

**NACHBARSCHAFTS- UND KONJUNKTUREFFEKTE:
ZUR AUFGABEWAHRSCHEINLICHKEIT
LANDWIRTSCHAFTLICHER BETRIEBE**

Anne Margarian

Johann Heinrich von Thünen-Institut, Institut für Ländliche Räume,
Bundesallee 50, 38116 Braunschweig, email: anne.margarian@vti.bund.de



2010

*Vortrag anlässlich der 50. Jahrestagung der GEWISOLA
„Möglichkeiten und Grenzen der wissenschaftlichen Politikanalyse“
Braunschweig, 29.09. – 01.10.2010*

Copyright 2010 by Anne Margarian. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

NACHBARSCHAFTS- UND KONJUNKTUREFFEKTE: ZUR AUFGABEWAHRSCHEINLICHKEIT LANDWIRTSCHAFTLICHER BETRIEBE

Zusammenfassung

Zur Planung und Bewertung weitreichender agrarpolitischer Interventionen ist es notwendig, neben den einzelbetrieblichen Reaktionen in der Anpassung der Produktionsprogramme auch die mögliche Wirkung auf Betriebsaufgaben zu berücksichtigen. Das Ziel der vorliegenden Arbeit besteht in der Schätzung der Neigung unterschiedlicher Betriebstypen zur Betriebsaufgabe unter sich wandelnden Rahmenbedingungen. Es wird gezeigt, dass diese Neigung sich aufgrund von Nachbarschaftseffekten regional unterscheiden kann. Die Ergebnisse zeigen zudem betrieblich und regional differenzierte Reaktionen auf konjunkturelle Veränderungen, die durch eine gezielte Agrarstrukturpolitik und ihre Bewertung nachvollzogen werden müssten.

Keywords: Structural change, farm-exits, propensity, proximity effect

1 Einleitung

Die Entwicklung der Produktion im landwirtschaftlichen Sektor wird nicht nur durch kurzfristige marginale Anpassungen der Produktion in den einzelnen Betrieben bestimmt, sondern auch durch die Aufgabe ganzer Betriebe. Angesichts der Existenz von Status-quoten und unbeobachtbaren Opportunitätskosten ist es aber oft nicht angemessen, die diskrete Einzelentscheidung zur Betriebsaufgabe mit ihren irreversiblen langfristigen Folgen für die Landwirtschaft in der Sektormodellierung im Rahmen einer Marginalbetrachtung endogen abzuleiten. Eine Alternative besteht in der exogenen Modellierung der Wahrscheinlichkeiten, mit denen bestimmte Betriebe unter den jeweiligen Rahmenbedingungen aus der Produktion ausscheiden.

Die Berechnung dieser Wahrscheinlichkeiten für verschiedene Betriebsgruppen unter sich wandelnden Rahmenbedingungen war das Ziel der vorliegenden Arbeit. Dabei wird davon ausgegangen, dass die Wahrscheinlichkeit der Betriebsaufgabe von der Konstellation der Merkmale des Betriebes und seiner Umgebung abhängt. In der vorliegenden Arbeit werden die Wahrscheinlichkeiten entsprechend dem korrespondierenden Konzept der Propensität (POPPER, 2000, S. 185ff) als „Neigungen“ von Betrieben in spezifischen Situationen interpretiert.

Dabei kann aufgrund der komplexen Bedingungen langfristiger Betriebsentscheidungen nicht von einem linearen und räumlich stationären Einfluss der relevanten Bestimmungsgründe der Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit ausgegangen werden. Die prinzipielle Ursache dieser Komplexität liegt in der Unvollkommenheit insbesondere der Faktormärkte des Sektors, die etwa versunkene Kosten bedingen. Landwirtschaftliche Unternehmer realisieren mit ihren Betrieben oft auch nicht handelbare Vorteile (z.B. KEY und ROBERTS, 2009). Daraus ergeben sich auf den Produkt und Faktormärkten lokale Preisinformationen und in Abhängigkeit von den individuellen Erwartungen unterschiedliche mögliche Strategien (MAKOWSKI und OSTROY, 1995). In Märkten mit begrenzter Teilnehmerzahl hängt die Vorzüglichkeit einer Strategie dann auch von der erwarteten Strategiewahl der anderen Unternehmen ab. In der Landwirtschaft führt die Produktion auf dem immobilien und unvermehrbar Faktor Boden so zu direkten Interdependenzen zwischen den Entscheidungen benachbarter Betriebe (CHAVAS, 2001). Es kann nicht mehr mit den vereinfachenden Annahmen des komparativ

statischen Paradigmas und mit der Fiktion des „repräsentativen Betriebes“ gearbeitet werden. Vielmehr muss davon ausgegangen werden, dass unterschiedliche Betriebstypen gegensätzlich auf exogene Einkommensschocks reagieren (ROBERTS und KEY, 2002). HUETTEL und MARGARIAN (2009) zeigen darüber hinaus, dass auch vergleichbare Betriebe, die aber in unterschiedlichen Nachbarschaftssituationen zu anderen Betrieben existieren, gegebenenfalls unterschiedlich auf die gleichen exogenen Schocks reagieren.

Die differenzierte Wirkung konjunktureller Effekte erklärt sich vor allem durch Nachbarschaftseffekte auf dem Bodenmarkt. Wären alle Betriebe homogen und würden von Änderungen gleichermaßen betroffen, so gäbe es auf dem Bodenmarkt jederzeit entweder nur Nachfrager oder nur Anbieter. Ein Handel mit Fläche käme unter diesen Bedingungen nicht zustande (LEATHERS, 1992). Dieser Handel und der damit verbundene Strukturwandel kann nur statt finden, wenn die Betriebe unterschiedlich durch Veränderungen der Rahmenbedingungen betroffen sind. CHAVAS (1994) zeigt, wie unterschiedliche Einschätzungen zur Wahrscheinlichkeit der eigenen zukünftigen Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit in Gegenwart versunkener Kosten zu einer Differenzierung der betrieblichen Strategien führen können. Angesichts der Bedeutung des lokalen Bodenmarktes für die Betriebsentwicklung muss die Einschätzung zur Überlebensfähigkeit des eigenen Betriebes aber auch von den beobachteten Strategien der Nachbarbetriebe abhängen. CIAIAN und SWINNEN (2009) zeigen, wie höhere Flächensubventionen aufgrund steigender Landnachfrage auch negative Auswirkungen auf Betriebe haben können. Ausmaß und Richtung der Wirkung hängen, wie die Autoren theoretisch zeigen, vom Ausmaß der jeweiligen betrieblichen Kreditrationierung ab. BALMANN (1994) zeigt, wie aufgrund von Status-quo-Renten, betrieblicher Heterogenität und unvollkommener Information je nach Ausgangssituation unterschiedliche lokale Optima in der Betriebsgrößenentwicklung über den Bodenmarkt erreicht werden können.

ROEDER und KILIAN (2008) beachten in ihrer Regressionsanalyse zur Erklärung der regionalen Entwicklung der Anzahl der Betriebe zwischen 1999 und 2007 neben einer großen Anzahl kontinuierlicher Variablen 30 unterschiedliche Regionen, die nach agrarstrukturellen und sozioökonomischen Indikatoren charakterisiert sind. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass die Produktionsintensität einen hochsignifikanten Einfluss auf den Verlauf des Strukturwandels hat. Die Richtung und die Signifikanz der anderen von den Autoren untersuchten Einflussgrößen hängen hingegen von den regionalen Charakteristiken ab, so dass die Ergebnisse aus einer Region sich nicht auf andere Regionen übertragen lassen (ibid.).

Um die Auswirkungen geänderter Rahmenbedingungen zu analysieren, ist also die Beachtung „(1) der Heterogenität der Produktionsfaktoren (2) der Heterogenität der Betriebe und (3) der Interdependenz der Anpassungsstrategien erforderlich“ (WEISS, 1999a). Zieht man diese Asymmetrien und die große Bedeutung von Erwartungen betreffend das zukünftige Handeln von Nachbarbetrieben in Betracht, so ergibt sich darüber hinaus die Möglichkeit, dass gleichgerichtete exogene Einkommensschocks unterschiedlicher Ursachen auch unterschiedliche Auswirkungen auf die Entscheidungen von Betriebsleitern haben können (Tabelle 1). Entsprechend der schematischen Darstellung wirkt ein kurzfristiger, betriebspezifischer Schock je nach seiner Richtung eindeutig als Hindernis oder als Auslöser für die Umsetzung einer anstehenden Entscheidung. Bei betriebsunspezifischen Schocks hingegen besteht neben der direkten Einkommenswirkung auch noch die indirekte Wirkung über den Markt. Eine zunächst positive Entwicklung der Einkommenssituation führt zu einem erhöhten Angebot von Konkurrenten auf dem Markt und insbesondere zu einer erhöhten Nachfrage nach knappen Produktionsfaktoren wie Boden.

Tabelle 1: Mögliche Differenzierung von Einkommensschocks und ihren Wirkungen

Einkommensschocks		
	Betriebs(-gruppen)spezifisch	Betriebs(-gruppen)unspezifisch
kurzfristig	Eindeutige Wirkung auf die Umsetzung geplanter Entscheidungen	Ambivalente Wirkung auf die Umsetzung geplanter Entscheidungen
langfristig	Eindeutige Wirkung auf die Umsetzung geplanter und ungeplanter Entscheidungen	Ambivalente Wirkung auf die Umsetzung geplanter oder ungeplanter Entscheidungen

Quelle: Eigene Darstellung.

Im vollkommenen Wettbewerb sind alle Betriebe gleichermaßen von direkten wie indirekten Folgen des Schocks betroffen. In Abhängigkeit von Angebots-, Nachfrage- und Preiselastizitäten ergibt sich ein eindeutig vorhersagbarer negativer oder positiver Gesamteffekt für alle Betriebe. Im unvollkommenen Markt mit heterogenen Betriebsstrategien ist das nicht unbedingt der Fall. Der negative Einkommensschock mag hier zu einer verstärkten Betriebsaufgabe der kleinen Betriebe und dadurch aufgrund der bessern Flächenverfügbarkeit zu einem positiven Gesamteffekt für die großen Betriebe führen (ROBERTS und KEY, 2002). Andererseits kann eine kurzfristig negative Entwicklung auch zu einem Aufschieben der Betriebsaufgabe durch kleine Betriebe führen, um Zeiten einer höheren Zahlungsbereitschaft der weiter aktiven Betriebe abzuwarten. Dann wären die größeren Betriebe möglicherweise doppelt negativ betroffen und würden ihrerseits die Realisierung von Entscheidungen zu geplanten Betriebs(zweigs-)aufgaben vorziehen.

Es ist also von einer starken Differenzierung der Reaktionen von Betrieben in Abhängigkeit von der Art der Veränderungen ökonomischer Rahmenbedingungen, vom Betriebstyp und von der Situation der Nachbarbetriebe auszugehen. Es muss daher davon ausgegangen werden, dass konjunkturelle Veränderungen je nach Rahmenbedingungen und Betriebseigenschaften unterschiedlich auf die Wahrscheinlichkeit einer Betriebsaufgabe wirken. In der vorliegenden Arbeit wird dem Rechnung getragen, indem zum einen unterschiedliche Zusammenhänge für unterschiedliche Betriebstypen sowie für unterschiedliche Regionstypen und zum anderen eine mögliche nicht-lineare Wirkung von Gewinnänderungen auf die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit in Betracht gezogen werden.

2 Methodisches Vorgehen

Es existiert eine ganze Reihe von Untersuchungen zu den Determinanten der Betriebsaufgabe. In vielen dieser Arbeiten wird der Einfluss nicht primär ökonomischer oder betrieblicher (struktureller) Kennzahlen überprüft. Dazu gehören zum Beispiel die Familiengröße und das Alter oder das Ausbildungsniveau des Betriebsleiters (z.B. WEISS, 1999b). Das Ziel der vorliegenden Arbeit hingegen besteht darin, die durchschnittliche Neigung zur Betriebsaufgabe verschiedener vorab definierter Betriebstypen zu ermitteln. Andere Arbeiten gehen von regional aggregierten Durchschnittswerten aus (z.B. GLAUBEN et al., 2006). Die Schwierigkeit dieses Ansatzes liegt darin, dass aufgrund der Heterogenität und der Interaktion der zugrunde liegenden Einzelbeobachtungen der Zusammenhang zwischen den aggregierten Merkmalen dem Einfluss des Merkmals auf der individuellen Ebene entgegengesetzt sein kann („ecological fallacy“, ROBINSON, 1950). In der vorliegenden Arbeit werden einzelbetriebliche Daten genutzt, um die direkten Wirkungen geänderter Rahmenbedingungen

von den indirekten Wirkungen zu unterscheiden und die differenzierte Reaktion verschiedener Betriebe nachzuvollziehen. Die Schätzung der jeweiligen Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit erfolgt in einem logistischen Modell. Die Berechnung der Wahrscheinlichkeiten der Betriebsaufgabe aus den Koeffizienten des logistischen Schätzmodells erfolgt diskret für definierte Betriebstypen.

2.1 Datengrundlage

Die flächendeckenden Paneldaten des AFiD-Panels Agrarstruktur (FDZ, 2007) enthalten die einzelbetrieblichen Informationen zur Struktur aller landwirtschaftlichen Betriebe Deutschlands aus den Agrarstrukturerhebungen. Die Daten liegen für die Jahre 1999, 2003 und 2007 vor und ermöglichen somit die Berechnung der Ausstiegswahrscheinlichkeiten für zwei Perioden über je vier Jahre (1999 bis 2003 und 2003 bis 2007). Die Analyse beschränkt sich auf die westlichen („alten“) Bundesländer, da die Betriebsdynamik seit der Transformation ab 1989 in den alten Bundesländern ganz anders ausgesehen hat. Informationen zur betriebswirtschaftlichen Situation der Betriebe sind aber in den Daten nicht enthalten. Die Gewinnentwicklung in Abhängigkeit von der Betriebsstruktur wird daher mit den Daten des landwirtschaftlichen Testbetriebsnetzes extern geschätzt. Die erwarteten Gewinne und Gewinnerwartungen der Betriebe des AFiD-Panels können mit den so ermittelten Schätzkoeffizienten für die drei Jahre 1999, 2003 und 2007 berechnet werden. Nicht bekannt sind aufgrund dieser Vorgehensweise die individuellen Abweichungen der einzelnen Betriebe vom erwarteten Gewinn und seiner Entwicklung etwa aufgrund persönlicher Besonderheiten von Betriebsleiter und Familie. Da aber auch für die Schätzung der Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit nur die strukturellen Determinanten herangezogen werden, ist dieser Nachteil weniger gravierend als es zunächst erscheint. Allerdings wird es Schwierigkeiten dabei geben, die Wirkung betriebspezifischer Einkommensschocks von allgemeinen Schocks zu unterscheiden.

Ein größeres Problem für die Beantwortung der Forschungsfrage nach den differenzierten Auswirkungen einer konjunkturell bedingten Gewinnänderung ist im Lichte der Vorüberlegungen die Beschränkung auf nur zwei Untersuchungsperioden. Diese Beschränkung erlaubt keine Differenzierung zwischen dem Einfluss kurzfristiger konjunktureller Veränderungen einerseits und Veränderungen mit nachhaltiger Wirkung andererseits. Da im Untersuchungszeitraum sowohl starke konjunkturelle Preisschwankungen als auch Veränderungen der Einkommenssituation von Landwirten aufgrund politischer Änderungen existierten, kann mit der vorliegenden Arbeit nicht differenziert beantwortet werden, wie die Landwirte auf kurz- und langfristige Veränderungen reagieren.

2.2 Ermittlung der erwarteten Gewinne und Gewinnänderungen

Die erwartete Änderung des ordentlichen Gewinns wurde mithilfe der strukturellen Daten des landwirtschaftlichen Testbetriebsnetzes der Jahre 1998 bis 2007 geschätzt. Das Ziel war es, den Gewinn und die Gewinnentwicklung durch die ursprüngliche Faktorausstattung der Betriebe zu erklären. Dabei wurde im Schätzmodell die Entwicklung der Faktorausstattung im Beobachtungszeitraum als Einflussfaktor auf die Gewinnentwicklung kontrolliert; die entsprechenden Koeffizienten wurden aber hinterher in der Berechnung der Gewinnerwartung im Strukturdatensatz nicht berücksichtigt. Geschätzt wurde ein Panel-Modell mit zufälligen Effekten, das die Autokorrelation der Beobachtungen eines Betriebes beachtet. Eine genauere Beschreibung der genutzten Variablen und des Schätzmodells findet sich in MARGARIAN (2010).

Geschätzt wird zum einen das Gewinnniveau der Betriebe in der Ausgangssituation, also in den Jahren 1999 und 2003 und zum anderen die erwartete Gewinnentwicklung, also der Gewinnunterschied zwischen 1999 und 2003 und zwischen 2003 und 2007. Da es sich um Schätzwerte handelt, kann die erwartete Gewinnentwicklung im Strukturdatensatz mithilfe der Koeffizienten jeweils auch für die Betriebe ausgewiesen werden, die in der Folgeperiode ausscheiden. Die folgende Tabelle 2 zeigt die Statistiken zu den entsprechenden mithilfe der Daten der Agrarstrukturerhebung für die Betriebe berechneten Kennziffern.

Tabelle 2: Verteilung von Gewinnniveau (1999 und 2003) und Gewinnänderung (1999-2003 und 2003-2007) zwischen den landwirtschaftlichen Betrieben

	Jahr	Mean	Std.abw.	Quantile								
				99%	95%	90%	75%	Median	25%	10%	5%	1%
Gewinn (in tsd.)	1999	22	19	76	51	43	31	18	10	5	3	-1
	2003	24	19	76	53	44	33	22	11	4	1	-4
Erwartete Gewinnänderung (in tsc)	1999	0	8	26	12	8	3	0	-3	-7	-10	-19
	2003	8	17	34	20	16	11	8	4	2	1	-6
N in 1999	311,263											
N in 2003	266,373											

Quelle: Eigene Darstellung.

In der Zeit zwischen 1999 und 2003 wird für die eine Hälfte der Betriebe eine positive und für die andere Hälfte eine negative Gewinnänderung erwartet. In der Zeit zwischen 2003 und 2007 hingegen erfahren die wenigsten Betriebe eine negative Gewinnänderung. Die Gewinnniveaus unterscheiden sich zwischen 1999 und 2003 im Schnitt nur geringfügig. Im Modell wird auch die durchschnittliche Gewinnänderung auf Landkreisebene als erklärende Variable verwendet. Die entsprechenden Durchschnittswerte weisen in ihrer Verteilung zwischen den Landkreisen ein ganz ähnliches Muster auf, wie die erwarteten betrieblichen Gewinnänderungen (Tabelle 3).

Tabelle 3: Durchschnittliche Gewinnänderung in den Landkreisen von 1999 auf 2003 und von 2003 auf 2007

	Jahr	Mean	Std.abw.	Quantile N = 326								
				99%	95%	90%	75%	Median	25%	10%	5%	1%
Erwartete Gewinnänderung (in tsd)	1999	0	2	5	3	2	1	0	-2	-3	-4	-7
	2003	7	4	15	13	11	9	7	6	4	1	-5

Quelle: Eigene Darstellung.

Fast genau wie auch bei den einzelnen Betrieben steigt der erwartete Gewinn im regionalen Durchschnitt zwischen 1999 und 2003 im Mittel nicht, zwischen 2003 und 2007 aber um 7000 Euro. Auch hier gibt es in der zweiten Phase nur sehr wenige Landkreise, die im Schnitt eine negative Gewinnentwicklung aufweisen.

2.3 Klassifizierung von Betrieben und Regionen

Das Ziel der Arbeit ist es, die unterschiedliche Neigung zur Betriebsaufgabe verschiedener Betriebstypen zu ermitteln. Die Betriebe wurden dafür entlang dreier Dimensionen klassifiziert: (1) Ihre Produktionsrichtung, (2) ihre Größenklasse und (3) ihre geographische Lage.

Die Klassifizierung nach der Produktionsrichtung orientiert sich an der offiziellen Klassifizierung (EUROPÄISCHE KOMMISSION, 2003) entlang der Anteile der Standarddeckungsbeiträge (StDB), die verschiedene Produktionszweige zum Gesamtstandarddeckungsbeitrag des Betriebes beitragen. Die Anzahl und der Anteil der Betriebe in den entsprechenden Produktionsrichtungen in 1999 werden in Tabelle 4 dargestellt.

Tabelle 4: Anzahl und Anteil der Betriebe der verschiedenen Produktionsrichtungen

Klassenname	Offizielle Bezeichnung	Häufigkeit	Prozent
MF1	Spezialisierte Ackerbaubetriebe	66,025	23
VE1	Spezialisierte Veredlungsbetriebe	40,501	14
FB2Milch	Spezialisierte Milchviehbetriebe	47,899	17
FB1_oMilch	Spezialisierte Weideviehbetriebe außer Milch	49,557	17
Pflanzverb1	Pflanzenbauverbundbetriebe	7,195	3
Viehverb1	Viehhaltungsverbundbetriebe	36,607	13
Verb1	Pflanzenbau-Viehhaltungsbetriebe	40,372	14
	Summe	288,156	100

Quelle: Eigene Darstellung basierend auf FDZ (1999).

Alle Betriebe wurden einer von drei Größenklassen zugewiesen: Klein, mittel oder groß. Die Größenklassen der Betriebe wurden für die Betriebe der verschiedenen Produktionsrichtungen unterschiedlich gebildet:

- Futterbaubetriebe ohne Schwerpunkt in der Milchproduktion sowie Veredlungs- und Verbundbetriebe gelten als klein mit einem Standarddeckungsbeitrag von 8 bis 40 tausend Euro; sie gelten als mittelgroß mit einem StDB von 40 bis 100 tausend Euro und als groß bei einem StDB von mehr als 100 tausend Euro.
- Spezialisierte Milchviehbetriebe gelten als klein, wenn sie weniger als 30 Milchkühe halten; sie werden als mittelgroß eingestuft, wenn sie zwischen 30 und 60 Milchkühe haben und als groß mit mehr als 60 Kühen.
- Spezialisierte Ackerbaubetriebe gehören zu den kleinen Betrieben, wenn sie weniger als 50 Hektar bewirtschaften; sie sind mittelgroß, wenn sie zwischen 50 und 100 Hektar bewirtschaften und groß mit mehr als 100 Hektar.

Die Verteilung aller Betriebe auf die drei Betriebsgrößenklassen wird in Tabelle 5 gezeigt.

Tabelle 5: Anzahl und Anteil der Betriebe der verschiedenen Produktionsrichtungen

Klassenname	Bedeutung	Häufigkeit	Prozent
FARMklein	Kleine Betriebe	179,035	62
FARMmittel	Mittlere Betriebe	60,941	21
FARMgross	Große Betriebe	48,180	17

Quelle: Eigene Darstellung basierend auf FDZ (1999).

Schließlich mussten die Regionen, nach denen unterschieden werden sollte, abgegrenzt werden. Dabei wurde auf die 42 westdeutschen landwirtschaftlichen Wirtschaftgebiete nach DE HAEN (1979) zurück gegriffen. Hinzu kommt die Freie Hansestadt Hamburg als gesonderte Region. Die Wahl der regionalen Klassifizierung wurde durch pragmatische Gesichtspunkte

geleitet: Zum einen sollten die Ergebnisse einer Verwendung im Bereich der Sektormodellierung finden. Zum anderen durfte die Anzahl der Klassen für die Schätzung nicht zu hoch sein. Die Landkreise der 42 Regionen wurden nach den Kriterien „natürliche Produktionsbedingungen“ gemessen an den durchschnittlichen Hektarerträgen und „Preis- bzw. Einkommenskonstellationen auf den lokalen Produkt- und Faktormärkten“ zusammen gefasst (DE HAEN, 1979).¹

In der Klassifizierung standen Betriebsgrößenstrukturen nicht im Zentrum des Interesses, während sie in der theoretischen Untermauerung der vorliegenden Arbeit eine große Rolle spielen (s. Kapitel 1). Die beobachteten regionalen Unterschiede in den Schätzkoeffizienten nach Regionen werden daher später zusätzlich in einer Metaanalyse erklärt. Die erklärenden Variablen, die die Regionen charakterisieren, sind dabei die regionalen Anteile von in verschiedenen Produktionsrichtungen spezialisierten Betrieben und der regionale Anteil an Betrieben mittlerer Betriebsgröße.

2.4 Die Schätzung der Neigung zur Betriebsaufgabe

Beobachtet wird für die Grundgesamtheit der in 1999 existierenden landwirtschaftlichen Betriebe im Westen Deutschlands, ob diese in den Jahren zwischen 2000 und 2003 oder in den Jahren von 2004 bis 2007 aus der Produktion ausscheiden. Genutzt wurden insgesamt 575 803 Beobachtungen, also alle Betriebe, die in 1999 und alle, die in 2003 in der Statistik existierten. Von den 311 263 Betrieben, die in 1999 existierten schieden bis 2007 61 196, also 20 %, aus. Durch die Analyse der Betriebe, die aus der Produktion ausscheiden, lässt sich in einem logistischen Regressionsmodell die Wahrscheinlichkeit zur Betriebsaufgabe spezifischer Betriebe schätzen. In diesen Modellen wird nicht die Wahrscheinlichkeit p , dass ein Ereignis eintritt, direkt erklärt; vielmehr wird diese Wahrscheinlichkeit zunächst durch die Funktion $p/(1-p)$ in eine Chance („odd“) transformiert, die schließlich in ihren natürlichen Logarithmus überführt wird ($\ln(p/(1-p))$ oder $\text{logit}(p)$). Es ist dieser Wert, der in der Regression erklärt wird. Um nach der Regression den Zusammenhang zwischen den Erklärenden und der Wahrscheinlichkeit einer Betriebsaufgabe zu ermitteln, müssen die Werte wieder zurück transformiert werden. Diese transformierten Werte stehen dann aber nicht mehr in einem linearen Verhältnis zueinander, was die Interpretation der Ergebnisse einer logistischen Regression erschwert. Das Vorgehen in der vorliegenden Arbeit, in der die Neigung vorab definierter Betriebstypen zur Betriebsaufgabe ermittelt werden soll, erleichtert unter diesen Bedingungen die Interpretation, da die Wahrscheinlichkeiten punktgenau für jeden Betriebstyp berechnet werden können.

Die Betriebstypen werden durch ihre Zugehörigkeit zu einer Produktionsrichtung, zu einer Größenklasse und zu einer Region charakterisiert. In die Regression geht jede Klasse dieser Dimensionen als eine eigene Dummivariablen ein. Es wird also geschätzt, wie sich zum Beispiel die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit eines Betriebes der großen Betriebsgrößenklasse von der eines Betriebes der kleinen Betriebsgrößenklasse unterscheidet. Dabei muss ein Betriebstyp als Referenztyp bestimmt werden. Dessen Aufgabewahrscheinlichkeit wird durch den Achsenabschnitt abgebildet, da jeder Koeffizient für die Situation gilt, in der alle anderen Erklärenden gleich null sind. Der Referenzbetrieb ist im hier definierten Modell ein kleiner Milchviehbetrieb in der Schleswig-Holsteinischen Marsch (Region W01).² Die Neigung zur Betriebsaufgabe innerhalb eines der betrachteten 4-

¹ Die Regionen mit zentralen Variablen zur Charakterisierung ihrer heutigen agrarstrukturellen Situation werden in Margarian (2010) zusammenfassend tabellarisch beschrieben.

² Aus Platzgründen werden die Ergebnistabellen der Schätzungen hier nicht präsentiert. Sie können in Margarian (2010) eingesehen werden.

Jahreszeiträume berechnet sich aus dem Koeffizienten für den Achsenabschnitt (-2.13; s. Margarian, 2010) als

$$\exp(-2.136)/(1+\exp(-2.136)) = 0.118/(1+0.118) = 0.11.$$

Die Wahrscheinlichkeit auszuschneiden betrug also für einen kleinen Milchviehbetrieb in der Schleswig-Holsteinischen Marsch mit mittlerem Gewinnniveau und bei erwarteter konstanter Gewinnentwicklung zwischen 1999 und 2003 11 %.

Nach den Ergebnissen des einfachen Modells ist die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit in der zweiten Phase zwischen 2003 und 2007 höher als zwischen 1999 und 2003 und sie ist für alle anderen Produktionsrichtungen bei gegebenem Gewinnniveau signifikant höher als für die Milchproduktion. Sie ist für große und mittlere Betriebe signifikant niedriger als für kleine Betriebe, so dass die Ausstiegswahrscheinlichkeit eines mittleren Milchviehbetriebes im Vergleich zum Referenzbetrieb nur 5 statt 11 Prozent beträgt. In vielen, insbesondere süddeutschen, Regionen ist die Aufgabewahrscheinlichkeit deutlich geringer als in der Schleswig-Holsteinischen Marsch, aber in einigen norddeutschen Regionen ist sie auch höher. Ein höheres betriebliches Gewinnniveau senkt die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit des Referenzbetriebes signifikant. Eine positive betriebliche Gewinnänderung und eine negative betriebliche Gewinnänderung senken ebenfalls beide die Wahrscheinlichkeit einer Betriebsaufgabe. Die Änderung des durchschnittlichen regionalen Gewinns hat in diesem einfachen Modell keinen signifikanten Einfluss auf die Betriebsaufgabe. Der Globale Likelihood-Ratio- sowie der Wald-Test waren mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 0.01 % in der Ablehnung der fehlenden Signifikanz der Schätzkoeffizienten sehr sicher.

Ausgehend von diesem einfachen Modell wurden durch die sukzessive Einführung von Interaktionstermen weitere, komplexere Modelle spezifiziert. Das sukzessive Vorgehen wurde gewählt, um die Signifikanz der hierarchisch geordneten („nested“) Modelle anhand verschiedener Signifikanzkriterien zu beurteilen. Insbesondere wurde der hierarchische Log-Likelihood-Test angewendet (vgl. JACCARD, 2001).³ Die Interaktionsterme sind gemessen an der Log-Likelihood-Statistik hochsignifikant sind.

Die Schätzergebnisse des endgültigen Modells sind in ihrer Rohform aufgrund der Notwendigkeit, die verschiedenen Koeffizienten miteinander zu verrechnen, nur sehr schwer zu interpretieren.⁴ Auch die Signifikanzen der einzelnen Koeffizienten sagen vergleichsweise wenig aus, da sie immer nur den Unterschied zur Referenzsituation im Modell und nicht zu allen anderen möglichen Vergleichswerten beurteilen. Die Ergebnisdarstellung und ihre Interpretation erfolgt daher im folgenden Abschnitt in anderer Form.

3 Ergebnisse

Zunächst wurden aus den Koeffizienten die Neigungen der jeweiligen Betriebstypen zur Betriebsaufgabe für alle Regionen berechnet. Sie wurden jeweils für folgende Szenarien berechnet:

- (1) Durchschnittlicher Betriebsgewinn und keine regionale oder betriebliche Gewinnänderung;
- (2) Betriebsgewinn um 10 000 Euro höher als im Schnitt und keine regionale oder betriebliche Gewinnänderung;

³ Die Modell-Anpassungsstatistiken der sukzessiven Modelle mit ihren jeweils zusätzlich eingeführten Interaktionstermen werden aus Platzgründen hier nicht dargestellt. Sie können in Margarian (2010) eingesehen werden.

⁴ Die entsprechenden Tabellen finden sich in Margarian (2010).

- (3) Betriebsgewinn um 10 000 Euro höher als im Schnitt und eine durchschnittliche Gewinnsteigerung in der Region von 10 000 Euro aber keine betriebliche Gewinnänderung;
- (4) Betriebsgewinn um 10 000 Euro höher als im Schnitt, eine durchschnittliche Gewinnsteigerung in der Region von 10 000 Euro und gleichzeitig eine betriebliche Gewinnsteigerung um 10 000 Euro;
- (5) Betriebsgewinn um 10 000 Euro höher als im Schnitt, eine durchschnittliche Gewinnsteigerung in der Region von 10 000 Euro und gleichzeitig eine betriebliche Gewinnsenkung um 10 000 Euro.

Damit sind die Szenarien (1) bzw. (2) als Referenzszenarien für die Szenarien (2) bzw. (3) und das Szenario (3) als Referenzszenario für die Szenarien (4) und (5) anzusehen. Die Betriebsaufgabeneigung eines großen Marktfruchtbetriebs am Niederrhein (Region ‚W13‘) in **Szenario (1)** (Prob1) ergibt sich dann mithilfe der berechneten Koeffizienten (s. Margarian, 2010) zum Beispiel aus

$$\begin{aligned} \text{Prob1} &= \exp(y1)/(1+\exp(y1)) \text{ mit} \\ y1 &= -1.73 + 0.44*\text{MF1} - 1.48*\text{FARMGross} \\ &\quad + 0.08*\text{MF1}*\text{FARMGross} - 0.29*\text{RegionW13} \\ &\quad - 0.07*\text{FARMGross}*\text{RegionW13} - 0.03*\text{MF1}*\text{RegionW13} \end{aligned}$$

daraus folgt

$$\text{Prob1} = \exp(-3.08)/(1 + \exp(-3.08)) = 0.05/(1+0.05) = \mathbf{0.044}.$$

Die Betriebsaufgabeneigung des gleichen Betriebes unter **Szenario (2)** ergibt sich mit einer Abweichung vom mittleren betrieblichen Gewinn (mgewinn, in tausend Euro) von 10 mit

$$\begin{aligned} y2 &= y1 - 0.02*\text{mgewinn} + 0.004*\text{FARMgross}*\text{mgewinn} \\ &\quad - 0.002*\text{RegionW13}*\text{mgewinn} \end{aligned}$$

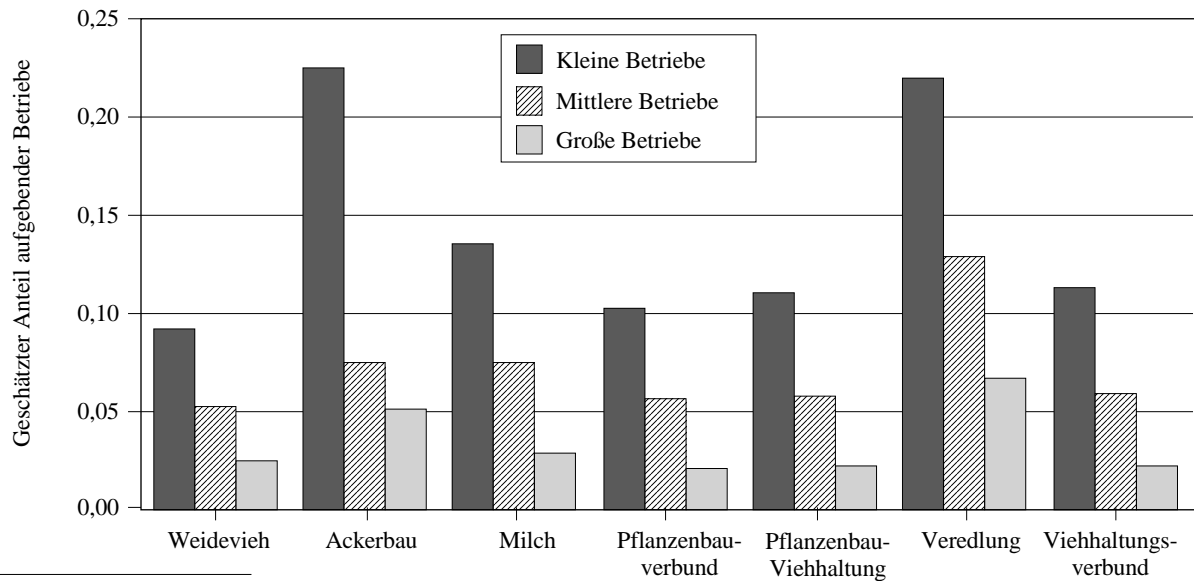
daraus folgt

$$\text{Prob2} = \exp(-3.23)/(1 + \exp(-3.23)) = 0.04/(1+0.04) = \mathbf{0.038}.$$

Die Wirkung eines um 10 000 Euro über dem Durchschnitt liegenden betrieblichen Gewinnniveaus auf die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit im Beobachtungszeitraum von vier Jahren lässt sich durch Subtraktion von Prob1 von Prob2 berechnen: Das höhere Gewinnniveau senkt die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit in diesem Fall um 0.006 oder knapp einen Prozentpunkt. Analog bewirkt eine erwartete Steigerung des regionalen Gewinnniveaus um 10 000 Euro eine Erhöhung der Aufgabewahrscheinlichkeit um 0.02 oder zwei Prozent. Die erwartete betriebliche Gewinnsteigerung von 10 000 Euro führt zu einer Reduktion der Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit um 0.014 oder gut ein Prozent. Die erwartete Gewinnsenkung um 10 000 Euro führt ebenfalls zu einer Reduktion der Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit und zwar um 0.006 oder knapp einen Prozent.

Im Durchschnitt über die Regionen ergibt sich ein relativ klares Bild zur Betriebsaufgabeneigung der verschiedenen Betriebstypen bei durchschnittlichem konstantem Gewinn (Szenario 1) (Abbildung 1). Die Abbildung zeigt, dass kleine Betriebe wie erwartet grundsätzlich eine höhere Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit haben als mittlere und mittlere Betriebe eine höhere als große Betriebe. Die Abbildung untermauert aber auch, dass bei unterstelltem gleichem durchschnittlichem Gewinnniveau Marktfrucht- und Veredlungsbetriebe eine höhere Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit aufweisen als die Betriebe anderer Produktionsrichtungen.

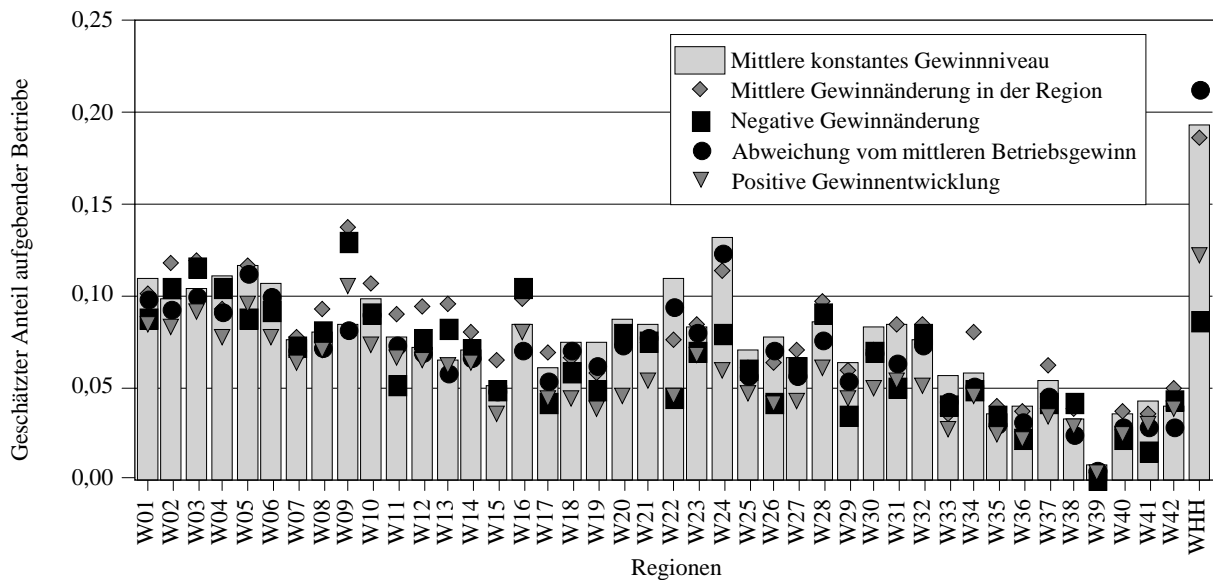
Abbildung 1: Neigung zur Betriebsaufgabe der unterschiedlichen Betriebstypen im Schnitt der Regionen bei durchschnittlichem stabilem Gewinn



Quelle: Eigene Darstellung.

Abbildung 2 hingegen zeigt beispielhaft die regional unterschiedlichen Reaktionen von Ackerbaubetrieben auf Gewinnänderungen. Sie vermittelt einen Eindruck von der Komplexität der unterschiedlichen regionalen Muster für Betriebe unterschiedlicher Produktionsrichtungen in der Betriebsaufgabe und in der Reaktion auf Änderungen im betrieblichen und regionalen Gewinnniveau.

Abbildung 2: Zusammenhang zwischen Gewinnparametern und Betriebsaufgabe von Ackerbaubetrieben nach Regionen



Quelle: Eigene Darstellung.

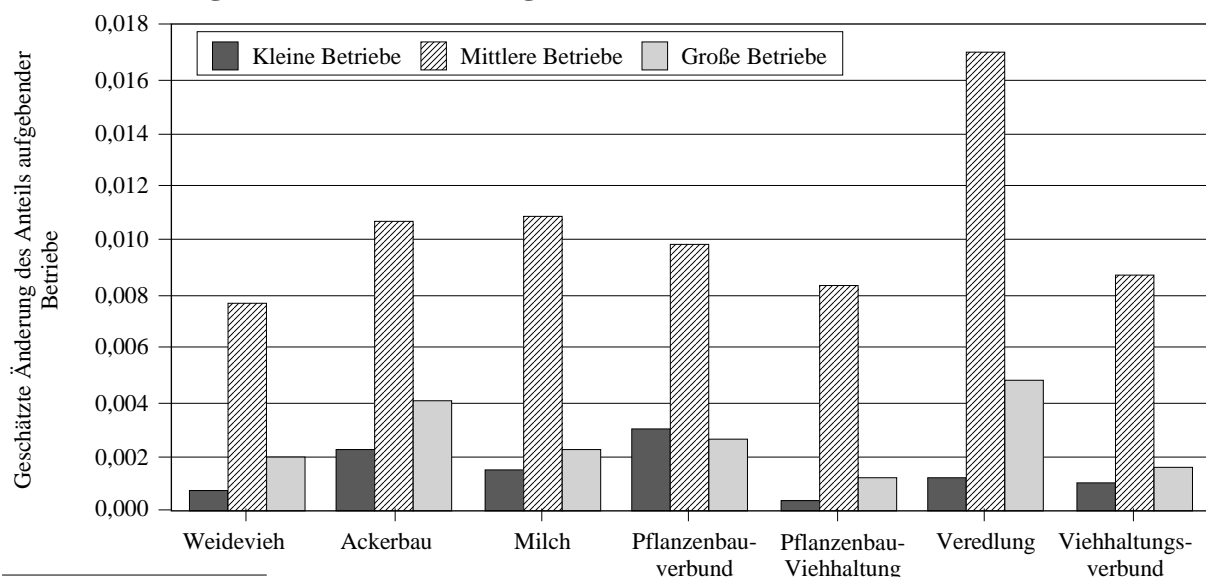
4 Metaanalyse der Ergebnisse

Offensichtlich gibt es zwischen den Regionen ebenso wie zwischen den Produktionsrichtungen große Unterschiede in der Reaktion auf konjunkturelle Änderungen. In einer Metaanalyse wurden die unterschiedlichen regionalen Wirkungen der Gewinnszenarien

in einer linearen Regression durch regionale Charakteristika erklärt. Für jede lineare Regression der Metaanalyse standen 43 Beobachtungen aus den 43 Regionen zur Verfügung. Die erklärenden Variablen der einfachen linearen Regression sind der Anteil kleiner, mittlerer und großer landwirtschaftlicher Betriebe und der Anteil der spezialisierten Betriebe der verschiedenen Produktionsrichtungen an allen Betrieben. Es wurden für alle Betriebsgruppen jeweils separate Modelle geschätzt. Die Struktur der Modelle war aber für die Erklärung jeder Gewinnkoeffizienten für jeden Betriebstyp gleich.⁵ Beispielhaft vorgestellt wird hier die Analyse der Wirkung einer Steigerung des durchschnittlichen Gewinns aller Betriebe in einer Region um 10 000 Euro (Szenario 3 im Vergleich zu Szenario 2).

Es wurde erwartet, dass Nachbarschaftseffekte existieren, die dazu führen, dass eine Gewinnentwicklung, die viele Betriebe einer Region betrifft, aufgrund der Interdependenzen über den Bodenmarkt nicht nur direkte sondern auch indirekte Effekte auf die Betriebe hat. In der Analyse wurde deshalb der Effekt einer betriebspezifischen Gewinnänderung von der Wirkung einer Veränderung des mittleren Gewinns der Betriebe einer Region unterschieden. Die Entwicklung des betrieblichen Gewinns zeigt eine asymmetrische Wirkung auf die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit. Nur eine erwartete Steigerung des betrieblichen Gewinns führt erwartungsgemäß allgemein zu einer Reduzierung der Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit. Ein erwarteter betriebspezifischer Gewinnverlust hingegen führt nicht allgemein zum erwarteten Anstieg der Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit. In jedem Fall aber reagieren vor allem die kleinen Betriebe auf erwartete betriebliche Gewinnänderungen. Im Gegensatz zu einer betriebspezifischen Gewinnsteigerung wirkt eine Steigerung des durchschnittlichen Gewinns der Betriebe einer Region im Schnitt über die Regionen verstärkend auf die Betriebsaufgabeneigung (Abbildung 3).

Abbildung 3: Wirkung einer positiven Veränderung des regionalen Gewinnniveaus auf die Betriebsaufgabe im Schnitt der Regionen (1999-2003)



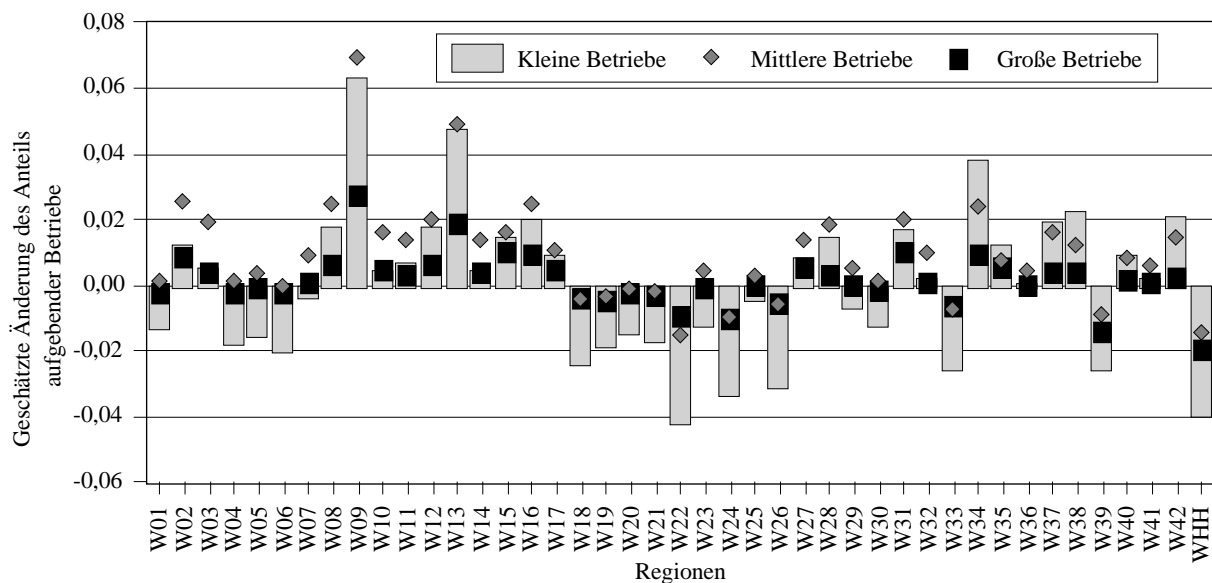
Quelle: Eigene Darstellung.

Besonders ausgeprägt ist dieser Effekt für Veredlungsbetriebe. Im Durchschnitt der Regionen reagieren die mittleren Betriebe am stärksten. Die regional differenzierte Analyse zeigt allerdings, dass es für alle Produktionsrichtungen auch Regionen gibt, in denen eine höhere regionale Gewinnerwartung die Betriebsaufgabeneigung verringert (Abbildung 4). Von dieser

⁵ Die Ergebnisse der verschiedenen Modelle finden sich in Margarian (2010).

gelegentlichen Erhöhung der Stabilität der Betriebe einer Region aufgrund einer regionalen Gewinnsteigerung sind vor allem die kleinen Betriebe betroffen. Diese Ambivalenz erklärt die geringe durchschnittliche Reaktion der kleinen Betriebe in Abbildung 3. Die unterschiedliche Betroffenheit kleiner und mittlerer Betriebe durch den Nachbarschaftseffekt lässt sich dadurch erklären, dass kleine Betriebe, die zum Beispiel auf eine Strategie der Erwerbskombination statt auf eine Wachstumsstrategie setzen, weniger unter negativen Konkurrenzeffekten auf dem Bodenmarkt leiden. Mittlere Betriebe hingegen sind auf stetiges Betriebswachstum angewiesen; sie unterliegen bei einem allgemein wachstumsfördernden Klima leicht dem Verdrängungswettbewerb.

Abbildung 4: Wirkung einer regionalen Gewinnsteigerung auf die Betriebsaufgabe nach Betriebsgrößenklassen im Schnitt der Produktionsrichtungen (1999-2003)



Quelle: Eigene Darstellung.

In Tabelle 6 werden die Ergebnisse der Modelle zur Untersuchung der Ursachen regionaler Unterschiede in der Wirkung einer positiven Entwicklung des durchschnittlichen Gewinns der Betriebe einer Region dargestellt. Die Schätzkoeffizienten zur Erklärung der Wirkung auf die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit werden für die Modelle der unterschiedlichen Betriebstypen im Vergleich präsentiert. Die entsprechenden Modelle können die regionale Varianz in der Wirkung einer regionalen Gewinnänderung zu etwa 30 % erklären (s. a. Margarian, 2010). Die Koeffizienten in Tabelle 6 zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit zur Betriebsaufgabe durch eine regionale Gewinnsteigerung verstärkt erhöht wird, wenn der Anteil spezialisierter Betriebe in der Region hoch ist. Spezialisierte Betriebe haben ein besonders hohes Potential zur Realisierung positiver Skaleneffekte. Eine gleichzeitige positive Gewinnentwicklung bedeutet, dass das Wachstumsstreben durch die konjunkturelle Entwicklung koordiniert wird. Der Verdrängungswettbewerb verstärkt sich; gleichzeitig wird Wachstum teuer und die Betriebsaufgabe wird „rentabler“, weil Flächenpreise steigen. Der Nachbarschaftseffekt wirkt dem betriebspezifischen Effekt entgegen.

Tabelle 6: Erklärung der regionalen Unterschiede der Wirkung einer erwarteten Steigerung des durchschnittlichen Gewinns der Betriebe einer Region auf die Betriebsaufgabewahrscheinlichkeit nach Betriebstypen

Betriebsgröße	Erklärende Variable	Weidevieh	Ackerbau	Milch	Pflanzenbauverbund	Pflanzenbau-Viehhaltung	Veredlung	Viehhaltungsverbund
Gross	Intercept	-0.031 **	-0.059 ***	-0.040 ***	-0.025 *	-0.020 °	-0.070 **	-0.017 *
Klein		-0.086 ***	-0.179 ***	-0.133 ***	-0.090 **	-0.086 **	-0.170 **	-0.078 **
Mittel		-0.054 **	-0.069 **	-0.090 **	-0.043 °	-0.058 **	-0.112 **	-0.051 **
Gross	Anteil	0.045 ***	0.091 ***	0.055 ***	0.042 **	0.020	0.096 **	0.021 *
Klein	spezial-	0.125 ***	0.266 ***	0.184 ***	0.134 ***	0.105 *	0.237 ***	0.104 **
Mittel	sierter Milch-	0.084 ***	0.113 ***	0.134 ***	0.076 *	0.081 **	0.169 ***	0.079 **
Gross	Anteil	0.050 ***	0.097 ***	0.063 ***	0.051 ***	0.030 *	0.107 ***	0.024 **
Klein	spezial-	0.117 ***	0.227 ***	0.173 ***	0.143 ***	0.103 **	0.207 ***	0.087 **
Mittel	sierter Acker-	0.087 ***	0.115 ***	0.145 ***	0.098 ***	0.091 ***	0.178 ***	0.078 ***
Gross	Anteil mittel-	0.009	-0.001	0.034	-0.028	0.026	0.050	0.024
Klein	großer	0.060	0.131	0.133	-0.007	0.123	0.177	0.123
Mittel	Betriebe	0.047	0.032	0.096	-0.033	0.071	0.112	0.071
Gross	Anteil	0.081 ***	0.179 ***	0.084 **	0.102 ***	0.035	0.166 **	0.031
Klein	spezial-	0.186 **	0.403 **	0.257 **	0.275 ***	0.137 °	0.336 **	0.119
Mittel	sierter Vered-	0.124 **	0.197 ***	0.177 **	0.174 **	0.117 *	0.257 **	0.100 *

Irrtumswahrscheinlichkeit nach t-Wert: ° <10%; * 1-5%; ** 0.1-1%; *** <0.1%.

Quelle: Eigene Darstellung; Berechnungen mit SAS, Proc Reg.

5 Schlussfolgerungen und Ausblick

Die Neigung verschiedener Betriebe in unterschiedlichen Regionen zur Betriebsaufgabe unter sich wandelnden Rahmenbedingungen wurde geschätzt. Die Ergebnisse haben gezeigt, dass Betriebe ähnlicher Struktur in unterschiedlichen Regionen unterschiedlich auf die gleichen konjunkturellen Veränderungen reagieren. Erklärt wird diese Beobachtung durch die Existenz von Nachbarschaftseffekten, die sich aufgrund von Status-quo-Renten und der direkten Interaktion von Betrieben auf dem Bodenmarkt ergeben. Aus diesen Gründen reagieren Betriebe unterschiedlich auf Veränderungen in der Gewinnsituation, je nachdem ob diese kurz- oder langfristig, bzw. betriebspezifisch oder allgemein sind.

Für die Planung und Bewertung von agrarstrukturell wirksamen Politiken stellen diese differenzierten Wirkungen auf die Betriebsaufgabe eine große Herausforderung dar. Die Auswirkungen von Politikänderungen, die die Betriebe nicht nur marginal betreffen, sondern starke Auswirkungen auf ihre wirtschaftliche Stabilität haben, können ex ante nur quantifiziert werden, wenn die Analysen die notwendige Differenziertheit aufweisen. Gezielte und effiziente Politiken mit agrarstrukturellen Zielen oder Allokationskosten müssten unter Umständen regions- und betriebsgruppenspezifisch ausgestaltet werden. Eine solche Anforderung aber würde einen hohen Planungs- und Verwaltungsaufwand nach sich ziehen. Möglicherweise wären entsprechende Interventionen auch rechtlich problematisch oder aufgrund der notwendigen Diskriminierung sogar ethisch bedenklich. Ein staatlicher Anspruch, die Strukturentwicklung gestalten zu wollen, würde so durch die Komplexität der Zusammenhänge in Frage gestellt.

Literatur

- BALMANN, A. (1994): Ansätze zur Erklärung einer Dominanz und Persistenz "suboptimaler" Betriebsgrößenstrukturen in der Landwirtschaft. *Agrarwirtschaft* 43 (6): 227-236.
- CHAVAS, J.P. (1994): Production and investment decisions under sunk costs and temporal uncertainty. *American Journal of Agricultural Economics* 76 (February): 114-127.
- CHAVAS, J.P. (2001): Structural Change in Agricultural Production. In: B. Gardner und G. Rausser (Hrsg.): *Handbook of Agricultural Economics* Vol. 1: 263-285. Amsterdam.
- CIAIAN, P. und J.F.M. SWINNEN (2009): Credit Market Imperfections and the Distribution of Policy Rents. *American Journal of Agricultural Economics* 91 (4): 1124-1139.
- DE HAEN, H. (1979): Abgrenzung landwirtschaftlicher Wirtschaftsgebiete. In: F. Bauersachs und W. Henrichsmeyer (Hrsg.): *Beiträge zur quantitativen Sektor- und Regionalanalyse im Agrarbereich* Band 1. *Agrarwirtschaft, Sonderheft* 80: 113-132.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (2003): Entscheidung der Kommission zur Errichtung eines gemeinschaftlichen Klassifizierungssystems der landwirtschaftlichen Betriebe. ABL. L 127 vom 23.5. 2003: 48.
- GLAUBEN, T., H. TIETJE und C. WEISS (2006): Agriculture on the move: Exploring regional differences in farm exit rates in Western Germany. *Review of Regional Research* 26: 103-118.
- HUETTEL, S. und A. MARGARIAN (2009): Structural Change in the West German Agricultural Sector. *Agricultural Economics* 40 supplement: 759-772.
- JACCARD, J. (2001): Interaction Effects in Logistic Regression. Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences No. 07-135. Thousand Oaks, CA: Sage.
- KEY, N. und M.J. ROBERTS (2009): Nonpecuniary Benefits to Farming: Implications for Supply Response to Decoupled Payments. *American Journal for Agricultural Economics* 91(1): 118.
- LEATHERS, H.D. (1992): The Market for Land and the Impact of Farm Programs on Farm Numbers. *American Journal of Agricultural Economics* 74(2): 291-298.
- MAKOWSKI, L. und J.M. OSTROY (1995): Appropriation and Efficiency: A Revision of the First Theorem of Welfare Economics. *The American Economic Review* 85 (4): 808-827.
- MARGARIAN, A. (2010): Schätzung der Betriebsaufgabeneigung landwirtschaftlicher Betriebe bei unterschiedlichen Rahmenbedingungen. Johann Heinrich von Thünen-Institut, Institut für Ländliche Räume, Arbeitsbericht.
- POPPER, K. (2000): Karl Popper Lesebuch. UTB, Mohr, Siebeck.
- ROBERTS, M.J. und N. KEY (2002): Risk and Structural Change in Agriculture: How Income Shocks Influence Farm Size. Paper prepared for presentation at the Annual Meeting of the Applied and Agricultural Economics Association (AAEA), Long Beach, California, July 28-31.
- ROBINSON, W.S. (1950): Ecological Correlations and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review* 15: 351-357.
- ROEDER, N. und S. KILIAN (2008): Which parameters determine farm development in Germany? Paper prepared for the 109th European Association's of Agricultural Economics (EAAE) Seminar, Viterbo, Italy, November 20-21st.
- WEISS, Ch. (1999a): Die Reform der Agrarpolitik und die Anpassung der Arbeitsmärkte. In: S. Anwender Phan-huy und H. Wytzens (Hrsg.): *Auswirkungen der Liberalisierung im Agrar- und Ernährungssektor auf die Beschäftigung*. Kiel: Wissenschaftsverlag Vauk: 23-40.
- WEISS, Ch. (1999b): Farm Growth and Survival: Econometric Evidence for Individual Farms in Upper Austria. *American Journal for Agricultural Economics* 81: 103-116.