



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Einfluss der Größe auf die Aufgabe der Tierproduktion – empirische Analyse Milchvieh und Sauen haltender Betriebe in Deutschland

The Impact of Size on Exiting from Livestock Production – an Empirical Analysis of Dairy and Sow Farms in Germany

Insa Thiermann, Gunnar Breustedt und Carolin Rosenau
Christian-Albrechts-Universität Kiel

Zusammenfassung

Die vorliegende Studie untersucht den Ausstieg aus der Tierhaltung sowohl auf gesamtbetrieblicher Ebene als auch auf der Ebene einzelner Betriebszweige (Sauen oder Milchkühe) von ca. 35.000 deutschen Landwirtschaftsbetrieben. Regressionsanalytisch werden Determinanten gesucht, warum ein Betrieb zwischen zwei definierten Wirtschaftsjahren aus der Landwirtschaft insgesamt oder aus einem der beiden betrachteten Betriebszweige ausgestiegen ist oder ihn beibehalten hat. Der Methodenvergleich zwischen binomialer und multinomialer Probit-Schätzung zeigt in unserem Fall, dass Ergebnisse, die das binomiale Modell für das Ausstiegs-Regime liefert, tatsächlich entweder nur für den Gesamtausstieg oder nur für den Betriebszweigausstieg gelten. Die Verwendung eines multinomialen Modells mit den drei Regimen Beibehaltung, Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg erscheint somit statistisch geboten, wenn der Ausstieg aus Betriebszweigen untersucht werden soll. Sowohl für Milchvieh als auch für Sauen haltende Betriebe zeigt das Modell, dass mit einem größeren Umfang des Betriebszweiges die Wahrscheinlichkeit für einen Ausstieg aus dem betrachteten Betriebszweig sinkt, der Umfang des Betriebszweiges auf den Gesamtausstieg aus der Landwirtschaft aber keinen signifikanten Einfluss hat. Die häufig vertretene Auffassung, dass große Betriebe bessere Überlebenschancen haben, kann auf Ebene der Betriebszweiggröße daher für die untersuchten Betriebe nicht untermauert werden.

Schlüsselwörter

Ausstieg; Betriebsgröße; Tierproduktion; multinomial Probit

Summary

We study the exit from livestock production of 35,000 German farms. By means of regression analysis we

identify the factors affecting farmers' decisions either to quit farming altogether or to abandon certain livestock enterprises (sows and dairy cows). For our data, results from binomial probit estimations are either valid for quitting farming altogether or exiting from livestock production only. The determinants for these two decisions are different. Consequently, for analyzing the decision to exit from livestock production a multinomial probit model is preferred over a binomial model since a livestock farmer has three options to choose from: continuing livestock production, exiting from farming, or exiting from livestock production while keeping arable farming. For both dairy farms and sow farms we find that larger herd sizes make the abandonment of the respective livestock enterprises less likely. By contrast, the decision to quit farming altogether is not affected by herd size. We thus find no evidence in support of the much cited conjecture that the size of a farm's livestock enterprise increases the probability of its survival.

Key Words

farm exit; farm size; livestock production; multinomial probit

1 Einleitung

Der landwirtschaftliche Strukturwandel in Deutschland hat viele Facetten. In der Tierhaltung verläuft er aber offenbar anders als im übrigen Sektor. Nach den Agrarstrukturerhebungen nahm die Zahl der landwirtschaftlichen Betriebe über 5 ha LF zwischen 2003 und 2016 um 21 % ab (STATISTISCHES BUNDESAMT A). Die Zahl der Milchviehbetriebe sank aber mehr als doppelt so stark, nämlich 43 %, und die Zahl der Sauenhalter mit 69 % drei Mal stärker (STATISTISCHES BUNDESAMT B). Offenbar steigen viele Betriebe nur aus einem Betriebszweig der Tierhaltung aus und

produzieren in anderen Betriebszweigen weiter Agrarprodukte.¹ In der wissenschaftlichen Literatur zum Rückgang der Betriebszahlen lassen sich jedoch vornehmlich Studien finden, die die Entscheidung zwischen einem Ausstieg aus der gesamten Landwirtschaft und der Beibehaltung der Landwirtschaft schätzen (PIETOLA et al., 2003; GLAUBEN et al., 2009; VIIRA et al., 2013). Zwischen einem Ausstieg aus der gesamten Landwirtschaft und einem Ausstieg lediglich aus einem Betriebszweig (BZ) wird dabei nicht unterschieden.

Wir halten eine solche Differenzierung aber für wichtig. Wenn nämlich andere Determinanten den Ausstieg aus der Tierhaltung bestimmen als den Gesamtausstieg aus der Landwirtschaft, muss dies auch in Sektormodellen zur Prognose des Strukturwandels und zur Politikberatung berücksichtigt werden. Auch für die praktische Betriebsberatung und Banken, die landwirtschaftliche Betriebe finanzieren, kann die Kenntnis der Gründe zum Ausstieg aus der Tierhaltung hilfreich sein. In der hier vorliegenden Studie werden wir dazu die Entscheidung zwischen drei Regimen mit multinomialen Regressionen schätzen, Beibehaltung des betrachteten Tier-Betriebszweiges, Ausstieg aus dem betrachteten Tier-Betriebszweig bei Beibehaltung der übrigen Landwirtschaft (Betriebszweigausstieg) und kompletter Ausstieg aus der Landwirtschaft (Gesamtausstieg). Um aufzuzeigen, welche Vorteile diese Vorgehensweise gegenüber einer binomialen Schätzung lediglich mit den beiden Regimen Ausstieg und Beibehaltung aufweist, liefert die vorliegende Studie einen Methodenvergleich zwischen binomialer und multinomialer Schätzung.

Zunächst folgt ein kurzer Überblick der Literatur, die sich mit dem Ausstieg landwirtschaftlicher Betriebe beschäftigt. In Kapitel 3 wird das theoretische Modell vorgestellt, das den Untersuchungen zu Grunde liegt. Darauf werden die empirischen Methoden und die verwendeten Daten in den Kapiteln 4 und 5 vorgestellt, bevor in Kapitel 6 die Ergebnisse präsentiert werden. Im letzten Kapitel werden diese Ergebnisse diskutiert und Schlussfolgerungen gezogen.

2 Einordnung in die Literatur

Die vorliegende Studie über den Ausstieg landwirtschaftlicher Betriebe aus der Tierproduktion ist in die Literatur über landwirtschaftlichen Strukturwandel einzuordnen. Dort wiederum ist sie in die empirische Literatur über den Ausstieg aus der landwirtschaftlichen Produktion einzuordnen und dort insbesondere in den Ausstieg aus der Tierhaltung bzw. in den Ausstieg aus einem Betriebszweig bei Beibehaltung anderer landwirtschaftlicher Produktion.

Viele Studien zum Ausstieg landwirtschaftlicher Betriebe (z.B. PIETOLA et al., 2003; GLAUBEN et al., 2009) verwenden die Fläche, um die Betriebsgröße abzubilden. Allerdings untersuchen diese Studien nicht den Ausstieg aus der Tierhaltung, sondern den Ausstieg aus der Landwirtschaft allgemein, unabhängig davon, ob die Betriebe Tierhaltung betreiben oder nicht. Die Studien hingegen, die sich mit dem Ausstieg aus der Tierhaltung beschäftigen, bilden die Betriebsgröße über die Tierhaltungsgröße, also mit der Anzahl der Tiere, ab.

Zwei empirische Studien widmen sich dem Ausstieg von spezialisierten Tierhaltungsbetrieben. BRAGG und DALTON (2004) sowie FOLTZ (2004) analysieren spezialisierte Milchviehbetriebe und untersuchen den Einfluss verschiedener Variablen auf den Ausstieg aus der Milchproduktion. Da die Betriebe nur über den Betriebszweig Milchviehhaltung verfügen, ist hier der Ausstieg aus der Landwirtschaft mit einem Ausstieg aus der Tierhaltung gleichzusetzen. Während BRAGG und DALTON (2004) keine Variable in ihrem Modell haben, um die Betriebsgröße abzubilden, verwendet FOLTZ (2004) die Anzahl der Kühe als eine erklärende Variable. Er bildet damit die Größe der Tierproduktion ab. Seine Ergebnisse zeigen, dass die Tierhaltungsgröße keinen signifikanten Einfluss auf den Ausstieg hat.

Weniger spezialisierte Betriebe, aber ein ähnliches Größenmaß verwendet WEISS (1999), indem er die Betriebsgröße in Form von Großvieheinheiten (GV) in sein Modell aufnimmt. Er aggregiert die Betriebsgröße über alle Formen der Tierhaltung. Der Mittelwert liegt bei 14,7 GV je Betrieb und alle Betriebe haben im Ausgangsjahr Tierhaltung, also mehr als Null GV. Inwieweit die untersuchten Betriebe jedoch auf Tierhaltung spezialisiert sind und um welche Form der Tierhaltung es sich handelt, kann der Referenz nicht entnommen werden. Mit einem binomialen Probit-Modell wird der Ausstieg der Betriebe aus der Landwirtschaft geschätzt. Dabei zeigt sich,

¹ Im hier vorliegenden Datensatz von ca. 35.000 Betrieben verbleiben rund die Hälfte der aus der Ferkelproduktion aussteigenden Betrieben in der Landwirtschaft, bei den Aussteigern aus der Milchproduktion ist es ein Drittel.

dass die Betriebsgröße, gemessen als GV, einen signifikant positiven Einfluss auf die Beibehaltung des Betriebes hat.

Nur eine empirische Studie berücksichtigt den Ausstieg auf Betriebszweigebeine. KOSTOV et al. (2007) schätzen für irische Milchviehbetriebe ein binäres Probit-Modell für die Entscheidung zwischen Ausstieg aus dem Betriebszweig Milchviehhaltung und dessen Beibehaltung. Das Ausstiegs-Regime umfasst Gesamtaussteiger und Betriebe, die nur aus dem Betriebszweig Milch aussteigen und ansonsten in der Landwirtschaft aktiv bleiben. Dies ist der entscheidende Unterschied zu den Regime-Formulierungen der vorherigen Studien, in denen das Ausstiegs-Regime mit Gesamtausstieg gleichzusetzen ist und ein möglicher Betriebszweigausstieg unberücksichtigt bleibt. KOSTOV et al. (2007) finden, dass Betriebe mit mehr Kühen eine statistisch signifikant höhere Wahrscheinlichkeit haben, den Betriebszweig beizubehalten. Sie unterstellen aber, dass die Determinanten für Gesamtausstieg und Betriebszweigausstieg identisch wirken.

Anstelle des Ausstiegs aus der Tierhaltung wird in anderen Studien die Veränderung des Umfangs der Tierhaltung auf landwirtschaftlichen Betrieben durch Investition und Desinvestition untersucht. PIETOLA UND MYERS (2000) sowie HINRICHS et al. (2008) analysieren Investitions- und Desinvestitionsentscheidungen spezialisierter Schweinehaltungsbetriebe. HINRICHS et al. (2008) schätzen ein Probit-Modell für die drei Regime Investition, Desinvestition und Verharren deutscher spezialisierter Schweinehaltungsbetriebe. Die Einteilung der Betriebe in die drei Regime erfolgt anhand der Veränderungen von Viehbestand und Gesamtkapital. Der Einfluss der Tierhaltungsgröße auf Investition oder Desinvestition bleibt jedoch unberücksichtigt. Ebenfalls spezialisierte Schweinehaltungsbetriebe analysieren PIETOLA UND MYERS (2000) in ihrer Studie über Finnland. Sie untersuchen die Entscheidung für die drei Regime keine Investition, positive Investition und Desinvestition. Auch in dieser Studie bleibt der Einfluss der Betriebsgröße bzw. der Tierhaltungsgröße unberücksichtigt. Beide Untersuchungen wählen wie in der vorliegenden Studie multinomiale Logit- oder Probitmodelle zur empirischen Schätzung. Für diese Methoden siehe z.B. CAMERON UND TRIVEDI (2005).

Der Literaturüberblick macht deutlich, dass derzeit keine Studie existiert, die den Ausstieg landwirtschaftlicher Betriebe auf der Ebene von Betriebszweigen untersucht und dabei zwischen Gesamtausstieg

und Betriebszweigausstieg trennt. Es findet bisher in keiner Studie eine Unterscheidung in die drei Regime Beibehaltung, Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg statt. Es findet sich auch keine Untersuchung auf Betriebszweigebeine, die die Änderung des Umfangs dieses Betriebszweiges (Einstieg, Ausstieg, Investition, Desinvestition) mit seiner Größe selbst zu erklären versucht.

3 Verhaltensmodell

Die Basis der vorliegenden Studie bildet ein ökonomisches Verhaltensmodell. Dessen Grundannahme besteht darin, dass ein Landwirt seine Kapitalstruktur durch die Aufteilung auf verschiedene Betriebszweige optimiert. Die Struktur des Kapitaleinsatzes wird als $K = \{k_1, k_2, \dots, k_m, \dots, k_M\}$ bezeichnet, wobei k_m der Umfang des Betriebszweiges m ist. Es wird davon ausgegangen, dass der Landwirt den Gegenwartswert der Geldrückflüsse Π (steigend und konkav in jedem k_m) seines Betriebes abzüglich eines Risikoabschlages maximiert. Der Risikoabschlag setzt sich aus einem Risikoparameter R und der Varianz des Gegenwartswertes der Geldrückflüsse $Var(\Pi)$ zusammen. Da die Differenz aus dem Gegenwartswert der Geldrückflüsse und dem Risikoabschlag als Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}$ bezeichnet werden kann, ergibt sich folgende Formel.

$$\max_K S\ddot{A} = \Pi(K) - RVar(\Pi(K)) - C(K) - D(K) \quad (1)$$

Die Modellierung des $S\ddot{A}$ als Erwartungswert-Varianz-Kriterium ist eine Vereinfachung von FOLTZ (2004), der den Risikoeinfluss auf die Ausstiegsentscheidung aus der Milchproduktion über den Erwartungsnutzen in Abhängigkeit des Einkommens modelliert und dabei, wie üblich, eine monoton steigende, konkave Nutzenfunktion unterstellt. Zusätzlich zum Risikoabschlag werden vom Gegenwartswert der Geldrückflüsse die Kapitalkosten C sowie der Gegenwartswert der Geldrückflüsse für Nettozinszahlungen D abgezogen (letztere steigend und konvex in K). Der Gegenwartswert der Geldrückflüsse für Nettozinszahlungen ist getrennt von Π zu betrachten, da die Finanzierungskosten nicht zwischen Betriebszweigen separiert werden können.

Der Landwirt kann seine Kapitalstruktur durch Investition (Einstieg bzw. Wachstum) und Desinvestition (Schrumpfung bzw. Ausstieg) in den einzelnen

Betriebszweigen steuern. Die entstehenden Kapitalkosten sind im Falle des Wachstums in einem Tierhaltungsbetriebszweig die (positiven) marginalen Anschaffungskosten zusätzlicher Stallplätze s_m (monoton steigend und konvex in s). Im Falle einer Schrumpfung handelt es sich um den marginalen Veräußerungswert aufzugebender Stallplätze S_m . Da Veräußerungswert bzw. Veräußerungskosten wichtig für die Ausstiegsentscheidung sind, werden wir weiter unten im Gegensatz zu FOLTZ (2004) nicht nur einen, sondern verschiedene Funktionsverläufe annehmen. FOLTZ (2004) folgend werden versunkene Kosten angenommen mittels $s_m > S_m$, einfach gesagt: Die Anschaffungskosten für x neue Stallplätze sind höher als der Veräußerungswert von x bestehenden Stallplätzen.

Aus der obigen Formel lässt sich die notwendige Bedingung für ein Maximum ableiten, die für alle m Betriebszweige simultan gilt.

$$\frac{\delta \Pi(K)}{\delta k_m} - R \frac{\delta \text{Var}(\Pi(K))}{\delta k_m} - \frac{\delta D(K)}{\delta k_m} = \frac{\delta C_m}{\delta k_m} \quad (2)$$

Die erwarteten marginalen risikobereinigten Geldrückflüsse (links des Gleichheitszeichens) müssen gleich den marginalen Investitionskosten bzw. Desinvestitionserlösen (rechts des Gleichheitszeichens) sein. Um diese notwendige Bedingung für ein Maximum in jedem seiner Betriebszweige einzuhalten, sollte der Landwirt die Größe seiner Betriebszweige entsprechend simultan wählen. Bei gegebener Betriebszweiggröße $\bar{K} = \{\bar{k}_1, \bar{k}_2, \dots, \bar{k}_m, \dots, \bar{k}_M\}$ gilt: Sind die erwarteten marginalen risikobereinigten Geldrückflüsse größer als die marginalen Investitionskosten s_m , sollte der Landwirt in Betriebszweig m wachsen:

$$\frac{\delta \Pi(K)}{\delta k_m} - R \frac{\delta \text{Var}(\Pi(K))}{\delta k_m} - \frac{\delta D(K)}{\delta k_m} > s_m \quad (3.a)$$

Liegen die erwarteten marginalen risikobereinigten Geldrückflüsse hingegen unter den marginalen Desinvestitionserlösen S_m , sollte desinvestiert werden:

$$\frac{\delta \Pi(K)}{\delta k_m} - R \frac{\delta \text{Var}(\Pi(K))}{\delta k_m} - \frac{\delta D(K)}{\delta k_m} < S_m \quad (3.b)$$

Wenn die erwarteten marginalen risikobereinigten Geldrückflüsse kleiner sind als die Investitionskosten, aber größer als die Desinvestitionserlöse, sollte der Landwirt die Größe des Betriebszweiges m beibehalten:

$$s_m > \frac{\delta \Pi(K)}{\delta k_m} - R \frac{\delta \text{Var}(\Pi(K))}{\delta k_m} - \frac{\delta D(K)}{\delta k_m} > S_m \quad (3.c)$$

Da im vorliegenden Papier der Ausstieg aus einem Betriebszweig (oder allen) – also Desinvestition – analysiert wird, wollen wir uns die entsprechende Marginalbedingung 3.b genauer anschauen. Gilt 3.b für jeden Umfang k_m des Betriebszweiges m , so sollte m aufgegeben werden. Gilt 3.b hingegen nur für die ersten aufzugebenden Stallplätze (bis für ein neues $k_m^* > 0$ Gleichung 3.b nicht gilt), so wird der Betriebszweig m entsprechend reduziert. Beide Bedingungen leitet auch FOLTZ (2004) ab.

Bei steigenden marginalen Veräußerungserlösen ist allerdings auch denkbar, dass 3.b erst für die letzten (aufzugebenden) Plätze des Betriebszweiges m gilt, und entsprechend die marginalen Veräußerungserlöse für die ersten aufzugebenden Stallplätze kleiner als die marginalen risikobereinigten Rückflüsse sind. Hier reicht die Marginalbetrachtung als Entscheidungskriterium nicht mehr aus. Steigende marginale (oder steigende durchschnittliche) Veräußerungserlöse sind bei einem Stallgebäude nicht unwahrscheinlich. Einfach gesagt, für den Verkauf der gesamten Stallanlage wird ein Landwirt vermutlich mehr als doppelt so viel Geld erhalten wie für den Verkauf der halben Anlage. Wir formulieren daher als Grundlage für die empirische Analyse die Bedingung für die Aufgabe eines Betriebszweiges: Die Verkaufserlöse bei Aufgabe des gesamten BZ sind für jede Betriebszweiggröße größer als die risikobereinigten Rückflüsse:

$$\int_0^{k_m} S_m(k_m) dk_m \geq \int_0^{k_m} \left(\frac{\delta \Pi(K)}{\delta k_m} - R \frac{\delta \text{Var}(\Pi(K))}{\delta k_m} - \frac{\delta D(K)}{\delta k_m} \right) dk_m \quad \forall \bar{k}_m \geq k_m > 0 \quad (4)$$

Analog dazu ergibt sich die Entscheidung für einen Gesamtausstieg, wenn die Veräußerungserlöse bei Aufgabe des Gesamtbetriebes größer gleich den Rückflüssen auf Gesamtbetriebsebene (Summe aller Betriebszweige) sind:

$$\sum_{m=1}^M \int_0^{k_m} S_m(k_m) dk_m \geq \sum_{m=1}^M \int_0^{k_m} \left(\frac{\delta \Pi(K)}{\delta k_m} - R \frac{\delta \text{Var}(\Pi(K))}{\delta k_m} - \frac{\delta D(K)}{\delta k_m} \right) dk_m \quad (5)$$

Die Entscheidung zur Weiterbewirtschaftung mit Beibehaltung des Betriebszweiges m sollte dann fallen, wenn die Bedingungen für einen Gesamtausstieg und einen Betriebszweigausstieg beide simultan nicht erfüllt sind. Die Möglichkeit der Weiterbewirtschaftung schließt auch die Möglichkeit des Wachstums ein.

Daraus folgen drei sich ausschließende Regime:

1. Gesamtbetriebsausstieg, wenn (5) erfüllt ist.
2. Betriebszweigausstieg, wenn (4) erfüllt ist und (5) nicht erfüllt ist.
3. Beibehaltung des Betriebszweiges, wenn (4) und (5) nicht erfüllt sind.

Empirische Determinanten für die Regimewahl können mittels einer multinomialen Logit- oder Probitregression abgeschätzt werden.

In der Literatur werden in der Regel nur zwei Regime betrachtet: Gesamtbetriebsausstieg und Beibehaltung des landwirtschaftlichen Betriebes. Die Regime BZ-Ausstieg und BZ-Beibehaltung bei Beibehaltung des Betriebes werden in den empirischen Studien der Literatur nicht getrennt.

4 Empirische Methoden

Die binomialen Ausstiegsmodelle in der Literatur werden als binomiale Logit- oder Probitschätzungen durchgeführt. Die endogene Variable kann nur die binären Werte 0 oder 1 annehmen. Entscheidungen, wie zwischen den drei einander ausschließenden Regimen Gesamtbetriebsausstieg, Aufgabe Betriebszweig bei Beibehaltung des Betriebes und Beibehaltung Betriebszweig in der vorliegenden Studie, werden üblicherweise mit multinomialen Logit- oder Probitmodellen geschätzt. Jedes Regime kann dabei nur 0 oder 1 sein, eine 1 muss zudem in genau einem Regime vorliegen. Für die Nutzung des allgemein bevorzugten multinomialen Logit-Modells muss die IIA-Annahme (independence of irrelevant alternatives) zutreffen. Diese besagt, dass das Chancenverhältnis zweier Regime nicht von dem Vorhandensein weiterer Regime beeinflusst werden darf. Dies impliziert, dass eine Korrelation zwischen den Fehlertermen der Schätzgleichungen für die einzelnen Regime ausgeschlossen ist. Um die IIA-Annahme zu überprüfen, findet ein Hausman-Test (HAUSMAN und MCFADDEN, 1984) Anwendung. Wenn dessen Voraussetzungen nicht erfüllt sind, wird die selbe H_0 mittels der sogenannten *suest*-Prozedur (*suest* = seemingly unrelated estimation test) in *stata* getestet (WEESIE, 1999). Dabei wird ein weniger restriktiv zu berechnender Schätzer für die Varianz der Differenzen der Regressions-

parameter der beiden zu vergleichenden Modelle als im Hausman-Test herangezogen.

Wenn die IIA-Annahme abgelehnt wird, könnte ein multinomiales Probit-Modell nur geschätzt werden unter Berücksichtigung der Korrelation zwischen den Fehlertermen der verschiedenen Schätzgleichungen. Allerdings sind die Korrelationen in der üblichen Likelihood-Funktion eines multinomialen Probits oder Logits nur identifizierbar, wenn Variablen zwischen den Regimen variieren. Dies ist in unseren Daten offensichtlich nicht gegeben. Ein Ausweg bietet die software Routine *cmp* in der Software *stata* (ROODMAN, 2011). Sie erlaubt eine Lösung der Likelihoodfunktion des multinomialen Probits trotz der notwendigen Integration einer korrelierten multidimensionalen Normalfunktion. Unter Berücksichtigung von möglicher Korrelation zwischen den Normalverteilungen optimiert *cmp* den Logarithmus einer pseudolikelihood. Zudem verwenden wir robuste Standardfehler. Die *cmp*-Routine löst nicht immer, wenn zwischen exogenen Variablen hohe Multikollinearität vorliegt.

Da die Schätzungen nichtlinear sind, werden marginale Effekte am Stichprobenmittel sowie Vorhersagewerte für die Wahrscheinlichkeit bestimmter Regime in Abhängigkeit der exogenen Variablen berechnet. Um die Regime-Spezifikation für die multinomialen Schätzungen zu überprüfen, wird ein Wald-Test durchgeführt. Dabei besagt die Nullhypothese, dass zwei Regime zu einem zusammengefügt werden können. Alle Tests und Schätzungen werden mit der Statistik-Software *stata 13* durchgeführt.

5 Daten

Die Grundlage der Untersuchungen ist eine Datenbank, die die anonymisierten Jahresabschlussdaten von ca. 40.000 deutschen Landwirtschaftsbetrieben umfasst. Zur Verfügung gestellt werden diese Daten von der LAND-DATA GmbH sowie vom Landwirtschaftlichen Buchführungsverband (LBV) in Form seiner Tochtergesellschaft der act GmbH. Die Daten werden ab dem Jahr 2001 (Wirtschaftsjahr WJ 2001/2002) genutzt und stehen bis zum Jahr 2012 (WJ 2012/2013) zur Verfügung.

Der Fokus dieser Arbeit liegt auf Milchvieh und Sauen haltenden Betrieben. Die Untersuchungen erfolgen jeweils für zwei Basisjahre, 2003 (WJ 2003/04) und 2007 (WJ 2007/08). Somit ergeben sich vier Datensätze: Kühe 2003, Sauen 2003, Kühe 2007, Sauen 2007. Die Anzahl der Beobachtungen (Betriebe) in

jedem dieser vier Datensätze ist der nachfolgenden Tabelle zu entnehmen.

Tabelle 1. Beobachtungszahlen in den vier Datensätzen

	Kühe 2003	Sauen 2003	Kühe 2007	Sauen 2007
Beobachtungen	14.687	4.566	12.043	3.495

Quelle: eigene Berechnung

Die Zahlen liegen deutlich unter den ca. 35.000 zur Verfügung stehenden Beobachtungen, da jeweils nur die Betriebe einbezogen werden, die im entsprechenden Basisjahr in dem betrachteten Betriebszweig (Kühe bzw. Sauen) Tiere halten. Der Betriebszweigung, gemessen in Anzahl Kühe bzw. Anzahl Sauen, muss positiv sein. Außerdem führen Datenbereinigungen aufgrund fehlender oder unplausibler Werte zum Ausschluss einzelner Beobachtungen.

Für die späteren Modellschätzungen werden die Beobachtungen der einzelnen Datensätze jeweils einmal in binomiale und einmal in multinomiale Regime eingeteilt. Entscheidend für die binomiale Regime-Einteilung ist, ob ein Betrieb die Produktion in dem betreffenden Betriebszweig beibehält oder ob er aus diesem aussteigt. Die multinomiale Regime-Einteilung geht einen Schritt weiter. Sie unterscheidet zwischen der Beibehaltung des betreffenden Betriebszweiges, dem Ausstieg aus dem Betriebszweig bei Fortführung des landwirtschaftlichen Betriebes und dem Gesamtausstieg aus der Landwirtschaft. Die nachfolgende Tabelle verdeutlicht den Zusammenhang von binomialen und multinomialen Regimen.

Tabelle 2. Binomiale und multinomiale Regime im Überblick

Binomiale Regime	Multinomiale Regime
Beibehaltung	Beibehaltung
Ausstieg	Betriebszweigausstieg (bei Fortführung des landwirtschaftlichen Betriebes) Gesamtausstieg aus der Landwirtschaft

Quelle: eigene Darstellung

Das binomiale Ausstiegs-Regime umfasst die multinomialen Regime Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg. Einen Überblick über die Anzahl der Beobachtungen, die in die einzelnen Regime fallen, geben die nachfolgenden Tabellen.

Tabelle 3. Einteilung in die binomialen Regime

	Kühe 2003	Sauen 2003	Kühe 2007	Sauen 2007
Beibehaltung	12.205	3.420	9.926	2.514
Ausstieg	2.482	1.146	2.117	981
Total	14.687	4.566	12.043	3.495

Quelle: eigene Berechnung

Tabelle 4. Einteilung in die multinomialen Regime

	Kühe 2003	Sauen 2003	Kühe 2007	Sauen 2007
Beibehaltung	12.205	3.420	9.926	2.514
Betriebszweigausstieg	777	562	793	551
Gesamtausstieg	1.705	584	1.324	430
Total	14.687	4.566	12.043	3.495

Quelle: eigene Berechnung

Die Zahlen machen deutlich, dass sich das Ausstiegs-Regime der binomialen Schätzung aus den beiden multinomialen Regimen Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg zusammensetzt. In das binomiale Ausstiegs-Regime fallen somit sowohl Betriebe, die den entsprechenden Betriebszweig aufgeben, aber ihre übrige landwirtschaftliche Tätigkeit fortführen, als auch solche, die vollständig aus der Landwirtschaft aussteigen.

Um festzulegen, ob es sich bei einem Betrieb um einen Beibehalter, einen Betriebszweigaussteiger oder einen Gesamtaussteiger handelt, wird ab dem dritten Folgejahr (2006 bzw. 2010) auf das Basisjahr (2003 bzw. 2007) überprüft, ob ein Betrieb weiterhin in dem betreffenden Betriebszweig aktiv ist, ob er zwar noch aktiv ist, aber nicht mehr in dem jeweiligen Betriebszweig oder ob er gar nicht mehr im Datensatz zu finden ist und somit von einem Ausstieg aus der Landwirtschaft ausgegangen werden kann. Dabei wird dies nicht nur in dem dritten Folgejahr überprüft, sondern in allen folgenden Jahren, die zur Verfügung stehen (bis einschließlich 2012). Damit kann verhindert werden, dass Betriebe, die in einzelnen Jahren in der Datenbank fehlen, fälschlicherweise als Aussteiger eingestuft werden, obwohl sie im weiteren Verlauf wieder als aktiv wirtschaftende Betriebe erfasst sind.

Das Regime des Gesamtausstieges umfasst Betriebe, die tatsächlich ihre Produktion aufgeben, aber auch solche, die aus dem Datensatz verschwinden, ohne dass der Grund dafür bekannt ist. Ursachen für ein Verschwinden aus dem Datensatz können neben der tatsächlichen Produktionsaufgabe eine Änderung der Betriebsnummer oder aber ein Wechsel der Buchstelle aus dem LBV- oder LAND-DATA-Verbund hinaus sein. Eine Änderung der Betriebsnummer ist möglicherweise bedingt durch eine Fusion mit einem anderen Betrieb, einen Rechtsformwechsel oder ähnliches. Mit Hilfe einer umfangreichen Datenbearbeitung werden Betriebe identifiziert, die eine neue Betriebsnummer haben (siehe Anhang). Diese Betriebe werden von uns als falsche Aussteiger bezeichnet, zahlenmäßig sind sie ungefähr ein Zehntel der echten Aussteiger (siehe Anhang).

Als Exogene werden Variablen in die Modell-schätzungen aufgenommen, die die im Verhaltensmodell genannten Einflussfaktoren widerspiegeln sollen, sowie Kontrollvariablen. Im folgenden Abschnitt werden zunächst die Variablen erläutert, die im Zusammenhang mit Geldrückflüssen stehen. Es folgt die Beschreibung der Variablen, die die Finanzierungskosten widerspiegeln, sowie einer Risiko-Variablen. Abschließend werden regionale Einflussfaktoren vorgestellt.

Die Geldrückflüsse werden in Form von zahlreichen Variablen in das Modell aufgenommen, weil sie in unserem Datensatz nicht direkt gemessen werden können. An ihrer Stelle werden die biologischen Leistungen als Milchleistung je Kuh bzw. Ferkel je Sau verwendet. Die Größe des Betriebszweiges gemessen in gehaltenen Kühen oder Sauen drückt Größenvorteile aus. Der relative Markterfolg als Funktion der erzielten Preise gibt Auskunft über die Fähigkeiten des Betriebsleiters in der Vermarktung. Dabei werden für jede Produktkategorie die erzielten Preise aller Betriebe z-standardisiert. Für die Einzelbetriebe wiederum wird der jeweilige Erfolg mit den Anteilen der Betriebszweige gewichtet, um insgesamt den relativen Markterfolg des Betriebsleiters in der Stichprobe wiederzugeben. Von der landwirtschaftlichen Bildung des Betriebsleiters wird erwartet, dass eine bessere Bildung höhere Rückflüsse ermöglicht. Betriebsleiter, die ihre Meisterprüfung erfolgreich abgelegt haben oder einen Abschluss an einer höheren Landbauschule, einer Technikerakademie, einer Fachakademie, einer Ingenieurschule, einer Fachhochschule, einer Universität oder einer Hochschule haben, erhalten eine Eins. Alle anderen erhalten eine Null. Hält ein Milchviehbetrieb zusätzlich zu seinen Kühen auch Schweine, seien es Sauen oder Mastschweine, wird dies als Hinweis auf Opportunitäten gesehen und als Dummy-Variable aufgenommen. Betriebe, die neben ihren Milchkühen zusätzlich Schweine halten, bekommen eine Eins zugewiesen. Diejenigen ohne Schweinehaltung erhalten eine Null. Bei den Sauenhaltern wird umgekehrt überprüft, ob sie zusätzlich zu ihren Sauen auch Rinder halten, seien es Milchkühe oder Masttiere. Die Dummy-Variable wird entsprechend gebildet.

Ein Herfindahl-Index über die Anteile der Standarddeckungsbeiträge der Betriebszweige gibt an, wie stark der Betrieb spezialisiert ist. Um die Rückflüsse aus dem Marktfruchtbau als potentielle Opportunität zu erfassen, werden die Bodengüte in Form der Ertragsmesszahl, der Grünlandanteil und die landwirtschaftliche Nutzfläche aufgenommen. Die Verfügbar-

keit von Familienarbeitskräften hat Auswirkungen auf die Rückflüsse aller Betriebszweige.

Nun zu den Finanzierungskosten. Diese Kosten lassen sich zum Teil mit dem Zinssatz für Fremdkapital beschreiben. Der für vorhandene Verbindlichkeiten anfallende Zinsaufwand im Verhältnis zu den Verbindlichkeiten beschreibt den bisherigen Zinssatz. Für potenzielle Finanzierungen ist das Rating durch Banken maßgeblich. Durch finanzielle Kennzahlen kann ein großer Teil dieser Einstufung erklärt werden. Dazu werden das ordentliche Ergebnis, die Eigenkapitalveränderung sowie die Ausschöpfung der kurzfristigen Kapitaldienstgrenze verwendet.

Der dritte aus dem Verhaltensmodell abgeleitete Einflussfaktor ist neben den Geldrückflüssen und den Finanzierungskosten das Risiko. Die bisherige Risikostruktur des Betriebes wird über Preisschwankungen auf wichtigen Produktmärkten und die entsprechenden Anteile der Betriebszweige am gesamten Standarddeckungsbeitrag erfasst. Die Preisschwankungen werden dabei über dreijährige Varianzen und Kovarianzen der Preise in die Berechnung aufgenommen. Es werden die Erzeugerpreisindizes für die Produktmärkte bzw. Betriebszweige Milch (Kühe) ($i=1$), Ferkel (Sauen) ($i=2$), Rinder ($i=3$), Schweine ($i=4$), tierische Erzeugung ($i=5$) und pflanzliche Produkte ($i=6$) verwendet. Die entsprechenden Daten stammen vom statistischen Bundesamt und der Landwirtschaftskammer Schleswig-Holstein. Für die Berechnung der betriebsindividuellen Risikokennzahl ergibt sich folgende Formel.

$$\begin{aligned} \text{Risiko} = & \left(\sum_{i=1}^6 BzAnt_i^2 * Var_i \right) + 2 * \\ & \left(BzAnt_1 \left(\sum_{i=2}^6 BzAnt_i * Cov_{1i} \right) + \right. \\ & BzAnt_2 \left(\sum_{i=3}^6 BzAnt_i * Cov_{2i} \right) + \\ & BzAnt_3 \left(\sum_{i=4}^6 BzAnt_i * Cov_{3i} \right) + \\ & BzAnt_4 \left(\sum_{i=5}^6 BzAnt_i * Cov_{4i} \right) + \\ & \left. BzAnt_5 * BzAnt_6 * Cov_{56} \right) \end{aligned} \quad (7)$$

Die Anteile der Betriebszweige ($BzAnt$) am Gesamtstandarddeckungsbeitrag werden mit Hilfe jährlicher, regional differenzierter Standarddeckungsbeiträge nach KTBL für 59 Produktionsrichtungen, die zu Betriebszweigen zusammengefasst werden, berechnet. Dazu werden die Standarddeckungsbeiträge mit den jeweiligen Betriebszweigumfängen in Form von Tierzahlen bzw. Ernteflächen multipliziert. Der Betriebsleiter in Kenntnis sowohl der Risikostruktur als auch der einzelnen Schwankungen bildet Erwartungen über die Zukunft, von denen seine Ausstiegsentscheidungen beeinflusst werden. Die persönliche Risikoge-

wichtung wird als abhängig vom Alter des Betriebsleiters angesehen.

Neben den betriebsindividuellen Parametern werden zusätzlich regionale Variablen in das Modell aufgenommen. Da die regionale Bevölkerungsdichte Hinweise auf Opportunitäten wie andere attraktive Verdienstmöglichkeiten für Landwirte geben könnte, werden das Bruttoinlandsprodukt (BIP) pro Kopf und die Arbeitslosenquote auf Landkreisebene ebenfalls hinzugefügt. Sie dienen der Berücksichtigung der genannten Opportunitäten. Die regionalen Daten liegen auf Landkreisebene vor und stammen aus der Regionaldatenbank Deutschland.

Die exogenen Variablen werden als dreijähriger Durchschnitt des Basisjahres (2003 bzw. 2007) und der beiden vorangegangenen Jahre quantifiziert. Dies dient dem Abmildern von Jahreseffekten. Für den Fall, dass die entsprechende Variable in einem bzw. zwei der benötigten Jahre keinen oder einen unplausiblen Wert aufweist, wird ein zweijähriger Durchschnitt berechnet bzw. lediglich auf den Wert eines Jahres zurückgegriffen. Ausnahme sind die Variablen für die Ausbildung und das Alter des Betriebsleiters, die Risikokennzahl, die Dummy-Variable für das Vorhandensein einer anderen Tierart sowie die regionale Viehdichte. Diese gehen als einjährige Variable in die Schätzungen ein. Bei der Risikokennzahl und der Viehdichte ist dies der Datenverfügbarkeit geschuldet. Eine Mittelwertbildung über drei Jahre für

die Dummy-Variablen und das Alter des Betriebsleiters ist unnötig.

In der nachfolgenden Tabelle ist die deskriptive Statistik aller verwendeten exogenen Variablen für die Datensätze Kühe 2007 und Sauen 2007 dargestellt.

Der mittlere Milchviehalter weist im Datensatz 2007 ein ordentliches Ergebnis von 51.600 € auf, kann 10.000 € Eigenkapital bilden und zahlt im Mittel 4,2 % Zinsen für sein Fremdkapital. Er bewirtschaftet knapp 76 ha und hält darauf 48 Kühe, die im Schnitt 6.300 Liter Milch pro Tier geben. Der Betriebszweig Milchviehhaltung trägt mit 52 % zu seinem Standarddeckungsbeitrag (SDB) bei. 22 % der Betriebe halten auch Schweine. Der mittlere Milchviehalter ist in Landkreisen mit durchschnittlich 183 Einwohnern je km² und rund 58 Großvieheinheiten (GVE) je km² ansässig. Das mittlere Bruttoinlandsprodukt (BIP) je Einwohner liegt etwa bei 24.000 € und die durchschnittliche Arbeitslosenquote bei 7,5 %.

Der mittlere Sauenhalter weist für den Datensatz 2007 mit etwa 34.000 € ein geringeres Ergebnis auf als der mittlere Milchviehalter und kann nur 3.000 € Eigenkapital bilden. Der Zinssatz liegt bei 4 %. Bei der Risikokennzahl gibt es ebenfalls keine deutliche Abweichung zum durchschnittlichen Milchviehalter. Mit 61 ha bewirtschaften Sauenhalter im Durchschnitt weniger Fläche. Sie halten im Mittel etwa 110 Sauen. Der Betriebszweig Sauenhaltung trägt nur zu knapp 30 % zum Standarddeckungsbeitrag des Betriebes bei.

Tabelle 5. Deskriptive Statistik der exogenen Variablen für die Datensätze Kühe 2007 und Sauen 2007

Variable	Einheit	Kühe 2007		Sauen 2007	
		Mittelwert	Std. Abw.	Mittelwert	Std. Abw.
Ordentliches Ergebnis	1.000€	51,62	41,20	33,90	37,35
Ordentliche EKV	1.000€	10,03	36,00	3,10	38,89
Ausschöpfung der kKDG	%	60,93	74,97	65,28	93,20
Zinssatz	%	4,16	2,04	4,00	2,08
Herfindahl-Index der Spezialisierung		45,20	8,88	50,80	13,65
Risikokennzahl		250,15	39,25	224,07	67,76
Relativer Preiserfolg		16,41	49,88	33,62	63,07
Nutzfläche	ha	75,92	62,30	60,90	48,71
Grünlandanteil	%	44,05	25,28	11,60	16,53
Ertragsmesszahl		33,37	11,77	36,95	12,45
Höhere Ausbildung		0,34	0,473	0,36	0,48
Alter	Jahre	48,77	10,09	48,80	10,06
Eigene Arbeitskräfte	AK	1,59	0,51	1,52	0,52
Anteil des BZ Kühe	% SDB	52,17	16,12	-	-
Anteil des BZ Sauen	% SDB	-	-	29,67	19,34
BZ-Größe (Anzahl der Tiere im BZ)	Stk.	48	33	109	96
Leistung (Milchleistung; Ferkel je Sau)	1.000 kg Milch/Kuh; Ferkel/Sau	6,33	1,88	20,28	5,67
Andere Tierart vorhanden		0,22	0,41	0,31	0,46
Reg. BIP je Einwohner	€	23.720	5652	24.562	5.334
Reg. Arbeitslosenquote	%	7,50	2,98	7,41	2,56
Reg. Bevölkerungsdichte	Einw./km ²	183,39	164,58	198,38	162,78
Reg. Viehdichte	GVE/km ²	57,95	31,68	65,39	36,63

Quelle: eigene Berechnung

Es werden durchschnittlich 20 Ferkel pro Sau und Jahr abgesetzt und 31 % der Betriebe halten Rinder.

Von den Flächen des Milchviehhalters sind 44 % Grünland, beim Sauenhalter nur etwa 12 %. Die Ertragsmesszahl ist beim Sauenhalter höher. Die Verwertung von Grünland und schlechteren Standorten durch Milchviehbetriebe findet sich hier wieder.

Der mittlere Sauenhalter sitzt in Landkreisen mit einer höheren Bevölkerungsdichte (198 Einwohner je km²) und auch einer höheren Viehdichte (65 GVE je km²) als der mittlere Milchviehhalter. Das mittlere BIP je Einwohner liegt bei 24.500 € und die durchschnittliche Arbeitslosenquote ist mit 7,4 % nur geringfügig niedriger.

6 Empirische Ergebnisse

In diesem Kapitel werden zunächst die Ergebnisse der Spezifikationstests, anschließend die Ergebnisse der binomialen Schätzung und schließlich die Ergebnisse der multinomialen Schätzung vorgestellt. Außerdem wird aufgezeigt, welche Vorteile das multinomiale Modell gegenüber dem binomialen hat.

Die nachfolgende Tabelle gibt beispielhaft für die Datensätze Kühe 2007 und Sauen 2007 die Ergebnisse der *suest*-Prozedur wieder. Die Nullhypothese (H0) ist dabei, dass die IIA vorliegt.

Tabelle 6. *suest*-Prozedur zur Überprüfung der IIA-Annahme für die Datensätze Kühe 2007 und Sauen 2007

Weggelassenes Regime	chi ²	df	p-Wert	Interpretation
Kühe 2007				
Betriebszweig-ausstieg	48,13	23	0,002	H0 verwerfen
Gesamtausstieg	50,28	23	0,002	H0 verwerfen
Beibehaltung	60,93	23	0,001	H0 verwerfen
Sauen 2007				
Betriebszweig-ausstieg	15,27	20	0,761	H0 nicht verwerfen
Gesamtausstieg	26,20	20	0,159	H0 nicht verwerfen
Beibehaltung	36,56	20	0,013	H0 verwerfen

Quelle: eigene Berechnung

Da die Nullhypothese (H0) verworfen wird, muss die IIA-Annahme abgelehnt werden. Wir schätzen daher ein multinomiales Probit mit korrelierten Fehlertermen zwischen den Regimen mit Hilfe der *cmp*-Routine (siehe Kapitel Empirische Methoden). Zur besseren Vergleichbarkeit der Schätzungen wenden wir die Routine auch auf die Datensätze an, für die die IIA nicht abgelehnt wird. Schätzungen eines multinomialen Probitmodells unter Annahme unkorrelierter

Fehlerterme bestätigt grundsätzlich die Ergebnisse der *cmp*-Schätzungen.

Um die Regime-Einteilung zu überprüfen, wird ein Wald-Test durchgeführt. Dabei besagt die Nullhypothese, dass zwei Regime zu einem zusammengefügt werden können. In der nachfolgenden Tabelle sind die Ergebnisse des Wald-Tests für die Datensätze Kühe 2007 und Sauen 2007 dargestellt.

Tabelle 7. Wald-Test zur Überprüfung der Regime-Spezifikation für die Datensätze Kühe 2007 und Sauen 2007

Regime-Kombination	chi ²	df	p-Wert	Interpretation
Kühe 2007				
Beib. u. BZ-Ausstieg	1.036,99	22	< 0,001	H0 verwerfen
Beib. u. Gesamtausstieg	220,79	22	< 0,001	H0 verwerfen
BZ-Ausstieg u. Gesamtausstieg	220,40	22	< 0,001	H0 verwerfen
Sauen 2007				
Beib. u. BZ-Ausstieg	309,19	22	< 0,001	H0 verwerfen
Beib. u. Gesamtausstieg	131,59	22	< 0,001	H0 verwerfen
BZ-Ausstieg u. Gesamtausstieg	131,59	22	< 0,001	H0 verwerfen

Quelle: eigene Berechnung

Da alle Nullhypothesen, Regime zusammenzufassen, verworfen werden, ist eine multinomiale Schätzung mit den drei Regimen Beibehaltung, Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg notwendig.

Anhand der Modellgüte lässt sich erkennen, dass die multinomialen Probit-Schätzungen mithilfe des *cmp* sowohl für Milchviehbetriebe als auch für Sauen haltende Betriebe mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von unter einem Prozent signifikant sind. Dies kann für alle vier verwendeten Datensätze der nachfolgenden Tabelle entnommen werden.

Tabelle 8. Gesamtmodellgüte der multinomialen Probit-Schätzungen für alle vier Datensätze

Datensatz	Beobachtungen	Log Pseudolikelihood	df	p-Wert
Kühe 2003	14.687	-7014,27	36	< 0,01
Sauen 2003	4.566	-2872,10	34	< 0,01
Kühe 2007	12.043	-6043,77	44	< 0,01
Sauen 2007	3.495	-2409,07	44	< 0,01

In den Schätzungen für die Daten 2003 konnten wegen hoher Multikollinearität nicht alle Variablen verwendet werden. Die *cmp*-Routine läuft nur mit weniger Variablen durch.

Quelle: eigene Berechnung

Das Regime Beibehaltung wird in allen Schätzungen als Basisregime gewählt. Die am Stichpro-

benmittel berechneten marginalen Effekte der Beobachtungen bilden somit die Veränderung der Wahrscheinlichkeit zum Regime Betriebszweigausstieg bzw. Gesamtausstieg zu gehören jeweils im Vergleich zur Wahrscheinlichkeit der Beibehaltung ab.

In der nachfolgenden Tabelle sind die durchschnittlichen marginalen Effekte der Beobachtungen für die binomiale Schätzung abgebildet. Dargestellt werden die Ergebnisse für die Datensätze Kühe 2007 und Sauen 2007.

**Tabelle 9. Marginale Effekte am Stichprobenmittel der binomialen Schätzung
Ausstieg aus der Tierhaltung**

	Kühe 2007	Sauen 2007
Ordentliches Ergebnis	-0,000210	-0,000609*
Ordentliche Eigenkapitalveränderung	-0,000536***	-0,0000205
Ausschöpfung kurzfr. Kapitaldienstgrenze	0,0000897*	-0,0000229
Zinssatz	0,00126	0,00307
Herfindahl-Index der Spezialisierung	0,00303***	0,00286***
Risikokennzahl	0,000351**	0,000125
Relativer Preiserfolg	0,000111	0,000124
Nutzfläche	-0,000203*	0,000455*
Grünlandanteil	-0,000069	0,0016**
Ertragsmesszahl	0,000314	0,000597
Höhere Ausbildung (Dummy-Variable)	0,00129	-0,0449**
Alter des Betriebsleiters	0,00355***	0,00278***
Eigene Arbeitskräfte	-0,0300***	-0,0151
Anteil des Betriebszweiges	-0,00338***	-0,000922
BZ-Größe (Anzahl Tiere im BZ)	-0,0524*	-0,163***
BZ-Größe quadriert	0,0109**	0,0175***
Leistung (kg Milch je Kuh / Ferkel je Sau)	-0,0137***	-0,00617***
Andere Tierart vorhanden (Dummy-Variable)	-0,00113	-0,0519*
Regionales BIP je Einwohner	-0,00000197**	-0,00000291
Regionale Arbeitslosenquote	0,00807***	0,00192
Regionale Bevölkerungsdichte	0,0000399	0,000121*
Regionale Viehdichte	0,000169	0,000960***

Signifikanzniveaus: 5 % (*), 1 % (**), 0,1 % (***)

Quelle: eigene Berechnung

Für beide Datensätze entsprechen viele der Ergebnisse den theoretischen Erwartungen. Ein hohes ordentliches Ergebnis bei den Sauen und eine hohe ordentliche Eigenkapitalveränderung bei den Kühen senken die Wahrscheinlichkeit, aus der Landwirtschaft auszusteigen, gegenüber der Beibehaltung. Betriebe mit älteren Betriebsleitern haben in beiden Datensätzen eine höhere Wahrscheinlichkeit, aus der Landwirtschaft auszusteigen. Ein hoher Herfindahl-Index, der den Grad der Spezialisierung beschreibt,

erhöht die Ausstiegswahrscheinlichkeit ebenfalls. Eine hohe Leistung in den Betriebszweigen senkt sie.

Bei den regionalen Variablen ist kein einheitlicher Trend zu erkennen. Es zeigt sich lediglich, dass ein hoher Viehbesatz im Landkreis die Ausstiegswahrscheinlichkeit der Sauen haltenden Betriebe erhöht, ebenso die Bevölkerungsdichte. Bei den Milchviehbetrieben erhöht sich die Ausstiegswahrscheinlichkeit, wenn diese in Regionen mit höherer Arbeitslosigkeit liegen, ein hohes BIP senkt die Wahrscheinlichkeit des Ausstiegs.

Die Schätzer für die Betriebszweiggröße (Anzahl Tiere im BZ) zeigen, dass mit einem größeren Betriebszweigumfang die Wahrscheinlichkeit für einen Ausstieg aus der Tierhaltung sinkt. Das positive Vorzeichen für die quadrierte Betriebszweiggröße dominiert zwar rechnerisch ab hohen Tierzahlen. Für diese Tierzahlen wären aber die in Tabelle 10 angegebenen und für das Stichprobenmittel berechneten Schätzer für die marginalen Effekte nicht mehr angemessen, weil sie sehr weit entfernt vom Stichprobenmittel bzw. außerhalb der Stichprobe liegen. Weiter unten werden wir den Einfluss der Betriebszweiggröße unter Berücksichtigung der nichtlinearen marginalen Effekte über ihren gesamten relevanten Wertebereich grafisch darstellen.

In der multinomialen Schätzung wird zwischen Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg unterschieden. Die nachfolgende Tabelle stellt die marginalen Effekte dieser Schätzung für den Datensatz Kühe 2007 dar.

Es finden sich Ergebnisse, die im binomialen Modell für den Ausstieg gelten und im multinomialen Modell sowohl für den Ausstieg aus dem Betriebszweig als auch für den gesamten Ausstieg aus der Landwirtschaft zutreffen. Hierzu zählen die marginalen Effekte für den Herfindahl-Index und die Ausstattung mit eigenen Arbeitskräften. Hohe Werte dieser Kennzahlen senken sowohl die Wahrscheinlichkeit, aus dem Betriebszweig der Milchviehhaltung auszusteigen, als auch aus der gesamten landwirtschaftlichen Produktion auszusteigen. In beiden Regimen steigt außerdem die Wahrscheinlichkeit eines Ausstiegs, wenn der Betrieb in einer Region mit hoher Arbeitslosigkeit liegt.

Abweichend vom binomialen Modell sind die Ergebnisse für den Grünlandanteil, das Alter des Betriebsleiters und die Größe des Betriebszweiges. Während der marginale Effekt für den Grünlandanteil im binomialen Modell bei den Milchviehhaltern nicht statistisch signifikant ist, zeigt sich im multinomialen

Modell, dass ein höherer Grünlandanteil die Wahrscheinlichkeit senkt, aus dem Betriebszweig Milchviehhaltung auszusteigen, aber die Wahrscheinlichkeit erhöht, aus der Landwirtschaft insgesamt auszusteigen. Dieses Ergebnis ist ökonomisch nachvollziehbar. Betriebe, die aufgrund eines hohen Grünlandanteils kaum Alternativen in der Produktion neben der Milchviehhaltung haben, steigen komplett aus der Landwirtschaft aus. Nur aus der Milchviehhaltung auszusteigen und den landwirtschaftlichen Betrieb durch die Produktion in anderen Betriebszweigen aufrecht zu erhalten, wäre für sie wenig attraktiv bzw. aufgrund hoher Investitionsaufwendungen schwierig. Den unterschiedlichen Einfluss des Grünlandanteils auf den Betriebszweigausstieg und den Gesamtausstieg kann das binomiale Modell nicht aufzeigen. Es kann im binomialen Modell nicht erkannt werden, dass der Grünlandanteil signifikanten Einfluss hat.

Tabelle 10. Marginale Effekte am Stichprobenmittel der multinomialen Schätzung für den Datensatz Kühe 2007

	BZ-Ausstieg	Gesamtausstieg
Ordentliches Ergebnis	0,00000133	-0,000319**
Ordentliche Eigenkapitalveränderung	-0,000494***	-0,000116
Ausschöpfung kurzfr. Kapaldienstgrenze	0,0000336	0,0000518
Zinssatz	-0,000897	0,00206
Herfindahl-Index der Spezialisierung	0,000490*	0,000971**
Risikokennzahl	0,000140*	0,0000449
Relativer Preiserfolg	0,000065*	-0,0000911
Nutzfläche	0,000088	-0,000221*
Grünlandanteil	-0,000683***	0,000478***
Ertragsmesszahl	0,000115	0,000281
Höhere Ausbildung (Dummy-Variable)	0,00678	-0,00489
Alter des Betriebsleiters	0,0000439	0,00372***
Eigene Arbeitskräfte	-0,0147**	-0,0154*
Anteil des Betriebszweiges	-0,00160***	-0,000458
BZ-Größe (Anzahl Tiere im BZ)	-0,127***	0,0279
BZ-Größe quadriert	0,0141***	0,000164
Leistung (kg Milch je Kuh / Ferkel je Sau)	-0,00785***	-0,00152
Andere Tierart vorhanden (Dummy-Variable)	-0,00910	0,00373
Regionales BIP je Einwohner	0,000000535	-0,00000279***
Regionale Arbeitslosenquote	0,00243**	0,00532***
Regionale Bevölkerungsdichte	0,00000249	0,0000298
Regionale Viehdichte	0,00000498	0,0000413

Signifikanzniveau: 5 % (*), 1 % (**), 0,1 % (***)

Quelle: eigene Berechnung

Ebenfalls nur im multinomialen Modell ist zu erkennen, dass das Alter des Betriebsleiters keinen sta-

tistisch signifikanten Einfluss auf den Ausstieg aus der Milchviehhaltung hat, aber dass ein höheres Alter des Betriebsleiters die Wahrscheinlichkeit für eine Gesamtbetriebsaufgabe erhöht. Somit trifft das binomiale Ergebnis – ein höheres Alter erhöht die Ausstiegswahrscheinlichkeit – nur für den Gesamtausstieg zu, nicht aber für den Ausstieg aus dem betrachteten Betriebszweig. Ersteres erscheint plausibel aufgrund der Regelungen der Landwirtschaftlichen Alterskasse. Letzteres erscheint überraschend, wenn man davon ausgeht, dass Stallarbeiten mit größerem Alter belastender werden als Ackerbauarbeiten. Nach unserer Analyse ist die Aufgabe des Betriebszweiges Milchproduktion bei Weiterbetrieb Landwirtschaft altersunabhängig, diese Komponente des Strukturwandels ist also unabhängig von der Altersverteilung der Inhaber Milch produzierender Betriebe. Dieses Ergebnis ist in der Prognose des Strukturwandels in Sektormodellen zu berücksichtigen.

Ähnlich verhält es sich mit der Variable für die Betriebszweiggröße. Im multinomialen Modell wird deutlich, dass – im Bereich der beobachteten Betriebszweiggrößen – mit einem größeren Betriebszweigumfang die Wahrscheinlichkeit sinkt, den Betriebszweig Milchviehhaltung aufzugeben. Auf den Gesamtausstieg wirken die beiden BZ-Größenvariablen – auch gemeinsam – nicht signifikant. Im binomialen Modell ist die Unterscheidung nicht ersichtlich, dass die sinkende Ausstiegswahrscheinlichkeit nur für den Betriebszweigausstieg, nicht aber für den Gesamtausstieg gilt. Letztlich dürfte es plausibel sein, dass bei Beibehaltung der Landwirtschaft die Beibehaltung des Betriebszweiges mit steigender BZ-Größe wahrscheinlicher wird. Für die Gesamtbetriebsaufgabe ist die BZ-Größe offenbar von nachgeordneter Relevanz, was unter anderem auch dadurch unterstrichen wird, dass die marginalen Effekte des ordentlichen Ergebnisses und der Eigenkapitalveränderung doppelt bis drei Mal so groß sind für den Gesamtausstieg im Vergleich zum BZ-Ausstieg.

Ähnlich stellen sich die multinomialen Ergebnisse für den Betriebszweig Sauenhaltung dar, wie die folgende Tabelle 11 zeigt.

Im Vergleich zu den Betrieben mit Milchviehhaltung sinkt bei den Sauen haltenden Betrieben die Betriebszweigausstiegswahrscheinlichkeit mit dem ordentlichen Ergebnis. Bei den Milchviehhaltern wirkte die ordentliche Eigenkapitalveränderung statistisch signifikant verringernd auf die Ausstiegswahrscheinlichkeit aus dem Betriebszweig. Beide Kennzahlen spiegeln den wirtschaftlichen Erfolg des landwirtschaftlichen Betriebes wider. Das binomiale Modell

kann im Vergleich zum multinomialen auch bei den Sauenhaltern nicht die unterschiedlichen Einflüsse der Variablen Alter und Betriebszweiggröße auf die Regime Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg zeigen. Mit zunehmendem Alter des Betriebsleiters sinkt die Wahrscheinlichkeit, aus der Sauenhaltung auszuweisen, aber steigt die Wahrscheinlichkeit, die Landwirtschaft insgesamt aufzugeben.

Tabelle 11. Marginale Effekte am Stichprobenmittel der multinomialen Schätzung für den Datensatz Sauen 2007

	BZ-Ausstieg	Gesamtausstieg
Ordentliches Ergebnis	-0,000663*	-0,000207
Ordentliche Eigenkapitalveränderung	-0,0000953	0,000059
Ausschöpfung kurzfr. Kapitaldienstgrenze	0,0000697	-0,0000944
Zinssatz	-0,00215	0,00450
Herfindahl-Index der Spezialisierung	0,000968	0,00100
Risikokennzahl	0,000346**	-0,000153
Relativer Preiserfolg	0,0000821	0,000000018
Nutzfläche	0,000217	0,0000915
Grünlandanteil	-0,000131	0,00145***
Ertragsmesszahl	-0,0000831	0,000526
Höhere Ausbildung (Dummy-Variable)	-0,0151	-0,0202
Alter des Betriebsleiters	-0,00144*	0,00461***
Eigene Arbeitskräfte	0,0115	-0,0290*
Anteil des Betriebszweiges	-0,00162**	0,000542
BZ-Größe (Anzahl Tiere im BZ)	-0,184***	0,000552
BZ-Größe quadriert	-0,0172***	-0,000142
Leistung (kg Milch je Kuh / Ferkel je Sau)	-0,00391**	-0,00123
Andere Tierart vorhanden (Dummy-Variable)	-0,0461*	-0,0181
Regionales BIP je Einwohner	0,00000263*	-0,00000565***
Regionale Arbeitslosenquote	-0,00181	0,00474
Regionale Bevölkerungsdichte	0,0000564	0,0000425
Regionale Viehdichte	0,000909***	0,000148

Signifikanzniveau: 5 % (*), 1 % (**), 0,1 % (***)

Quelle: eigene Berechnung

Für die Größe des Betriebszweiges zeigt sich innerhalb der Stichprobenwerte, dass mit einem höheren Umfang die Wahrscheinlichkeit, aus der Sauenhaltung auszuweisen, signifikant sinkt. Auf den Gesamtausstieg hat die Größe des Betriebszweiges keinen signifikanten Einfluss. Dieses Ergebnis ist analog zu dem Ergebnis der Rinder haltenden Betriebe. Das multinomiale Modell macht deutlich, dass die sinkende Ausstiegswahrscheinlichkeit mit zunehmender Betriebszweiggröße nur für den Betriebszweigausstieg gilt, aber nicht für den Gesamtausstieg aus der Landwirtschaft. Dieser Unterschied kann im binomialen Modell nicht gezeigt werden.

In den folgenden Abbildungen wird für Milchvieh und für Sauen haltende Betriebe verdeutlicht, wie unterschiedlich sich die Betriebszweiggröße auf den Betriebszweigausstieg und den Gesamtausstieg auswirkt. Außerdem wird zum Vergleich der Einfluss der Betriebszweiggröße auf das binomiale Ausstiegs-Regime abgebildet. Die Abbildungen zeigen gegenüber den marginalen Effekten am Stichprobenmittel auch den summarischen Einfluss beider Nichtlinearitäten der Betriebszweiggröße auf die Regimewahrscheinlichkeiten: Einfluss der quadrierten BZ-Größe und Einfluss der nichtlinearen Probit-Schätzungen. Dazu werden die Wahrscheinlichkeiten einzelner Regime für unterschiedliche Betriebszweiggrößen und für die übrigen Regressoren am Stichprobenmittel berechnet.

In beiden Grafiken ist zu erkennen, dass mit zunehmender Betriebszweiggröße die Wahrscheinlichkeit, in das binomiale Ausstiegs-Regime zu fallen, ebenso sinkt, wie die Wahrscheinlichkeit, in das multinomiale Regime des Betriebszweigausstiegs zu fallen. Die Kurve für das multinomiale Gesamtausstiegs-Regime zeigt hingegen einen leicht ansteigenden Verlauf. Es wird zum wiederholten Male deutlich, dass eine sinkende Ausstiegswahrscheinlichkeit, wie sie das binomiale Modell aufzeigt, nur für den Betriebszweigausstieg, nicht aber für den Gesamtausstieg aus der Landwirtschaft zutrifft.

Alle Schätzungen werden zusätzlich zu dem Basisjahr 2007 auch für das Jahr 2003 durchgeführt, die Ergebnisse für die weiteren Datensätze finden sich im Anhang². Dort verhalten sich die marginalen Effekte der Betriebszweiggröße im Prinzip wie die bisher vorgestellten Ergebnisse für das Jahr 2007. Im binomialen Modell sind die marginalen Effekte ebenfalls statistisch signifikant und wirken für die BZ-Größen innerhalb der Stichprobe negativ. Damit werden die für das Jahr 2007 aufgezeigten Ergebnisse, dass die Ausstiegswahrscheinlichkeit mit einer höheren Anzahl Tiere im Betriebszweig sinkt, bestätigt. Auch im multinomialen Modell unterstreichen die Ergebnisse für 2003 die bisher vorgestellten Erkenntnisse für 2007. Für den Betriebszweigausstieg sind die marginalen Effekte statistisch signifikant und wirken negativ. Auf den Gesamtausstieg haben die beiden Variablen der Betriebszweiggröße für den Datensatz Sauen 2003 keinen und für den Datensatz Kühe 2003 nur gemein-

² Das verwendete cmp reagiert – wie vorn bereits erwähnt – empfindlich auf Multikollinearität. Aus diesem Grund mussten für die Modelle für die Jahre 2003 multikollineare Variablen herausgelassen werden.

sam einen signifikant positiven Einfluss. Dies zeigt noch deutlicher, dass die sinkende Ausstiegswahrscheinlichkeit für Betriebe mit großen Betriebszweigen, wie sie das binomiale Modell suggeriert, nur für den Betriebszweigausstieg gilt, nicht aber für den Ausstieg aus der gesamten Landwirtschaft.

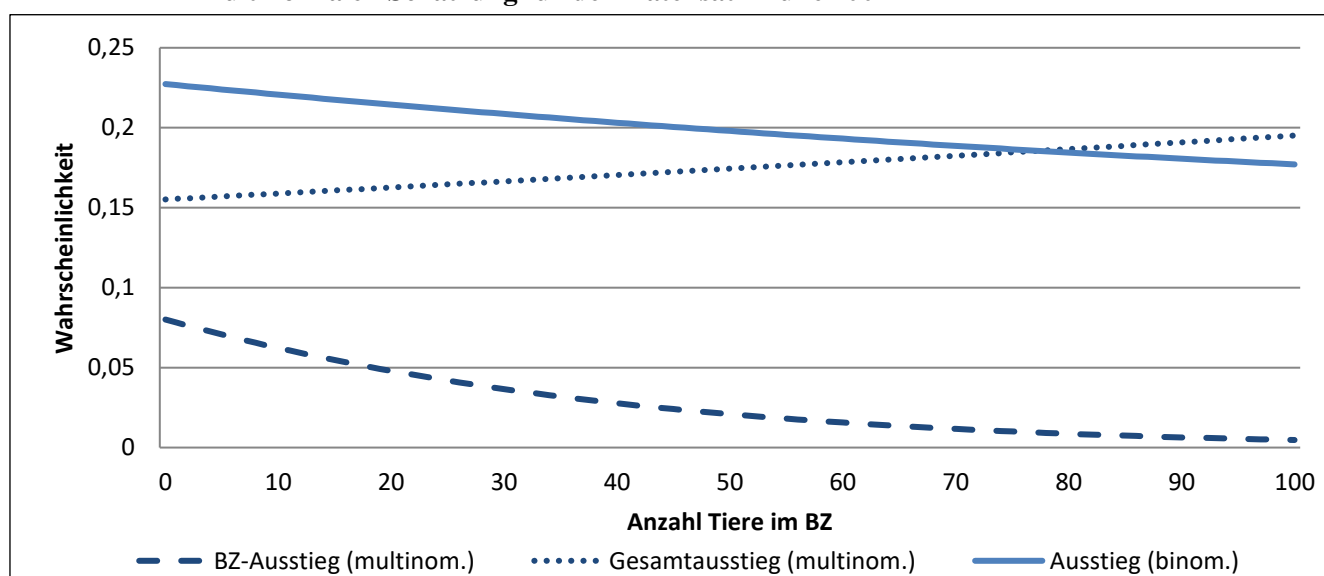
Ebenfalls in 2003 bestätigen lassen sich die Ergebnisse für den Einfluss des Alters und Grünlandanteils. Der marginale Effekt für den Grünlandanteil ist im binomialen Modell für den Datensatz Kühe 2007 genau wie 2003 nicht statistisch signifikant. Im multinomialen Modell verhält der marginale Effekt sich

ebenfalls analog zu 2007. Für den Betriebszweigausstieg ist der entsprechende marginale Effekt statistisch signifikant negativ und für den Gesamtausstieg statistisch signifikant positiv.

Die marginalen Effekte für das Alter des Betriebsleiters sind im binomialen Modell in 2003, genau wie in 2007, statistisch signifikant positiv. In multinomialen Modell verhalten sich die marginalen Effekte hinsichtlich Signifikanz und Vorzeichen ebenfalls analog zu den Ergebnissen von 2007.

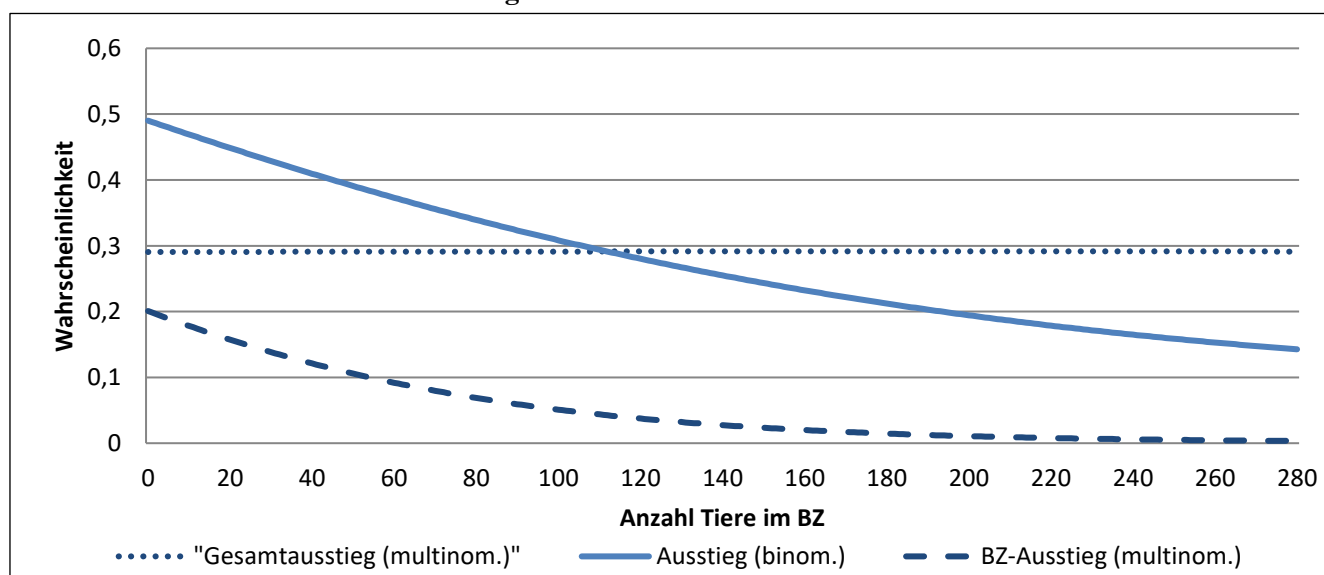
Interessant in den Datensätzen für 2003 ist, dass höhere Tierleistungen sowohl den Ausstieg aus der

Abbildung 1. Einfluss der Betriebszweiggröße auf die Ausstiegs-Regime der binomialen und multinomialen Schätzung für den Datensatz Kühe 2007



Quelle: eigene Darstellung

Abbildung 2. Einfluss der Betriebszweiggröße auf die Ausstiegs-Regime der binomialen und multinomialen Schätzung für den Datensatz Sauen 2007



Quelle: eigene Darstellung

Landwirtschaft als auch nur aus dem Tier-BZ unwahrscheinlicher machen. Eine Förderung der Betriebsleiter zu höherer Produktivität in ihrer landwirtschaftlichen Tätigkeit scheint auch die Überlebenschancen des Betriebes in diesen Jahren zu erhöhen.

Die Untersuchungen zeigen deutlich, dass dem Ausstieg aus der Milch- oder Ferkelproduktion andere Determinanten zugrunde liegen als der Aufgabe des Gesamtbetriebes. Ähnlich ist beiden, dass ein höheres ordentliches Betriebsergebnis und eine höhere Eigenkapitalbildung im Gesamtbetrieb den Ausstieg unwahrscheinlicher machen. Nachvollziehbar ist, dass der marginale Einfluss der beiden Größen auf die Gesamtbetriebsaufgabe größer ist als auf die BZ-Aufgabe, weil diese Variablen die Vorzüglichkeit des BZ schlechter charakterisieren als die des Gesamtbetriebes. Im Unterschied zu anderen empirischen Studien (z.B. FOLTZ, 2004) scheint die Gesamtbetriebsaufgabe in unserem Datensatz von der Betriebsgröße und der Ausstattung mit Acker- und Grünlandfläche abzuhängen, aber nicht von der Anzahl der Tiere im BZ beeinflusst zu werden (wie z.B. in WEISS, 1999). Allerdings können wir aufzeigen, dass die BZ-Aufgabe von der BZ-Größe abhängt.

Kritisch ist anzumerken, dass das Regime des Gesamtausstiegs in dieser Untersuchung Betriebe enthalten kann, die keine Aussteiger sind, sondern die auf Grund eines Buchstellenwechsels aus dem LBV oder dem LAND-DATA-Verbund hinaus oder wegen einer Fusion aus der Datenbank verschwinden. Vor diesem Hintergrund sollte die Interpretation der Ergebnisse mit einer gewissen Vorsicht erfolgen. Allerdings bleibt zu bedenken, dass, wie in Kapitel 4 beschrieben, aufwendig versucht wird, solche sogenannten falschen Aussteiger zu identifizieren. Außerdem stehen mit den Daten des LBV und der LAND-DATA GmbH die Daten von Branchenführern der landwirtschaftlichen Buchführung zur Verfügung. Zumindest in Norddeutschland arbeiten Landwirte kaum mit anderen Steuerberatungsunternehmen zusammen, und ein Wechsel aus dem Landwirtschaftlichen Buchführungsverband hinaus wird als eher selten angenommen.

7 Schlussfolgerungen

Die vorliegende auf einem theoretischen Verhaltensmodell basierende Studie untersucht den Ausstieg aus der Tierhaltung sowohl auf gesamtbetrieblicher Ebene als auch auf der Ebene einzelner Betriebszweige. Dazu werden anonymisierte Jahresabschlussdaten von

ca. 35.000 deutschen Landwirtschaftsbetrieben genutzt und die Betriebe herausgefiltert, die entweder den Betriebszweig Milchviehhaltung oder den Betriebszweig Sauenhaltung betreiben. Es erfolgt eine Untergliederung in die drei Regime Beibehaltung, Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg. Die Ergebnisse einer multinomialen Probit-Schätzung werden denen einer binomialen mit den beiden Regimen Beibehaltung der und Ausstieg aus der Landwirtschaft gegenübergestellt, um die Vorteile der multinomialen Schätzung aufzuzeigen.

Der Methodenvergleich zwischen binomialer und multinomialer Probit-Schätzung sowie Spezifikations-tests zeigen, dass eine Schätzung mit drei Regimen notwendig ist. Die multinomiale Schätzung liefert Ergebnisse, die die binomiale Schätzung mit zwei Regimen nicht offenbaren kann. Durch das multinomiale Modell wird deutlich, dass die untersuchten Determinanten auf die Entscheidung des Betriebszweigausstiegs einen anderen Einfluss haben als auf die Entscheidung des Gesamtausstiegs aus der Landwirtschaft. Ein binomiales Modell kann diese Differenzierung nicht statistisch befriedigend leisten, es kann sogar fehlspezifiziert sein. Die Verwendung eines multinomialen Modells mit den drei Regimen Beibehaltung, Betriebszweigausstieg und Gesamtausstieg erscheint somit angezeigt.

Die folgenden Determinanten wirken unterschiedlich auf die Wahl der Regime: Das multinomiale Modell zeigt, dass für Milch produzierende Betriebe mit zunehmendem Grünlandanteil die Wahrscheinlichkeit sinkt, den Betriebszweig der Milchviehhaltung aufzugeben. Allerdings steigt mit zunehmendem Grünlandanteil die Wahrscheinlichkeit, komplett aus der Landwirtschaft auszusteigen. Bei Sauen haltenden Betrieben sinkt mit zunehmendem Alter die Wahrscheinlichkeit nur aus dem Betriebszweig der Sauenhaltung auszusteigen, aber es steigt die Wahrscheinlichkeit komplett aus der Landwirtschaft auszusteigen.

Sowohl für Milchvieh als auch für Sauen haltende Betriebe zeigt das Modell, dass mit einem größeren Umfang des Betriebszweiges die Wahrscheinlichkeit für einen Ausstieg aus dem betrachteten Betriebszweig sinkt, der Umfang des Betriebszweiges auf den Gesamtausstieg aus der Landwirtschaft aber keinen signifikanten Einfluss hat. Häufig werden großen Betrieben bessere Überlebenschancen in Aussicht gestellt als kleinen. Diese Einschätzung muss mit den vorliegenden Ergebnissen für Ferkel- oder Milch produzierende Betriebe differenziert werden. Sie gilt für die Aufgabe der Ferkel- bzw. Milchproduktion bei Beibehaltung des Restbetriebes. Für alle Datensätze

hat die Anzahl Tiere im Betriebszweig keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Gesamtausstieges aus der Landwirtschaft. Im Datensatz Kühe 2007 konnte nachgewiesen werden, dass mit einer größeren Flächenausstattung die Wahrscheinlichkeit des Gesamtausstiegs abnimmt, für die anderen Datensätze ließ sich kein signifikanter Einfluss der Flächenausstattung ermitteln. Neben den vorgenannten Ergebnissen zur Betriebs(zweig)größe ist in der Prognose des Strukturwandels in Sektormodellen Folgendes zu berücksichtigen.

Nach unserer Analyse ist die Aufgabe des Betriebszweiges Milchproduktion bei Weiterbetrieb Landwirtschaft altersunabhängig, diese Komponente des Strukturwandels ist also unabhängig von der Altersverteilung der Inhaber Milch produzierender Betriebe. Die Sauenhaltung scheinen sogar jüngere Betriebsinhaber mit größerer Wahrscheinlichkeit aufzugeben als ältere.

Für die Politikberatung ist festzuhalten, dass die Förderung der Tierhaltung die Aufgabe landwirtschaftlicher Betriebe nur indirekt über eine Erhöhung des Einkommens erhöht, die Größe der Tierhaltung an sich ist nach unserer Analyse nicht signifikant. Eine Investitionsförderung bspw. sollte daher mit einer nachhaltigen produktionstechnischen und kaufmännischen Beratung kombiniert werden. Auch im Rating finanzierender Banken sollte eine zielgerichtete Beratung insbesondere bei Neueinsteigern in einen Betriebszweig der Tierhaltung positiv berücksichtigt werden.

Literatur

- BRAGG, L.A. und T.J. DALTON (2004): Factors Affecting the Decision to Exit Dairy Farming: A Two-Stage Regression Analysis. In: *Journal of Dairy Science* 87 (9): 3092-3098.
- CAMERON, A.C. und P.K. TRIVEDI (2005): *Microeconometrics: Methods and Applications*. University Press, Cambridge.
- FOLTZ, J.D. (2004): Entry, exit, and farm size: Assessing an experiment in dairy price policy. In: *American Journal of Agricultural Economics* 86 (3): 594-604.

- GLAUBEN, T., M. PETRICK, H. TIETJE und C. WEISS (2009): Probability and timing of succession or closure in family firms: a switching regression analysis of farm households in Germany. In: *Applied Economics* 41 (1): 45-54.
- HAUSMAN, J. und D. MCFADDEN (1984): Specification Tests for the Multinomial Logit Model. In: *Econometrica* 52 (5): 1219-1240.
- Hinrichs, J., O. Mußhoff und M. Odening (2008): Economic hysteresis in hog production. In: *Applied Economics* 40 (3): 333-340.
- KOSTOV, P., M. PATTON, J. MOSS and S. MCERLEAN (2007): Does Gibrat's Law Hold Amongst Dairy Farmers in Northern Ireland? MPRA Paper Nr. 3370. Munich Personal RePEc Archive, München.
- PIETOLA, K.S. und R.J. MYERS (2000): Investment under uncertainty and dynamic adjustment in the Finnish pork industry. In: *American Journal of Agricultural Economics* 82 (4): 956-967.
- PIETOLA, K.S., M. VÄRE und A.G.J.M. OUDE LANSINK (2003): Timing and type of exit from farming. Farmers' early retirement programmes in Finland. In: *European Review of Agricultural Economics* 30 (1): 99-116.
- ROODMAN, D. (2011): Fitting fully observed recursive mixed-process models with cmp. In: *The Stata Journal* 11 (2): 159-206.
- STATISTISCHES BUNDESAMT A (verschiedene Jahrgänge): Fachserie 3 / Reihe 2.1.2. Bodennutzung der Betriebe.
- B (verschiedene Jahrgänge): Fachserie 3 / Reihe 2.1.3. Viehhaltung der Betriebe.
- VIIRA, A.-H., A. PÖDER und R. VÄRNIK (2013): The Determinants of Farm Growth, Decline and Exit in Estonia. In: *German Journal of Agricultural Economics* 62 (1): 52-64.
- WEESIE, J. (1999): Seemingly unrelated estimation and the cluster-adjusted sandwich estimator. In: *STATA Technical Bulletin* 52: 34-47.
- WEISS, C. (1999): Farm growth and survival: Econometric evidence for individual farms in Upper Austria. In: *American Journal of Agricultural Economics* 81 (1): 103-116.

Kontaktautor:

DR. GUNNAR BREUSTEDT

Christian-Albrechts-Universität Kiel

Wilhelm-Seelig-Platz 56, 24118 Kiel

E-Mail: gbreustedt@agric-econ.uni-kiel.de

Anhang

Bestimmung der falschen Aussteiger

Es wird angenommen, dass bei vermeintlichen Aus- und Einsteigern derselben Gemeinde unter Umständen eine Identität wahrscheinlich ist, ein Betrieb z.B. irrtümlich ein Jahr nicht im Datensatz enthalten war. Anhand verschiedener Kriterien wird die mögliche Identität überprüft. Zu den Prüfkriterien zählen der zeitliche Abstand zwischen Aus- und Einstieg, der Altersunterschied der Betriebsleiter, die Differenz der landwirtschaftlich genutzten Fläche sowie der Größenunterschied im betreffenden Betriebszweig (Kühe bzw. Sauen). Je nach Ausprägung der einzelnen Differenzen werden Teilindexwerte vergeben und diese zu einem Index aufaddiert. Für diesen Index werden Grenzwerte festgelegt, ab denen von einer Identität bei Aus- und Einsteigern ausgegangen wird. Außerdem werden die Optionen Fusion, Rechtsformwechsel und Hofnachfolge über gesonderte Bedingungen abgeprüft. Von einer Fusion mit einem anderen Betrieb wird ausgegangen, wenn die Summe der landwirtschaftlichen Fläche mehrerer vermeintlicher Aussteiger von der Fläche eines sogenannten Einsteigers nur wenig abweicht. Ein Rechtsformwechsel wird angenommen für ansonsten zusammenpassende Aus- und Einsteiger, wenn unterschiedliche Rechtsformen vorliegen und wenn das Alter des Betriebsleiters identisch ist. Für die Überprüfung einer Hofnachfolge wird bei ansonsten zusammenpassenden Betrieben von einem Altersunterschied der Betriebsleiter zwischen achtzehn und 50 Jahren ausgegangen. Mit Hilfe der beschriebenen Kriterien und Bedingungen können vermeintliche Aussteiger als falsche Aussteiger identifiziert werden. Somit ist es möglich, Betriebe, die ansonsten fälschlicherweise dem Regime Gesamtausstieg zugeordnet worden wären, den Regimen Beibehaltung oder Betriebszweigausstieg zuzuordnen. Wie viele falsche Aussteiger durch das beschriebene Vorgehen identifiziert werden konnten, zeigt die nachfolgende Tabelle.

Tabelle 12. Anzahl falscher Aussteiger im Vergleich zu echten Aussteigern

	Kühe 2003	Sauen 2003	Kühe 2007	Sauen 2007
Falsche Aussteiger	168	58	151	25
Echte Aussteiger	1.705	584	1.324	430

Quelle: eigene Berechnung

Tabelle 13. Marginale Effekte am Stichprobenmittel der binomialen Schätzung Ausstieg aus der Tierhaltung im Jahr 2003

	Kühe 2003	Sauen 2003
Ordentliches Ergebnis	-0,000675***	-0,0008328**
Ordentliche Eigenkapitalveränderung	-0,000678***	-0,00150***
Ausschöpfung kurzfr. Kapitaldienstgrenze	0,0000219	-0,0000808
Zinssatz	0,000869	0,00488
Herfindahl-Index der Spezialisierung	-	-
Risikokennzahl	-	-
Relativer Preiserfolg	0,000117*	-0,000344**
Nutzfläche	-	-0,0001931
Grünlandanteil	-0,000119	0,00109**
Ertragsmesszahl	0,000889***	0,0000771
Höhere Ausbildung (Dummy-Variable)	-0,00450	-0,00204
Alter des Betriebsleiters	0,00568***	0,00549***
Eigene Arbeitskräfte	-0,0131*	-0,0159
Anteil des Betriebszweiges	-	-
BZ-Größe (Anzahl Tiere im BZ)	-0,136***	-0,1305***
BZ-Größe quadriert	0,0269***	0,00998***
Leistung (kg Milch je Kuh / Ferkel je Sau)	-0,0257***	-0,00703***
Andere Tierart vorhanden (Dummy-Variable)	-0,00183	-
Regionales BIP je Einwohner	0,00000199**	-0,0000210
Regionale Arbeitslosenquote	0,01018***	0,003427
Regionale Bevölkerungsdichte	0,0000159	0,0000334
Regionale Viehdichte	0,000343***	0,0000792

Quelle: eigene Berechnung

Tabelle 14. Marginale Effekte am Stichprobenmittel der multinomialen Schätzung für den Datensatz Kühe 2003

	BZ-Ausstieg	Gesamtausstieg
Ordentliches Ergebnis	-0,0000411	-0,000854***
Ordentliche Eigenkapitalveränderung	-0,000245*	-0,000497**
Ausschöpfung kurzfr. Kapitaldienstgrenze	0,00000983	0,00000612
Zinssatz	0,000112	0,000468
Herfindahl-Index der Spezialisierung	-	-
Risikokennzahl	-	-
Relativer Preiserfolg	0,0000544*	-0,0000585
Nutzfläche	-	-
Grünlandanteil	-0,000830***	0,000684***
Ertragsmesszahl	0,000175	0,000585**
Höhere Ausbildung (Dummy-Variable)	0,00441	-0,0132*
Alter des Betriebsleiters	0,000128	0,00570***
Eigene Arbeitskräfte	-0,00385	-0,00881
Anteil des Betriebszweiges	-	-
BZ-Größe (Anzahl Tiere im BZ)	-0,206***	0,0149
BZ-Größe quadriert	0,0224***	0,00543
Leistung (kg Milch je Kuh / Ferkel je Sau)	-0,00984***	-0,00733***
Andere Tierart vorhanden (Dummy-Variable)	-0,00585	0,000990
Regionales BIP je Einwohner	0,0000000806*	0,000000837
Regionale Arbeitslosenquote	0,00280***	0,00556***
Regionale Bevölkerungsdichte	0,00000458	0,00000390
Regionale Viehdichte	0,00000151	0,000273**

Quelle: eigene Berechnung

Tabelle 15. Marginale Effekte am Stichprobenmittel der multinomialen Schätzung für den Datensatz Sauen 2003

	BZ-Ausstieg	Gesamtausstieg
Ordentliches Ergebnis	-0,000346	-0,000817**
Ordentliche Eigenkapitalveränderung	-0,000691***	-0,000825***
Ausschöpfung kurzfr. Kapitaldienstgrenze	-0,0000351	-0,0000135
Zinssatz	0,000492	0,00399
Herfindahl-Index der Spezialisierung	-	-
Risikokennzahl	-	-
Relativer Preiserfolg	-0,000253**	-0,000196*
Nutzfläche	0,000224	-0,000430
Grünlandanteil	-	-
Ertragsmesszahl	-0,000606	0,000306
Höhere Ausbildung (Dummy-Variable)	0,00691	-0,00363
Alter des Betriebsleiters	-0,00116**	0,00658***
Eigene Arbeitskräfte	0,000198	-0,00917
Anteil des Betriebszweiges	-	-
BZ-Größe (Anzahl Tiere im BZ)	-0,215***	0,00415
BZ-Größe quadriert	0,0116***	0,00126
Leistung (kg Milch je Kuh / Ferkel je Sau)	-0,00328**	-0,00280**
Andere Tierart vorhanden (Dummy-Variable)	-	-
Regionales BIP je Einwohner	-0,000000181	-0,00000153
Regionale Arbeitslosenquote	-0,00277	0,00574**
Regionale Bevölkerungsdichte	0,0000289	0,00000925
Regionale Viehdichte	-0,000104	0,000313*

Quelle: eigene Berechnung