



Universität für Bodenkultur Wien  
Department für Wirtschafts- und  
Sozialwissenschaften

# **Modellierung landwirtschaftlichen Strukturwandels in Österreich: Vergleich einer Modellprognose mit den Ergebnissen der Strukturhebungen (1999-2005)**

Franz Weiss

Diskussionspapier  
DP-33-2007  
Institut für nachhaltige Wirtschaftsentwicklung

Oktober 2007

# ***Modellierung landwirtschaftlichen Strukturwandels in Österreich: Vergleich einer Modellprognose mit den Ergebnissen der Strukturhebungen (1999-2005)***

*Weiss Franz*<sup>\*)</sup>

## **Einleitung**

Mit RAALSA (siehe Weiss et al. 2003) und FAMOS (siehe Hofreither et. al. 2005) existieren zwei Sektormodelle, in denen der österreichische Agrarsektor mit Hilfe von repräsentativen Betrieben simuliert wird. Beide Modelle basieren auf den einzelbetrieblichen Daten der Agrarstrukturerhebung 1999, wobei RAALSA lediglich die alpinen Regionen, FAMOS den gesamten nationalen Sektor abbildet. Sowohl bei RAALSA als auch bei FAMOS wird das ökonomische Verhalten der repräsentativen Betriebe mit Hilfe von Programmierungsmodellen simuliert und die Ergebnisse anschließend über Gewichtungsfaktoren auf beliebiger regionaler Ebene aggregiert. Auf diese Weise können Produktions- und Einkommenseffekte von geänderten Preisen, Steuern oder Förderungen sowohl auf nationaler Ebene als auch auf Ebene der Regionen abgeschätzt werden.

Eine Schwäche der Methodik liegt in den konstanten Gewichtungsfaktoren, da für die Prognose stets die Struktur des Jahres 1999 zugrunde gelegt wird. Tatsächlich ändert sich die Struktur der Betriebe rasch, weshalb die Gewichtungsfaktoren bereits nach wenigen Jahren nicht mehr adäquat sind. So nahm zwischen 1999 und 2005 nach Schätzungen auf Basis einer Stichprobenerhebung der Statistik Austria (siehe Statistik Austria 2006) die Zahl der Betriebe von 217.508 auf 189.591, also um 12,8%, ab. Im selben Zeitraum ging die Zahl der Haupterwerbsbetriebe um 7,1%, die der Nebenerwerbsbetriebe um 17,5% zurück. Die durchschnittliche Betriebsgröße stieg von 34,6 ha (Gesamtfläche) auf 39,9 ha.

Für RAALSA wurde daher von vornherein ein Modul geschaffen, in dem die Gewichte über ein nicht-stationäres Markovmodell angepasst werden. Die Umstiegswahrscheinlichkeiten zwischen den Betriebstypen werden dabei über ein regionales Programmierungsmodell ermittelt, wobei als Grundlage die Ergebnisse einer Befragung von Betrieben dienen. Die Schwäche dieses Strukturmoduls liegt in der geringen empirischen Fundierung der auf diese Weise bestimmten Markovgewichte. Sowohl die geringe Zahl an befragten Betrieben (380) als auch die Unschärfe in den Antworten machen eine Verwendung für konkrete Prognosezwecke schwierig.

Für FAMOS, die neuere Version des Modells, steht derzeit noch kein Strukturmodul zur Verfügung. Durch einen verbesserten Zugang zu den einzelbetrieblichen Daten der Agrarstrukturerhebungen 1995 und 1990 konnten Schätzungen betrieblicher Anpassungsreaktionen auf der Basis einer großen Zahl an Beobachtungen durchgeführt werden (siehe Weiss 2006a, Weiss 2006b). Die Frage, die nun im Rahmen dieser Arbeit beantwortet werden soll, ist inwieweit sich solche Schätzungen für eine Prognose struktureller Änderungen, und in weiterer Folge für die Anpassung der Gewichtungsfaktoren bei FAMOS, eignen. Es wurde daher ein Modell entwickelt, das geschätzte Koeffizienten und Gruppemittelwerte verwendet um zukünftige Anpassungsreaktionen zu simulieren. Geschätzt wurde auf Basis der Anpassungen 1995-1999, die Prognose erfolgte ausgehend vom Jahr 1999 für die Jahre 2003 und 2005, um eine Validierung auf Basis der verfügbaren Stichprobenerhebungen zu ermöglichen.

---

<sup>\*)</sup> Mag. Franz Weiss, Heigerleinstraße 54/30, 1160 Wien. E-mail: franz.weiss@boku.ac.at

Der folgende Abschnitt gibt einen kurzen Überblick über gängige Methoden und vorhandene Modelle zur Abschätzung landwirtschaftlichen Strukturwandels. Anschließend werden Methodik und Schätzungen des vorliegenden Modells vorgestellt und schließlich im letzten Abschnitt die Ergebnisse präsentiert und mit den Agrarstrukturerhebungen 2003 und 2005 (siehe Statistik Austria 2005, 2006) verglichen.

## **Methoden und Modelle zur Abschätzung landwirtschaftlichen Strukturwandels**

Die Frage nach einer operationalen Definition des Begriffes „Strukturwandel“ und dafür geeignete Indikatoren kann auf verschiedenste Weise beantwortet werden, was sich auch in der Literatur zum Thema widerspiegelt (siehe Balmann 1997, Goddard et al. 1993, Zimmermann et al 2006). Die meisten Modelle zur Abschätzung des landwirtschaftlichen Strukturwandels beschäftigen sich mit einigen wenigen Fragestellungen, wie der Entwicklung von Anzahl, Größe und Produktivität von Betrieben, der Hofnachfolge, der außerlandwirtschaftlichen Beschäftigung und der Verteilung von Betriebstypen.

Zimmermann et al. (2006) geben einen guten Überblick über die aktuelle Diskussion und die verschiedenen Modellansätze, die in der Literatur zu finden sind. Dabei wird, wie in der Agrarsektormodellierung üblich, zwischen ökonometrischen Modellen und Simulations- bzw. Programmierungsmodellen unterschieden. Ökonometrische Modelle versuchen Strukturwandel vor allem über die Analyse von Zeitreihen und Daten aus der Vergangenheit zu erklären oder abzuschätzen. Die zeitliche und räumliche Dimension sowie die Zahl der erklärenden Variablen in den verschiedenen Modellen variiert stark. Programmierungsmodelle simulieren dagegen das Verhalten von Einheiten, wie Betrieben, landwirtschaftlichen Haushalten oder ganzen Regionen. Dazu werden bestimmte Verhaltensannahmen, in der Regel die Maximierung des Einkommens, getroffen, und damit über Gleichungssysteme und Optimierungsmodelle die einer Situation angepassten Verhaltensweisen ermittelt. Ökonometrische Modelle verfügen über eine bessere empirische Fundierung, können jedoch geänderte Umstände oder Trends, die nicht über erklärende Variablen berücksichtigt sind, nur schwer oder gar nicht abbilden. Programmierungsmodelle sind dagegen flexibler, aufgrund des oft schwachen empirischen Unterbaues jedoch sehr stark von den Verhaltensannahmen abhängig.

Bei den ökonometrischen Modellen wird weiters zwischen Markovmodellen, Regressionsmodellen und diskreten Entscheidungsmodellen unterschieden. Bei Markovmodellen wird eine bestimmte Anzahl an Betriebstypen definiert (nach Größe, Produktionsschwerpunkt etc.) und anschließend eine Matrix der Übergangswahrscheinlichkeiten von einem zum anderen Betriebstyp für einen bestimmten Zeitraum ermittelt. Bei über die Zeit konstanten Übergangswahrscheinlichkeiten spricht man von stationären Modellen, werden die Übergangswahrscheinlichkeiten dagegen über verschiedene zeitabhängige erklärende Variable bestimmt, von nicht-stationären Modellen. Die meisten Modelle, die mit Markovketten arbeiten, konzentrieren sich auf den Wechsel zwischen verschiedenen Betriebsgrößenklassen sowie die Frage des Einstiegs oder Ausstiegs von Betrieben. Modelle existieren sowohl auf Basis von einzelbetrieblichen als auch von aggregierten Zeitreihendaten. Bei aggregierten Zeitreihendaten ist nicht das Wechselverhalten jedes einzelnen Betriebes bekannt ist, sondern lediglich die Zahl der Betriebe für jeden Betriebstyp und Zeitpunkt. Die ersten Markovmodelle im Zusammenhang mit der Analyse landwirtschaftlichen Strukturwandels stammen bereits aus den 60iger Jahren und wurden auch vielfach zu Prognosezwecken verwendet (für einen Überblick dazu siehe Zimmermann et al., 2006).

Regressionsmodelle wurden bisher vor allem zur empirischen Überprüfung theoretischer Zusammenhänge eingesetzt, während Versuche, die Ergebnisse zu Prognosezwecken zu verwenden, eher die Ausnahme darstellen. Die meisten Untersuchungen befassen sich mit Fragen zur Entwicklung der Betriebsgröße und der Anzahl von Betrieben, es werden jedoch auch Fragen zum Erwerbsverhalten, der Produktivität etc. untersucht. Modelle können sich sowohl auf einzelbetriebliche Daten beziehen als auch auf regionale oder nationale Daten. In der Regel werden Zeitreihen verwendet, bei einzelbetrieblichen oder regional stark disaggregierten Daten sind jedoch auch zwei Zeitpunkte ausreichend, um brauchbare Ergebnisse zu erzielen. Diskrete Entscheidungsmodelle unterscheiden sich von den Regressionsmodellen lediglich durch das Schätzverfahren, und sind daher aus Sicht des Autors nur bedingt als eigene Gruppe zu sehen. Während bei Regressionsmodellen kontinuierliche Variable geschätzt werden, beziehen sich diskrete Entscheidungsmodelle auf diskrete Variable, die im einfachsten Fall lediglich zwei Ausprägungen haben. Als Ergebnis diskreter Entscheidungsmodelle werden Wahrscheinlichkeiten für die verschiedenen Zustände der abhängigen Variable berechnet. Die entsprechenden Verfahren eignen sich zum Beispiel zur Berechnung von Ausstiegswahrscheinlichkeiten auf der Basis einzelbetrieblicher Daten, aber auch Fragen der Hofnachfolge, des Erwerbsartenwechsels oder des Wechsels zu anderen Betriebstypen können auf diese Weise analysiert werden. Einen Überblick zu Regressions- und diskreten Entscheidungsmodellen geben Mann (2003), Zimmermann et al. (2006), Weiss (2006a) und Weiss (2006b).

Unter den Programmierungs- oder Simulationsmodellen haben sich in den letzten Jahren vor allem Multi-Agent-Modelle etabliert. Diese versuchen komplexe Zusammenhänge über die Simulation von Boden- und Gütermärkten möglichst realitätsnah abzubilden. Das Verhalten der Betriebe, Betriebstypen oder Regionen wird also mit Hilfe von Optimierungsmodellen auf der Basis von Preiserwartungen simuliert. Diese verfügen über bestimmte Eigenschaften und Ausstattungen, wobei die einzelnen Flächen als Zellen mit bestimmten Attributen in einem geografischen Raster modelliert werden. Flächen können selbst bearbeitet oder über den Bodenmarkt verpachtet und natürlich auch nachgefragt werden. Angebot und Nachfrage auf den Boden- und Gütermärkten werden durch Auktionatoren abgeglichen, die Preise also endogen ermittelt. Betriebe und Betriebstypen können ihre Produktion auch einstellen und über ihre Arbeitskraft verfügen, indem landwirtschaftliche Tätigkeiten durch nebenbetriebliche Tätigkeiten substituiert werden. Strukturwandel ergibt sich daher als endogener, pfadabhängiger Prozess. Multi-Agent-Modellen wurden bisher vor allem für kleinere Gebiete verwendet, wobei auch hier die Grenzen einer empirischen Fundierung schnell erreicht sind. Die hohen Anforderungen an Datenverfügbarkeit und Rechnerkapazität sowie die Komplexität solcher Modelle sprechen aus Sicht des Autors derzeit eher gegen eine großflächige Anwendung zu Prognosezwecken. Einen Überblick zu Multi-Agent-Modellen bietet Happe (2004).

Das Strukturmodul von RAALSA (siehe Weiss et al. 2003), dem bisher einzigen Versuch landwirtschaftlichen Strukturwandel in Österreich zu modellieren, kann als eine Mischform zwischen einem nicht-stationären Markovmodell und einem Programmierungsmodell gesehen werden. So werden einerseits die Ausstiegswahrscheinlichkeiten für die einzelnen Betriebstypen über eine Regression auf Basis von Befragungsergebnissen, die Umstiegswahrscheinlichkeiten zwischen den Betriebstypen allerdings über ein regionales Einkommensmaximierungsmodell ermittelt. Die Kommunikation unter den Betriebstypen erfolgt lediglich über die regionalen Flächenrestriktionen, und nicht, wie in Multi-Agent-Modellen, über die explizite Modellierung von Märkten.

## Methodik

Das Betriebstypenmodell „FAMOS“ bildet den österreichischen Agrarsektor über mehr als 8.000 repräsentative Betriebe ab, deren Verhalten über einzelbetriebliche Programmierungsmodelle simuliert und anschließend über Gewichtungsfaktoren aggregiert wird. Die hohe Zahl an repräsentativen Betrieben ergibt sich aus dem Anspruch des Modells, den Sektor nicht nur im Aggregat, sondern auch hinsichtlich verschiedener struktureller Kriterien korrekt abzubilden. Bei den strukturellen Kriterien handelt es sich um mehr als 30 Produktionsschwerpunkte, 5 Erschwerniszonen, 3 Erwerbsarten, 2 Wirtschaftsweisen, 7 Größengruppen und 8 Hauptproduktionsgebiete. Ein repräsentativer Betrieb ist also definiert über seine Ausstattungsmerkmale (Flächenausstattung, Viehbestand), seine strukturellen Merkmale (Erwerbsart, Wirtschaftsweise, etc.) und über sein Gewicht, also die Anzahl der Betriebe, die von diesem repräsentiert werden. Die Kapitalausstattung wird aufgrund fehlender Daten aus der Flächenausstattung und dem Viehbestand abgeleitet. Das Modell basiert auf der Annahme, dass diese Ausstattungsmerkmale kurzfristig nicht geändert werden, die Produktionsentscheidung erfolgt auf der Basis konstanter Ausstattungsmerkmale.

Im Hinblick auf eine Dynamisierung der Gewichtungsfaktoren wäre ein Markovmodell ungeeignet, da die Anzahl der Betriebstypen bei weitem zu hoch ist. So würden sich mehr als 640.000 Wechselmöglichkeiten ergeben, deren Wahrscheinlichkeiten bei 220.000 existierenden Betrieben nicht geschätzt werden können. Die meisten existierenden Markovmodelle arbeiten mit weniger als 10 Betriebstypen, welche darüber hinaus unverändert bleiben. Ein Multi-Agent-Modell wäre zwar unter den gegebenen Datenrestriktionen eingeschränkt denkbar, allerdings für eine derart große Zahl an Betrieben extrem aufwändig und würde vermutlich die Kapazitäten eines normalen Rechners überfordern. Auch wären viele Informationen, wie z.B. die Besitzverhältnisse und geografische Lage der einzelnen Flächen, nicht verfügbar.

Es wurde daher versucht einen Ansatz zu entwickeln, bei dem zwar sowohl die Gewichte als auch die Ausstattungen der repräsentativen Betriebe über die Zeit angepasst werden, jedoch nicht auf Basis von Programmierungsmodellen und Märkten, wie bei Multi-Agent Modellen, sondern auf Basis von Regressionsmodellen. Diese werden direkt für die Prognose auf einzelbetrieblicher Ebene verwendet, und zwar nicht nur für die repräsentativen, sondern für alle in der Agrarstrukturhebung aufscheinenden Betriebe. Geschätzt und verändert werden einerseits die Ausstattungsmerkmale, die im Rahmen des statischen Modells konstant bleiben, andererseits Wahrscheinlichkeiten für einen Wechsel gewisser struktureller Merkmale, wie Wirtschaftsweise (Biologisch/Konventionell) und Erwerbsart<sup>1</sup>. Darüber hinaus wird für jeden Betrieb eine Ausstiegswahrscheinlichkeit und damit indirekt ein neuer Gewichtungsfaktor ermittelt. Würden nun die aggregierten Werte der auf diese Weise abgeleiteten einzelbetrieblichen Reaktionen die tatsächliche strukturelle Entwicklung befriedigend abbilden, so können mit Hilfe der Modellergebnisse Gewichtung und Ausstattung der repräsentativen Betriebe neu bestimmt, und damit die Entwicklung der relevanten Strukturvariablen simultan abgebildet werden. Die folgenden Abschnitte gehen daher der Frage nach, inwieweit eine solche Strategie in der Praxis brauchbare Resultate liefert.

## Schätzungen

Zur Schätzung der Wahrscheinlichkeiten für den Ausstieg sowie den Wechsel der Erwerbsart und der Wirtschaftsweise wurde ein logistisches Regressionsverfahren verwendet. Die Schätzmodelle für den Ausstieg und den Erwerbsartenwechsel wurden bereits in Weiss

---

<sup>1</sup> Betriebsgröße und Produktionsschwerpunkt ergeben sich indirekt über die Ausstattungsmerkmale, Region und Erschwernis bleibt definitionsgemäß unverändert.

(2006a) und Weiss (2006b) detailliert beschrieben. Für den Wechsel zwischen biologischer und konventioneller Wirtschaftsweise wurde ein ähnliches Schätzmodell entwickelt. Die Schätzungen basieren auf den einzelbetrieblichen Daten aller in den Agrarstrukturerhebungen (1995, 1999) erfassten Betriebe bzw. deren Veränderungen in der Periode 1995-1999. Einen kurzen Überblick über die Modellgüte gibt Tabelle 1. Demnach wird in den Modellen zum Ausstieg und zum Erwerbsartenwechsel ein relativ hoher Erklärungswert erzielt, das korrigierte Pseudo R<sup>2</sup> bewegt sich also für die Variablen „Ausstieg“, „HzN“ und „NzH“ zwischen 27% und 48%. Der Wechsel der Wirtschaftsweise kann dagegen mit den vorhandenen Variablen nur in geringem Maß erklärt werden, das korrigierte Pseudo R<sup>2</sup> bleibt also für „BzK“ und „KzB“ bei 10% und darunter. Bei einer Entscheidungsschwelle von 50% Wahrscheinlichkeit werden 27% der aussteigenden und 97% der verbleibenden Betriebe korrekt bestimmt. Ähnliche Werte ergeben sich auch für den Erwerbsartenwechsel, während ein Wechsel der Wirtschaftsweise auf diese Weise nur schwer vorhergesagt werden kann.

**Tabelle 1: Modellstatistik (Ausstieg, HzN, NzH, BzK, KzB)**

		<b>Ausstieg</b>	<b>HzN</b>	<b>NzH</b>	<b>BzK</b>	<b>KzB</b>
<b>-2 LL</b>	<b>Rest. Modell</b>	172852.24	81288.74	99587.83	4736.90	16824.02
	<b>Unrest. Modell</b>	119219.68	66195.73	61405.14	4475.90	15141.73
<b>Chi<sup>2</sup></b>		53632.56	15093.00	38182.69	260.19	1682.28
<b>Pseudo-R<sup>2</sup></b>		0.2009	0.1739	0.2637	0.0144	0.0076
<b>Korrigiertes R<sup>2</sup></b>		0.3904	0.2706	0.4795	0.0621	0.1035
<b>Anteil richtiger Prognosen</b>		89,2%	81,2%	88,6%	97,1%	99,4%
<b>Anteil richtiger P. (Var=1)</b>		27,3%	27,7%	43,0%	0%	0%
<b>Anteil richtiger P. (Var=0)</b>		97,4%	95,4%	95,8%	100%	100%

Ausstieg: Aufgabe der Betriebstätigkeit zwischen 1995 und 1999  
 HzN: Wechsel vom Haupterwerb zum Nebenerwerb (1995 bis 1999)  
 NzH: Wechsel vom Nebenerwerb zum Haupterwerb (1995 bis 1999)  
 BzK: Wechsel von biologischer zu konventioneller Wirtschaftsweise (1995 bis 1999)  
 KzB: Wechsel von konventioneller zu biologischer Wirtschaftsweise (1995 bis 1999)

Die Variablen und Koeffizienten der Schätzungen finden sich im Anhang in Tabelle A1. Die Koeffizienten sind negativ zu interpretieren, ein negativer Wert erhöht also die Eintrittswahrscheinlichkeit der entsprechenden Variablen. So steigt beispielsweise die Ausstiegswahrscheinlichkeit mit einem Betriebseinkommen (DBIGG95) unter 5.000 Euro an, während die Wahrscheinlichkeit eines Wechsels vom Neben- zum Haupterwerb bzw. von der konventionellen zur biologischen Wirtschaftsweise sinkt. Alle in Tabelle A1 angeführten Zusammenhänge sind hochsignifikant (99,99%), Variablen mit geringem Erklärungswert wurden in die Schätzmodelle nicht einbezogen. Die erklärenden Variablen können grob in drei Gruppen gegliedert werden: Betriebliche (vor allem einkommensbezogene), familien- und personenbezogene, sowie regionale Variable. Der stärkste Einfluss geht dabei erwartungsgemäß von den betrieblichen Variablen aus. Eine detaillierte Diskussion der einzelnen Variablen findet sich in Weiss (2006a) und Weiss (2006b).

Die Viehbestands- und Flächenänderungen wurden nicht über Regressionsmodelle, sondern über Mittelwerte ähnlicher Betriebe ermittelt. So wurden für jeden Betrieb aus der Erhebung 1999 alle ähnlichen Betriebe aus der Erhebung 1995 in einer Gruppe zusammengefasst und deren durchschnittliche relative Änderungen einer bestimmten Flächen- oder Viehkategorie übernommen. Aufgrund der sehr hohen Zahl an Betrieben konnten für die Ähnlichkeit relativ

strenge Maßstäbe angewandt werden, die anschließend schrittweise gelockert wurden, wenn die Gruppengröße eine bestimmte Schwelle<sup>2</sup> unterschritt. Für die Einteilung der Gruppen wurden im Wesentlichen dieselben Kriterien verwendet, wie für die Bestimmung der repräsentativen Betriebe im Betriebstypenmodell „FAMOS“, also Produktionsschwerpunkt, Erwerbsart, Wirtschaftsweise, Erschwerniszone, Betriebsgröße und Hauptproduktionsgebiet. Die Betriebsgröße wurde allerdings, im Gegensatz zum Betriebstypenmodell, nicht über die Gesamtfläche, sondern über das Betriebseinkommen definiert.

Preisentwicklungen einzelner Produkte konnten als erklärende Variable nicht einbezogen werden, da diese im Untersuchungszeitraum für alle Betriebe weitgehend identisch waren. Eine Schwäche des vorgestellten Modells liegt also darin, dass Substitutionseffekte aufgrund geänderter Preisrelationen und deren Auswirkungen auf die Entwicklung der Flächen und Viehbestände ignoriert werden. Anders ausgedrückt, geht das Modell davon aus, dass sich die Preisrelationen zwischen 1995-1999 einerseits und 1999-2003/2005 andererseits auf ähnliche Weise geändert haben, die Substitutionsanreize also gleich sind. Diese Annahme ist natürlich nicht besonders realistisch, ergibt sich jedoch aus den Einschränkungen der Datenbasis. Geht man allerdings davon aus, dass Flächen nicht kurzfristig als Reaktion auf Preisschwankungen erworben oder gepachtet werden, und interpretiert man die Viehbestände als grobe Indikatoren für Standplätze, weil man annimmt, dass auch Viehbestände einer längerfristigen Planung unterliegen und sich kurzfristige Bestandsschwankungen im Schnitt aufheben, so erscheint die Annahme doch nicht völlig unberechtigt. Vom Preiseffekt für bestimmte Produkte zu unterscheiden ist der Einkommenseffekt, der über die Einkommensvariablen ins Modell eingeht.

## Modell

Mit Hilfe eines einfachen Simulationsmodells wurde schließlich untersucht inwieweit die Anwendung der beschriebenen Regressionsmodelle und geschätzten Änderungsraten brauchbare Ergebnisse für eine Prognose der entsprechenden strukturellen Variablen in der darauf folgenden Periode liefern kann.

Die Modellierung erfolgte in mehreren Schritten. Im ersten Schritt wurde für jeden der in der Agrarstrukturerhebung 1999 erhobenen Betriebe ( $i$ ) die Ausstiegswahrscheinlichkeit  $p_{t+4}^i(Aus)$  für eine Periode von 4 Jahren<sup>3</sup> ermittelt. Dies erfolgte unter Verwendung der Koeffizienten ( $\beta$ ) des entsprechenden Regressionsmodells (Ausstieg) über die Funktion:

$$p_{t+4}^i(Aus) = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \dots + \beta_m x_{im}}}$$

Daraus kann sowohl die Überlebens- als auch die Ausstiegswahrscheinlichkeit für eine beliebige Periode ( $s$ ) berechnet werden. Für die Restperiode ( $s \bmod 4$ ) wurde dabei ein linearer Verlauf angenommen:

$$p_{t+s}^i(Aus) = 1 - (1 - p_{t+4}^i(Aus))^{\lfloor \frac{s}{4} \rfloor} * (1 - p_{t+4}^i(Aus) * \frac{s \bmod 4}{4})$$

Auf dieselbe Weise wurde die Wahrscheinlichkeit (HzN, NzH, BzK, KzB) für einen Umstieg zwischen den Erwerbsarten (Haupt- und Nebenerwerb) und Wirtschaftsweisen (Biologisch/Konventionell) ermittelt. Für juristische Personen, also Betriebe, die nach dem Gesell-

<sup>2</sup> 10 Betriebe

<sup>3</sup> 4 Jahre entsprechen dem Zeitraum der für die Schätzung verwendeten Periode 1995-1999.

schaftsrecht geführt werden, wurde ein Verbleib in derselben Erwerbsart angenommen. Der Vektor der Wahrscheinlichkeiten für die Erwerbsarten zum Prognosezeitpunkt ergibt sich demnach über folgendes Gleichungssystem:

$$\mathbf{p}_{t+s}^i \begin{bmatrix} HE \\ NE \end{bmatrix} = (1 - p_{t+s}^i(AUS)) * \begin{bmatrix} 1 - HzN_{t+4}^i * \frac{s \bmod 4}{4} & NzH_{t+4}^i * \frac{s \bmod 4}{4} \\ HzN_{t+4}^i * \frac{s \bmod 4}{4} & 1 - NzH_{t+4}^i * \frac{s \bmod 4}{4} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} 1 - HzN_{t+4}^i & NzH_{t+4}^i \\ HzN_{t+4}^i & 1 - NzH_{t+4}^i \end{bmatrix}^{\lfloor \frac{s}{4} \rfloor} * \mathbf{p}_t^i \begin{bmatrix} HE \\ NE \end{bmatrix}$$

In einem zweiten Schritt kann sowohl die Anzahl der ausscheidenden Betriebe ( $N$ ) als auch die dadurch nicht mehr bewirtschaftete Fläche ( $F$ ) durch die Summierung der Ausstiegswahrscheinlichkeiten und Flächen über alle Betriebe abgeschätzt werden.

$$N(Aus) = \sum_i p^i(Aus)$$

$$F(Aus) = \sum_i p^i(Aus) * F_t^i$$

Dies ist sowohl auf nationaler Ebene als auch auf beliebiger regionaler Ebene möglich. Über die freiwerdende Fläche auf Gemeindeebene wurde die Anzahl der neu einsteigenden Betriebe, deren Verteilung bezüglich Erwerbsart, Erschwernis, Wirtschaftsweise und Betriebsform, sowie deren zu erwartender Flächenverbrauch und Viehbestand bestimmt. Dazu wurden die durchschnittlichen Werte der Einsteiger in der Periode 1995-1999 auf Ebene landwirtschaftlicher Kleinproduktionsgebiete (KPG) verwendet. Kam also z.B. zwischen 1995-1999 in einem bestimmten Kleinproduktionsgebiet auf 20 ha durch Betriebsaufgabe freiwerdender reduzierter landwirtschaftlicher Nutzfläche (RLN) ein neu einsteigender Betrieb so wurde diese Relation auf alle Gemeinden des Kleinproduktionsgebietes angewandt, bei einer freiwerdenden Fläche von 100 ha RLN wären also in einer Gemeinde fünf Einsteigerbetriebe zu erwarten. Waren von 1995-1999 40% der Einsteiger Haupterwerbsbetriebe wären zwei der fünf Einsteigerbetriebe in der Gemeinde in dieser Erwerbsart tätig. Die durchschnittliche Flächenausstattung der Einsteiger nach den einzelnen Flächenkategorien wurde analog, jedoch über die freiwerdende Fläche der entsprechenden Kategorie ( $k$ ) ermittelt.

Im Anschluss an die Ausstattungen der Einsteiger wurden die auf Basis der Schätzung zu erwartenden Änderungen der Flächen- und Viehbestände für die in der Produktion verbleibenden Betriebe berechnet. Nachdem für den Ausstieg lediglich Wahrscheinlichkeiten bestimmt werden, erfolgt die Berechnung für alle Betriebe, im Aggregat werden die Werte jedoch mit der Wahrscheinlichkeit für eine Fortführung des Betriebes gewichtet. Wie bereits weiter oben erwähnt, wurde für diesen Schritt ein Verfahren von Gruppenmittelwerten relativer Änderungen verwendet. Die Ergebnisse für die Flächen mussten darüber hinaus über das regional verfügbare Flächenangebot nach oben begrenzt werden. Am realistischsten wäre eine Beschränkung des Flächenerwerbs über die Distanz der zu erwerbenden Flächeneinheit zum Betriebsgebäude. Die verfügbaren Daten sind jedoch für eine solche Modellvariante nicht geeignet, da weder für Flächen noch für Betriebe geografische Koordinaten zur Verfügung stehen. Die genaueste regionale Information ist also die Zugehörigkeit zur Gemeinde<sup>4</sup>. Darüber hinaus müsste die Beschränkung der Flächenmobilität simultan für alle Betriebe gelöst werden, was die Kapazität gängiger Rechner sprengen würde. Für das Modell wurde daher ein Ansatz gewählt, bei dem der Flächenerwerb über die maximale historisch beobachtete Gesamtfläche der Gemeinde beschränkt wird. Die geschätzten Flächenänderungen ( $\Delta \tilde{f}_k^i$ ) werden schrittweise

<sup>4</sup> Dies ist jedoch streng genommen ebenfalls nicht geografisch zu interpretieren, da die Zuordnung lediglich über die Betriebsadresse erfolgt. Bewirtschaftet also ein Betrieb Flächen außerhalb der eigenen Gemeinde, so wird diese in der Agrarstrukturerhebung der Gemeinde des Betriebes zugerechnet.

realisiert, solange die Gesamtfläche<sup>5</sup> ( $\hat{F}_G$ ) der entsprechenden Gemeinde ( $G$ ) nicht überschritten wird. Dies wurde über folgendes MaxMin-Programm für jede Gemeinde sichergestellt:

$$\begin{aligned} & \text{Max } \Delta f_G \\ & \text{u.d.B.:} \\ & \sum_{i \in G} \sum_k \text{Min}(f_{kt}^i + \Delta \tilde{f}_k^i, f_{kt}^i + \Delta f_G) + \sum_{j \in G} \sum_k \text{Min}(f_{kt}^j + \Delta \tilde{f}_k^j, f_{kt}^j + \Delta f_G) \leq \hat{F}_G \\ & \Delta f_G \geq 0 \end{aligned}$$

Dabei wurden neben den bereits existierenden Betrieben ( $i$ ) auch die Einsteigerbetriebe ( $j$ ) berücksichtigt und entsprechend angepasst. Um unrealistische Ergebnisse zu verhindern wurden in Gemeinden mit geringer Acker-, Obst- oder Weinfläche auch die entsprechenden Einzelkategorien ( $k$ ) auf das maximale historisch beobachtete Niveau begrenzt. Der Anbau von Ackerfrüchten, Obst oder Wein kann also in solchen Gemeinden nicht über das beobachtete Niveau hinaus ausgedehnt werden. Für Betriebe mit mehr als 500 ha Wald ist der Erwerb von Waldflächen auch über die Grenze der Gemeindefläche hinaus möglich, jedoch nur im Rahmen der restlichen verfügbaren Flächen auf nationaler Ebene. Dies wird über ein entsprechendes Programm sichergestellt.

## Modellergebnisse

Im Folgenden werden die Modellergebnisse für die Jahre 2003 und 2005 präsentiert und mit den Daten der entsprechenden Agrarstrukturerhebung (Statistik Austria, 2005, 2006) verglichen. Bei den Agrarstrukturerhebungen 2003 und 2005 handelt es sich nicht um Voll-, sondern lediglich um Stichprobenerhebungen, weshalb lediglich aggregierte Ergebnisse verglichen werden können. In den Fällen, in denen regionale oder strukturelle Details analysiert werden, werden daher die entsprechenden Werte der Vollerhebungen 1995 und 1999 zum Vergleich herangezogen.

Tabelle 2 fasst die wichtigsten Modellergebnisse zur Entwicklung der Betriebsanzahl nach verschiedenen Kriterien zusammen und vergleicht diese mit den offiziellen Daten der Agrarstrukturerhebungen. So sank die Zahl der Betriebe laut Statistik Austria von 1995-1999 um 9%, von 1999-2003 um 12,5%, von 2003-2005 dagegen lediglich um 0,4%. Das Modell schätzt den Rückgang von 1999-2003 auf 7,7%, von 1999-2005 auf 10,2%. Die starke Abnahme von 1999-2003 laut Agrarstrukturerhebung und der darauf folgende schwache Rückgang von 2003-2005 lassen entweder auf eine förderungsbedingte Aufschubwirkung von Betriebsschließungen oder auf eine mangelhafte Stichprobe bzw. Hochrechnung im Jahr 2003 schließen. So könnte beispielsweise die 5-jährige Bindefrist im ÖPUL 95 zu einer Verlagerung der Betriebsschließungen in die Periode 1999-2003 geführt haben, während die Betriebe im ÖPUL 2000 eine Schließungen über den Zeitpunkt der Stichprobenerhebung 2005 hinaus aufschieben mussten, um eine Rückzahlung der Förderungen zu vermeiden. Dies würde den geringen Rückgang von 2003-2005 sowie die sehr starke Abnahme von 1999-2003 erklären. Das Modell, das auf den Rückgängen 1995-99 beruht, würde in diesem Fall die Anzahl der Betriebsaufgaben unterschätzen. In Anbetracht der weiteren Entwicklung bis 2005 geben die Modellergebnisse den Trend jedoch relativ gut wieder.

<sup>5</sup> Summe aller Flächen land- und forstwirtschaftlicher Betriebe der Jahre 1990, 1995 und 1999.

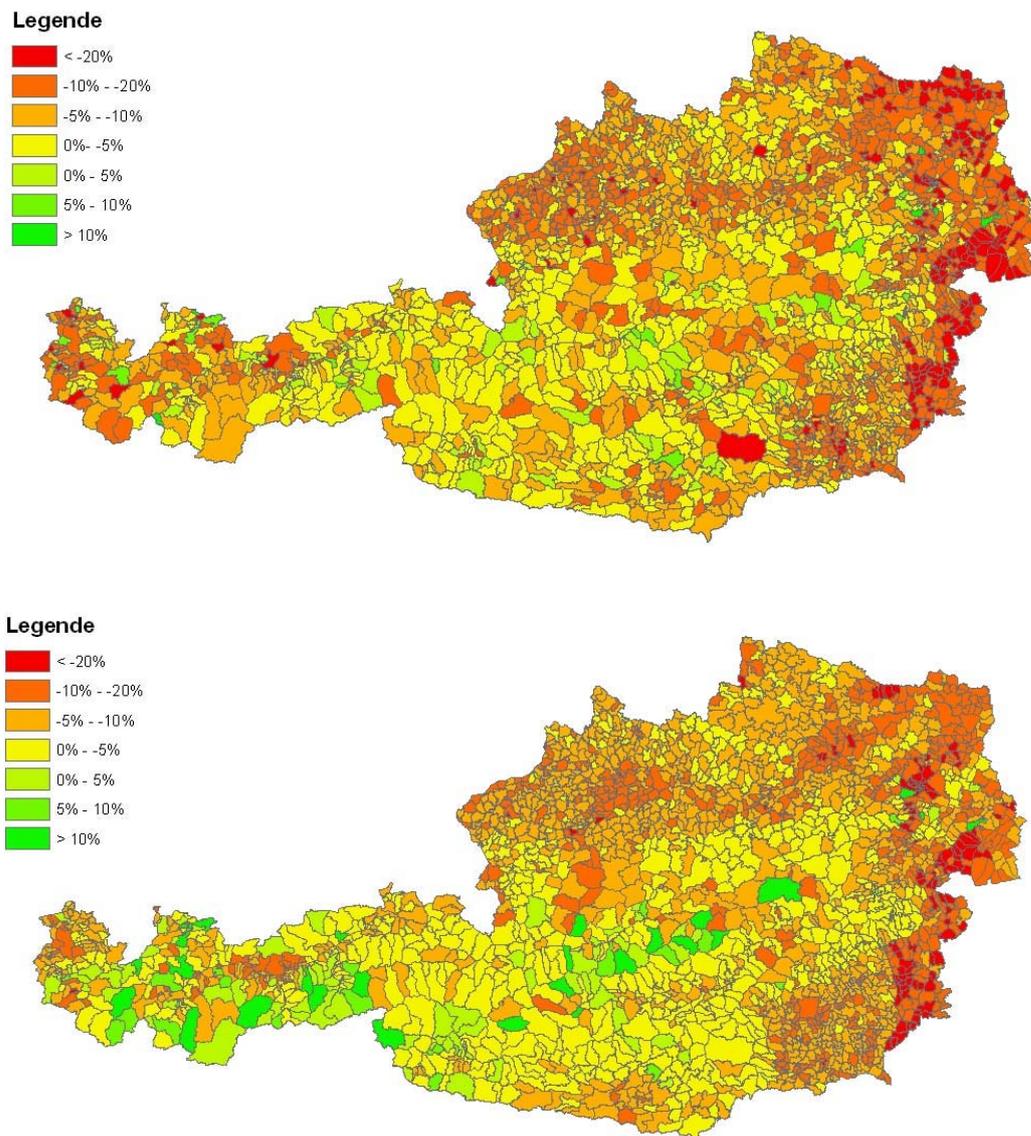
Tabelle 2: Entwicklung der Anzahl land- und forstwirtschaftlicher Betriebe nach den Agrarstrukturhebungen und Modellergebnissen

	1995	1999	2003		2005		1999-2003		1999-2005	
	ÖSTAT	ÖSTAT	ÖSTAT	Modell	ÖSTAT	Modell	ÖSTAT	Modell	ÖSTAT	Modell
Anzahl	239099	217508	190383	200670	189591	195366	-12.5%	-7.7%	-12.8%	-10.2%
Haupterwerb	81171	80215	80533	74350	74504	73345	0.4%	-7.3%	-7.1%	-8.6%
Nebenerwerb	149954	129495	102160	118940	106836	114822	-21.1%	-8.2%	-17.5%	-11.3%
Juristische P.	7974	7798	7690	7379	8251	7198	-1.4%	-5.4%	5.8%	-7.7%
Biologisch	17951	18881	18157	19702	19462	20030	-3.8%	4.3%	3.1%	6.1%
Konventionell	221148	198627	172226	180968	170129	175335	-13.3%	-8.9%	-14.3%	-11.7%
ohne Erschwernis	148593	132089	n.a.	118733	n.a.	114762	n.a.	-10.1%	n.a.	-13.1%
Erschwerniszone 1	28744	26690	n.a.	25353	n.a.	24846	n.a.	-5.0%	n.a.	-6.9%
Erschwerniszone 2	24715	23226	n.a.	22131	n.a.	21719	n.a.	-4.7%	n.a.	-6.5%
Erschwerniszone 3	30466	29123	n.a.	28234	n.a.	27885	n.a.	-3.1%	n.a.	-4.3%
Erschwerniszone 4	6581	6380	n.a.	6219	n.a.	6154	n.a.	-2.5%	n.a.	-3.5%
Markfrucht	33945	31022	26254	27846	25919	26716	-15.4%	-10.2%	-16.4%	-13.9%
Futterbau	85766	81109	72500	78201	68813	76874	-10.6%	-3.6%	-15.2%	-5.2%
Veredelung	10289	9364	10946	9401	9035	7822	16.9%	0.4%	-3.5%	-16.5%
Dauerkultur	25339	19930	14088	14329	16481	16562	-29.3%	-28.1%	-17.3%	-16.9%
Landwirt. Gemischt	12547	8596	5928	8663	5195	8560	-31.0%	0.8%	-39.6%	-0.4%
Gartenbau	2035	1775	1447	1457	871	1351	-18.5%	-17.9%	-50.9%	-23.9%
Forst	30371	34277	30797	31029	34179	29101	-10.2%	-9.5%	-0.3%	-15.1%
Kombination	31233	31148	28177	29651	29012	28286	-9.5%	-4.8%	-6.9%	-9.2%
Nicht Klassifiziert	7574	287	244	93	86	95	-15.0%	-67.7%	-70.0%	-67.0%
ohne Fläche	2407	2284	301	587	291	817	-86.8%	-74.3%	-87.3%	-64.2%
bis 5 ha	66233	52663	40520	42041	39664	38417	-23.1%	-20.2%	-24.7%	-27.1%
5 bis 10 ha	43884	40538	34235	38807	34108	38216	-15.5%	-4.3%	-15.9%	-5.7%
10 bis 20 ha	49369	45704	40668	43783	39376	42912	-11.0%	-4.2%	-13.8%	-6.1%
20 bis 30 ha	30992	29079	25929	27543	25699	26759	-10.8%	-5.3%	-11.6%	-8.0%
30 bis 50 ha	27219	27021	26574	26931	26363	26930	-1.7%	-0.3%	-2.4%	-0.3%
50 bis 100 ha	12078	13032	14805	13969	16073	14368	13.6%	7.2%	23.3%	10.2%
100 bis 200 ha	3706	3916	4147	3938	4752	3947	5.9%	0.6%	21.3%	0.8%
ab 200 ha	3211	3271	3203	3070	3265	2999	-2.1%	-6.1%	-0.2%	-8.3%
Fläche/Betrieb	31.5	34.6	39.0	37.6	39.9	39.4	12.8%	8.6%	15.5%	13.9%
Burgenland	20193	16081	11753	13063	11664	12229	-26.9%	-18.8%	-27.5%	-24.0%
Kärnten	22231	21202	19491	20313	19399	20001	-8.1%	-4.2%	-8.5%	-5.7%
Niederösterreich	60850	54551	46235	49556	46087	48060	-15.2%	-9.2%	-15.5%	-11.9%
Oberösterreich	45749	41804	36729	38615	36543	37565	-12.1%	-7.6%	-12.6%	-10.1%
Salzburg	11285	10751	10012	10320	10023	10170	-6.9%	-4.0%	-6.8%	-5.4%
Steiermark	52624	48582	43745	45209	43735	44048	-10.0%	-6.9%	-10.0%	-9.3%
Tirol	19201	18238	16892	17809	16846	17673	-7.4%	-2.4%	-7.6%	-3.1%
Vorarlberg	5906	5401	4744	5067	4743	4956	-12.2%	-6.2%	-12.2%	-8.2%
Wien	1060	898	782	719	551	664	-12.9%	-20.0%	-38.6%	-26.1%

Die Differenz zwischen geschätzten und offiziellen Werten bleibt auch auf regionaler Ebene relativ gleichmäßig erhalten. Den stärksten Rückgang verzeichnet das Burgenland, gefolgt von Nieder- und Oberösterreich. Am wenigsten Betriebe wurden in Tirol, Kärnten und Salzburg stillgelegt. Die Darstellung nach Gemeinden (siehe Abbildung 1) zeigt, dass in den vom

Ackerbau geprägten Gebieten ein überdurchschnittlich starker Rückgang an landwirtschaftlichen Betrieben prognostiziert wird, während die Anzahl der Betriebe in alpinen Regionen nur geringfügig abnimmt und in manchen Gemeinden sogar ansteigt.

Abbildung 1: Relative Zu-/Abnahme der Anzahl landwirtschaftlicher Betriebe 1995-1999 (Agrarstrukturerhebungen) und 1999-2003 (Modellergebnisse) nach Gemeinden



Auch die offiziellen Zahlen zur Entwicklung der Erwerbsarten geben Anlass zu Skepsis. So wurde in der Periode 1995-1999 bei Haupterwerbsbetrieben ein Rückgang um 1,2%, bei Nebenerwerbsbetrieben um 13,6% festgestellt. Von 1999-2003 steht einer Zunahme der Haupterwerbsbetriebe um 0,4% eine Abnahme der Nebenerwerbsbetriebe um 21,1% gegenüber. 2003-2005 nimmt die Zahl der Haupterwerbsbetriebe schließlich wieder um 7,5% ab, die der Nebenerwerbsbetriebe dagegen um 4,6% zu. Vermutlich kann dieser Trendsprung durch eine Änderung der Klassifizierungskriterien erklärt werden. Demnach war in den Erhebungen 1995 und 1999 ein Mindeststandarddeckungsbeitrag von 90.000 ATS erforderlich, um als Haupterwerbsbetrieb klassifiziert zu werden. 2003 wurde dieser Wert auf 6000 EUR angepasst, was einer Senkung um 540 EUR entspricht. Berücksichtigt man zusätzlich die Preis-

entwicklung ergibt sich eine relativ starke Lockerung der Kriterien, weshalb offenbar wesentlich mehr Betriebe als Haupterwerbsbetriebe klassifiziert wurden als in den vorhergehenden Erhebungen. Im Modell wird der Rückgang der Haupterwerbsbetriebe auf 7,3% bzw. 8,6%, der der Nebenerwerbsbetriebe auf 8,2% bzw. 11,3% geschätzt. Tabelle 3 zeigt die Wechselhäufigkeiten zwischen den Erwerbsarten. Die Zeile beschreibt die jeweilige Erwerbsart zum Ausgangszeitpunkt, die Spalte zum Endzeitpunkt. Die erste Zahl entspricht den offiziellen Werten für die Periode 1995-99, die zweite Zahl den Modellergebnissen für die Periode 1999-2003. So wechselten beispielsweise zwischen 1995-1999 20,47% der Haupterwerbsbetriebe in den Nebenerwerb, im Modell von 1999-2003 21,50%. Man sieht, dass die Wechselhäufigkeiten im Modell denen der beobachteten Werte von 1995-1999 weitgehend entsprechen, ein stationäres Markov-Modell also vermutlich zu vergleichbaren Ergebnissen käme. Der Rückgang der Haupterwerbsbetriebe wäre jedoch etwas geringer, der der Nebenerwerbsbetriebe etwas höher.

Tabelle 3: Wechselhäufigkeiten zwischen den Erwerbsarten für 1995-1999 (Agrarstrukturerhebungen) sowie 1999-2003 (Modellergebnisse)

	HE	NE	JP	Ausstieg
HE	76,78% 76,00%	20,47% 21,50%	0,09% 0,00%	2,65% 2,51%
NE	11,38% 9,82%	71,65% 74,18%	0,13% 0,00%	16,83% 16,01%
JP	0,36% 0,00%	1,10% 0,00%	90,34% 89,57%	8,19% 10,43%
Einsteiger	12,23% 10,11%	82,84% 84,01%	4,93% 5,88%	

Die Zahl der biologisch wirtschaftenden Betriebe wird im Rahmen der Agrarstrukturerhebungen nicht erhoben. Über den INVEKOS-Datenbestand sind jedoch diejenigen Betriebe bekannt, die an der ÖPUL-Maßnahme „Biologische Wirtschaftsweise“ teilnehmen. Diese Daten sind sowohl auf einzelbetrieblicher Ebene für die Jahre 1995 und 1999 vorhanden, und wurden daher für die Schätzungen herangezogen, als auch für die Jahre 2003 und 2005. Demnach stieg die Anzahl der biologisch wirtschaftenden Betriebe von 1995 bis 1999 um 5,2% an, sank anschließend im Zeitraum 1999-2003 um 3,8%, und stieg schließlich von 2003-2005 erneut um 7,2%. Der Rückgang von 1999-2003 dürfte ebenfalls auf die 5-jährige Bindefrist im ÖPUL 95 zurückzuführen sein. Das Modell errechnet eine Zunahme biologisch wirtschaftender Betriebe um 4,3% bzw. 6,1%, das Wachstum wird also auch unter Berücksichtigung der beobachteten Entwicklung bis 2005 etwas überschätzt. Tabelle 4 zeigt die Wechselhäufigkeiten zwischen biologischer und konventioneller Wirtschaftsweise, wie in Tabelle 3 für die Perioden 1995-99 (Agrarstrukturerhebungen) und 1999-2003 (Modellergebnisse).

Tabelle 4: Wechselhäufigkeiten zwischen Biologischer und Konventioneller Wirtschaftsweise für 1995-1999 (Agrarstrukturerhebungen) sowie 1999-2003 (Modellergebnisse)

	Bio	Konv	Ausstieg
Bio	96,48% 95,99%	2,92% 3,30%	0,60% 0,72%
Konv	0,63% 0,70%	86,74% 87,51%	12,63% 11,79%
Einsteiger	2,73% 2,90%	97,27% 97,10%	

Ein direkter Vergleich der Modellergebnisse mit den aktuellen Agrarstrukturerhebungen nach Erschwerniszonen ist nicht sinnvoll, da seit 2003 die Klassifizierung nach BHK<sup>6</sup>-Punkten erfolgt. Für die Schätzung der Ausstiegswahrscheinlichkeiten mussten jedoch die Erschwerniszonen herangezogen werden, da für einen Teil der Betriebe aus den Erhebungen 1995 und 1999 keine Angaben zu den BHK-Punkten existieren. Die Ergebnisse des Modells entsprechen weitgehend den Erwartungen, die stärksten Rückgänge werden bei Betrieben ohne Erschwernis verzeichnet und die Ausstiegswahrscheinlichkeit sinkt kontinuierlich mit dem Grad der Erschwernis.

Bei der Betriebsgrößestruktur<sup>7</sup> verläuft die Entwicklung deutlich stärker als in den Prognosen des Modells, was teilweise auf die wachsende Dynamik in der Periode 1999-2003 verglichen mit der für die Schätzung der Koeffizienten verwendeten Periode 1995-1999 zurückzuführen ist, teilweise auf das eher konservative Verhalten des Modells. Die Ergebnisse der Agrarstrukturerhebungen folgen dem bereits weiter oben beschriebenen Bild. Sehr starken Rückgängen an Betrieben von 1999-2003 folgen bescheidene Abnahmen von 2003-2005, wobei die jährliche Entwicklung insgesamt, also von 1999-2005 gerechnet, stärker verläuft als 1995-1999. So steigt die durchschnittliche Betriebsgröße von 1995-1999 um 3,1 ha auf 34,6 ha, von 1999-2003 weiter auf 39 ha, und von 2003-2005 schließlich nur mehr geringfügig auf 39,9 ha. Dabei zeigt sich, dass die Anzahl der Betriebe bis zu einer Größe von 50 ha sinkt, während die Betriebe zwischen 50 und 200 ha rasch zunehmen. Diese größeren Betriebe sind auch die einzige Gruppe, in der die Zunahme von 2003-2005 sogar über dem Wachstum von 1999-2003 liegt. Erwartungsgemäß sinken die Rückgänge kontinuierlich mit der Betriebsgröße und liegen bereits bei Betrieben ab 10 ha unter dem Durchschnitt. Die Entwicklung folgt also dem Muster der Periode 1995-1999 und ist lediglich im Ausmaß stärker. In Tabelle 5 ist zu sehen, dass die Ausstiegsneigung der Betriebe<sup>8</sup> ab einer Betriebsgröße von 20 ha Gesamtfläche nicht mehr mit der Größe abnimmt, die sinkenden Rückgänge in der Gruppe von 20-50 ha also nicht auf die höhere Überlebenschance, sondern auf das Wachstum kleiner Betriebe zurückzuführen sind.

Im Modell liegen die Abnahmen zwar, simultan zur gesamten Entwicklung, in allen Gruppen unter den Ergebnissen der Agrarstrukturerhebungen, der Trend wird jedoch für alle Größengruppen weitgehend korrekt wenn auch nicht völlig unverzerrt wiedergegeben. Der Grund dafür ist in Abbildung 2 deutlich zu sehen, in der die Verteilung der Betriebe nach der prozentuellen Änderung der Gesamtfläche dargestellt ist. Man sieht, dass im Modell kein Betrieb ohne Änderungen in der Flächenausstattung bleibt, in der offiziellen Statistik von 1995-1999 ist dies jedoch bei immerhin 15% der Betriebe der Fall. Der Anteil der Betriebe mit geringen Flächenanpassungen bis 10% liegt dagegen mit über 75% deutlich höher als in den Erhebungen, während der Anteil von Betrieben mit größeren Änderungen in der Flächenausstattung unterschätzt wird. Dies entspricht aufgrund der Verwendung von Durchschnittswerten den Erwartungen. So werden stärkere Änderungen in einzelnen Betrieben durch geringere durchschnittliche Änderungen beim Durchschnittsbetrieb abgebildet. Größere Veränderungen werden somit vermieden, das Modell reagiert konservativ

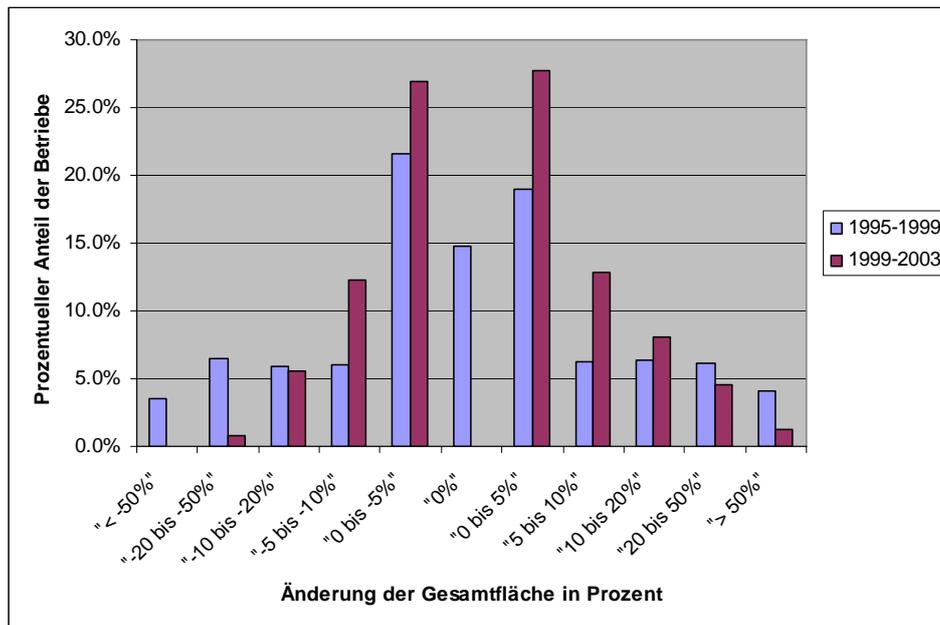
---

<sup>6</sup> Berghöfekataster

<sup>7</sup> Betriebsgröße wird hier über die Gesamtfläche (in ha) definiert

<sup>8</sup> Daten für die Periode 1995-1999

Abbildung 2: Verteilung der relativen Änderung der Gesamtfläche für die Perioden 1995-1999 (Agrarstrukturserhebungen) und 1999-2003 (Modellergebnisse)



Die Matrix der Wechselhäufigkeiten (siehe Tabelle 5) bestätigt das beschriebene Verhalten. So liegt der Anteil der in der gleichen Gruppe verbleibenden Betriebe tendenziell über den beobachteten Werten, das Modell unterschätzt also die Häufigkeit eines Wechsels. Der Unterschied in der Wechselneigung ist bei Betrieben unter 5 ha am geringsten, weshalb die Entwicklung in dieser Gruppe am besten abgebildet wird. Für Betriebe ab 100 ha wird dagegen die Ausstiegsneigung deutlich überschätzt, weshalb die Anzahl der Großbetriebe im Modell weniger stark zunimmt als in den Erhebungen. Insgesamt steigt die durchschnittliche Betriebsgröße nach den Modellberechnungen von 34,6 ha auf 37,6 ha bzw. 39,4 ha.

Tabelle 5: Wechselhäufigkeiten zwischen den Betriebsgrößengruppen (in ha Gesamtfläche) für 1995-1999 (Agrarstrukturserhebungen) sowie 1999-2003 (Modellergebnisse)

	Ohne Fläche	Bis 5 ha	5 bis 10 ha	10 bis 20 ha	20 bis 30 ha	30 bis 50 ha	50 bis 100 ha	100 bis 200 ha	Über 200 ha	Ausstieg
Ohne Fläche	29,46% 0,00%	11,97% 44,43%	5,48% 10,35%	4,69% 1,53%	2,53% 0,56%	1,95% 0,15%	1,08% 0,00%	0,33% 0,00%	0,17% 0,00%	42,33% 42,98%
Bis 5 ha	0,93% 0,00%	65,44% 68,76%	4,72% 4,80%	0,58% 0,10%	0,12% 0,01%	0,10% 0,00%	0,03% 0,00%	0,02% 0,00%	0,01% 0,00%	28,05% 26,33%
5 bis 10 ha	0,43% 0,00%	10,22% 4,38%	72,53% 80,88%	6,18% 4,10%	0,44% 0,04%	0,18% 0,01%	0,10% 0,00%	0,03% 0,00%	0,02% 0,00%	9,88% 10,59%
10 bis 20 ha	0,38% 0,00%	2,14% 0,01%	7,48% 4,38%	78,35% 86,86%	5,96% 3,57%	0,80% 0,09%	0,23% 0,01%	0,06% 0,00%	0,03% 0,00%	4,58% 5,09%
20 bis 30 ha	0,27% 0,00%	0,75% 0,00%	1,22% 0,00%	8,10% 5,18%	76,51% 85,19%	9,71% 6,76%	0,69% 0,06%	0,09% 0,00%	0,04% 0,00%	2,63% 2,82%
30 bis 50 ha	0,19% 0,00%	0,44% 0,00%	0,50% 0,00%	1,39% 0,01%	6,03% 3,03%	81,63% 89,80%	7,44% 5,33%	0,23% 0,02%	0,06% 0,00%	2,09% 1,81%
50 bis 100 ha	0,25% 0,00%	0,26% 0,00%	0,43% 0,00%	0,91% 0,01%	1,07% 0,00%	7,03% 2,83%	84,24% 93,10%	3,32% 2,19%	0,25% 0,03%	2,24% 1,85%
100 bis 200 ha	0,11% 0,00%	0,27% 0,00%	0,30% 0,00%	0,73% 0,00%	0,73% 0,00%	1,32% 0,00%	5,48% 4,42%	85,56% 86,72%	3,43% 3,18%	2,08% 5,68%
Über 200 ha	0,03% 0,00%	0,12% 0,00%	0,22% 0,00%	0,47% 0,00%	0,25% 0,00%	0,19% 0,00%	0,65% 0,00%	2,71% 4,10%	91,81% 86,17%	3,55% 9,74%
Einsteiger	6,47% 8,75%	47,97% 45,17%	18,23% 18,68%	12,00% 12,35%	4,43% 4,29%	4,70% 4,23%	2,95% 2,97%	1,63% 1,73%	1,63% 1,83%	

Die Entwicklung der Betriebsformen ergibt sich indirekt über die Ermittlung der Flächen und Viehbestände und anschließende Bewertung über Standarddeckungsbeiträge. Dabei wurden die Standarddeckungsbeiträge der Agrarstrukturerhebungen 2003 und 2005 verwendet. Tabelle 2 zeigt, dass die Zahl der Marktfruchtbetriebe nach offiziellen Zahlen von 1999-2003 um 15,4% abnimmt, von 2003-2005 jedoch lediglich um 2,8%. Dies entspricht dem bereits oben erwähnten allgemeinen Trend, und bestätigt die Vermutung eines Zusammenhanges mit dem ÖPUL-Programm, von dem Marktfruchtbetriebe besonders stark profitieren. Im Modell wird die Abnahme bis 2003 auf 10,2%, bis 2005 auf 13,9% geschätzt. Berücksichtigt man die Entwicklung bis 2005 wird der Rückgang weitgehend korrekt vorhergesagt.

Bei Futterbaubetrieben scheint sich der Rückgang linear fortzusetzen. So sank die Zahl der Betriebe laut Statistik Austria von 1999-2003 um 10,6% und von 2003-2005 um weitere 5,1%. Das Modell schätzt die Abnahme mit 3,6% bzw. 5,2% deutlich niedriger. Der, verglichen mit der Periode 1995-1999, stärkere Rückgang an Betrieben, kann also durch das Modell nicht erklärt werden. Dies hat vor allem mit der starken Substitution von Milch- durch Mutterkühe zu tun, die vom Modell nicht im beobachteten Maß vorhergesagt wird. Milchkühe haben einen wesentlich höheren Standarddeckungsbeitrag als Mutterkühe, weshalb in der Agrarstrukturerhebung weniger Betriebe als Futterbaubetriebe klassifiziert werden als im Modell. Bei der Entwicklung der Grünlandfläche und des Rinderbestandes insgesamt stimmen die Ergebnisse des Modells dagegen sehr gut mit den offiziellen Zahlen überein (siehe Tabelle 7).

Die Zahl der Veredelungsbetriebe stieg offiziell in der Periode 1999-2003 um 16,9% an, fiel jedoch anschließend von 2003-2005 um 17,5%. Der Anstieg von 1999-2003 ist vermutlich auf stark überdurchschnittliche Standarddeckungsbeiträge für Mastschweine und Legehennen im Jahr 2003 zurückzuführen und dürfte mit der tatsächlichen Entwicklung im Veredelungssektor wenig zu tun haben. Insgesamt nahm also die Zahl der Veredelungsbetriebe von 1999-2005 um 3,5% ab, was verglichen mit der Periode 1995-1999 ein sehr geringer Rückgang ist. Im Modell wird ein Anstieg der Veredelungsbetriebe um 0,4% von 1999-2003 bzw. ein Rückgang um 16,5% von 1999-2005 prognostiziert. Für beide Perioden liegen also die geschätzten deutlich unter den offiziellen Werten. Dies ist insofern überraschend, als die Wechselneigung von Veredelungsbetrieben im Modell deutlich niedriger ist als in der Periode 1995-1999 (siehe Tabelle 6). Die geringeren Umstiege von Betriebsformen zum Schwerpunkt der Veredelung gleichen diesen Effekt offenbar aus, und so wird der Trend von 1995-1999 im Modell fortgeschrieben.

Für Dauerkulturbetriebe wird die offizielle Entwicklung gut wiedergegeben. So sinkt die Zahl der Betriebe von 1999-2003 laut Statistik Austria um 29,3%, steigt jedoch anschließend von 2003-2005 wieder um 17% an. Auch hier dürfte zum Teil eine starke Änderung der Standarddeckungsbeiträge, diesmal im Jahr 2005, für den Trendbruch verantwortlich sein, allerdings ist auch ein deutlicher Anstieg der Dauerkulturfläche von 2003-2005 zu beobachten (siehe Tabelle 7). Das Modell schätzt den Rückgang bis 2003 auf 28,1%, bis 2005 auf 16,9%.

Bei Forst- und Kombinationsbetrieben verläuft die Entwicklung ähnlich wie bei Dauerkulturbetrieben, jedoch weniger stark. So sinkt die Zahl der Forstbetriebe von 1999-2003 um 10,2%, und steigt anschließend von 2003-2005 wieder um 11% an. Die Zahl der Betriebe bleibt also im Zeitraum von 1999-2005 beinahe konstant. Parallel dazu verläuft die Entwicklung der Waldfläche (Tabelle 7), die bis 2003 sinkt, 2005 jedoch wieder über dem Niveau von 1995 liegt<sup>9</sup>. Bei den Kombinationsbetrieben beträgt der Rückgang von 1999-2003 9,5%, der Anstieg von 2003-2005 3%. Das Modell repliziert bis 2003 weitgehend die offizielle Entwicklung und schätzt einen Rückgang von 9,5% bei Forstbetrieben bzw. 4,8% bei Kombinationsbetrieben. Die anschließende Trendumkehr wird vom Modell dagegen nicht antizipiert, die Entwicklung verläuft also auch von 2003 bis 2005 negativ. Die von der Periode 1995-1999 stark abweichende Entwicklung bei Forstbetrieben entsteht durch die im Modell unterschätzte Anzahl an Umstiegen aus anderen Betriebsformen (siehe Tabelle 6). So ist die Ausstiegsneigung bei Forstbetrieben zwar überdurchschnittlich hoch, diese wird jedoch üblicherweise durch Betriebe ausgeglichen, die die landwirtschaftliche Tätigkeit einstellen, jedoch aufgrund der vorhandenen Waldfläche weiterhin erhoben und als Forstbetrieb eingestuft werden. Durch das konservative Verhalten des Modells nimmt also die Zahl der Forstbetriebe stärker ab als es dem langfristigen Trend entspricht.

Auch bei den Gartenbaubetrieben sind sehr starke Rückgänge zu beobachten. Nach den Agrarstrukturerhebungen sinkt die Zahl der Betriebe von 1999-2003 um 18,5%, von 2003-2005 um weitere 39,8%. Nach den Modellergebnissen wird einen Rückgang von 17,9% bis 2003, bzw. von 23,9% bis 2005 prognostiziert. Landwirtschaftliche Gemischtbetriebe nehmen offiziell von 1999-2003 um 31%, von 2003-2005 um weitere 12,4% ab. Im Modell bleibt die Anzahl weitgehend konstant, steigt von 1999-2003 um 0,8% an, sinkt jedoch 1999-2005 um insgesamt 0,4%. Die Ursache dafür liegt in der geringen Wechselneigung von landwirtschaftlichen Gemischtbetrieben zu anderen Betriebsformen im Modell verglichen mit den beobachteten Werten für 1995-1999.

Die Wechselhäufigkeiten zwischen den Betriebsformen für die Jahre 1995-1999 sowie die Modellergebnisse für die Periode 1999-2003 sind in Tabelle 6 dargestellt. Es zeigt sich, dass die Wechselwahrscheinlichkeiten im Modell niedriger sind als in den Agrarstrukturerhebungen. Dies ist, wie bei den Betriebsgrößen, auf den Durchschnittscharakter der geschätzten Änderungen zurückzuführen. Besonders stark ist dieser Effekt bei Landwirtschaftlichen Gemischtbetrieben und Veredelungsbetrieben, bei denen das Modell eine um ca. 20% geringere Wechselneigung ausweist als dies von 1995-1999 der Fall ist.

Die berechneten Ausstiegsneigungen nach Betriebsformen entsprechen hingegen weitgehend den beobachteten Werten von 1995-1999 und liegen insbesondere bei Dauerkulturbetrieben, Forst- und Gartenbaubetrieben sowie Marktfruchtbetrieben über dem Durchschnitt.

---

<sup>9</sup> Dies dürfte mit der Erhebung der Flächen über die INVEKOS-Datenbank im Jahr 2003 zusammenhängen. Laut Auskunft der Statistik Austria fielen 2003 Betriebe, welche die landwirtschaftliche Tätigkeit eingestellt hatten aber noch Wald besaßen, automatisch aus der Stichprobe, weil Waldflächen nicht im INVEKOS-Datenbestand enthalten sind. 2005 wurde die Erhebung dagegen über einen Internetfragebogen abgewickelt.

Tabelle 6: Wechselhäufigkeiten zwischen den Betriebsformen für 1995-1999 (Agrarstruktur-erhebungen) sowie 1999-2003 (Modellergebnisse)

	MF	FU	VB	DK	LGB	GB	FO	KB	NKB	Ausstieg
MF	67,71% 78,42%	1,77% 0,56%	1,81% 1,39%	1,88% 0,03%	2,31% 3,06%	0,18% 0,00%	1,83% 0,01%	5,22% 2,27%	0,10% 0,00%	17,19% 14,26%
FU	1,86% 0,10%	82,77% 89,09%	0,57% 0,10%	0,22% 0,00%	2,30% 1,47%	0,02% 0,00%	1,51% 0,72%	5,50% 2,18%	0,02% 0,00%	5,24% 6,34%
VB	13,54% 1,84%	1,79% 0,38%	64,72% 84,74%	0,65% 0,00%	7,79% 5,21%	0,04% 0,00%	0,79% 0,02%	3,04% 1,22%	0,01% 0,00%	7,64% 6,59%
DK	2,41% 4,59%	1,07% 0,22%	0,15% 0,11%	66,17% 66,72%	1,06% 2,83%	0,06% 0,00%	1,25% 0,00%	1,99% 2,30%	0,24% 0,00%	25,59% 23,23%
LGB	18,72% 9,36%	16,35% 11,79%	10,17% 7,95%	2,89% 0,11%	35,55% 60,88%	0,10% 0,00%	1,24% 0,00%	10,68% 4,89%	0,01% 0,00%	4,29% 5,03%
GB	2,60% 0,14%	1,28% 0,05%	0,25% 0,00%	1,28% 0,00%	0,15% 0,00%	67,76% 72,77%	2,21% 0,06%	3,78% 9,64%	3,64% 0,04%	17,05% 17,31%
FO	0,44% 0,01%	1,84% 0,07%	0,05% 0,01%	0,48% 0,00%	0,02% 0,00%	0,05% 0,00%	74,62% 80,12%	3,81% 2,65%	0,03% 0,00%	18,66% 17,14%
KB	2,16% 1,73%	8,44% 8,99%	0,38% 0,26%	0,93% 0,03%	0,42% 0,61%	0,42% 0,15%	12,40% 2,68%	66,79% 79,08%	0,03% 0,00%	7,63% 6,46%
NKB	0,95% 0,00%	32,55% 10,65%	0,12% 5,22%	0,12% 0,00%	0,00% 0,00%	0,08% 0,00%	44,92% 20,13%	0,15% 15,44%	0,45% 8,97%	19,86% 39,59%
Einsteiger	17,94% 14,93%	20,60% 27,07%	2,16% 2,23%	21,40% 14,91%	0,73% 0,70%	2,03% 1,75%	28,31% 31,07%	6,11% 6,35%	0,73% 0,99%	

Tabelle 7 zeigt die Entwicklung der aggregierten Flächen und Viehbestände. Nach Angaben der Statistik Austria wurden 2003 in allen Kategorien weniger Flächen bewirtschaftet als 1999. Die einzige Ausnahme ist die Kategorie „Sonstige Flächen“, in der alle Flächen enthalten sind, die keiner der anderen Kategorien zugeordnet werden können<sup>10</sup>. Die stärksten Rückgänge verzeichnen die Dauerkulturen sowie das Grünland. Bei Dauerkulturen entspricht dies weitgehend dem bereits in der Vorperiode (1995-1999) beobachteten Trend, bei Grünland ist der Rückgang dagegen wesentlich stärker. In der darauf folgenden Periode (2003-2005) setzt mit Ausnahme von Grünland und Obst eine gegenläufige Entwicklung ein. So steigen die Ackerflächen erneut auf das Niveau von 1995<sup>11</sup>, die Weinflächen nehmen in zwei Jahren um 5,4% zu, und die Waldflächen liegen 2005 deutlich über dem Wert von 10 Jahren davor. Das Modell errechnet in der Regel etwas geringere Rückgänge für die Periode 1999-2003. Lediglich bei den Obstflächen ergibt sich, entsprechend den Daten von 1995-1999, ein stärkerer Rückgang als beobachtet. Der weitere Trend nach 2003 zeigt jedoch, dass sich die Entwicklung tatsächlich wieder verstärkt, das Modell also nicht falsch liegt. Bei der Waldfläche wird statt einem Rückgang um 1,8% eine Zunahme um 1,8% prognostiziert, was ebenfalls durch die gegenläufige Entwicklung von 2003-2005 bestätigt wird. Die Trends werden bis 2005 weitgehend fortgeschrieben. Einer leichten Zunahme der Ackerfläche von 1999-2005 steht demnach ein leichter Rückgang im Modell um 0,7% gegenüber, und auch die Abnahme der Weinfläche wird mit 8,3% überschätzt. Insgesamt kommt es zwischen 1999-2005 zu einer Zunahme der Gesamtfläche von 0,7%, während im Modell ein Anstieg von 2,3% prognostiziert wird.

Viehbestände sind ohne Berücksichtigung der Preisentwicklung nur schwer vorhersagbar. Die Schätzungen dienen also lediglich als grobe Orientierung zur Entwicklung der Viehbestandskapazitäten auf betrieblicher Ebene. Eine haltbare Prognose kann nur durch die Kombination des Strukturmodells mit einem Politikinformationssystem wie FAMOS erfolgen, in dem Ef-

<sup>10</sup> Die starke Zunahme bei den Sonstigen Flächen ist laut offizieller Statistik primär auf die Zunahme unproduktiver Flächen (+80259 ha) sowie Gewässerflächen (+14232 ha) zurückzuführen.

<sup>11</sup> Der Anstieg der Ackerfläche nach 2003 ist vermutlich auf eine Umwidmung von Grünlandflächen im Zuge der GAP-Reform zurückzuführen, um in den Genuss von ÖPUL-Prämien (Begrünungsprämie) zu gelangen.

fekte von Preisen, Förderungen und Kosten berücksichtigt werden. Nach den Angaben der Agrarstrukturserhebungen ist die Anzahl der Rinder von 1995-1999 um 7,5% gesunken, von 1999-2003 um 5,2% und von 2003-2005 um 1,7%. Der Rückgang ist also kontinuierlich und abnehmend. Innerhalb der Rinderhaltung gibt es eine deutliche Verschiebung vom Milchvieh zur Mutterkuhhaltung und einen Rückgang bei der Aufzucht und Mast von Jungrindern. Das Modell schätzt den Rückgang bei Rindern insgesamt relativ korrekt, die Verschiebungen vom Milchvieh zu Mutterkühen konnten aufgrund eines Trendbruches nicht im beobachteten Ausmaß vorhergesagt werden. Ähnlich verläuft die Entwicklung in der Schweineproduktion. 1995-1999 und 1999-2003 ist ein Rückgang der Schweine um 7,4% bzw. 7,2% zu verzeichnen, 2003-2005 sinkt der Schweinebestand hingegen lediglich um 0,7%, bleibt also praktisch konstant. Der Rückgang erfolgt sowohl bei Mast- als auch bei Zuchtschweinen. Im Modell nimmt der Bestand von 1999-2003 um 3,2%, bis 2005 um 4,5% ab. Die Geflügelproduktion unterlag starken Schwankungen und ist zudem auf wenige Betriebe konzentriert. Die Schätzungen stimmen daher nur schlecht mit den beobachteten Werten überein. So stieg der Geflügelbestand von 1995-1999 um 3,1%, sank anschließend von 1999-2003 um 15% und schließlich 2003-2005 nochmals um 1,9%. Der Anstieg in der Periode 1995-1999 beschränkt sich jedoch auf den Masthühnerbestand, sowohl die Zahl der Legehennen als auch die der Truthühner nahm seit 1995 kontinuierlich ab. Entsprechend schätzt auch das Modell bei Legehennen und Truthühnern einen Rückgang, dieser fällt jedoch geringer aus als in den Agrarstrukturserhebungen. Im Fall der Masthühner wird fälschlicherweise der Aufwärtstrend weitergeführt. Bei den verbleibenden Tiergattungen stimmen die Vorzeichen in den Modellprognosen mit den Zahlen der Strukturserhebungen überein, die Prozentsätze weichen jedoch zum Teil deutlich davon ab.

Tabelle 7: Entwicklung der aggregierten Flächen und Viehbestände nach den Agrarstrukturserhebungen und Modellergebnissen

	1995	1999	2003		2005		1999-2003		1999-2005	
	ÖSTAT	ÖSTAT	ÖSTAT	Modell	ÖSTAT	Modell	ÖSTAT	Modell	ÖSTAT	Modell
Acker	1404248	1395274	1375823	1388212	1405234	1386102	-1.4%	-0.5%	0.7%	-0.7%
Obst	19049	17392	16305	15658	15396	14949	-6.3%	-10.0%	-11.5%	-14.0%
Wein	55628	51214	47572	48104	50119	46988	-7.1%	-6.1%	-2.1%	-8.3%
Grünland	1921196	1899682	1790907	1827927	1772009	1801504	-5.7%	-3.8%	-6.7%	-5.2%
Wald	3255987	3256645	3198894	3314490	3306331	3334707	-1.8%	1.8%	1.5%	2.4%
Sonstige Fl.	875097	898408	990797	941236	1020165	945089	10.3%	4.8%	13.6%	5.2%
Gesamt	7531205	7518615	7420298	7535627	7569254	7692529	-1.3%	0.2%	0.7%	2.3%
Pferde	71599	62525	84020	71157	73851	75073	34.4%	13.8%	18.1%	20.1%
Rinder	2324650	2151429	2038761	2045246	2003479	1998185	-5.2%	-4.9%	-6.9%	-7.1%
Schafe	359346	339980	315445	334577	316484	331677	-7.2%	-1.6%	-6.9%	-2.4%
Ziegen	52129	51125	52490	55915	53320	58359	2.7%	9.4%	4.3%	14.2%
Wild	39840	35112	39346	35816	53881	36053	12.1%	2.0%	53.5%	2.7%
Schweine	3688029	3415228	3170644	3305380	3148036	3262494	-7.2%	-3.2%	-7.8%	-4.5%
Geflügel	13906896	14340232	12188395	15848773	11961605	16651909	-15.0%	10.5%	-16.6%	16.1%

## Zusammenfassung und Ausblick

Es wurde versucht auf Basis einzelbetrieblicher Daten der Agrarstrukturserhebungen 1995 und 1999 die strukturelle Entwicklung der österreichischen Landwirtschaft im Detail abzuschätzen. Als Strukturgrößen wurden vor allem die Anzahl der Betriebe, die Verteilung dieser nach Erwerbsart, Wirtschaftsweise, Betriebsgröße, Betriebsform, Erschwernis und Region, aber auch die Entwicklung der bewirtschafteten Flächen sowie die Viehbestände betrachtet. Die

Ergebnisse wurden mit den offiziellen Daten der Agrarstrukturerhebungen 2003 und 2005 verglichen, um zu prüfen, ob die Verwendung eines solchen Strukturmodells die Repräsentativität des bisher strukturell statischen Betriebstypenmodells FAMOS erhöhen könnte. Es zeigt sich, dass sowohl die Vorzeichen als auch die Verteilung der Entwicklung nach den Strukturmerkmalen in der Regel korrekt bestimmt, das Ausmaß der Änderung jedoch, zumindest für die Untersuchungsperiode 1999-2003, tendenziell unterschätzt wird. Teilweise ist dies auf die offenbar, verglichen mit dem langfristigen Trend, überdurchschnittliche Dynamik im genannten Zeitraum zurückzuführen, teilweise auf eine leicht konservative Tendenz des Modells. Die Wechselwahrscheinlichkeiten zwischen den Erwerbsarten und Wirtschaftsweisen aus der Periode 1995-1999 werden durch das Modell gut wiedergegeben, die Umstiege bei den Betriebsformen und Betriebsgrößengruppen jedoch tendenziell unterschätzt. Die Ergebnisse entsprechen also nicht immer denen eines Markov-Modells, der Vorteil der verwendeten Methode liegt jedoch darin, dass die Entwicklung nicht nur hinsichtlich der Verteilung eines Strukturmerkmals, sondern bezüglich der Verteilung aller Strukturgrößen simultan abgebildet wird. Nachdem die geschätzten Werte in fast allen Fällen deutlich näher an den beobachteten Werten liegen als die Daten der Ausgangsperiode (1999), kann die Forschungsfrage dennoch positiv beantwortet werden, der Einsatz eines Strukturmodells im Zusammenhang mit dem Betriebstypenmodell könnte also vermutlich zu einer Verbesserung der Ergebnisse beitragen.

Ein bisher ungelöstes Problem bleibt die Beschränkung auf zwei Zeitpunkte für die Schätzung der Koeffizienten, die sich aus der Beschränkung der Datenverfügbarkeit ergibt. Langfristige Trends können dadurch von kurzfristigen Entwicklungen überlagert werden, wodurch diese über- oder unterschätzt werden. Darüber hinaus können Substitutionsanreize aufgrund der Entwicklung relativer Preise nicht berücksichtigt werden, was wiederum zu einer Verzerrung der Ergebnisse führt. Eine Verknüpfung des Strukturmodells mit dem Betriebstypenmodell FAMOS, in dem Anreize explizit modelliert werden, könnte also im schlimmsten Fall zu einer „Verdoppelung“ von Preiseffekten führen. Für weitere Arbeiten wäre also zu überlegen, inwieweit man dieses Problem z.B. über eine Vorschätzung auf Basis jährlich verfügbaren Paneldaten lösen könnte. Schließlich könnten mit der Verfügbarkeit der nächsten Vollerhebung im Jahr 2010 die Schätzungen schon aufgrund des längeren Zeitraumes auf eine bessere Basis gestellt werden.

# ANHANG

Tabelle A1: Koeffizienten der Schätzungen (Logistische Regression)

Parameter	Ausstieg	HzN	NzH	BzK	KzB	
Intercept		2,5355	2.6846	2.1772	3.7964	4.3289
DBIGG95	bis5	-0,3469		2.5791		0.5043
DBIGG95	5bis20	-0,0433	-0.8968	0.3178		-0.2163
DBIGG95	gr20	0,3902	0.8968	-2.8969		-0.288
DIREKT95		0,1558	0.0842	-0.2056		
DIREKT95*DBIGG95	bis5			-0.1554		
DIREKT95*DBIGG95	5bis20		0.0462	-0.0162		
DIREKT95*DBIGG95	gr20		-0.0462	0.1716		
SDBLA95			0.0572	-0.2018		
SDBLA95*DBIGG95	bis5			-0.2336		
SDBLA95*DBIGG95	5bis20		0.0425	0.0261		
SDBLA95*DBIGG95	gr20		-0.0425	0.2075		
ASDBLA95				4.8600		-3.6002
ASDBL2				-4.9223		5.9921
SDBFO95		0,4990		-0.1931		
SDBF2		-0,0702				
SDBFO95*DBIGG95	bis5	0,6607		-0.2091		
SDBFO95*DBIGG95	5bis20	-0,1614		0.0128		
SDBFO95*DBIGG95	gr20	-0,4993		0.1963		
SDBF2*DBIGG95	bis5	-0,1225				
SDBF2*DBIGG95	5bis20	0,0523				
SDBF2*DBIGG95	gr20	0,0702				
ASDBFO95						1.5430
DDBL9095		-0,0132				
DDBFpo	0	0,1401				
DDBFpo	1	-0,1401				
OEPUL	0	-0,8402				
OEPUL	1	0,8402				
WW96	B	0,3677				
WW96	K	-0,3677				
MIKUG	oMK		-0.1179	0.1245		
MIKUG	1bis5		-0.0670	0.0820		
MIKUG	gr5		0.1849	-0.2065		
GVE95		0,0185				
GVRG95	bis1	-0,0775		0.1497	-0.2406	0.2544
GVRG95	1bis2	0,1790		-0.0909	0.2645	0.0388
GVRG95	gr2	0,3360		-0.1966	-0.1494	-0.4351
GVRG95	oFoV	-0,4375		0.1378	0.1255	0.1419
DGVEG	Abnahme (1)	-0,0953				
DGVEG	Konstant (0)	-0,0254				
DGVEG	Zunahme (-1)	0,1207				
DBRNG	bis1	-0,2636				-0.7779
DBRNG	1bis2	-0,0424				-0.3858
DBRNG	gr2	0,0589				-0.1628
DBRNG	oDoR	0,2471				1.3265
EZ95	0	-0,1027		-0.1799	-0.0494	-0.1879
EZ95	1	-0,0590		-0.0463	-0.1853	-0.0741
EZ95	2	0,1616		0.2262	0.2347	0.262
AEFL95		0,2559				
AEFLG	0	-0,1868				
AEFLG	1	0,1868				
AEFL95*AEFLG	0	0,2624				
AEFL95*AEFLG	1	-0,2624				
MassP1			0.0280		0.1330	0.0182
Alter95		-0,0088	-0.0583	0.0292	-0.0360	
AltG95	bis50/bis55	-0,5224	-3.3618		-1.8526	
AltG95	gr50/gr55	0,5224	3.3618		1.8526	
Alter95*AltG95	bis50/bis55	0,0108	0.0736		0.0315	
Alter95*AltG95	gr50/gr55	-0,0108	-0.0736		-0.0315	
KindLW95	0			0.4213		
KindLW95	1			-0.4213		
KindG95	0	-0,1759		0.1829		
KindG95	1bis2	0,0191		-0.0569		
KindG95	gr2	0,1569		-0.126		
EAK95		0,2442	0.3437	-0.3074		
DBEKG	bis50	0,3794				
DBEKG	gr50	0,4932				
DBEKG	oDoE	-0,8726				
RNEKG	bis20					0.3241
RNEKG	gr20					0.0532
RNEKG	oRoE					-0.3773
BLG95	0	1,5721	-0.1983	0.2501		

Parameter		Ausstieg	HzN	NzH	BzK	KzB
BLG95	M	-0,7066	0,2520	-0,00760		
BLG95	W	-0,8656	-0,0537	-0,2425		
Erf95	Fach		0,1149			
Erf95	Grund		0,0510			
Erf95	Ausb			-0,1118		-0,1113
Erf95	PraktE		-0,1659	0,1118		0,1113
BLH9095	0			-0,2012		
BLH9095	1			0,2012		
EWA9095	HEzNE			-0,1430		
EWA9095	NEzHE		-0,3138			
EWA9095	kW		0,3138	0,1430		
AGHE				-0,00797		
AGNE			-0,00569			
AGBio						-0,0378
BSP95	FUA	0,0063				
BSP95	FUR	-0,3747				
BSP95	GB	0,0989				
BSP95	MF	-0,4085				
BSP95	NKB	0,7574				
BSP95	SB	-0,0794				
BSP5a	0	0,4733				
BSP5a	1	-0,4733				
BSP95a	FFO		0,2649			
BSP95a	FUA		-0,1554			
BSP95a	GB		0,7508			
BSP95a	MF		-0,4739			
BSP95a	SB		-0,1142			
BSP95a	VB		-0,2722			
BSP95c	DKWE			-0,0634		
BSP95c	FF			-0,0791		
BSP95c	FOM			0,4819		
BSP95c	GB			-0,6506		
BSP95c	MF			0,3817		
BSP95c	NKB			-0,1438		
BSP95c	SB			0,0733		
BSP95d	DKOB					-1,2419
BSP95d	DKWE					0,1881
BSP95d	FUR					-0,2940
BSP95d	GB					1,0813
BSP95d	MB					-0,2236
BSP95d	MF					0,00386
BSP95d	NKB					0,7245
BSP95d	SB					-0,5977
BSP95d	VB					0,3594
EZMV40		0,1619				
EZOV50					-0,7787	
NachtG98					0,000034	
REGa	AVL	-0,3695				
REGa	KB	0,2860				
REGa	OAlp	0,2894				
REGa	Ost	-0,2980				
REGa	SOst	0,3631				
REGa	WAlp	-0,1602				
REGa	WV	-0,1108				
REGb	AVO		0,1470			
REGb	AVW		-0,1217			
REGb	Nord		0,0655			
REGb	Ost		-0,2337			
REGb	WAlp		0,00201			
REGb	WO		0,2168			
REGb	WVN		-0,2304			
REGb	ZSOE		0,1545			
REGc	AVW			0,0435		
REGc	WNO			-0,1232		
REGc	WOE			0,1497		
REGc	WVAVO			-0,2036		
REGc	WVN			0,1428		
REGc	WWSO			0,1943		
REGc	ZSOE			-0,2035		
REGd	AVL					-0,2404
REGd	KB					0,5363
REGd	SOst					0,4430
REGd	WAlp					-0,5203
REGd	WV					-0,4450
REGd	ZOst					0,2264

Tabelle A2: Kategorielle Variable für die Schätzungen (Logistische Regressionen)

<b>EWA95</b>	Erwerbsart 1995; HE = Haupterwerb, NE = Nebenerwerb, JP = Juristische Person
<b>EWA9095</b>	Wechsel der Erwerbsart zwischen 1990 und 1995 (HEzNE = Wechsel von Haupt- zu Nebenerwerb, NEzHE = Wechsel von Neben- zu Haupterwerb, kW = kein Wechsel)
<b>EZ95</b>	Erschwernis 1995, 3 Gruppen: 0 = ohne Erschw, 1 = EZ 1 und EZ 2, 2 = EZ 3 und EZ4
<b>WW95</b>	Wirtschaftsweise 1995; B = Biologisch, K = Konventionell
<b>BSP95a</b>	Betriebsschwerpunkt 1995; FUA = Futterbaubetrieb mit Schwerpunkt Pferde-, Schaf-, Ziegen oder Damwildhaltung, FUR = Futterbaubetrieb mit Schwerpunkt Rinderhaltung, GB = Gartenbaubetrieb, MF = Marktfruchtbetrieb, NKB = nicht klassifizierter Betrieb (ohne StDB), SB = Sonstige Betriebe
<b>BSP95b</b>	Betriebsschwerpunkt 1995; FFO = Forst- und Futterbau-Forst-Betriebe, FUA = Futterbaubetriebe mit Schwerpunkt Pferde-, Schaf-, Ziegen- oder Wildtierhaltung, GB = Gartenbaubetrieb, MF = Marktfruchtbetrieb, SB = Sonstige Betriebe, VB = Veredelungsbetriebe
<b>BSP95c</b>	Betriebsschwerpunkt 1995; DKWE = Weinbaubetrieb, FF = Futterbau-Forst-Betrieb, FOM = Marktfrucht-Forst-Betrieb, GB = Gartenbaubetrieb, MF = Marktfruchtbetrieb, NKB = nicht klassifizierter Betrieb (ohne StDB), SB = Sonstige Betriebe
<b>BSP95d</b>	Betriebsschwerpunkt 1995; DKWE = Weinbaubetrieb, DKOB = Obstbaubetrieb, FUR = Futterbaubetrieb mit Schwerpunkt Rinderhaltung, GB = Gartenbaubetrieb, MB = Mischbetrieb, MF = Marktfruchtbetrieb, NKB = nicht klassifizierter Betrieb (ohne StDB), SB = Sonstige Betriebe, VB = Veredelungsbetrieb
<b>BSP5a</b>	Obstbaubetriebe, Schweine-, Mastküken- und Truthahnhalter sowie gemischte Futterbaubetriebe mit einem DBIG95 unter 5.000 €
<b>REGa</b>	Region; AV= Alpenvorland, KB = Kärntner Becken, OAlp = Östliche Alpen, Walp = Westliche Alpen, Ost = Ostösterreich, Sost = Südosten, WV = Waldviertel
<b>REGb</b>	Region; AVO = Östliches Alpenvorland, AVW = Westliches Alpenvorland, Nord = Mühl- und Wald- (ohne Nördliches Waldviertel) und Weinviertel, Ost = Südliches Burgenland, Steinfeld und Bucklige Welt, Walp = Westliche Alpen, WO = Marchfeld und Nördliches Burgenland, WVN = Nördliches Waldviertel, ZSOE = Zentrales und südöstliches Österreich,
<b>REGc</b>	Region; AVW = Westliches Alpenvorland, WNO = Weinviertel und Marchfeld, WOE = Westösterreich, WVAVO = Mühl- und Südliches Waldviertel und Östliches Alpenvorland, WVN = Nördliches Waldviertel, WWSO = Südwestliches Wiener Umland und Südburgenland, ZSOE = Zentrales und südöstliches Österreich
<b>REGd</b>	AVL = Alpenvorland, KB = Kärntner Becken, SOst = Südoststeiermark, WALp = Westalpen, WV = Wald- und Mühlviertel, ZOst = Zentrales und östliches Österreich
<b>DBIGG95</b>	Gruppen nach dem gesamten Betriebseinkommen (bis5 = bis 4.999 €, 5bis20 = 5.000 bis 19.999 €, gr20 = ab 20.000 €)
<b>OEPUL</b>	Teilnahme am Umweltprogramm ÖPUL 1996 (1 = Teilnahme, 0 = keine Teilnahme)
<b>DDBFpo</b>	Betriebe mit Zunahme des SDB aus forstwirtschaftlicher Tätigkeit von 1990 bis 1995
<b>AEFLG</b>	Gruppen von AEFL95 (0 = AEFL95 < 1, 1 = AEFL95 ≥ 1)
<b>DGVEG</b>	Gruppen nach der Änderung des Viehbestandes GVE9095 (-1: GVE9095 < 0, 0: GVE9095 = 0, 1: GVE9095 > 0)
<b>RNEKG</b>	Gruppen nach RLN95 pro EAK95 (bis20 = bis 20 ha/EAK, gr20 = mehr als 20 ha/EAK, oRoE = ohne RLN oder EAK)
<b>DBEKG</b>	Gruppen nach DBIG95 pro EAK95 (bis50 = bis 49.999 €/EAK, gr50 = ab 50.000 €/EAK, oDoE = ohne Einkommen oder EAK95)
<b>DBRNG</b>	Gruppen nach DBIG95 pro RLN95 (bis1 = bis 999 €/ha, 1bis2 = 1.000 bis 1.999 €/ha, gr2 = ab 2.000 €/ha, oDoR = ohne Einkommen oder RLN95)
<b>BLG95</b>	Geschlecht des Betriebsleiters 1995 (1=männlich, 2=weiblich, 0=unbekannt)
<b>KindG95</b>	Anzahl der Kinder des Betriebsleiterehepaares 1995 (0 = 0 Kinder, 1bis2 = 1 bis 2 Kinder, gr2 = mehr als 2 Kinder)
<b>KindLW</b>	Mindestens ein Kind war 1995 im Bereich der Landwirtschaft beschäftigt
<b>Erf95</b>	Ausbildung des Betriebsleiters 1995 (PraktE = keine spezifische Ausbildung, Ausb = fachliche Grundausbildung oder Fachausbildung, Fach = Fachausbildung, Grund = fachliche Grundausbildung)
<b>GVRG95</b>	Gruppen nach GVE pro ha RLN 1995 (oF oV = ohne Fläche oder Vieh, bis1 = bis 1 GVE/ha, 1bis2 = 1 bis 2 GVE/ha, gr2 = mehr als 2 GVE/ha)
<b>AltG95</b>	Gruppen nach dem Alter des Betriebsleiters 1995 (bis50= bis 50 Jahre, bis55 = bis 55 Jahre, gr50 = über 50 Jahre, gr55 = über 55 Jahre)
<b>BLH9095</b>	Hofnachfolge zwischen 1990 und 1995 (Alter90 > Alter95 +12)
<b>MIKUG</b>	Milchkuhbestand (oMK = ohne Milchkuh, 1bis5 = 1 bis 5 Milchkuhe, gr5 = mehr als 5 Milchkuhe)

Tabelle A3: Kontinuierliche Variable für die Schätzungen (Logistische Regression)

<b><i>SDBLA95</i></b>	SDB aus landwirtschaftlicher Tätigkeit 1995 in 1 000 €
<b><i>SDBFO95</i></b>	SDB aus forstwirtschaftlicher Tätigkeit 1995 in 1 000 €
<b><i>SDBF2</i></b>	Quadrierter Wert von SDBFO95
<b><i>DIREKT95</i></b>	AZ, NB, 1995 + ÖPUL 1996 in 1 000 €
<b><i>ASDBLA95</i></b>	Anteil des landwirtschaftlichen Standarddeckungsbeitrages am gesamten Betriebseinkommen
<b><i>ASDBL2</i></b>	Quadrierter Anteil des landwirtschaftlichen Standarddeckungsbeitrages am gesamten Betriebseinkommen
<b><i>ASDFO95</i></b>	Anteil des forstwirtschaftlichen Standarddeckungsbeitrages am gesamten Betriebseinkommen
<b><i>DBDL9095</i></b>	Absolutwert der absoluten Änderung des SDB aus landwirtschaftlicher Tätigkeit von 1990 bis 1995 (real) in 1 000 €
<b><i>EAK95</i></b>	Anzahl der Familienarbeitskräfte am Betrieb tätig 1995
<b><i>AEFL95</i></b>	Anteil der Eigentumsfläche an der gesamten selbst bewirtschafteten Fläche 1995
<b><i>RLN95</i></b>	Reduzierte Landwirtschaftliche Nutzfläche 1995 in ha
<b><i>GVE95</i></b>	GVE (Großvieheinheiten) insgesamt 1995
<b><i>Alter95</i></b>	Alter des Betriebsleiters 1995
<b><i>AL9094</i></b>	Durchschnittliche Arbeitslosenrate (Aprilwert) 1990 bis 1994 in der NUTS3-Region
<b><i>BB95</i></b>	Durchschnittlicher Bruttojahresbezug eines Arbeitnehmers 1995 in 1 000 € in der NUTS3-Region
<b><i>EZMV40</i></b>	Anteil der Wohnbevölkerung im politischen Bezirk, der mit MIV in weniger als 40 min das nächstgelegene überregionale Zentrum erreichen kann, 1997
<b><i>EZOV50</i></b>	Anteil der Wohnbevölkerung im politischen Bezirk, der mit öffentlichen Verkehrsmitteln in weniger als 50 min das nächstgelegene überregionale Zentrum erreichen kann, 1997
<b><i>AGNE</i></b>	Anteil der Nebenerwerbsbetriebe in der Gemeinde
<b><i>AGHE</i></b>	Anteil der Haupterwerbsbetriebe in der Gemeinde
<b><i>AGBio</i></b>	Anteil der biologisch wirtschaftenden Betriebe in der Gemeinde
<b><i>NachtG98</i></b>	Anzahl der Nächtigungen auf landwirtschaftlichen Betrieben 1998
<b><i>MassPI</i></b>	Anzahl der Produkte am Betrieb

## Literatur

- Balman, A., 1997: Farm Based Modelling of Regional Structural Change. *European Review of Agricultural Economics*, 25, 1, 85-108.
- Goddard, E., Weersink, K.Ch., Calum, G.T., 1993, *Economics of Structural Change in Agriculture*, *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 41, 475-489.
- Happe, K., 2004: *Agricultural Policies and Farm Structures – Agent Based Modelling and Application to EU-Policy Reform*. IAMO Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe, Nr. 30, IAMO, Halle.
- Hofreither, M.F., Morawetz, U., Schmid, E., Weiss, F., 2005: Ein regionalisiertes Produktions- und Einkommenssimulationsmodell für den österreichischen Agrarsektor. Endbericht des Forschungsprojektes Nr. 1319 im Auftrag des BMLFUW. Wien.
- Mann, S., 2003: Theorie und Empirie agrarstrukturellen Wandels? *Agrarwirtschaft*, 52 (Heft 3), 140-148, Frankfurt.
- Statistik Austria, 2005: *Agrarstrukturerhebung 2003: Betriebsstruktur*. Schnellbericht, 1.17, Wien.
- Statistik Austria, 2006: *Agrarstrukturerhebung 2005: Betriebsstruktur*. Schnellbericht, 1.17, Wien.
- Vogel, St., Hofreither, M. F., Schneeberger, W., Weiß, F., 2004: Bestimmungsgründe von Flächenausweitungsplänen in der Berglandwirtschaft Österreichs. *Die Bodenkultur*, 55, 2, 73-81, Wien.
- Weiss, F., Schmid, E., Eder, M., 2003: RAALSA: Ein Regionalisiertes Agrarsektormodell zur Abschätzung des Landwirtschaftlichen Strukturwandels im Österreichischen Alpenraum, *Berichte über Landwirtschaft*, Bd. 81, 01/03, 74-91, Münster.
- Weiss, F., 2006a: Bestimmungsgründe für die Aufgabe/Weiterführung landwirtschaftlicher Betriebe in Österreich. Diskussionspapier Nr. DP-14-2006 des Instituts für nachhaltige Wirtschaftsentwicklung, Universität für Bodenkultur Wien.
- Weiss, F., 2006b: Ursachen für den Erwerbsartenwechsel in landwirtschaftlicher Betriebe Österreichs. Diskussionspapier Nr. DP-18-2006 des Instituts für nachhaltige Wirtschaftsentwicklung, Universität für Bodenkultur Wien.
- Zimmermann, A., Heckelei, T., Pérez, I. 2006: *Working Paper - Literature Review of Approaches to Estimate Structural Change*. SEAMLESS Report No. 16, SEAMLESS Integrated Project, EU 6th Framework Programme, Contract No. 010036-2, [www.SEAMLESS-IP.org](http://www.SEAMLESS-IP.org), 45 pp.



## BEREITS ERSCHIENENE DISKUSSIONSPAPIERE INWE

- DP-01-2004 Alison BURRELL: Social science for the life science teaching programmes
- DP-02-2004 Jože MENCINGER: Can university survive the Bologna Process?
- DP-03-2004 Roland NORER: Die Kompetenzverteilung auf dem Gebiet des Agrarrechts
- DP-04-2004 Leopold KIRNER, Stefan VOGEL und Walter SCHNEEBERGER: Geplantes und tatsächliches Verhalten von Biobauern und Biobäuerinnen in Österreich - eine Analyse von Befragungsergebnissen
- DP-05-2004 Thomas GLAUBEN, Hendrik TIETJE and Stefan VOGEL: Farm succession patterns in Northern Germany and Austria - a survey comparison
- DP-06-2004 Erwin SCHMID, Franz SINABELL: Implications of the CAP Reform 2003 for Rural Development in Austria
- DP-07-2004 Manuela LARCHER: Die Anwendung der Interpretativen Methodologie in der Agrarsoziologie
- DP-08-2004 Erwin SCHMID, Franz SINABELL: Multifunctionality of Agriculture: Political Concepts, Analytical Challenges and an Empirical Case Study
- DP-09-2004 Erwin SCHMID: Das Betriebsoptimierungssystem – FAMOS (**F**ar**M** **O**ptimization **S**ystem)
- DP-10-2005 Erwin SCHMID, Franz SINABELL: Using the Positive Mathematical Programming Method to Calibrate Linear Programming Models
- DP-11-2005 Manfred WELAN, Die Heimkehr Österreichs - Eine Erinnerung
- DP-12-2005 Elisabeth GOTSCHI, Melanie ZACH: Soziale Innovationen innerhalb und außerhalb der Logik von Projekten zur ländlichen Entwicklung. Analyse zweier Initiativen im Distrikt Búzi, Mosambik
- DP-13-2006 Erwin SCHMID, Markus F. HOFREITHER, Franz SINABELL: Impacts of CAP Instruments on the Distribution of Farm Incomes - Results for Austria
- DP-14-2006 Franz WEISS: Bestimmungsgründe für die Aufgabe/Weiterführung landwirtschaftlicher Betriebe in Österreich
- DP-15-2006 Manfred WELAN: Wissenschaft und Politik als Berufe – Christian Brünner zum 65. Geburtstag
- DP-16-2006 Ulrich MORAWETZ: Bayesian modelling of panel data with individual effects applied to simulated data
- DP-17-2006 Erwin SCHMID, Franz SINABELL: Alternative Implementations of the Single Farm Payment - Distributional Consequences for Austria
- DP-18-2006 Franz WEISS: Ursachen für den Erwerbsartenwechsel in landwirtschaftlichen Betrieben Österreichs
- DP-19-2006 Erwin SCHMID, Franz SINABELL, Markus F. HOFREITHER: Direct payments of the CAP – distribution across farm holdings in the EU and effects on farm household incomes in Austria
- DP-20-2007 Manfred WELAN: Unwissenheit als Grund von Freiheit und Toleranz
- DP-21-2007 Manfred WELAN: Bernhard Moser, Regierungsbildung 2006/2007
- DP-22-2007 Manfred WELAN: Der Prozess Jesu und Hans Kelsen
- DP-23-2007 Markus F. HOFREITHER: The "Treaties of Rome" and the development of the Common Agricultural Policy
- DP-24-2007 Oleg KUCHER: Ukrainian Agriculture and Agri-Environmental Concern
- DP-25-2007 Stefan VOGEL, Oswin MAURER, Hans Karl WYTRZENS, Manuela LARCHER: Hofnachfolge und Einstellung zu Aufgaben multifunktionaler Landwirtschaft bei Südtiroler Bergbauern – Analyse von Befragungsergebnissen
- DP-26-2007 Elisabeth GOTSCHI: The "Wrong" Gender? Distribution of Social Capital in Groups of Smallholder Farmers in Búzi District, Mozambique
- DP-27-2007 Elisabeth GOTSCHI, Stefan VOGEL, Thomas LINDENTHAL: High school students' attitudes and behaviour towards organic products: survey results from Vienna
- DP-28-2007 Manuela LARCHER, Stefan VOGEL, Roswitha WEISSENSTEINER: Einstellung und Verhalten von Biobäuerinnen und Biobauern im Wandel der Zeit - Ergebnisse einer qualitativen Längsschnittuntersuchung
- DP-29-2007 Manfred WELAN: Der Österreich-Konvent – eine konstruktiv-kritische Zwischenbilanz
- DP-30-2007 Markus F. HOFREITHER: EU-Haushaltsreform und Agrarbudget - nationale Kofinanzierung als Lösungsansatz?
- DP-31-2007 Stefan VOGEL, Oswin MAURER, Hans Karl WYTRZENS, Manuela LARCHER: Exploring Attitudes Towards Multi-Functional Agriculture: The Case of Mountain Farming in South Tyrol
- DP-32-2007 Markus F. HOFREITHER, Stefan VOGEL: Universitätsorganisation und die intrinsische Motivation zu wissenschaftlicher Arbeit

Die Diskussionspapiere sind ein Publikationsorgan des Instituts für nachhaltige Wirtschaftsentwicklung (INWE) der Universität für Bodenkultur Wien. Der Inhalt der Diskussionspapiere unterliegt keinem Begutachtungsvorgang, weshalb allein die Autoren und nicht das INWE dafür verantwortlich zeichnen. Anregungen und Kritik seitens der Leser dieser Reihe sind ausdrücklich erwünscht.

The Discussion Papers are edited by the Institute for Sustainable Economic Development of the University of Natural Resources and Applied Life Sciences Vienna. Discussion papers are not reviewed, so the responsibility for the content lies solely with the author(s). Comments and critique are welcome.

Bestelladresse:

Universität für Bodenkultur Wien  
Department für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften  
Institut für nachhaltige Wirtschaftsentwicklung  
Feistmantelstrasse 4, 1180 Wien  
Tel: +43/1/47 654 – 3660  
Fax: +43/1/47 654 – 3692  
e-mail: [Iris.Fichtberger@boku.ac.at](mailto:Iris.Fichtberger@boku.ac.at)  
Download unter: [http://www.wiso.boku.ac.at/h731\\_publicationen.html](http://www.wiso.boku.ac.at/h731_publicationen.html)