



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.

Der Wechsel vom konventionellen zum ökologischen Landbau: Eine investitionstheoretische Betrachtung

Adoption of organic farming – the impact of uncertainty and sunk costs

Martin Odening, Oliver Mußhoff und Volker Utesch

Humboldt-Universität zu Berlin

Zusammenfassung

Der Aufsatz versucht einen Erklärungsbeitrag für das Wechselverhalten von Landwirten zwischen konventionellem und ökologischem Landbau zu leisten. Ausgehend von der Feststellung, dass die Umstellung auf ökologischen Landbau mit versunkenen Kosten verbunden ist und die Rückflüsse daraus unsicher sind, wird die neue Investitionstheorie herangezogen, um diese Entscheidungssituation abzubilden. Die theoretische Modellanalyse begründet ein Beharrungsvermögen in der jeweiligen Bewirtschaftungsform, d.h. ökonomische Hysterese. Anschließend wird ein Switching-Regression-Modell vorgestellt, das der empirischen Validierung des normativen Investitionsmodells dienen soll. Das ökonometrische Modell wird auf aggregierte Daten deutscher und österreichischer Betriebe im Zeitraum zwischen 1982 und 2002 angewendet. Die Modellergebnisse stehen weitgehend in Einklang mit den Hypothesen der neuen Investitionstheorie. Aus agrarpolitischer Sicht sind die Ergebnisse insofern relevant, als sie den Blick auf Unsicherheit und Irreversibilität als wichtige Determinanten der Umstellungsentcheidung lenken. Die Kenntnis der Bedeutung dieser Faktoren ist notwendig, um die Realisierbarkeit der von der Bundesregierung formulierten Zielvorgaben hinsichtlich des Anteils ökologisch produzierender Betriebe einschätzen zu können.

Schlüsselwörter

ökologischer Landbau; neue Investitionstheorie;
Switching-Regression; Hysterese

Abstract

The objective of this paper is to explore the potential of the real options approach for analyzing farmers' choice to switch from conventional to organic farming. Understanding the determinants of this decision is relevant in particular for agricultural policy makers when predicting the response of farmers to support programs. After a brief review of the existing literature on barriers to the adoption of organic farming a theoretical model is presented that allows one to incorporate two main features of the adoption decision, namely irreversibility and uncertainty of the returns. The real options model quantifies investment multiples that trigger the adoption of organic farming. Compared with neoclassical models it suggests an inertia of the respective farming type, i.e. economic hysteresis. In order to find some empirical evidence for that hypothesis we utilize a switching regression model has originally been developed to test for market integration. The econometric model is then applied to aggregated data of conventional and organic farms in Germany and Austria spanning the period from 1982 until 2002. The empirical analysis confirms the reluctance to adopt organic farming due to option-like effects. We conclude that the incentives for adoption of organic farming (e.g. higher prices, direct payments or income stabilization) have to be increased if a higher share of this production type seems desirable.

Key words

organic farming; real options; switching regression; hysteresis

1. Einleitung

Die Ausweitung des ökologischen Anbaus in Deutschland auf 20 % innerhalb von 10 Jahren ist ein erklärtes Ziel der Bundesregierung seit dem Amtsantritt von Ministerin KÜNAST im Januar 2001.¹ Tatsächlich hat der ökologische Landbau in Deutschland eine stetige Ausweitung erfahren, er ist allerdings noch weit von dieser Vorgabe entfernt. So betrug der Flächenanteil des ökologischen Landbaus Ende 2002 etwa 4 %, und der Anteil der Betriebe lag bei 3,6 % (AGRA-EUROPE, 2003). Will man das Umstellungsverhalten prognostizieren und ggf. im Sinne einer gewünschten agrarpolitischen Zielsetzung beeinflussen, so ist die Kenntnis des Umstellungsverhaltens und seiner Determinanten eine wesentliche Voraussetzung. Die Frage, was Landwirte zur Umstellung auf ökologischen Landbau bewegt bzw. davon abhält, ist im Rahmen zahlreicher Untersuchungen behandelt worden, die in Abschnitt 2 überblicksartig vorgestellt werden. Der vorliegende Aufsatz versucht einen alternativen Erklärungsbeitrag zu leisten, indem der Wechsel zu Ökolandbau als Investitionsentscheidung interpretiert und auf die neue Investitionstheorie (Realoptionstheorie) zurückgegriffen wird. Aus der neuen Investitionstheorie lassen sich Hypothesen über Einflussfaktoren des Wechselverhaltens ableiten, die anschließend empirisch getestet werden. Die Verwendung des Realoptionsansatzes für die Modellierung der Entscheidungssituation lässt sich folgendermaßen motivieren: Erstens, die Umstellung auf den ökologischen Landbau ist mit mehr oder weniger hohen Kosten verbunden. Diese können aus unmittelbaren Investitionskosten bestehen, etwa für Investitionen in artgerechte Tierhaltung oder in umweltschonende Verfahren der Bodenbearbeitung und des Pflanzenschutzes. Darüber hinaus werden in aller Regel Kosten für Humankapital und für die Vermarktung der ökologischen Produkte entstehen. Wenngleich die Quantifizierung der Kosten, die mit der Erschließung neuer Vermarktungswege verbunden sind, schwierig ist, dürfte die Existenz dieser Transaktionskosten unstrittig sein. Diese Kosten fallen überwiegend einmalig und zu Beginn der Umstellung an. Insofern hat die Umstellung Investitionscharakter. Wichtig ist dabei, dass diese Kosten zum größten Teil versunken sind, wenngleich die Umstellungsentcheidung selbst reversibel ist. Zweitens

¹ Auf eine gesamtwirtschaftliche Bewertung dieser Zielvorgabe soll in diesem Beitrag verzichtet werden. Für eine Diskussion der Sinnhaftigkeit einer besonderen Förderung des ökologischen Landbaus sei auf DABBERT et al. (2002) und die dort zitierte Literatur verwiesen.

sind die monetären Erträge einer Umstellung unsicher. Zwar werden im Ökolandbau hohe Prämien gewährt, die zu einer Erlösstabilisierung beitragen, die Marktpreise und die physischen Erträge dagegen unterliegen hohen Schwankungen. Darüber hinaus ist zu beachten, dass für die Umstellungsentscheidung die relative Vorzüglichkeit gegenüber dem konventionellen Landbau entscheidend ist, also auch die Unsicherheit in diesem Bereich eine Rolle spielt. Drittens ist die Umstellungsentscheidung dadurch gekennzeichnet, dass der Umstellungszeitpunkt nicht vorgegeben ist, sondern durch den Landwirt gewählt werden kann. Damit handelt es sich um ein dynamisches Entscheidungsproblem unter Unsicherheit.

Diese kurze Charakterisierung der Umstellungsentscheidung macht deutlich, dass etwa ein simpler Deckungsbeitragsvergleich zwischen konventionellem und ökologischem Landbau viel zu kurz greift, um die Entscheidungssituation, vor der ein umstellungsbereiter Landwirt steht, adäquat abzubilden. Einen theoretischen Rahmen, um die genannten Aspekte zu berücksichtigen, bietet die neue Investitionstheorie. In diesem Sinne hat ein Landwirt eine Option, vom konventionellen zum ökologischen Landbau zu wechseln (und umgekehrt). Durch die Ausübung der Option, die mit den oben beschriebenen Investitionskosten verbunden ist, kauft der Landwirt die unsichere Deckungsbeitragsdifferenz. Da die Option jederzeit ausgeübt werden kann, also amerikanischen Typs ist, stellt sich die Frage des optimalen, d.h. gewinnmaximalen, Ausübungszeitpunktes. In dem vorliegenden Beitrag soll untersucht werden, ob dieser Erklärungsansatz Relevanz für das Umstellungsverhalten von Landwirten in Deutschland besitzt. Dabei soll nicht versucht werden, die Problemstellung normativ zu behandeln, indem für ein oder mehrere konkrete einzelbetriebliche Entscheidungssituationen der optimale Umstellungszeitpunkt ermittelt wird (was durchaus interessant sein könnte). Vielmehr soll ein empirisches Modell herangezogen werden, um zu prüfen, ob das Entscheidungsverhalten der Landwirte mit den Aussagen der neuen Investitionstheorie in Einklang steht. Die Kernaussage lautet bekanntlich, dass das Zusammentreffen von Unsicherheit, versunkenen Kosten und Flexibilität bezüglich des Entscheidungszeitpunktes zu einer Trägheit und zu einem Verharren im gegenwärtigen Zustand führt. Bezogen auf den ökologischen Landbau würde dies bedeuten, dass Landwirte nicht schon dann umstellen, wenn die Deckungsbeitragsdifferenz gerade die Umstellungskosten deckt. Normative Rechnungen aus anderen Bereichen zeigen, dass die optimale (d.h. gewinnmaximale) Auslöstschwelle für den Wechsel um ein Mehrfaches höher sein kann als bei Vernachlässigung von Unsicherheit und Flexibilität. Das hier verwendete empirische Modell geht auf SPILLER und HUANG (1986) zurück. Es dient ursprünglich dem Nachweis von Marktintegration und basiert auf einem Arbitrageargument. Das Modell setzt nicht unmittelbar am einzelbetrieblichen Entscheidungsprozess an, sondern betrachtet das Resultat aggregierten Verhaltens, das sich in den im konventionellen und ökologischen Landbau zu erzielenden Gewinnen ausdrückt. Sind die Einkommensmöglichkeiten im ökologischen Landbau unter Berücksichtigung der Wechselkosten höher als im konventionellen Landbau, sollte erwartungsgemäß ein Teil der Landwirte wechseln und der Marktpreismechanismus dazu führen, dass sich die Gewinnunterschiede angeleichen.

Betrachtet man den durchschnittlichen jährlichen Gewinn je Familienarbeitskraft der Wirtschaftsjahre 1989/90 bis 2000/01, so ist festzustellen, dass ökologisch wirtschaftende Betriebe in Deutschland ca. 10 % mehr verdienten als konventionell wirtschaftende vergleichbare Betriebe (BMVEL). Hervorzuheben ist, dass die Gewinndifferenz zwischen ökologischen und konventionellen Betrieben im Zeitablauf mit einem hohen Maß an Unsicherheit behaftet ist und gerade in den Wirtschaftsjahren 1998/99 bis 2000/01 sogar negativ war. Dies zeigt, dass die Rentabilität im ökologischen Landbau nicht permanent der im konventionellen Landbau überlegen ist. Dieser Gewinnvergleich ist aufgrund der anfangs geringen Stichprobengröße und der wechselnden Stichprobenzusammensetzung nicht unproblematisch. Dennoch könnte der höhere durchschnittliche Gewinn im ökologischen Landbau der vergangenen 12 Jahre als erster Indikator dafür gewertet werden, dass ein (scheinbares) Marktungleichgewicht vorliegt, und man hätte erwarten können, dass mehr Landwirte in die Ökoproduktion wechseln, als dies tatsächlich der Fall war.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Im folgenden Abschnitt wird zunächst ein kurzer Überblick über die Literatur zur Erklärung des Umstellungsverhaltens gegeben. In Abschnitt 3 werden die investitionstheoretischen Grundlagen sowie das ökonometrische Modell zum Nachweis von Anpassungsverzögerungen bei der Umstellung erläutert. Abschnitt 4 enthält die Anwendung des Modells auf den ökologischen Landbau in Deutschland. Der Beitrag endet mit Schlussfolgerungen für die Umstellungsentscheidung und deren mögliche Beeinflussung sowie für die empirische Messung von optionsbedingter Hysterese.

2. Überblick über Erklärungsansätze zum Wechselverhalten

Wie bereits erwähnt, ist der Wunsch, das Umstellungsverhalten von Landwirten zu verstehen und zu prognostizieren, nicht neu. Eine Vielzahl wissenschaftlicher Arbeiten versucht, das beobachtbare Entscheidungsverhalten durch theoretische Analysen oder empirische Befragungen plausibel zu machen und darauf aufbauend Vorhersagen auf unterschiedlicher regionaler Ebene und für verschiedene agrarpolitische Szenarien abzuleiten. An dieser Stelle können nur einige dieser Arbeiten angesprochen werden, wobei schwerpunktmäßig auf mögliche Umstellungshemmisse eingegangen wird.

OFFERMANN (2003) vergleicht die Ausdehnung des ökologischen Landbaus mit der Verbreitung von Innovationen und greift auf die Diffusionstheorie als Erklärungsansatz zurück. Demzufolge spielen die unterschiedlichen Charakteristika der umstellenden Betriebsleiter als auch die Wahrnehmung des Prozesses durch die anderen Landwirte eine Rolle. Die für Innovationen typische Komplexität wird als Grund für die geringe Verbreitungsgeschwindigkeit angeführt. Gleichfalls aus übergeordneter Perspektive diskutieren LATAZ-LOHMANN et al. (2001) sowie RECKE et al. (2002) das Konzept der Pfadabhängigkeit im Zusammenhang mit der Analyse der Wettbewerbsfähigkeit des ökologischen Landbaus. Die Grundaussage besteht darin, dass ineffiziente bzw. suboptimale Zustände und Technologien langfristig fortgeführt werden. Neuerungen konzentrieren sich darauf, Komponenten der bestehenden Zustände wei-

terzuentwickeln, ohne nach grundlegend anderen Lösungen zu suchen. So haben mehrere Generationen von Agrarsenschaftern versucht, den konventionellen Landbau weiterzuentwickeln, während der ökologische Landbau kaum beachtet wurde. Eine mögliche Ursache für pfadabhängige Entwicklungen besteht in versunkenen Kosten, die dazu führen, dass spezifische Investitionen in Produktionsanlagen mit langer Nutzungsdauer bei einem radikalen Strukturwandel abgeschrieben werden müssten. Weitere Ursachen für Pfadabhängigkeiten können Lerneffekte und Netzwerkeexternalitäten darstellen. Damit sind Vorteile auf der Angebots- bzw. Nachfrageseite gemeint, die mit einer zunehmenden Anzahl der Nutzer einer Technologie steigen.

Die im Folgenden genannten Umstellungshemmisse fokussieren stärker auf das individuelle Entscheidungsverhalten der Landwirte. Dabei kann grob zwischen monetären und nichtmonetären Motiven unterschieden werden. Teilweise handeln Landwirte aus Tradition und sind grundsätzlich nicht bereit, ihre gewohnte Wirtschaftsweise zu ändern oder fürchten einen Imageverlust in ihrem sozialen Umfeld (SCHNEIDER, 2001). Die in den alten Bundesländern Deutschlands von 1990 bis 1999 durchgeführten Untersuchungen von SCHULZE-PALS (1994) und NIEBERG (1997) zeigen, dass vor allem ältere Landwirte eine Umstellung ablehnen. Insgesamt scheinen ökonomische Motive für die Umstellungentscheidung aber zu dominieren (GERBER et al., 1996; RANTZAU et al., 1990). Auch PIETOLA und OUDE LANSINK (2001) betonen die Bedeutung monetärer Anreize im Zusammenhang mit der Analyse finnischer Farmen. Sinkende Outputpreise für konventionelle Produkte in Verbindung mit Umstellungsprämien haben den Wechsel zum Ökolandbau befördert, wobei die Umstellungsbereitschaft in spezialisierten Betrieben mit hohen Erträgen c.p. geringer ist.

Eine Vielzahl von Befragungen (z.B. HOLLENBERG, 2001, für Brandenburg oder SCHNEEBERGER et al., 2002, für Österreich) zeigt, dass von Betriebsleitern häufig produktionstechnische Einwände gegen eine Umstellung hervorgebracht werden. Viele konventionell wirtschaftende Landwirte bezweifeln, dass der Bedarf der Pflanzen an Grundnährstoffen (vor allem Stickstoff) bei biologischer Wirtschaftsweise ausreichend gedeckt werden kann. Außerdem werden Probleme bei der Bekämpfung von Unkraut und Pflanzenschädlingen (Insekten, Pilze etc.) befürchtet. Ebenfalls gescheut wird von Betriebsleitern der erhebliche Änderungsbedarf in der Betriebsorganisation (Anpassungen in der Produktionsstruktur, höherer bürokratischer Aufwand, starke Kontrollen) und der damit verbundene hohe Schulungs- und Beratungsbedarf. Ein weiterer Begründungskomplex sind die unzureichenden monetären Erträge, die infolge einer Umstellung erzielbar sind. Hier wird vielfach die Befürchtung geäußert, dass die notwendigen Preiszuschläge sowie die zusätzlich gewährten staatlichen Prämien zu gering seien, um physische Mindererträge zu kompensieren (HOLLENBERG, 2001). Zu beachten ist jedoch, dass sich alle genannten Sachverhalte in einem niedrigeren Deckungsbeitrag im ökologischen Landbau niederschlagen würden. Eine durch productionstechnische Einwände begründete Zurückhaltung der Landwirte könnte also nur wie folgt erklärt werden: (1) Die Landwirte irren sich und rechnen schlichtweg falsch oder (2) sie halten sich zu Recht mit der Umstellung zurück, weil langfristige Deckungsbeitragsentnahmen zu befürchten sind, die bei einem kurzfristigen Vergleich nicht zu Tage treten.

Vertreter der konventionellen Wirtschaftsweise nennen als Argument gegen eine Umstellung auf eine ökologische Bewirtschaftung oftmals auch die zu hohen Umstellungskosten, die insbesondere für Stallumbaumaßnahmen anfallen (vgl. Befragungsergebnisse für Österreich von HADATSCH et al., 2000 sowie KIRNER und SCHNEEBERGER, 1999). Auf die Relevanz dieses Arguments wurde bereits ausführlich in der Einleitung hingewiesen. In diesem Zusammenhang wäre es auch denkbar, dass umstellungswillige Betriebe nicht über die notwendige Liquidität verfügen, um die mit der Umstellung verbundenen Kosten aus eigener Kraft aufzubringen, sondern auf Kredite angewiesen sind, die in manchen Fällen von den Banken nicht gewährt werden. Progressiv steigende Umstellungskosten liegen als Annahme auch dem Modell von OFFERMANN (2003) zugrunde, der die Ausdehnung des ökologischen Landbaus in der EU mit Hilfe der positiven mathematischen Programmierung auf aggregierter regionaler Ebene schätzt.

Ein weiterer Grund für eine zögerliche Umstellung kann die Risikoaversion der Entscheider sein. Landwirte stellen nicht schon dann vom konventionellen zum ökologischen Landbau um, wenn der erwartete Cash-Flow gerade die Kapitalkosten der Investition deckt. Vielmehr fordern risikoaverse Landwirte eine Risikoprämie für die mit der Investition verbundene Unsicherheit und führen Investitionen erst dann durch, wenn durch die Rückflüsse der Investition neben den Investitionskosten auch die Risikoprämie gedeckt ist. Tatsächlich schätzen viele bislang konventionell wirtschaftende Landwirte die künftige Rentabilität des ökologischen Landbaus unsicherer ein, als die des konventionellen, weil der Absatz von ökologisch erzeugten Produkten zu entsprechend höheren Preisen nicht gesichert erscheint (vgl. SCHNEIDER et al., 2002).

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass es eine Vielzahl von Erklärungsansätzen für das Beharren auf der konventionellen Wirtschaftsweise gibt, allerdings werden diese selten zu einem konsistenten Entscheidungsmodell zusammengeführt. Eine Ausnahme bildet der Ansatz von PIETOLA und OUDE LANSINK (2001), die den Wechsel zwischen konventionellem und ökologischem Landbau als dynamisches stochastisches Entscheidungsproblem modellieren. Das im nächsten Abschnitt vorgestellte Realoptionsmodell greift diesen Gedanken auf.

3. Ein investitionstheoretisches Modell

3.1 Theoretisches Modell

Das hier verwendete theoretische Modell lässt sich als Realoptionsansatz einordnen.² Eine ausführliche Darstellung findet sich bei DIXIT (1989) sowie DIXIT und PINDYCK (1994: 215ff.). Es wird ein repräsentativer Landwirt betrachtet, der die Möglichkeit hat, vom konventionellen zum ökologischen Landbau und zurück zu wechseln. Ein solcher Wechsel ist mit versunkenen Kosten k^o bzw. k^k verbunden. Im konventionellen Landbau lassen sich Deckungsbeiträge in Höhe von D^k und im ökologischen Landbau D^o

² Eine kritische Diskussion der Übertragbarkeit von Bewertungsverfahren für Finanzoptionen auf Sachinvestitionen (reale Optionen) findet sich bei AMRAM und KULATILAKA (1999) sowie LANDER und PINCHES (1998).

erzielen, die jeweils stochastisch sind. Ziel des Landwirtes ist es, die diskontierte Gesamtsumme der Deckungsbeiträge im relevanten Betrachtungszeitraum zu maximieren, der als unendlich angenommen wird. Maßgeblich für die Umstellungsentscheidung ist das Deckungsbeitragsdifferenzial $D = D^{\delta} - D^k$. Die Entwicklung dieses Deckungsbeitragsdifferenzials folgt annahmegemäß einem geometrischen Brown'schen Prozess (GBP)³.

$$(1) \quad dD = \mu D dt + \sigma D dz$$

Darin sind μ und σ Drift und Volatilität des Prozesses. dz beschreibt einen Wiener-Prozess und dt ein infinitesimal kleines Zeitintervall. Im deterministischen Fall würde ein Wechsel vom konventionellen zum ökologischen Landbau vollzogen, falls die Deckungsbeitragsdifferenz die verrenteten Wechselkosten rk^{δ} übersteigt. Analog definiert rk^k den klassischen Trigger für einen Wechsel in umgekehrter Richtung, mit r als Zinssatz. Diese Grenzen berücksichtigen zwar versunkene Kosten eines Wechsels, aber nicht die Unsicherheit und die Erwartungsbildung der Entscheider. DIXIT (1989) zeigt, dass die Gleichgewichtsbedingungen für den Wechsel in einem dynamischen, stochastischen Modell unter Annahme von (1) wie folgt lauten:

$$(2) \quad \frac{1}{2} \sigma^2 D^2 \frac{d^2 V^k}{dD^2} + \mu D \frac{dV^k}{dD} - rV^k = D$$

für den Wechsel vom konventionellen zum ökologischen Landbau und

$$(3) \quad \frac{1}{2} \sigma^2 D^2 \frac{d^2 V^{\delta}}{dD^2} + \mu D \frac{dV^{\delta}}{dD} - rV^{\delta} = -D$$

für den Wechsel in umgekehrter Richtung.

Sie ergeben sich aus dem Bellman'schen Optimalitätsprinzip und berücksichtigen die Opportunitätskosten des Wartens und Nichtwechselns in die jeweils andere Bewirtschaftungsform. V^{δ} und V^k bezeichnen den Barwert der Deckungsbeiträge im ökologischen bzw. konventionellen Landbau. Aus den Lösungen dieser Differentialgleichungen lassen sich in Verbindung mit Standard-Randbedingungen folgende Beziehungen für die Trigger $D^{\delta*}$ und D^{k*} ableiten:

$$(4) \quad D^{\delta*} > rk^{\delta} \equiv c^{\delta}$$

$$(5) \quad D^{k*} < -rk^k \equiv c^k$$

(4) und (5) machen deutlich, dass die kritischen Deckungsbeitragsdifferenziale, die einen Wechsel vom konventionellen Landbau zum ökologischen Landbau bzw. zurück induzieren, größer sind als die klassischen Trigger, d.h. die periodisierten Wechselkosten. Dadurch wird der Hystereseeffekt, also das Beharrungsvermögen, die jeweilige Bewirtschaftungsform beizubehalten, gegenüber einer ausschließlichen Betrachtung versunkener Kosten noch verstärkt. Unter bestimmten Annahmen (siehe DIXIT, 1989: 629) lassen sich geschlossene Ausdrücke für $D^{\delta*}$ und D^{k*} angeben, aus denen hervorgeht, von welchen Determinanten die Trigger im Realoptionsmodell abhängen:

$$(6) \quad D^{\delta*} = \frac{r - \mu}{r} \frac{\beta}{\beta - 1} c^{\delta}$$

$$(7) \quad D^{k*} = \frac{r - \mu}{r} \frac{-\alpha}{\alpha + 1} c^k$$

Darin sind β und $-\alpha$ die Nullstellen der charakteristischen Gleichung zu (2) und (3).

$$(8) \quad \beta = \frac{1 - \frac{2\mu}{\sigma^2} + \left(\left(1 - \frac{2\mu}{\sigma^2} \right)^2 + \frac{8r}{\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}}}{2}$$

$$(9) \quad -\alpha = \frac{1 - \frac{2\mu}{\sigma^2} - \left(\left(1 - \frac{2\mu}{\sigma^2} \right)^2 + \frac{8r}{\sigma^2} \right)^{\frac{1}{2}}}{2}$$

Die Terme $\beta / (\beta - 1)$ bzw. $\alpha / (\alpha + 1)$ werden auch als „Option Multiple“ bezeichnet. Durch komparative Statistik lässt sich zeigen, dass die Verstärkung des Hystereseffekts im Vergleich zu den klassischen Triggern mit steigender Unsicherheit zunimmt. An diesem Sachverhalt setzt ein konkreter Hypothesentest des nachfolgend beschriebenen ökonometrischen Modells an.

3.2 Empirisches Modell

In diesem Abschnitt wird ein ökonometrisches Modell vorgestellt, das den Nachweis optionsbedingter Hysterese beim Wechsel vom konventionellen zum ökologischen Landbau ermöglichen soll. Das Modell weist eine formale Analogie zu dem von SPILLER und HUANG (1986) eingeführten und von SEXTON et al. (1991) weiterentwickelten Switching-Regression-Modell auf, mit dem das Vorliegen von Marktineffizienzen getestet werden soll. RICHARDS und PATTERSON (1998) erweitern diesen Ansatz um eine Komponente, die optionsbedingte Anpassungseffekte abbildet und wenden ihn zur Erklärung von (scheinbaren) Ungleichgewichten auf landwirtschaftlichen Arbeitsmärkten an. Eine weitere Anwendung erfolgt durch WOSSINK (2000), die das Investitionsverhalten niederländischer Landwirte beim Erwerb von Phosphatquoten untersucht.

Das Verständnis erschließt sich am besten durch den Vergleich mit dem Marktmodell von SEXTON et al. (1991). In diesem Modell wird das Zustandekommen von Produktionspreisen an verschiedenen, räumlich getrennten Produktions- und Verbrauchsstandorten erklärt. Sind die Preisdifferenzen

³ Die Annahme eines GBP für D ist wenig plausibel, da das Deckungsbeitragsdifferential auch negativ werden kann, was für einen GBP ausgeschlossen ist. Die Wahl des GBP an dieser Stelle erfolgt mit Blick auf die analytische Lösbarkeit des Modells und die Nachvollziehbarkeit der aus dem Modell abgeleiteten Verhaltenshypotesen. Für die spätere empirische Anwendung ist die Annahme nicht erforderlich, denn die qualitativen Modellaussagen gelten auch für andere, plausiblere stochastische Prozesse, z.B. einen Mean-Reverting-Prozess (siehe z.B. DIXIT und PINDYCK, 1994: 161ff.).

zwischen den Standorten kleiner als die (endogen zu bestimmenden) Transport- und Transaktionskosten, so entwickeln sich die Preise unabhängig voneinander. Überschreiten die Preisdifferenzen die Transportkosten, ergeben sich Arbitragemöglichkeiten und die einsetzenden Handelsströme führen die Preisdifferenz auf das Niveau der Transportkosten zurück. Liegen die Preisdifferenzen für längere Zeit oberhalb der Transportkosten, so wird dies als Marktineffizienz gedeutet, wobei zwischen den beiden Situationen „Mangel“ und „Überschuss“ unterschieden wird. Übertragen auf die Situation des Ökolandbaus bedeutet dies, dass Landwirte in der jeweiligen Bewirtschaftungsform verbleiben, solange das Deckungsbeitragsdifferential D kleiner ist als die Wechselkosten in die jeweils andere Bewirtschaftungsform. Sind die Rentabilitätsunterschiede größer als die Wechselkosten, sollten gemäß klassischer Investitionstheorie Landwirte zum Ökolandbau wechseln oder umgekehrt. Die damit verbundenen Angebotsänderungen führen über den Marktpreismechanismus zu einer Angleichung der Einkommensdifferenzen an die Wechselkosten. Treten Abweichungen von diesem Gleichgewicht auf, derart, dass D sich über einen längeren Zeitraum ober- bzw. unterhalb der so definierten Ein- und Austrittsschwelle bewegt, kann dies neben Marktunvollkommenheiten auch auf die Existenz von (Quasi-)Optionswerten zurückzuführen sein. Letzteres erscheint insbesondere dann plausibel, wenn das Ausmaß der Divergenz von Variablen abhängt, die auch die Höhe des Optionswertes bestimmen, wie etwa die Drift und die Volatilität des stochastischen Prozesses. Aus den obigen Ausführungen folgt, dass in dem Switching-Regression-Modell drei Bereiche für die Deckungsbeitragsdifferenz D unterschieden werden können und zwar erstens Gleichgewicht, zweitens überhöhte Gewinne und drittens überhöhte Verluste. Die drei genannten Konstellationen sind wie folgt definiert:

- $$(10) \quad c_t \quad \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1 - \lambda_1 - \lambda_2$$
- $$(11) \quad D_t = \begin{cases} c_t^o(k^o) + o^o(\sigma_t, \mu_t) & \text{mit Wahrscheinlichkeit } \lambda_1 \\ c_t^k(k^k) - o^k(\sigma_t, \mu_t) & \text{mit Wahrscheinlichkeit } \lambda_2 \end{cases}$$

mit

$$c_t = c + v_t, \quad c_t^o(k^o) = c^o + v_t + u_t, \quad c_t^k(k^k) = c^k + v_t - u_t$$

(10) beschreibt eine Situation, in der die Deckungsbeitragsdifferenz um eine Konstante c_t schwankt. v_t ist eine normalverteilte Zufallsvariable mit Mittelwert 0 und Varianz σ_v^2 . Dieses Regime ist mit der klassischen Investitionstheorie verträglich. (11) und (12) beschreiben dagegen Konstellationen, in denen die Deckungsbeitragsdifferenz die klassischen Ein- und Austrittsgrenzen über- bzw. unterschreitet, d.h. Situationen, die es gemäß traditioneller Investitionstheorie nicht geben sollte. In diesen beiden Fällen wird die Deckungsbeitragsdifferenz über eine Stochastic-Frontier geschätzt. Sie setzt sich zusammen aus den (konstanten) traditionellen Ein- bzw. Austrittsgrenzen c^o und c^k sowie einem optionsbedingten Zuschlag o_i^o bzw. o_i^k , der von der Drift α_t und der Volatilität σ_t des zugrunde liegenden stochastischen Prozesses abhängig ist. Zu diesem deterministischen Teil der Frontier kommen ein Störterm v_t sowie

eine halbnormalverteilte Zufallsvariable u_t hinzu, die unabhängig von v_t mit der Varianz σ_u^2 verteilt ist. u_t soll systematische Über- bzw. Unterschreitungen der traditionellen Grenzen für die Deckungsbeitragsdifferenz berücksichtigen, die nicht auf das Vorhandensein von Optionswerten zurückzuführen sind. Damit können z.B. Marktunvollkommenheiten, Anpassungsverzögerungen oder andere, Hysterese bedingende Faktoren gemeint sein. Es sei angemerkt, dass der den Trigger bestimmende stochastische Prozess nicht unmittelbar in das zu schätzende Modell (10) bis (12) einfließt. Graphisch lassen sich die Regime in (10), (11) und (12) wie in Abbildung 1 gezeigt darstellen.

Die drei Regime in (10), (11) und (12) treten mit den Wahrscheinlichkeiten $(1 - \lambda_1 - \lambda_2)$, λ_1 sowie λ_2 auf und bilden ein Switching-Regression-Modell mit unbekanntem Separationsindikator (GREENE, 1998). Die Likelihood-Funktion für dieses Modell lautet (vgl. RICHARDS und PATTERSON, 1998 sowie SEXTON et al., 1991):

$$(13) \quad L = \prod_{t=1}^T (\lambda_1 \cdot f_t^1 + \lambda_2 \cdot f_t^2 + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \cdot f_t^3)$$

Dabei sind die Dichtefunktionen f_t^1 , f_t^2 und f_t^3 wie folgt definiert:

$$(14) \quad f_t^1 = \frac{2}{S} \cdot \phi\left(\frac{Z_t^1}{S}\right) \cdot \left(1 - \Phi\left(\frac{-Z_t^1 \cdot \frac{\sigma_u}{\sigma_v}}{S}\right)\right)$$

$$(15) \quad f_t^2 = \frac{2}{S} \cdot \phi\left(\frac{Z_t^2}{S}\right) \cdot \left(1 - \Phi\left(\frac{Z_t^2 \cdot \frac{\sigma_u}{\sigma_v}}{S}\right)\right)$$

$$(16) \quad f_t^3 = \frac{2}{\sigma_v} \cdot \phi\left(\frac{Z_t^3}{\sigma_v}\right)$$

$$\text{mit } Z_t^1 = D_t - (c^o + o_1^o \cdot \sigma_t^2 + o_2^o \cdot \mu_t)$$

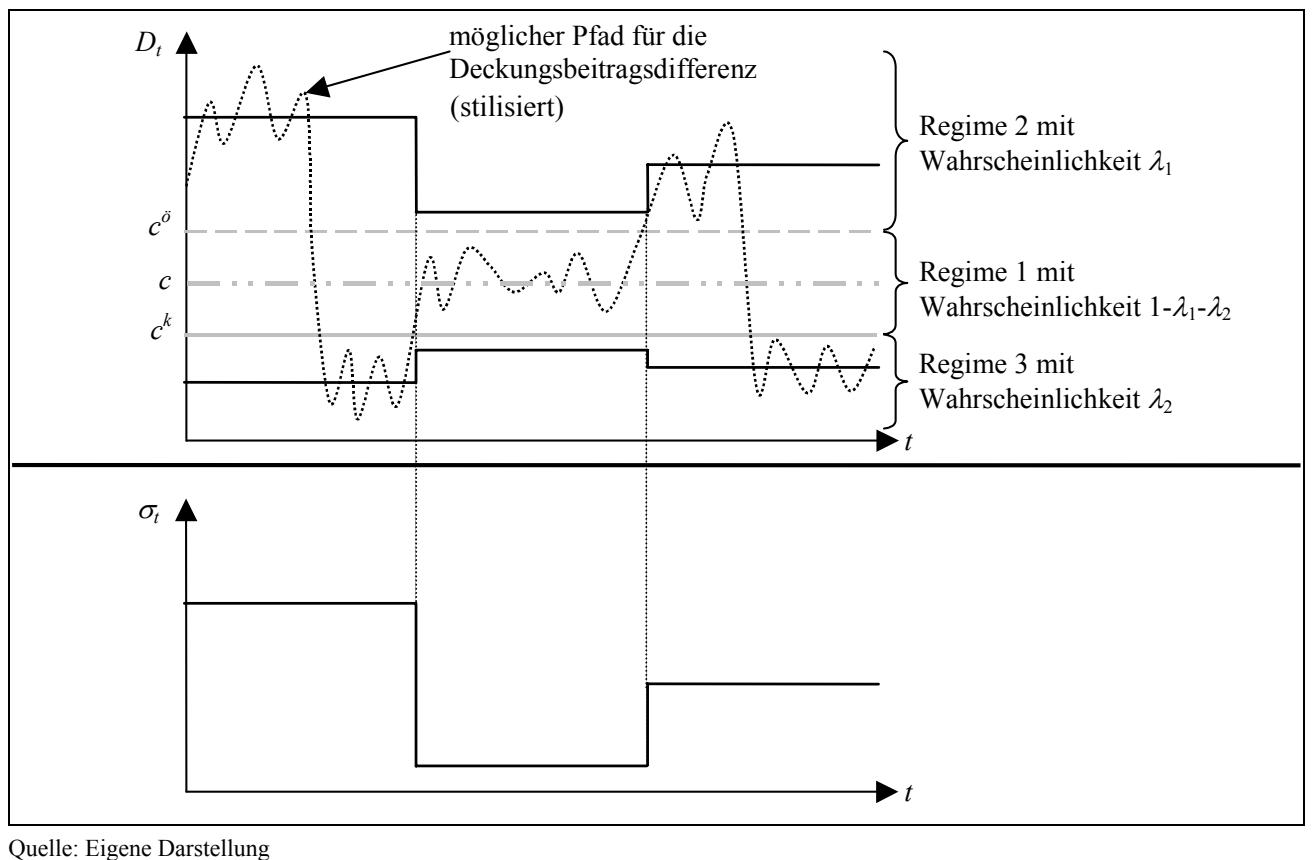
$$Z_t^2 = D_t - (c^k - o_1^k \cdot \sigma_t^2 - o_2^k \cdot \mu_t)$$

$$Z_t^3 = D_t - c$$

$$S = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{0.5}$$

ϕ und Φ kennzeichnen die Dichtefunktion bzw. Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

Die unbekannten Parameter c , c^o , c^k , o_1^o , o_2^o , o_1^k , o_2^k , σ_v , σ_u sowie λ_1 und λ_2 können durch Maximierung der Likelihoodfunktion (13) bestimmt werden. Sind λ_1 und λ_2 signifikant von Null verschieden, stützt dies die Hypothese, dass es (phasenweise) Marktkonstellationen gibt, die

Abbildung 1. Regime für die Deckungsbeitragsdifferenz

Quelle: Eigene Darstellung

Deckungsbeitragsdifferenziale zur Folge haben, die über (unter) der klassischen Ein- und Austrittsschwelle liegen. Besonderes Augenmerk liegt in diesem Zusammenhang auf der Signifikanz der Parameter $o_i^{\ddot{o}}$ und o_i^k , die die Optionseffekte repräsentieren.

Die Modellierung der optionsbedingten Zuschläge $o_i^{\ddot{o}}$ und o_i^k ist aus mehreren Gründen problematisch. Zum einen werden sie nicht entsprechend (6) bzw. (7) als Vielfaches (Multiple) der traditionellen Trigger formuliert, sondern als additive Größe. Darüber hinaus ist es nicht möglich, die nichtlinearen Beziehungen zwischen dem Option Multiple und seinen Determinanten in einer Schätzgleichung darzustellen. Vielmehr wird der optionsbedingte Zuschlag als lineare Funktion der Standardabweichung und der Driftrate approximiert, d.h. $o^{\ddot{o}}(\sigma_t, \mu_t) = o_1^{\ddot{o}} \cdot \sigma_t + o_2^{\ddot{o}} \cdot \mu_t$ bzw.

$o^k(\sigma_t, \mu_t) = o_1^k \cdot \sigma_t + o_2^k \cdot \mu_t$. Simulationsrechnungen von ODENING et al. (2003) zeigen, dass der Zusammenhang zwischen Option Multiple und der Varianz der Investitionsrückflüsse phasenweise nur schlecht durch eine lineare Funktion approximiert werden kann. Dagegen ist der Zusammenhang zwischen dem Option Multiple und der Standardabweichung annähernd linear. Aus diesem Grund wird die Standardabweichung anstelle der Varianz als Regressor verwendet. Weiterhin ist anzumerken, dass die Schätzung der unbekannten Parameter $o_1^{\ddot{o}}$, $o_2^{\ddot{o}}$, o_1^k und o_2^k , voraussetzt, dass σ und μ als Erklärungsgrößen zeitabhängig variieren. Das bedeutet, der eigentlichen Schätzung der in (10), (11) und (12) enthaltenen Modellparameter ist u.U.

eine Schätzung der Dynamik der Deckungsbeitragsdifferenz mit einem Modell voranzustellen, das zeitabhängige Varianzen und Trends aufweist.

Diesen Abschnitt abschließend sei angemerkt, dass das ökonometrische Modell offensichtlich nicht den Anspruch erheben kann, das komplexe einzelbetriebliche Entscheidungsverhalten, beim Wechsel zum ökologischen Landbau abzubilden, das durch eine Vielzahl betriebsindividueller, zum Teil auch außerökonomischer Einflussfaktoren bestimmt wird. Dies ist allein deswegen nicht möglich, da zum einen die Wechselentscheidungen selbst nicht direkt in das Modell einfließen und zum anderen aggregierte Daten verwendet werden. Statt dessen wird versucht, einen Zusammenhang zwischen dem Auftreten vermeintlicher Arbitrage und Variablen herzustellen, die die Höhe des Optionswertes entsprechend der neuen Investitionstheorie beeinflussen.

4. Modellanwendung

4.1 Datengrundlage

Für die empirische Analyse werden aggregierte Daten des deutschen und österreichischen Testbetriebsnetzes verwendet. In den Agrarberichten der Bundesregierung erfolgt seit dem Wirtschaftsjahr 1981/82 und in den Grünen Berichten seit 1986 eine Gegenüberstellung einer Gruppe ökologisch wirtschaftender Betriebe und einer hinsichtlich Flächenausstattung, Betriebstyp und natürlicher Standortbedingungen vergleichbaren Gruppe konventioneller Betriebe. Anzumerken ist, dass sich die Stichprobengröße im Zeitablauf verändert hat. So wurden für Deutschland im Wirtschaftsjahr

1981/82 nur 18 ökologisch wirtschaftende Haupterwerbsbetriebe erfasst, während es im Wirtschaftsjahr 2001/02 bereits 242 Betriebe waren. Eine varierende Stichprobengröße hat Einfluss auf die Genauigkeit der Schätzung der Größen, die als Variablen in das empirische Modell einfließen, insbesondere die Standardabweichung und die Drift. Ein weiteres Problem dieser Datengrundlage besteht darin, dass nicht zwischen den verschiedenen Betriebsformen unterschieden werden kann. Da die relative Vorzüglichkeit des ökologischen Landbaus gegenüber dem konventionellen Landbau auch von der Betriebsform abhängt, hätte eine Variation des Anteils einer Betriebsform im Zeitablauf einen Einfluss auf die durchschnittliche Gesamtdeckungsbeitragsdifferenz der betrachteten Haupterwerbsbetriebe. Wir gehen jedoch davon aus, dass sich die Stichprobenzusammensetzung im Zeitablauf nicht geändert hat. (Für die Wirtschaftsjahre 2001/02 und 2002/03 lässt sich dies verifizieren.)

In den Agrarberichten der Bundesregierung wird neben anderen Erfolgskennziffern der Gewinn ausgewiesen. Die Verwendung der Gewinndifferenz als Maß für die Vorteilhaftigkeit eines Wechsels wäre in diesem Zusammenhang allerdings nicht sachgerecht, da hier die Abschreibungen als Teil der irreversiblen Investitionskosten bereits abgezogen sind und außerdem zeitraum- und betriebsfremde Aufwendungen und Erträge einfließen, die in keinem kausalen Zusammenhang mit der Betriebsumstellung stehen. Aus diesem Grund wird eine Zeitreihe für die jährliche Gesamtdeckungsbeitragsdifferenz (ausgedrückt in Euro je Hektar) zwischen ökologischer und konventioneller Produktion hergeleitet (siehe Abbildung 2), wenngleich klar ist, dass in dieser Kennzahl nicht alle Größen erfasst sind, die für die Beurteilung der Rentabilität der Umstellung entscheidung relevant sein können. So ist beispielsweise eine ökologische Wirtschaftsweise oftmals mit mehr Arbeitskräften und mit weniger disproportionalen Spezialkosten verbunden als eine konventionelle. Allerdings wirken diese Kostenkomponenten in entgegengesetzter Richtung, so dass sich ihre Nicht-

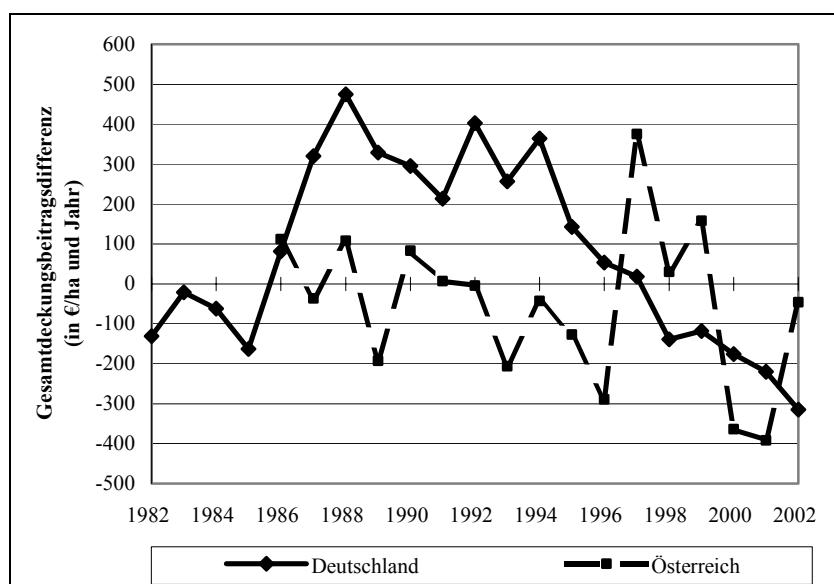
berücksichtigung tendenziell ausgleicht und es vertretbar erscheint, auf die Gesamtdeckungsbeitragsdifferenz abzustellen.

Die Verwendung derart hochaggregierter Testbetriebsdaten ist nicht unproblematisch. Die Deckungsbeiträge basieren auf einer Kombination verschiedenster pflanzlicher und tierischer Produktionsverfahren, die in dieser Form in realen Betrieben nicht vorkommt. Ferner können durch die Zusammenfassung verschiedener Betriebstypen die Unterschiede in den Umstellungskosten nicht im Modell berücksichtigt werden. Abgesehen von betriebsindividuellen Unterschieden weisen spezialisierte Veredlungsbetriebe im Vergleich zu Marktfruchtbetrieben tendenziell höhere Umstellungskosten auf und erzielen trotz höherer Produktionskosten nur relativ geringe Preisaufschläge. Die Umstellungsbereitschaft wird in Veredlungsbetrieben c.p. also geringer sein als in Marktfruchtbetrieben. Ähnliches wurde in der Vergangenheit für Marktfruchtbetriebe auf besonders guten Standorten berichtet (vgl. DABBERT und BRAUN, 1993; SCHULZE-PALS, 1994; KÖHNE und KÖHN, 1998 sowie PIETOLA und OUDE LANSINK, 2001).

Durch das Poolen der deutschen und österreichischen Daten steht eine Zeitreihe mit insgesamt 38 Beobachtungswerten zur Verfügung. Im Vergleich zu zwei separaten Schätzungen reduziert sich die Zahl der zu schätzenden Parameter deutlich. Allerdings wird es strukturelle Unterschiede im Wechselverhalten in beiden Ländern geben. Diese können darauf zurückzuführen sein, dass die aggregierten Vergleichsbetriebe aus unterschiedlichen Betriebstypen zusammengesetzt sind. Aus diesem Grund wird zusätzlich eine Dummy-Variable d eingeführt, die länderspezifische Effekte berücksichtigt.

Um den Einfluss der Varianz und der Drift als Optionswert bestimmende Determinanten statistisch nachweisen zu können, müssen diese Größen im Beobachtungszeitraum variieren. Die alleinige Variation zwischen den beiden Regionen reicht nicht aus, so dass Varianz und Drift zeitabhängig zu bestimmen sind. Die Schätzung einer für jeden Zeitpunkt unterschiedlichen Standardabweichung beispielweise mit Hilfe eines GARCH-Modells ist angesichts der Kürze der Zeitreihen nicht sinnvoll. Aus diesem Grund werden die beiden Zeitreihen für Deutschland und Österreich in jeweils zwei Perioden unterteilt, für die dann unterschiedliche Standardabweichungen und Drift geschätzt werden. Der Zeitpunkt für die Unterteilung der Datenreihen wird so gewählt, dass ein Unterschied in den beiden Größen a priori plausibel erscheint, etwa aufgrund eines Politikwechsels. Für Deutschland ist ein solcher Zeitpunkt durch die McSharry-Reform 1992 gegeben, die eine Abkehr von der Marktpreisstützung hin zu Direktzahlungen (Tier- und Flächenprämie) mit sich gebracht hat. Für Österreich wird der Zeitpunkt des EU-Beitritts gewählt. Auch hier ging der Abbau des Preisstützungssystems mit der Einführung direkter Ausgleichszahlungen ein-

Abbildung 2. Gesamtdeckungsbeitragsdifferenz zwischen ökologischer und konventioneller Bewirtschaftungsweise in Deutschland und Österreich



Quelle: Eigene Darstellung

her. Darüber hinaus wurde neben der Anpassung an den Europäischen Binnenmarkt das Agrar-Umweltprogramm (Österreichisches Programm zur Förderung einer umweltgerechten, extensiven und den natürlichen Lebensraum schützenden Landwirtschaft (ÖPUL)) aufgelegt. F- bzw. t-Tests bestätigen die Vermutung unterschiedlicher Standardabweichungen (für Deutschland und Österreich) und Drift (nur für Deutschland) mit 5- bzw. 10-prozentiger Irrtumswahrscheinlichkeit.

Die Lösung eines Switching-Regression-Modells kombiniert mit einem Stochastic-Frontier-Modell ist nicht mittels Standardsoftware möglich. Aus diesem Grund wird die Likelihoodfunktion (13) mit Hilfe eines genetischen Algorithmus maximiert, der ein heuristisches Suchverfahren darstellt. Die empirischen t-Werte werden aus der Informationsmatrix abgeleitet (siehe GREENE, 2000: 131ff.).

4.2 Modellergebnisse

Tabelle 1 enthält die Parameterschätzwerte für das in Abschnitt 3.2 beschriebene Switching-Regression-Modell. Es wird deutlich, dass alle drei Regime phasenweise aktiv sind, da λ_1 und λ_2 mit 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit (kritischer t-Wert = 1,7) signifikant von Null verschieden sind. Mit anderen Worten: Es können Phasen nachgewiesen werden, in denen gemäß der klassischen Investitionstheorie ein Wechsel vom konventionellen zum ökologischen Landbau und umgekehrt erfolgen sollte, der aber unterbleibt und damit zu einem scheinbaren Ungleichgewicht führt, in dem die eine oder andere Wirtschaftsform relativ gesehen zu rentabel erscheint. Die klassischen Wechselkosten vom konventionellen zum ökologischen Landbau werden durch den Parameter c^δ erfasst und betragen ca. 169 Euro pro Hektar und Jahr. Für den Wechsel in umgekehrter Richtung werden 70 Euro geschätzt. Dieser Unterschied erscheint nicht unplausibel, da ein Wechsel zurück in die vertraute konventionelle Wirtschaftsweise mit weniger Transaktionskosten verbunden sein dürfte. Auch die als Optionseffekte zu interpretierenden Koeffizienten o_1^δ und o_1^k sind signifikant. Das bedeutet, dass das durch die alleinige Irreversibilität der Wechselkosten hervorgerufene Beharrungsvermögen in der jeweiligen Bewirtschaftungsform durch das Erfolgsrisiko verstärkt wird. Das Ausmaß des Effektes ist beachtlich: Die Gesamtdeckungsbeitragsdifferenz, die einen Wechsel vom konventionellen zum ökologischen Landbau induziert, erhöht sich um das 0,888-fache der Standardabweichung. Bei einer durchschnittlichen Standardabweichung in Deutschland von 137 € pro ha und Jahr entspricht dies in etwa einem 70 % Aufschlag auf den klassischen Wechseltrigger. Die Größenordnung ist nicht ungewöhnlich und liegt im Bereich des Option Multiple, das für plausible Parameterkonstellationen aus normativen Berechnungen abgeleitet werden kann. Die Gewichtungsfaktoren o_2^δ und o_2^k der zeitveränderlichen Drift im zweiten bzw. dritten Regime sind nicht signifikant. Der Ländereffekt ist sehr ausgeprägt. Dies lässt sich so interpretieren, dass österreichische Agrarbetriebe offensichtlich deutlich bereitwilliger, sind, auf die jeweils andere Bewirtschaftungsweise umzustellen. Die Höhe des ausgewiesenen Ländereffekte ist allerdings unplausibel, denn subtrahiert man diesen Wert von den für Deutschland gültigen Wechselkosten, ergibt

sich ein negativer Wert für die Wechselkosten in Österreich (169 - 295 = -126 €). Ein möglicher Erklärungsansatz könnte in Synergieeffekten des ökologischen Landbaus mit anderen betrieblichen Erwerbsbereichen, die nicht in der Deckungsbeitragsdifferenz erfasst und in Österreich besonders stark ausgeprägt sind, bestehen. Beispielsweise weisen FREYER et al. (2001) auf die Verknüpfung von ökologischem Landbau und Tourismus in Österreich hin. Weiterhin ist denkbar, dass der Optionseffekt, der ja für beide Länder durch dieselben Parameter ausgedrückt wird, für Österreich überschätzt ist und der Länderdummy diesen Effekt kompensiert. Dies würde zutreffen, wenn die Deckungsbeitragsdifferenzen in beiden Ländern unterschiedlichen Klassen von stochastischen Prozessen folgen würden (z.B. statio-när und nichtstationär).

Tabelle 1. Modellergebnisse

	Parameter	Schätzwert	t-Wert
Regime 1	$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	0,259	–
	c	11,991	0,360
Regime 2	λ_1	0,387	5,350
	c^δ	168,637	7,526
	o_1^δ	0,888	9,485
	o_2^δ	0,397	0,810
Regime 3	λ_2	0,354	4,599
	c^k	-70,499	-2,088
	o_1^k	0,676	4,633
	o_2^k	-1,037	-1,453
	σ_v	83,100	4,708
	σ_u	10,047	0,416
	d	-294,925	-2,486

Quelle: Eigene Berechnungen

5. Schlussfolgerungen

Im Lichte der Modellergebnisse erscheint das eingangs angeführte Ziel der Bundesregierung, den ökologischen Anbauanteil unter den geltenden Rahmenbedingungen bis 2010 auf 20 % zu steigern, unrealistisch. Für diese Erkenntnis hätte es sicher keinen aufwändigen ökonometrischen Modells bedurft. Bemerkenswert ist dennoch, dass das hier vorgestellte Modell einen alternativen, mikroökonomisch fundierten Erklärungsansatz für das scheinbar zögerliche Verhalten landwirtschaftlicher Betriebe beim Wechsel zum ökologischen Landbau bietet. Es zeigt, dass einerseits deterministische, komparativ-statistische ökonomische Kalkulationen zu kurz greifen, andererseits müssen keine soziologischen oder psychologischen Erklärungsansätze herangezogen werden, um das Entscheidungsverhalten plausibel zu machen. (Damit soll keinesfalls der potenzielle Erklärungsgehalt dieser Ansätze in Frage gestellt werden.) Vielmehr wird das Augenmerk auf die Determinanten „Unsicherheit“ und „versunkene Kosten“ gelenkt. Aus der Sicht agrarpolitischer Entscheidungsträger lässt sich schlussfolgern, dass die Anreize für eine Betriebsum-

stellung deutlich erhöht werden müssten, wollte man den Anteil ökologischer Produktion schnell und spürbar steigern. Dafür bieten sich drei Ansatzstellen an: Erstens die Erhöhung der relativen Deckungsbeiträge des ökologischen Landbaus, zweitens die Verringerung der Umstellungskosten bzw. ihre Kompensation und drittens die Verringerung der Unsicherheit des Umstellungserfolgs, wobei zu beachten ist, dass das Risiko sowohl im konventionellen als auch im ökologischen Anbau eine Rolle spielt. Zumindest die beiden erstgenannten Maßnahmen greifen bereits in Form von permanenten Flächenbeihilfen und zeitweilig gewährten Umstellungshilfen für ökologische Betriebe. Sie fallen aber offensichtlich zu gering aus, um das durch das gemeinsame Auftreten von Unsicherheit, Irreversibilität und Verschiebbarkeit der Umstellungsentscheidung hervorgerufene Beharrungsvermögen des konventionellen Landbaus zu überwinden.

Die empirischen Ergebnisse stehen weitgehend im Einklang mit den Hypothesen, die aus der Realoptionstheorie abgeleitet werden können. Dieser Befund sollte dennoch nur mit Vorsicht als Beleg für die empirische Relevanz realer Optionen aufgefasst werden und zwar aus folgenden Gründen:

1. Die Schätzgleichungen werden nicht unmittelbar aus dem normativen Ansatz hergeleitet, so dass das empirische Switching-Regression-Modell nur in relativ losem Zusammenhang zu dem theoretischen Realoptionsmodell steht. In der Terminologie von PROVENCHER (1997) handelt es sich um ein „reduced form model“, das im Vergleich zu strukturellen Modellen, die direkt auf dem normativen Optimierungsproblem aufbauen, Kausalzusammenhänge fehlerhaft schätzen kann. In diesem speziellen Fall treten zwei Probleme auf: Zum einen erscheint die Approximation des Option Multiple durch ein Produkt aus Standardabweichung und einer Konstante nicht unproblematisch, denn wie aus (6) und (7) deutlich wird, hängt das Option Multiple von weiteren Größen wie z.B. dem Diskontierungsfaktor ab, deren Einfluss in dem empirischen Modell nicht erfasst wird. Zum anderen ist es kaum möglich, den Einfluss der Standardabweichung als rein optionsbedingten Effekt zu interpretieren. Während Optionswerte bei Anwendung des risikoneutralen Bewertungsprinzips (siehe z.B. HULL, 2000: 205ff.) unabhängig von der Risikoeinstellung des Investors gelten, ist dies in dem empirischen Modell nicht sichergestellt. Das bedeutet, dass nicht eindeutig zwischen Risikoaversion im klassischen Sinne und optionsbedingter Hysterese unterschieden werden kann. Es ist allerdings anzumerken, dass diese Unterscheidung mit Blick auf die praktischen Schlussfolgerungen als nicht so wesentlich erscheinen mag, da beide Ursachen denselben Effekt nach sich ziehen, nämlich eine Spreizung des Bereichs der Inaktivität.
2. Es wurde bereits darauf hingewiesen, dass mögliche Optionseffekte in einzelnen Betriebstypen unterschiedlich ausgeprägt sein können und dies durch die aggregierte Betrachtung verfälscht wird. Dieses Problem könnte im Prinzip durch eine differenzierte Betrachtung verschiedener Betriebstypen oder Standorte abgemildert werden, allerdings dürfte es schwierig sein, ausreichend lange Datenreihen auf stärker disaggregierter Ebene zu finden.

3. LEAHY und WHITED (1996) weisen darauf hin, dass für die Höhe des Option Multiple letztlich die von den Investoren erwartete Unsicherheit im Planungshorizont relevant ist. In Ermangelung eines praktikablen Modells zur Erwartungsbildung wird die Unsicherheit als Standardabweichung historischer Gesamtdeckungsbeitragsdifferenzen quantifiziert. Betrachtet man rückblickend die Jahre 2000/01 und 2001/02, die in Deutschland durch die BSE-Krise beherrscht waren, so ist anzunehmen, dass die statistisch messbare Standardabweichung, die sich auf den vorangegangenen Zeitraum stützt, die tatsächlich vorhandene bzw. empfundene Unsicherheit zu diesem Zeitpunkt unterschätzt.

4. Das in Abschnitt 3.1 erläuterte normative Modell stellt natürlich nur eine Approximation an die Entscheidungssituation der Landwirte dar. So wird beispielsweise impliziert, dass Betriebe jederzeit wechseln können und damit Marktungleichgewichte unmittelbar beseitigt werden. In der Realität nehmen derartige grundlegende betriebliche Umstellungsprozesse Zeit in Anspruch, so dass allein der Zeitabstand zwischen der Beobachtung eines Gewinndifferenzials und der betrieblichen Reaktion darauf als Erklärung für das zeitweilige Vorhandensein ausgeprägter Gewinnunterschiede in beiden Bewirtschaftungsformen herangezogen werden kann.

Insbesondere der erstgenannte Kritikpunkt lässt es sinnvoll erscheinen, weitere Möglichkeiten der empirischen Validierung von Realoptionsmodellen als den hier vorgestellten zu prüfen. Eine Übersicht über verschiedene Modelltypen findet sich bei ODENING et al. (2003). Die Analyse solcher Modelle stellt zweifellos eine reizvolle Forschungsaufgabe dar, deren Ergebnisse unmittelbar dem Verständnis agrarstrukturellen Wandels dienen.

Literatur

- AGRA-EUROPE (27/03): Ökolandbau in schwieriger Lage. Länderberichte 39: Deutschland.
- AMRAM, M. and N. KULATILAKA (1999): Real Options. Managing Strategic Investments in an Uncertain World. Harvard Business School, Boston.
- BMVEL (verschiedene Jahrgänge): Ernährungs- und agrarpolitischer Bericht der Bundesregierung. Bonn.
- DABBERT, S. und J. BRAUN (1993): Auswirkungen des EG-Extensivierungsprogramms auf die Umstellung auf ökologischen Landbau in Baden-Württemberg. In: Agrarwirtschaft 42 (2): 90-99.
- DABBERT, S., A.M. HÄRING und R. ZANOLI (2002): Politik für den Öko-Landbau. Ulmer, Stuttgart.
- DIXIT, A.K. (1989): Entry and Exit Decision Under Uncertainty. In: Journal Political Economy 97 (3): 620-638.
- DIXIT, A.K. and R.S. PINDYCK (1994): Investment under Uncertainty. Princeton University Press, New Jersey.
- FREYER, B., M. EDER, W. SCHNEEBERGER, I. DARNHOFER, L. KIRNER, T. LINDENTHAL und W. ZOLLITSCH (2001): Der biologische Landbau in Österreich - Entwicklungen und Perspektiven. In: Agrarwirtschaft 50 (7): 400-409.
- GERBER, A., V. HOFFMANN und M. KÜGLER (1996): Das Wissenssystem im ökologischen Landbau in Deutschland. Zur Entstehung und Weitergabe von Wissen im Diffusionsprozess. In: Berichte über Landwirtschaft 74: 591-627.
- GREENE, W.H. (1998): LIMDEP 7.0. User's Manual. Econometric Software, Inc., New York.

- (2000): Econometric Analysis. 4th Edition. Prentice-Hall, New York.
- HADATSCH, S., R. KRATOCHVIL, A. VABITSCH, B. FREYER und B. GÖTZ (2000): Biologische Landwirtschaft im Marchfeld. Potenziale zur Entlastung des Natur- und Landschaftshaushaltes. Umweltbundesamt, Serie Monographien, Band 127, Wien.
- HOLLENBERG, K. (2001): Auswirkungen einer Umstellung auf den ökologischen Landbau. Landwirtschaft und Umwelt, Band 18. Vauk, Kiel.
- HULL, J.C. (2000): Options, Futures, & other Derivatives. 4th Edition. Prentice-Hall International, Inc., Toronto.
- KIRNER, L. und W. SCHNEEBERGER (1999): Hemmnisse für die Umstellung auf biologische Wirtschaftsweise in Österreich. Analyse einer Befragung von Betrieben mit Verzicht auf bestimmte ertragssteigernde Betriebsmittel. In: Die Bodenkultur 50 (4): 227-234.
- KÖHNE, M. und O. KÖHN (1998): Betriebsumstellung auf ökologischen Landbau - Auswirkungen der EU-Förderungen in den neuen Bundesländern. In: Berichte über Landwirtschaft 76 (3): 329-365. Landwirtschaftsverlag GmbH, Münster-Hiltrup.
- LANDER, D.M. and G.E. PINCHES (1998): Challenges to the Practical Implementation of Modeling and Valuing Real Options. In: Pinches, G.E. (ed.): Real Options: Developments and Applications. In: Quarterly Review of Economics and Finance 38 (Special Issue): 537-568.
- LATACZ-LOHMANN, U., G. RECKE und H. WOLFF (2001): Die Wettbewerbsfähigkeit des ökologischen Landbaus: Eine Analyse mit dem Konzept der Pfadabhängigkeit. In: Agrarwirtschaft 50 (7): 433-438.
- LEAHY, J.V., WHITED, T.M. (1996): The Effect of Uncertainty on Investment: Some Stylized Facts. In: Journal of Money, Credit and Banking 28 (1): 64-83.
- NIEBERG, H. (1997): Produktionstechnische und wirtschaftliche Folgen der Umstellung auf ökologischen Landbau - empirische Ergebnisse aus fünf Jahren ökonomischer Begleitforschung zum Extensivierungsprogramm. Arbeitsbericht des Instituts für Betriebswirtschaft der FAL Nr. 1/97, Braunschweig.
- ODENING, M., O. MUßHOFF und S. HÜTTEL (2003): Empirische Validierung von Realoptionsmodellen. Working Paper 67, Institut für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus, Humboldt-Universität zu Berlin.
- OFFERMANN, F. (2003): Quantitative Analyse der sektoralen Auswirkung einer Ausdehnung des ökologischen Landbaus in der EU. Berliner Schriften zur Agrar- und Umweltökonomik Band 5. Shaker, Aachen.
- PIETOLA, K.S. and A. OUDE LANSINK (2001): Farmers Response to Policies Promoting Organic Farming Technologies in Finland. In: European Review of Agricultural Economics 28 (1): 1-15.
- PROVENCHER, B. (1997): Structural versus Reduced-Form Estimation of Optimal Stopping Problems. In: American Journal of Agricultural Economics 79 (2): 357-368.
- RANTZAU, R., B. FREYER und H. VOGTMANN (1990): Umstellung auf ökologischen Landbau - Betriebliche Erfordernisse und Konsequenzen bei der Durchführung des ökologischen Landbaus. Dokumentation und Analyse von Praxiserfahrungen in unterschiedlichen Entwicklungsstadien und deren Überprüfung auf verschiedenen Standorten. Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Reihe A: Angewandte Wissenschaft, Heft 389. Landwirtschaftsverlag GmbH, Münster-Hiltrup.
- RECKE, G., U. LATACZ-LOHMANN und H. WOLFF (2002): Pfadabhängigkeit und Umstellung auf ökologischen Landbau - eine empirische Studie. In: Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus e.V. (Gewisola), Band 38: 503-508. Landwirtschaftsverlag GmbH, Münster-Hiltrup.
- RICHARDS, T.J. and G. PATTERSON (1998): Hysteresis and Shortage of Agricultural Labour. In: American Journal of Agricultural Economics 80 (4): 683-695.
- SCHNEEBERGER, W., I. DARNHOFER und M. EDER (2002): Barriers to the adoption of organic farming by cash-crop producers in Austria. In: American Journal of Alternative Agriculture 17/1: 24-31.
- SCHNEIDER, R. (2001): Umstellung von Marktfruchtbetrieben im Marchfeld und Weinviertel auf biologische Wirtschaftsweise – Umstellungshemmnisse, Umstellungsprobleme und Wirtschaftsweise. Dissertation, Universität für Bodenkultur Wien.
- SCHNEIDER, R., W. SCHNEEBERGER, M. EDER und B. FREYER (2002): Umstellungsprobleme werden überschätzt. In: Blick ins Land 06/2002: 29-30.
- SCHULZE-PALS, L. (1994): Ökonomische Analyse der Umstellung auf ökologischen Landbau. Schriftenreihe des BMELF. Landwirtschaftsverlag, Münster.
- SEXTON, R.J., C.L. KLING and H.F. CARMAN (1991): Market Integration, Efficiency of Arbitrage, and Imperfect Competition: Methodology and Application to U.S. Celery. In: American Journal of Agricultural Economics 73 (3): 568-580.
- SPILLER, P.T. and C.J. HUANG (1986): On the Extent of the Market: Wholesale Gasoline in the Northeastern United States. In: Journal of Industrial Economics 35 (2): 131-145.
- WOSSINK, A. (2000): The Failure of Marketable Permit Systems and Uncertainty of Environmental Policy: A Switching Regime Model Applied to the Dutch Phosphate Quota Program. Paper presented at the AAEA annual meeting 2000, Tampa.

Danksagung

Für hilfreiche Kommentare, Anregungen und Kritik danken wir zwei anonymen Gutachtern und den Herausgebern der „Agrarwirtschaft“. Martin Odening dankt der Deutschen Forschungsgemeinschaft und Oliver Mußhoff der Klaus-Tschira-Stiftung, gemeinnützige GmbH, für finanzielle Unterstützung.

Kontaktautor:

PROF. DR. MARTIN ODENING

Humboldt-Universität zu Berlin,
Institut für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaus,
Fachgebiet Allgemeine Betriebslehre des Landbaus
Luisenstraße 56, 10099 Berlin
Tel.: 030-20 93 64 87, Fax: 030-20 93 64 65
E-Mail: m.odening@agrar.hu-berlin.de