnungskoeffizienten kalkuliert. Diese stellen relative Preisunterschiede zwischen Losen dar, die sich in lediglich einer Eigenschaft unterscheiden und anderenfalls identische Eigenschaften aufweisen.

Umrechnungskoeffizienten für die Losgröße werden für Lose von 0,25 ha bis 50 ha ermittelt, da das statistische Modell für größere Lose eine deutliche Unsicherheit in der Prognosequalität aufweist. Dabei wird eine Ackerzahl von 60 unterstellt. Analog werden die Umrechnungskoeffizienten für die Ackerzahl mit Variation zwischen 20 und 100 Bodenpunkten ermittelt, wobei ein 5 ha Los unterstellt wird. Binär kodierte Eigenschaften werden entsprechend ihrer höchsten relativen Häufigkeit gesetzt.

Abbildung 3 stellt die normierten Umrechnungskoeffizienten dar, sodass relative Preisunterschiede zum Los mit 60 Bodenpunkten bzw. 5 ha Losgröße angegeben werden. Für Bodenqualitäten ergibt sich ein nahezu linear steigender Zusammenhang. Eine Erhöhung der Bodenpunkte um eine Einheit erhöht den erwarteten Preis einer gehandelten Fläche um ca. 0,75 %.

Im Gegensatz dazu zeigt sich für den Umrechnungskoeffizienten der Losgröße ein ansteigender, nicht-linearer Zusammenhang mit im Durchschnitt stärkeren Abschlägen bei Größen unterhalb von 5 ha. Für größere Lose zeigt sich hingegen ein abflachender Zusammenhang mit sinkenden Aufschlägen. Weitere Untersuchungen von Ritter et al. (2020) auf Basis von Ackerlandtransaktionen in Sachsen-Anhalt zwischen 1994 und 2017 zeigen zudem fallende Preise für Flächen größer als 130 ha.

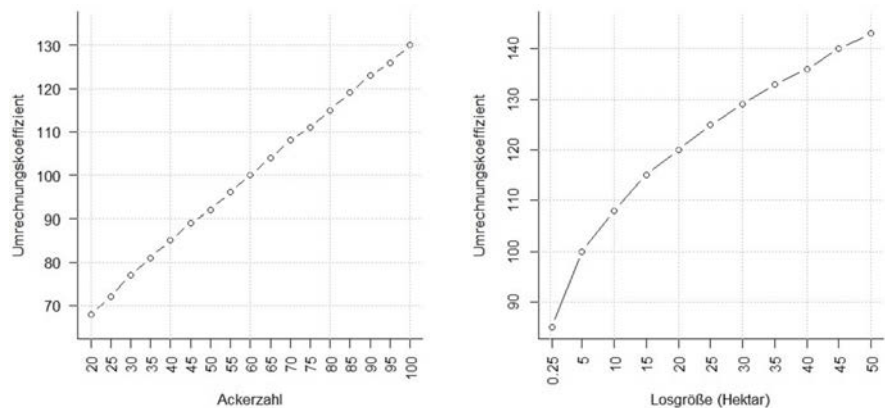


Abb. 3: Umrechnungskoeffizienten für Losgröße und Ackerzahl

4.4 Lagemerkmale

Für Indikatoren, also binär kodierte Variablen wie etwa die Lage in einem Schutzgebiet, können die ermittelten Bewertungen als prozentualer Auf- bzw. Abschlag interpretiert werden. Für die Lagemerkmale weisen die Ergebnisse Abschläge für Schutzgebiete (4 %), für Flächen in N-Kulissen (5 %) und als HQ100-klassifizierte Flächen (5 %) aus. Ein Abschlag von ca. 2 % wird ebenso für Flächen in eutrophierten Gebieten ermittelt, wohingegen ein Aufschlag von 3 % bei Lage in einem Windvorranngbiet ermittelt wird.

Die in Abbildung 1 dargestellte Streuung zeigt allerdings, dass die statistische Unsicherheit für Schutzgebiete, N-Kulisse und HQ100 sehr hoch ist. Die Bewertung der N-Kulissen variiert demnach im negativen Bereich beispielsweise von -10 % bis ca. -0,1 %. Für die P-Kulisse und die Windvorrannggebiete zeigt die Streuung sowohl positive als auch negative Effekte an. Es bleibt an dieser Stelle noch weiter zu untersuchen, welche Systematik hinter der Streuung liegt. Ein Grund für das Ergebnis ist, dass die Untersuchung auf vergleichsweise wenigen Fällen basiert und daher kein eindeutiger durchschnittlicher Preiseffekt gezeigt werden kann.

**Statistische
Unsicherheit bzgl. des
Preiseinflusses der
Lagemerkmale**

4.5 Räumliche Heterogenität

Die ermittelten Koeffizienten der Bodenrichtwertzonen $\hat{\beta}_{BRW,k}$ weisen eine deutliche Varianz auf. Zur Darstellung dieser räumlichen Heterogenität ermitteln wir für jede Bodenrichtwertzone auf Basis der ermittelten Koeffizienten der vollständigen Regression I die erwarteten Preise (Prädiktion). Dabei wird ein identisches Los für jede Bodenrichtwertzone unterstellt.

Abbildung 4 zeigt den erwarteten Preis für ein Los von 5 ha mit Ackerzahl 70 gehandelt im letzten Quartal 2022. Binär kodierte Eigenschaften werden entsprechend der höchsten relativen Häufigkeit gesetzt, d. h. der Pachtstatus und die Losselbstständigkeit werden mit $ja = 1$ angenommen, da mehr als die Hälfte der Lose im Datensatz verpachtet sind, wohingegen Schutzgebiete, HQ100, N-Kulisse, P-Kulisse und Windvorranng auf $nein = 0$ gesetzt werden.

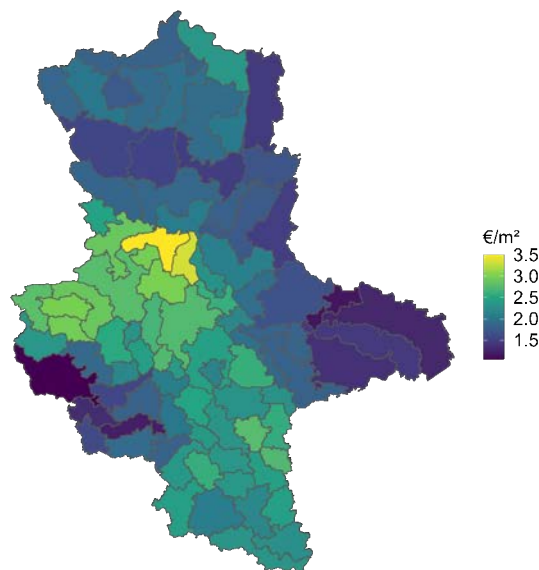


Abb. 4: Erwartete Preise für ein 5 ha Los mit Ackerzahl 70

Die erwarteten Preise liegen zwischen ca. 1,05 €/m² im Harz und 3,50 €/m² in der Magdeburger Börde. Die Abbildung hebt eine starke räumliche Heterogenität in den Preisniveaus hervor, wobei höhere Preise insbesondere in Regionen mit höheren Bodenqualitäten und mit stärkerer landwirtschaftlicher Nutzung beobachtet werden.

Wir weisen darauf hin, dass die Abbildung von veröffentlichten Bodenrichtwerten abweicht, da diese zonenspezifische Loseigenschaften, z. B. bezüglich der in einer Bodenrichtwertzone vorwiegend vorhandene Bodenqualitäten, verwenden.

4.6 Einfluss der Restpachtdauer

Für ein verpachtetes Los zeigt der ermittelte Koeffizient von -0,07 in Regression I einen Abschlag von im Durchschnitt 7 % für ein verpachtetes Los im Vergleich zu einem pachtfreien Los mit anderweitig identischen Eigenschaften. Dieser Preiseffekt der Verpachtung wird in der Sonderauswertung (Regression II) in Effekte der Restpachtdauer untergliedert.

Die Sonderauswertung für die Restpachtdauer (Regression II) liefert einen insgesamt hohen Erklärungsgehalt ($R^2 = 0,75$). Die ermittelten Parameter für die Eigenschaften Losgröße und Bonität sind nahezu deckungsgleich zur vollständigen Regression; daher wird von einer separaten Darstellung abgesehen. Die ermittelten Werte für die Restpachtdauer zeigen einen negativen linearen und einen positiven quadratischen Zusammenhang zwischen Preis und Restpachtdauer (U-förmiger Zusammenhang).

In Abbildung 5 wird der ermittelte Umrechnungskoeffizient für die Restpachtdauer dargestellt, wobei ein Los von 5 ha mit Ackerzahl 60 angenommen wird. Der Umrechnungskoeffizient wird auf eine Restpachtdauer von 4 Jahren normiert. Der Umrechnungskoeffizient zeigt einen steigenden Preisabschlag mit steigender Restpachtdauer bis ca. 14 Jahre und ansteigende Umrechnungskoeffizienten im Anschluss. Jedoch werden nur für 171 der 3.839 Beobachtungen Restpachtdauern von mehr als 14 Jahren beobachtet. Hierbei ist zu beachten, dass die Prognosequalität für eine Restpachtdauer größer als 14 Jahre mit hoher statistischer Unsicherheit behaftet ist.

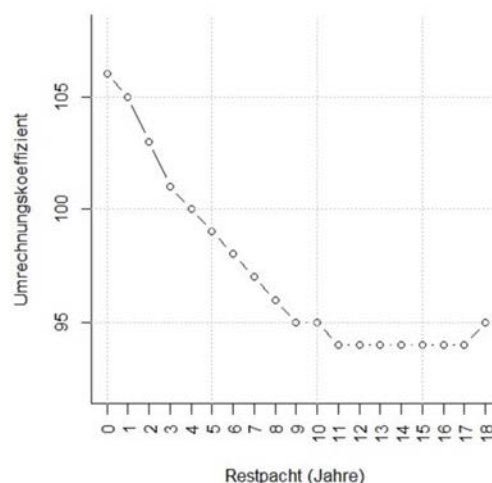


Abb. 5: Umrechnungskoeffizient Restpachtdauer

Humpesch et al. (2022) argumentieren, dass der Preisabschlag für steigende Restpachtdauern für landwirtschaftliche Käufer/-innen auf das Fortbestehen der Pachtverträge zurückzuführen ist, da eine erworbene Fläche nicht zur eigenen Nutzung zur Verfügung stünde. Für nicht-landwirtschaftliche Käufer/-innen zeigen Humpesch et al. (2022) ebenso einen mit der Restpachtdauer ansteigenden Abschlag, welcher jedoch geringer ausfällt als für landwirtschaftliche Erwerbende. Dies begründen die Autor/-innen unter anderem damit, dass Pachthöhen nach dem Erwerb nicht angepasst werden können. Bei steigenden Bodenpreisen, wie in Sachsen-Anhalt beobachtet, führt eine lange Restpachtdauer somit zu Ertragseinbußen gegenüber dem Erwerb eines pachtfreien Loses.

5 Zusammenfassung und Fazit

In diesem Beitrag wurde dargestellt, wie auf Basis der Kaufpreissammlung des Gutachterausschusses für Grundstückswerte die Preisbildung für Ackerflächen für den Grundstücksmarktbericht Sachsen-Anhalt untersucht wurde. Die Ergebnisse zeigen, dass höhere Preise für steigende Bodenqualitäten und größere Losgrößen zu erwarten sind. Gleichzeitig zeigt sich eine starke räumliche Heterogenität, sodass auch bei gleichen Grundstückseigenschaften regional unterschiedliche Preise zu erwarten sind. Auch die Lage von gehandelten Flächen beeinflusst die Preisbildung. Die Daten zeigen Abschläge für Lose in Naturschutzgebieten, Vogelschutzgebieten, Flora-Fauna-Habitat oder Biosphärenreservaten, in N- und P-Kulissen und in als HQ100 ausgewiesenen Flächen, während Aufschläge für eine Lage in einem Windvorranggebiet erwartet werden. Diese Effekte sind jedoch auf Grund der jeweils kleinen Datenbasis mit hoher statistischer Unsicherheit behaftet. Da weitere Transaktionen mit entsprechenden Lagemerkmalen in Zukunft zu erwarten sind, ist eine erneute Analyse mit erweiterter Datenbasis vorgesehen.

Eine unverzerrte Ermittlung der Koeffizienten der hedonischen Funktion mittels der Kleinsten-Quadrate-Schätzmethode setzt voraus, dass alle systematisch preisbeeinflussenden Merkmale in der Modellspezifikation berücksichtigt werden. So ist beispielsweise eine Berücksichtigung von Biogasanlagen, welche durch ihre stabilen Erlösmöglichkeiten den lokalen Wettbewerb um Boden erhöhen könnten, zu bedenken. Auch könnten lokale Besonderheiten, wie etwa eine erhöhte Anzahl an Transaktionen über Ausschreibungen oder Versteigerungen, die zu höheren Preisen führen können, die ermittelten Bewertungen beeinflussen.

Der Gutachterausschuss für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt hat in seiner Sitzung am 17.01.2023 die Ergebnisse diskutiert und den Beschluss gefasst, sie für die Normierung der Kaufpreise bei der Bodenrichtwertermittlung zu verwenden. Des Weiteren werden die Umrechnungskoeffizienten den Teilnehmern am Markt als sonstige für die Wertermittlung erforderliche Daten im Grundstücksmarktbericht 2023 zur Anwendung zur Verfügung gestellt.

Die Perspektive, moderne Methoden im Rahmen der Ermittlung von sonstigen zur Wertermittlung erforderlichen Daten und der Ermittlung der Bodenrichtwerte durch den Gutachterausschuss für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt zu verwenden, ist gegeben. Fortschrittliche Auswertungsmethoden für die Analyse von Kaufpreisen werden insbesondere die Arbeit in der Geschäftsstelle des Gutachterausschusses für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt unterstützen und die veröffentlichten Ergebnisse durch den Gutachterausschuss weiter präzisieren.

Anschriften Prof. Dr. Silke Hüttel

Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung
Management der Agrar- und Ernährungswirtschaft
Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen
E-Mail: Silke.Huettel@uni-goettingen.de

Dr. Stefan Seifert

Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung
Management der Agrar- und Ernährungswirtschaft
Platz der Göttinger Sieben 5, 37073 Göttingen
E-Mail: Stefan.Seifert@uni-goettingen.de

Andreas Schöndube

Gutachterausschuss für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt
Landesamt für Vermessung und Geoinformation Sachsen-Anhalt
Otto-von-Guericke-Straße 15, 39104 Magdeburg
E-Mail: Andreas.Schoendube@sachsen-anhalt.de

Literaturverzeichnis

Balmann, A., Graubner, M., Müller, D., Hüttel, S., Seifert, S., Odening, M. et al. 2021:

Market Power in Agricultural Land Markets: Concepts and Empirical Challenges. In: German Journal of Agricultural Economics 70 (4), S. 213–235.

Ernst, W., Zinkahn, W., Bielenberg, W., Krautzberger, M. 2023:

§195 Kaufpreissammlung, In: Kommentar Bau-gesetzbuch, Rn. 4-14.

Gutachterausschuss für Grundstückswerte in Sachsen-Anhalt 2023:

Einfluss auf den Bodenwert von landwirtschaftlichen Flächen. In: Grundstücksmarktbericht Sachsen-Anhalt, S. 289-298.

Humpesch, M., Seifert, S., Balmann, A., Hüttel, S. 2022:

How does tenancy affect farmland prices? Effects of lease status, lease term and buyer type, in: Agricultural Finance Review 83(2), S.242-263.

Ritter, M., Hüttel, S., Odening, M., Seifert, S. 2020:

Revisiting the relationship between land price and parcel size in agriculture. In: Land Use Policy 97, S. 104771.

Rosen, S. 1974:

Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition. In: Journal of Political Economy 82 (1), S. 34–55.

Rousseuw, P. J., van Driessen, K. 1999:

A fast algorithm for the minimum covariance determinant estimator. In: Technometrics 41 (3), S. 212–223.

Seifert, S., Kahle, C., Hüttel, S. 2021:

Price Dispersion in Farmland Markets: What Is the Role of Asymmetric Information? In: American Journal of Agricultural Economics 103 (4), S. 1545–1568.

Statistisches Landesamt 2021:

Landwirtschaftszählung 2020, In: Pressemitteilung 180/2021 v. 18.07.2021.

White, H. 1980:

A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. In: Econometrica 48 (4), S. 817–838.