

Weiss, Franz

**Working Paper**

## Bestimmungsgründe für die Aufgabe/Weiterführung landwirtschaftlicher Betriebe in Österreich

Diskussionspapier, No. DP-14-2006

**Provided in Cooperation with:**

University of Natural Resources and Life Sciences, Vienna, Department of Economics and Social Sciences, Institute for Sustainable Economic Development

*Suggested Citation:* Weiss, Franz (2006) : Bestimmungsgründe für die Aufgabe/Weiterführung landwirtschaftlicher Betriebe in Österreich, Diskussionspapier, No. DP-14-2006, Universität für Bodenkultur Wien, Department für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Institut für nachhaltige Wirtschaftsentwicklung, Wien

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/236554>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



**Universität für Bodenkultur Wien**  
Department für Wirtschafts- und  
Sozialwissenschaften

# **Bestimmungsgründe für die Aufgabe/Weiterführung landwirtschaftlicher Betriebe in Österreich**

Franz Weiss

Diskussionspapier  
DP-14-2006  
Institut für nachhaltige Wirtschaftsentwicklung

Februar 2006

# **Bestimmungsgründe für die Aufgabe/Weiterführung landwirtschaftlicher Betriebe in Österreich**

*Weiss Franz*

## ***Einleitung***

Die Anzahl land- und forstwirtschaftlicher Betriebe in Österreich ist zwischen 1995 und 1999 von 239.099 auf 217.508 gesunken. Dies entspricht einer Abnahme von 21.591 Betrieben bzw. ca. 9%. Damit setzt sich ein Trend fort, der seit langem beobachtet werden kann. Ursachen für diesen Trend sind einerseits die geänderten ökonomischen und sozialen Rahmenbedingungen. Die individuelle Entscheidung, ob ein Betrieb aus der Produktion ausscheidet, oder ob die Bewirtschaftung fortgesetzt wird, hängt jedoch nicht lediglich von äußeren Faktoren ab, sondern auch von regions-, familien- und betriebsspezifischen Faktoren. Im Rahmen dieser Studie wird versucht, einige dieser Faktoren zu ermitteln und deren Einfluss auf die Entscheidung über Ausscheiden aus bzw. Verbleib in der Produktion zu quantifizieren. Eine vergleichbare Studie für das Bundesland Oberösterreich wurde bereits von Weiss (1999a) durchgeführt. Dabei wurden die einzelbetrieblichen Daten der Agrarstrukturerhebungen 1980, 1985 und 1990 verwendet, und mit einem bivariaten Probit-Modell analysiert. Ähnliche Studien existieren auch für die Schweiz und Slowenien (siehe: Baur (1999), Hofer (2002), Juvancic (2006)). In den folgenden Abschnitten wird zuerst kurz auf die vorhandene Literatur eingegangen, anschließend wird das verwendete Modell vorgestellt und die Ergebnisse der Schätzungen besprochen.

## ***Ergebnisse früherer Untersuchungen***

Um einen ersten Überblick über Faktoren zu erhalten, welche die Entscheidung über Aufgabe oder Weiterführung eines landwirtschaftlichen Betriebes beeinflussen können, lohnt sich ein Blick auf vorhandene Studien. Tabelle 1 gibt einen kurzen Überblick über erklärende Variable, die in den genannten Modellen von Weiss (1999a), Baur (1999), Hofer (2002) und Juvancic (2006) verwendet wurden.

**Tabelle 1: Einflussgrößen in früheren Untersuchungen**

<b>Einflussgröße</b>	<b>Autor</b>	<b>Variablen</b>	<b>Wirkung auf Ausstiegsneigung</b>
Betriebsgröße	Weiss	Logarithmus der Großvieheinheiten * 100 ( $\ln S_{85}$ )	negativ
	Baur	Landwirtschaftliche Nutzfläche (LN90) sowie quadrierter Wert ( $LN90^2$ )	negativ (quad.)
	Hofer	Logarithmus der Landwirtschaftlichen Nutzfläche (LOGLN), dessen quadrierter Wert (LOGLN2) sowie für Betriebe über 20 ha die positive Differenz zu 20 ha (LNGR20)	negativ (quad.)
	Juvancic	Großvieheinheiten (LU)	negativ
Direktzahlungen	Hofer	Logarithmus der Summe aller direkt und indirekt flächengebundenen Direktzahlungen pro Hektar (LOGDZ)	negativ
Betriebswachstum	Weiss	Logarithmus der Änderung der Großvieheinheiten * 100 ( $\Delta \ln S_{80-85}$ )	negativ
Erwerbsart	Weiss	Dummys für Nebenerwerbsbetriebe ( $NE_{85}$ ) und Zuerwerbsbetriebe ( $ZE_{85}$ ): Betriebsleiterehepaar verwendet 50-90% (ZE) bzw. <50% (NE) der gesamten Arbeitszeit für die Arbeit am landwirtschaftlichen Betrieb	(NE>ZE>HE)
	Baur	Dummys für Haupterwerbsbetriebe (HAUPTLW90) und außerbetriebliche Erwerbstätigkeit (BLAUSS90)	negativ
	Hofer	Anteil des landwirtschaftlichen Einkommens am Gesamteinkommen (AELA)	negativ
	Juvancic	Dummys für Haupt- und Nebenerwerbsbetriebe (FT, PT)	(FT>PT)
Wirtschaftsweise	Hofer	Dummy für Betriebe, die biologisch oder integriert bewirtschaftet werden (D_OEKO)	negativ
Erschwernis	Weiss	Dummys für die Erschwerniszonen	o.A.
	Baur	Dummy für Betriebe im Berggebiet (BERG90)	negativ
	Hofer	Dummy für Betriebe im Berggebiet (D_BERG)	positiv
	Juvancic	Dummy für Betriebe in benachteiligten Gebieten	negativ
Eigentum	Baur	Gepachtetes Land in ha (PACHT90)	positiv
	Hofer	Anteil des Pachtlandes an der landwirtschaftlich genutzten Fläche (PA) sowie quadrierter Wert (PA2); $0 < PA < 1$	positiv
Alter	Weiss	Alter des Betriebsleiters ( $ALT_{85}$ ) und quadrierter Wert * 100 ( $ALT_{85}^2 * 100$ )	quadratisch
	Baur	Alter des Betriebsleiters (BLALT90) und quadrierter Wert ( $BLALT90^2$ )	quadratisch
	Hofer	Alter des Betriebsleiters (ALTER) und Dummy für Betriebsleiter über 60 Jahre	positiv
	Juvancic	Dummys für Altersklassen des Betriebsleiters (<45, >65)	negativ (<45) positiv (>65)
Familienstand	Weiss	Dummy für verheiratete Betriebsleiter ( $VERH_{85}$ )	negativ
	Juvancic	Dummy für verheiratete Betriebsleiter	negativ
Geschlecht	Weiss	Dummy für weiblichen Betriebsleiter ( $GESCHL_{85}$ )	positiv
Familiengröße	Weiss	Anzahl der am landwirtschaftlichen Betrieb mithelfenden Familienangehörigen im Alter von <6 Jahre, 6-15 Jahre und >15 Jahre	negativ
	Hofer	Dummy für Betriebe mit Kindern (D_KINDER)	negativ
Ausbildung	Weiss	Dummys für Betriebsleiter mit landwirtschaftlicher Ausbildung ( $DSL_{85}$ ) und Universitätsabschluss ( $DSA_{85}$ )	negativ (DSL) positiv (DSA)
	Baur	Dummys für Betriebsleiter mit landwirtschaftlicher Berufsbildung (BERUFLW90) bzw. höherer landwirtschaftlicher Berufsqualifikation (LWCHOCH90)	negativ
	Juvancic	Dummy für Betriebsleiter, die lediglich einen Grundschulabschluss haben	negativ
Arbeitsintensität	Baur	Landwirtschaftliche Nutzfläche je Arbeitskraft (LN-AK90)	positiv
Arbeitslosigkeit	Hofer	Veränderung der regionalen Arbeitslosenquote 1994-1998 (DALQ9498)	negativ
	Juvancic	Regionale Arbeitslosenquote	positiv
Lohnniveau	Juvancic	Regionales Durchschnittseinkommen	negativ
Bevölkerung	Juvancic	Regionale Bevölkerungsdichte	positiv

In allen vier Untersuchungen wird die *Betriebsgröße* als wichtiger Einflussfaktor in das Modell einbezogen. Weiss (1999a) und Juvancic (2006) verwenden den Viehbestand, Baur (1999) und Hofer (2002) die landwirtschaftlich genutzte Fläche als Indikator. In allen Fällen zeigt sich ein negativer Einfluss der Betriebsgröße auf die Ausstiegswahrscheinlichkeit, kleine Betriebe geben die Produktion also öfter auf als größere Betriebe. Begründet wird dies in erster Linie mit niedrigeren Kosten von größeren Betrieben aufgrund von steigenden Skalenerträgen, sowie mit höherem Einkommenspotential bei höherer Ausstattung mit Boden oder Vieh. Zusätzlich zur Betriebsgröße findet sich im Modell von Weiss (1999a) auch das *Betriebswachstum* in der Vorperiode, bzw. die Veränderung des Viehbestandes. Das Modell bestätigt die Hypothese, dass Betriebe, die ein Ausscheiden aus der Produktion planen, weniger stark wachsen als Betriebe, die in der Produktion verbleiben wollen. Landwirtschaftliche Förderungen im Rahmen von *Direktzahlungen* werden nur von Hofer (2002) berücksichtigt und wirken dort ebenfalls negativ auf die Ausstiegsneigung. Höhere Förderungen tragen also zu einem gebremsten Strukturwandel in der Landwirtschaft bei.

Wie die Betriebsgröße geht auch die *Erwerbsart* in alle vier Modelle als erklärende Variable ein. Die Erwartungen von Seiten der Theorie sind nicht eindeutig. Einerseits kann der Nebenerwerb als erster Schritt in Richtung einer Aufgabe der landwirtschaftlichen Tätigkeit interpretiert werden. Dies würde eine höhere Ausstiegsneigung von Nebenerwerbsbetrieben erwarten lassen. Andererseits könnte Nebenerwerb auch stabilisierend wirken, da durch eine Diversifizierung der Erwerbstätigkeit auf verschiedene Erwerbsquellen das Risiko reduziert wird, und das Einkommenspotential insgesamt bei sinkenden Einnahmen aus landwirtschaftlicher Tätigkeit konstant gehalten wird oder steigt. So kann der Nebenerwerb vor allem für kleine Betriebe mit beschränktem Wachstumspotential als Chance für den Verbleib in der landwirtschaftlichen Produktion gesehen werden. Die empirischen Ergebnisse sind ebenfalls regional unterschiedlich. Während Weiss (1999a) zeigen kann, dass in Oberösterreich Nebenerwerbsbetriebe deutlich häufiger aus der Produktion ausscheiden als Zu- oder Haupterwerbsbetriebe, und dies auch von Baur (1999) und Hofer (2002) für die beiden Schweizer Kantone Bern und Zürich bestätigt wird, zeigen in Slowenien Haupterwerbsbetriebe eine höhere Ausstiegsneigung als Nebenerwerbsbetriebe. Baur (1999) zeigt darüber hinaus, dass auch im Kanton Zürich Betriebe, deren Betriebsleiter neben der landwirtschaftlichen auch einer außerlandwirtschaftlichen Tätigkeit nachgehen, weniger oft ausscheiden als Betriebe, bei denen dies nicht der Fall ist.

Die *Wirtschaftsweise* wird lediglich bei Hofer (2002) als erklärende Variable verwendet. Dabei zeigt sich, dass Betriebe, die biologisch oder integriert bewirtschaftet werden, seltener aufgegeben werden als konventionell bewirtschaftete Betriebe. Eine Erklärung dafür wird in der Studie nicht geliefert. Vermutlich sind das höhere Engagement von Biobetrieben als auch bessere Einkommensmöglichkeiten durch die Bedienung von Marktnischen entscheidend.

Die *natürlichen Produktionsbedingungen* werden in allen Modellen über entsprechende Dummies einbezogen. Baur (1999) und Hofer (2002) unterscheiden Betriebe in Berggebieten, Juvancic (2006) Betriebe in benachteiligten Gebieten, während Weiss (1999a) nach den fünf Erschwerniszonen differenziert. Auch hier sind die Erwartungen aus theoretischer Sicht nicht eindeutig. Grundsätzlich lassen die höheren Produktionskosten von Betrieben in Berggebieten sowie deren geringere Perspektive einer Betriebsvergrößerung oder Effizienzsteigerung durch technische Innovationen eine höhere Ausstiegsneigung erwarten. Die üblicherweise geringeren Chancen auf alternative Erwerbsmöglichkeiten in schlecht erschlossenen Regionen sowie traditionellere Wertvorstellungen in Berggebieten könnten aber auch das Gegenteil bewirken. Bei Juvancic (2006) und Baur (1999) sinkt die Ausstiegswahrscheinlichkeit mit der Erschwernis, was eher die zweite These stützt. Bei Hofer (2002) steigt dagegen die Wahrscheinlichkeit einer Betriebsaufgabe in Berggebieten im Vergleich zu flachen Gebieten. Weiss (1999a) geht nicht näher auf die Wirkung der Erschwerniszonen ein, die Mittelwertvergleiche lassen jedoch ebenfalls eher eine mit der Erschwernis sinkende Ausstiegsneigung vermuten.

Baur (1999) und Hofer (2002) berücksichtigen auch die *Eigentumsverhältnisse*. Als Indikator dienen die gepachtete Fläche bzw. der Anteil des Pachtlandes an der landwirtschaftlich genutzten Fläche. Die Autoren erwarten eine höhere Ausstiegsneigung bei Betrieben mit hohem Anteil an gepachtetem Land. Begründet wird dies mit der Unsicherheit bezüglich des zukünftigen Einkommenspotentials. In beiden Fällen werden die Erwartungen durch das Modell bestätigt, wobei Hofer (2002) eine quadratische Funktion verwendet, die Ausstiegsneigung also bei sehr geringem Pachtanteil vorerst leicht sinkt und später bei hohen Pachtanteilen stark ansteigt. Möglicherweise sind also sehr geringe Pachtflächen ein Zeichen erhöhter Dynamik und zeigen an, dass Betriebe im Begriff sind, die Produktion eher auszudehnen als einzustellen.

Das *Alter des Betriebsleiters* dient in allen Modellen als erklärende Variable. Zu erwarten ist eine zunehmende Ausstiegsneigung mit höherem Alter. Dies ist einerseits auf geringer werdende Chancen am Arbeitsmarkt für Ältere zurückzuführen, als auch auf die zentrale Rolle der Hofnachfolge. Weiss (2000) zeigt, dass die Entscheidung über eine Fortführung des Betriebes in den meisten Fällen zu dem Zeitpunkt fällt, an dem der Betriebsleiter in Pension geht. Findet sich ein Hofnachfolger wird der Betrieb weitergeführt, wenn nicht wird die Produktion eingestellt. Weiss (1999a) und Baur (1999) gehen von einem quadratischen Zusammenhang aus, also von einer anfangs leicht sinkenden, mit höherem Alter jedoch steigenden Ausstiegswahrscheinlichkeit. Begründet wird die anfänglich sinkende Ausstiegsneigung mit Lerneffekten, welche die Überlebenschancen von Betrieben erhöhen. Bei Hofer (2002) geht das Alter linear ins Modell ein, wird jedoch durch eine Dummy für Betriebsleiter über 60 Jahre ergänzt. Der abrupte Anstieg kann in der Schweiz durch das System der Direktzahlungen erklärt werden, welches die Einstellung der Zahlungen ab einem Alter von 60 Jahren vorsieht. Juvancic (2006) unterscheidet drei Altersklassen, wobei auch hier ein stetiger Anstieg der Ausstiegsneigung mit dem Alter nachgewiesen werden kann.

Die *familiäre Situation* des Betriebsleiters geht in den verschiedenen Modellen durch den Familienstand und die Familiengröße ein. Weiss (1999a) und Juvancic (2006) zeigen, dass verheiratete Betriebsleiter den Betrieb weniger oft aufgeben als ledige oder geschiedene Betriebsleiter. Die Familiengröße wirkt sich ebenfalls auf die Stabilität des Betriebes aus. Sowohl bei Weiss (1999a) als auch bei Hofer (2006) sinkt die Ausstiegswahrscheinlichkeit mit der Anzahl der Kinder. Dies kann sowohl über die größeren Arbeitsressourcen als auch über den erhöhten Anreiz zur Weiterführung des Betriebes erklärt werden. Schließlich zeigt Weiss (1999a), dass Betriebe, die von weiblichen Betriebsleitern geführt werden eher zur Aufgabe neigen als Betriebe mit männlichen Betriebsleitern. Betont wird in diesem Zusammenhang die Doppelbelastung von Frauen im Haushalt und Betrieb, was sich negativ auf den wirtschaftlichen Erfolg auswirkt.

Die *Ausbildung des Betriebsleiters* findet sich in drei der beschriebenen Modelle als erklärende Variable. Weiss (1999a) unterscheidet zwischen spezifisch landwirtschaftlicher Ausbildung und allgemeiner höherer Ausbildung in Form eines Universitätsabschlusses. Während eine landwirtschaftliche Ausbildung das Risiko einer Betriebsaufgabe senkt, hat eine allgemeine höhere Ausbildung den gegenteiligen Effekt. Weiss (1999a) begründet dies mit bessern Einkommensmöglichkeiten am Betrieb durch eine agrarspezifische Ausbildung.

Eine höhere allgemeine Ausbildung erhöht dagegen die Opportunitätskosten für einen Verbleib im Betrieb aufgrund besserer Einkommenschancen außerhalb der Landwirtschaft. Baur (1999) verwendet Dummies für eine landwirtschaftliche Grundausbildung und eine höhere landwirtschaftliche Berufsbildung. In beiden Fällen sinkt die Ausstiegsneigung, stärker jedoch bei Betriebsleitern mit höherer landwirtschaftlicher Berufsbildung. Juvancic (2006) unterscheidet zwischen Betriebsleitern, die lediglich einen Grundschulabschluss haben, und solchen mit einer höheren Ausbildung. Dabei wird nicht nach landwirtschaftlicher und allgemeiner Orientierung der Ausbildung differenziert. Demnach führt ein niedriger Ausbildungsstatus zu einer geringeren Ausstiegswahrscheinlichkeit.

Die *regionale Wirtschaftslage* wird lediglich bei Hofer (2002) und Juvancic (2006) berücksichtigt. Als Indikatoren dienen Arbeitslosigkeit und durchschnittliches Lohnniveau in der Region. Theoretisch sollte eine hohe Arbeitslosigkeit bzw. ein niedriges Lohnniveau die Ausstiegsneigung verringern, da die Opportunitätskosten einer landwirtschaftlichen Tätigkeit wegen der geringen außerbetrieblichen Einkommensmöglichkeiten niedriger sind. Bei Hofer (2002) wird diese Hypothese bestätigt, steigende Arbeitslosigkeit führt hier zu einer Abnahme der Ausstiegsneigung. Juvancic (2006) stellt hingegen das Gegenteil fest. Niedrige Arbeitslosigkeit und ein hohes regionales Lohnniveau führen hier zu einer sinkenden Ausstiegswahrscheinlichkeit. Dies wird mit der hohen Zahl an Nebenerwerbsbetrieben begründet, die durch bessere Einkommensoptionen außerhalb der Landwirtschaft eine Möglichkeit sehen den Betrieb nebenbei weiterzuführen. In einem gewissen Widerspruch dazu steht der positive Zusammenhang zwischen *Bevölkerungsdichte* und Ausstiegsneigung, der jedoch eher den Erwartungen entspricht.

Schließlich findet sich bei Baur (1999) auch die *Arbeitsintensität* als Einflussgröße. Im Modell wird ein positiver Zusammenhang zwischen der landwirtschaftlich genutzte Fläche pro Arbeitskraft und der Ausstiegsneigung festgestellt. Je mehr Fläche also von einer Person bewirtschaftet wird desto wahrscheinlicher ist es, dass dieser Betrieb die Produktion einstellt. Im Text wird der Zusammenhang nicht näher begründet, dürfte jedoch im Konnex mit der Nebenerwerbslandwirtschaft zu sehen sein. Betriebe im Nebenerwerb bewirtschaften Flächen extensiver und haben wie oben beschrieben eine höhere Ausstiegsneigung.



## Variablen und Schätzverfahren

Datengrundlage für die gegenständliche Untersuchung sind die einzelbetrieblichen Daten der Agrarstrukturerhebungen aus den Jahren 1990, 1995 und 1999. Diese werden teilweise ergänzt durch Daten aus dem INVEKOS-Datenbestand, der regionalen Arbeitslosen- und Einkommensstatistik sowie Daten aus dem Erreichbarkeitsmodell der Österreichischen Raumordnungskonferenz. Die Zusammenhänge wurden auf Basis des Ausstiegsverhaltens von 1995 auf 1999 geschätzt, wobei als erklärende Variablen vor allem Daten aus dem Basisjahr 1995 aber auch Änderungen einzelner Variablen von 1990 bis 1995 verwendet wurden. Die Anzahl der verfügbaren Beobachtungen entspricht der Anzahl an Betrieben im Basisjahr 1999, also ca. 240.000.

Aus den vorhandenen Rohdaten wurden nach einer ersten Analyse eine Reihe von potentiellen erklärenden Variablen für jeden einzelnen der Betriebe gebildet. Eine Liste der Variablen findet sich in den Tabellen 2 und 3.

**Tabelle 2: Kategorielle Variablen**

<b>AUS99</b>	Ausstieg zwischen 1995 und 1999 (1= Ausstieg, 0 = Verbleib)
<b>EIN95</b>	Einstieg zwischen 1990 und 1995 (1 = Einstieg, 0 = schon 1990 vorhanden)
<b>EWA95</b>	Erwerbsart 1995; HE = Haupterwerb, NE = Nebenerwerb, JP = Juristische Person
<b>EZ95a</b>	Erschwernis 1995, 3 Gruppen: 0 = ohne Erschw, 1 = EZ 1 und EZ 2, 2 = EZ 3 und EZ 4
<b>WW95</b>	Wirtschaftsweise 1995; B = Biologisch, K = Konventionell
<b>BSP95b</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>BSP5a</b>	Obstbaubetriebe, Schweine-, Mastküken- und Truthahnhalter sowie gemischte Futterbaubetriebe mit einem DBIG95 unter 5.000 €
<b>REG</b>	Region; AV= Alpenvorland, KB = Kärntner Becken, OAlp = Östliche Alpen, Walp = Westliche Alpen, Ost = Ostösterreich, Sost = Südosten, WV = Waldviertel
<b>DBIGG95</b>	Gruppe für den Standarddeckungsbeitrag insgesamt und Prämien (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 GVE9095a (-1: GVE9095a < 0, 0: GVE9095a = 0, 1: GVE9095a > 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>KindLW95</b>	mindestens ein Kind in der Landwirtschaft beschäftigt (1=ja, 0=nein) 1995
<b>Ehe95</b>	Ehegatte/-in (1=ja, 0=nein) 1995
<b>Erf95a</b>	Ausbildung des Betriebsleiters 1995 (PraktE = keine spezifische Ausbildung, Ausb = fachliche Grundausbildung oder Fachausbildung)
<b>GVRG95a</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 (bis55 = bis 55 Jahre, gr55 = über 55 Jahre)

**Tabelle 3: Kontinuierliche Variablen**

<b>SDBI95</b>	Standarddeckungsbeitrag (SDB) insgesamt 1995 in 1.000 €
<b>DBIG95</b>	SDB insgesamt und Direktzahlungen (AZ, NB, ÖPUL) 1995 in 1.000 €
<b>SDBLA95</b>	SDB aus landwirtschaftlicher Tätigkeit 1995 in 1.000 €
<b>SDBFO95</b>	SDB aus forstwirtschaftlicher Tätigkeit 1995 in 1.000 €
<b>DBLG95</b>	SDB aus landwirtschaftlicher Tätigkeit und Direktzahlungen (AZ, NB, ÖPUL) 1995 in 1.000 €
<b>SDBF2</b>	Quadrierter Wert von SDBFO95
<b>DIREKT95</b>	AZ, NB, 1995 + ÖPUL 1996 in 1.000 €
<b>DDBI9095b</b>	Absolutwert der absoluten Änderung des SDB insgesamt von 1990 bis 1995 (real) in 1.000 €
<b>DDBL9095b</b>	Absolutwert der absoluten Änderung des SDB aus landwirtschaftlicher Tätigkeit von 1990 bis 1995 (real) in 1.000 €
<b>DDBF9095b</b>	Absolutwert der absoluten Änderung des SDB aus forstwirtschaftlicher Tätigkeit von 1990 bis 1995 (real) in 1.000 €
<b>Kinder95</b>	Anzahl der Kinder des Betriebsleiterehepaares 1995 (0=0 Kinder, 1 = 1 Kind, 2 = 2 Kinder, gr2 = mehr als 2 Kinder)
<b>Soehne95</b>	Anzahl der Söhne 1995
<b>EAK95</b>	Anzahl der Familienarbeitskräfte am Betrieb tätig 1995
<b>AEFL95</b>	Anteil der Eigentumsfläche an der gesamten selbst bewirtschafteten Fläche 1995
<b>AVFL95</b>	Anteil der Verpachteten Fläche an der eigenen Fläche 1995
<b>AGFL95</b>	Anteil der Gepachteten Fläche an der gesamten selbst bewirtschafteten Fläche 1995
<b>AerhFL95</b>	Anteil der zur Bewirtschaftung erhaltenen an der gesamten selbst bewirtschafteten Fläche 1995
<b>KULT95</b>	Kulturfläche 1995 in ha
<b>LN95</b>	Landwirtschaftliche Nutzfläche 1995 in ha
<b>FORST95</b>	Forstwirtschaftlich genutzte Flächen 1995 in ha
<b>FORST9095a</b>	Absolute Änderung der Forstwirtschaftlich genutzten Fläche von 1990 bis 1995 in ha
<b>RLN95</b>	Reduzierte Landwirtschaftliche Nutzfläche 1995 in ha
<b>RLN9095a</b>	Absolute Änderung der Reduzierten landwirtschaftlichen Nutzfläche von 1990 bis 1995 in ha
<b>FUGV95</b>	GVE Futterbau 1995
<b>VERGV95</b>	GVE Veredelung 1995
<b>GVE95</b>	GVE (Großvieheinheiten) insgesamt 1995
<b>FUGV9095a</b>	Absolute Änderung der GVE Futterbau von 1990 bis 1995
<b>VERG9095a</b>	Absolute Änderung der GVE Veredelung von 1990 bis 1995
<b>GVE9095a</b>	Absolute Änderung der GVE gesamt von 1990 bis 1995
<b>Alter95</b>	Alter des Betriebsleiters 1995
<b>AL9094g</b>	Durchschnittliche Arbeitslosenrate (Aprilwert) 1990 bis 1994 in der NUTS3-Region
<b>BB95</b>	Durchschnittlicher Bruttojahresbezug eines Arbeitnehmers 1995 in 1.000 € in der NUTS3-Region
<b>EZMV40</b>	Anteil der Wohnbevölkerung im politischen Bezirk, der mit MIV in weniger als 40 min das nächstgelegene überregionale Zentrum erreichen kann, 1997
<b>EZOV50</b>	Anteil der Wohnbevölkerung im politischen Bezirk, der mit öffentlichem Verkehr in weniger als 50 min das nächstgelegene überregionale Zentrum erreichen kann, 1997
<b>EROV30</b>	Anteil der Wohnbevölkerung im politischen Bezirk, der mit öffentlichem Verkehr in weniger als 30 min das nächstgelegene regionale Zentrum erreichen kann 1997

Geschätzt wurde die Ausstiegswahrscheinlichkeit über eine logistische Regression unter Verwendung des Statistikpaketes SAS. Die Ergebnisse der univariaten Schätzungen der einzelnen erklärenden Variablen sind im Anhang in den Tabellen A1 und A2 dargestellt. Den höchsten Erklärungswert einer einzelnen Variablen hat demnach die Variable OEPUL, also die Teilnahme am Umweltprogramm ÖPUL<sup>1</sup>. Hohen Erklärungswert haben auch die Höhe der Direktzahlungen (DIREKT95), das Gesamteinkommen (DBIGG95a) bzw. der Deckungsbeitrag aus landwirtschaftlicher Tätigkeit (SDBLA95), die Viehdichte (GVRG95a),

<sup>1</sup> Für das Umweltprogramm ÖPUL standen lediglich die Förderungen für das Jahr 1996 zur Verfügung.

der Viehbestand (GVE95) und dessen Änderung (DGVEG), die Reduzierte Landwirtschaftliche Nutzfläche (RLN95) und die Flächenrentabilität (DBRNG), die familieneigenen Arbeitskräfte (EAK95) sowie die Erwerbsart (EWA95). Einen etwas geringeren aber immer noch deutlichen Erklärungswert in den univariaten Modellen haben das Alter des Betriebsleiters (Alter95), die Anzahl der Kinder (KindG95), der Familienstand (Ehe95), das Geschlecht (BLG95), die Ausbildung (Erf95a), die Erschwernis (EZ95a), die Wirtschaftsweise (WW96), das Arbeitseinkommen (DBEKG), der Betriebsschwerpunkt (BSP95b) und die Region (REG). Die verbleibenden Variablen tragen allein wenig zur Erklärung der Ausstiegswahrscheinlichkeit bei.

Um das am besten geeignete Modell zu finden wurden vorerst drei Gruppen von erklärenden Variablen gebildet. Die erste Gruppe besteht aus Variablen, die sich auf die Produktionsgrundlagen (Flächen und Viehbestände) bzw. auf das betriebliche Einkommen beziehen. Die zweite Gruppe umfasst Variablen, die im Zusammenhang mit der Region zu sehen sind, also Erschwerniszone, regionale Kennziffern, Erreichbarkeit von regionalen Zentren und die regionalen Dummies. Die dritte Gruppe bezieht sich schließlich auf Variablen, welche die familiären und persönlichen Verhältnisse des Betriebsleiters beschreiben, also Familienstand, Alter, Kinder etc. Innerhalb dieser Gruppen wurden verschiedene Modelle getestet und auf Basis des Likelihood Ratio Tests miteinander verglichen. Die besten Teilmodelle wurden schließlich zu einem Gesamtmodell zusammengeführt und auf Basis des Score-Tests einem schrittweisen Auswahlverfahren unterzogen. Dabei wurde für die Aufnahme in das Modell ein p-Wert von 0,25, für das Ausscheiden ein p-Wert von 0,3 gewählt. Aus dem sich daraus ergebenden Modell wurden anschließend einige weitere Variable mit sehr geringem Erklärungswert ausgeschieden, um die Anzahl der erklärenden Variablen zu reduzieren<sup>2</sup>. Schließlich wurde ein Modell mit 25 Variablen und 4 Interaktionen gewählt. Von den Variablen sind 9 stetig und 16 kategoriell. Von den kategoriellen Variablen sind wiederum 6 dichotom und 10 mehrfach gegliedert. Die für das Modell verwendeten Variablen werden in Tabelle 4 aufgelistet.

Das Modell verbessert die negative Log-Likelihood (-2 LL) von 172.852 im unbeschränkten Modell auf 119.220 im beschränkten Modell, also um 53.632. Der Zusammenhang ist im Chi<sup>2</sup>-Test hochsignifikant, sowohl für das ganze Modell als auch für die einzelnen Variablen

---

<sup>2</sup> Da die Ergebnisse später im Rahmen eines Simulationsmodells zur Abschätzung struktureller Änderungen in der österreichischen Landwirtschaft verwendet werden sollen, wird vor allem ein hoher Erklärungswert des Modells angestrebt. Die Anzahl der Variablen ist daher höher als in vergleichbaren Studien, bei denen in erster Linie bestimmte Hypothesen getestet werden.

und Interaktionen. Aufgrund der großen Anzahl von Betrieben war dies auch nicht anders zu erwarten. Da es sich um eine Vollerhebung und nicht um eine Stichprobe handelt ist jedoch die Abschätzung der Irrtumswahrscheinlichkeit von geringer Bedeutung, da sie nicht sinnvoll interpretiert werden kann. Pseudo-R<sup>2</sup> liegt je nach Berechnungsmethode zwischen 0,201 und 0,390. Setzt man die Entscheidungsschwelle bei 0,5 so werden durch das Modell 89,2% der Fälle korrekt vorhergesagt, 97,4% der weiterführenden, jedoch nur 27,3% der ausgestiegenen Betriebe. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 aufgelistet.

**Tabelle 4:** Variablen für das multivariate Modell

Variable	DF	Wald Chi <sup>2</sup>	Pr > Chi <sup>2</sup>
REG	6	1260.4280	<.0001
BSP95b	5	433.3696	<.0001
BSP5a	1	432.1473	<.0001
OEPUL	1	5526.3214	<.0001
DIREKT95	1	466.8891	<.0001
SDBFO95	1	1258.2018	<.0001
SDBF2	1	437.5490	<.0001
DDBL9095b	1	219.3290	<.0001
DDBFpo	1	165.4396	<.0001
EAK95	1	176.9755	<.0001
DBEKG	2	239.0740	<.0001
KindG95	2	209.7965	<.0001
AEFL95	1	141.2893	<.0001
AEFLG	1	183.3531	<.0001
DBRNG	3	315.7195	<.0001
GVRG95a	3	364.9504	<.0001
DGVEG	2	69.6943	<.0001
AltG95	1	73.7520	<.0001
Alter95	1	72.3224	<.0001
DBIGG95a	2	275.4430	<.0001
Alter95*AltG95	1	108.6714	<.0001
AEFL95*AEFLG	1	147.8924	<.0001
GVE95	1	119.4778	<.0001
SDBFO95*DBIGG95a	2	1268.3835	<.0001
SDBF2*DBIGG95a	2	533.9333	<.0001
EZMV40	1	61.3457	<.0001
WW96	1	53.9394	<.0001
EZ95a	2	49.7836	<.0001
BLG95	2	1205.3091	<.0001

*Tabelle 5: Anpassungsgüte und Prognoseerfolg*

-2 LL	<b>Rest. Modell</b>	172852.24
	<b>Unrest. Modell</b>	119219.68
<b>Chi<sup>2</sup></b>		53632.56
<b>Pseudo-R<sup>2</sup></b>		0.2009
<b>Korrigiertes R<sup>2</sup></b>		0.3904
<b>Anteil richtiger Prognosen</b>		89,2%
<b>Anteil richtiger P. (AUS99=1)</b>		27,3%
<b>Anteil richtiger P. (AUS99=0)</b>		97,4%

## *Ergebnisse des multivariaten Modells*

In diesem Abschnitt wird auf die einzelnen erklärenden Variablen und deren Einfluss auf die Ausstiegswahrscheinlichkeit eingegangen. Zur übersichtlicheren Darstellung wurden für jede der Variablen vorerst die geschätzten Koeffizienten sowie die Chi-Quadrat-Werte in Tabellenform zusammengefasst. Die erste Spalte (Parameter) zeigt den Namen der jeweiligen erklärenden Variable, die zweite Spalte die einzelnen Ausprägungen bei kategoriellen Variablen (bei stetigen Variablen bleibt diese leer). Die dritte Spalte gibt den geschätzten Koeffizienten an. Die Ausstiegswahrscheinlichkeiten werden über folgende Gleichung ermittelt:

$$p = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x_{11} + \dots + \beta_m x_{im}}}$$

Positive Werte führen demnach zu einem steigenden Nenner und daher zu einer insgesamt abnehmenden Ausstiegswahrscheinlichkeit. Die vierte Spalte (Standardfehler) gibt Auskunft über die Streuung der empirischen Werte um die geschätzte Funktion, während die fünfte Spalte die Wald-Statistik wiedergibt. Der Wald Chi<sup>2</sup> Wert setzt den geschätzten Parameter in Relation zum Standardfehler und folgt einer Chi<sup>2</sup> Verteilung. Je höher der Wert desto signifikanter ist der Zusammenhang.

Den stärksten Einfluss haben analog zu den univariaten Modellen die Variablen, die im Zusammenhang mit dem Einkommen und den öffentlichen Förderungen stehen. Dies sind einerseits die Variable *OEPUL*, also die *Teilnahme am Umweltprogramm*, andererseits die

Höhe der *Direkten Beihilfen (DIREKT95)*, das *Gesamteinkommen (DBIGG95a)* und der *Deckungsbeitrag aus forstwirtschaftlicher Tätigkeit (SDBFO95)*. Mit der Teilnahme am Umweltprogramm verpflichtet sich ein Betrieb für 5 Jahre nach bestimmten Richtlinien zu wirtschaften. Ein vorzeitiges Ausscheiden hat eine Rückzahlungsverpflichtung zur Folge. Betriebe, die am ÖPUL teilnehmen signalisieren daher, dass in den nächsten Jahren keine Betriebsaufgabe geplant ist, und weisen somit eine signifikant geringere Ausstiegsneigung auf als andere Betriebe. Zu beachten ist allerdings, dass der Effekt vermutlich überschätzt wird, da für das Umweltprogramm lediglich Zahlen aus dem Jahr 1996 verfügbar sind. Betriebe, die zwischen 1995 und 1996 die Produktion eingestellt haben, scheinen also in den Daten als Aussteiger ohne Umweltförderungen auf, was nicht unbedingt den Tatsachen entsprechen muss. Im Gegensatz zum Umweltprogramm hat der Bezug der Ausgleichszulage keinen signifikanten Einfluss auf die Ausstiegsneigung. Die Höhe der Direkten Beihilfen<sup>3</sup> wirkt dagegen ebenso negativ wie die Höhe des Gesamteinkommens, die Summe von Deckungsbeiträgen und Förderungen. Betriebe mit höherem Einkommen stellen die Produktion also seltener ein als Betriebe mit niedrigem Einkommen, und Betriebe mit hohen Förderungen seltener als solche, die wenig Förderungen erhalten. Dies entspricht den Erwartungen und zeigt, dass einerseits der finanzielle Erfolg einen entscheidenden Faktor für das Überleben eines Betriebes darstellt, andererseits öffentliche Förderungen die Geschwindigkeit des strukturellen Wandels in der Landwirtschaft reduzieren können. Wie bereits weiter oben erläutert, wird bei Hofer (2002) ebenfalls ein negativer Zusammenhang von Direktzahlungen und Ausstiegswahrscheinlichkeit nachgewiesen, der in Bergregionen geringer ist als in anderen Gebieten.

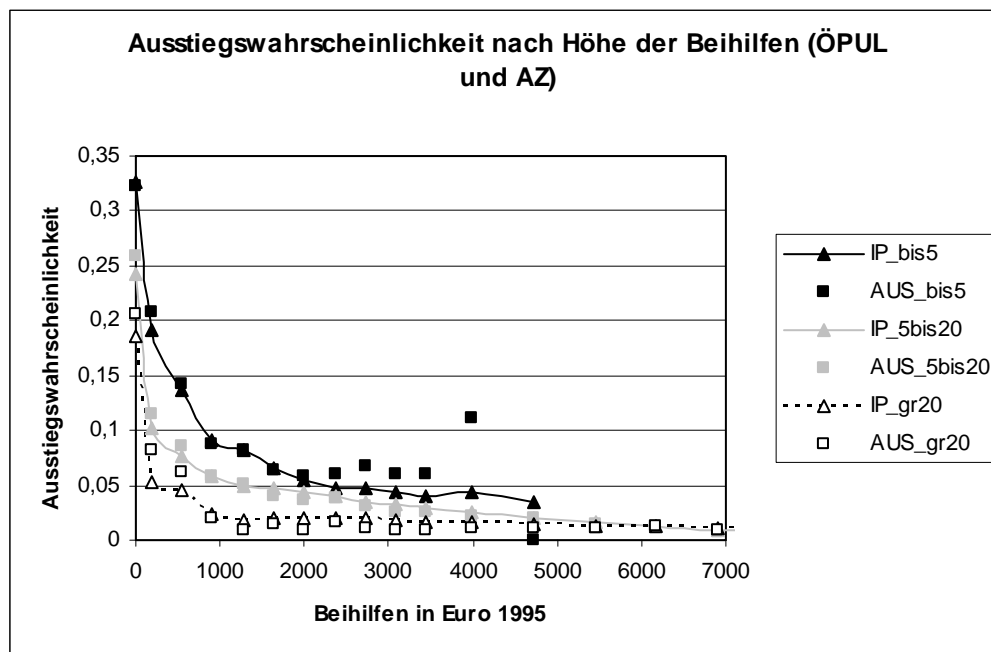
**Tabelle 6:** Regressionskoeffizienten (OEPUL, DIREKT95, DBIGG95a, WW96)

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
OEPUL	0	-0.8402	0.0113	5526.3214
OEPUL	1	0.8402	0.0113	5526.3214
DIREKT95		0.1558	0.00721	466.8891
WW96	B	0.3677	0.0501	53.9394
WW96	K	-0.3677	0.0501	53.9394
DBIGG95a	bis5	-0.3469	0.0211	271.3674
DBIGG95a	5bis20	-0.0433	0.0177	5.9881
DBIGG95a	gr20	0.3902	0.0279	196.1939

<sup>3</sup> Die direkten Beihilfen enthalten Förderungen im Rahmen des Umweltprogramms (ÖPUL), der Ausgleichszulage und nationaler Beihilfen.

Die folgende Abbildung zeigt die vom Modell geschätzten<sup>4</sup> (IP) im Vergleich zu den tatsächlich beobachteten Anteilen an ausgeschiedenen Betrieben (AUS) für verschiedene Beihilfenhöhen und Einkommensklassen. Man sieht, dass Betriebe mit einem geringen Gesamteinkommen (bis 4.999 €) generell eine höhere Ausstiegswahrscheinlichkeit aufweisen als Betriebe mit mittlerem (5.000 bis 19.999 €) oder hohem (mehr als 20.000 €) Gesamteinkommen. In allen drei Kategorien sinkt diese jedoch mit der Höhe der erhaltenen Beihilfen. Die steigenden Werte bei kleinen Betrieben ab 3.000 € Beihilfen zeigen, dass Beihilfen die Überlebenschancen von Betrieben nur dann verbessern können wenn auch ein entsprechendes betriebliches Einkommen erwirtschaftet wird. Reine Beihilfenempfänger sind dagegen eher instabil. Dies wird jedoch, wie man in der Grafik sehen kann, durch das Modell nicht abgebildet, da es sich dabei um sehr wenige Betriebe handelt.

Abbildung 1:



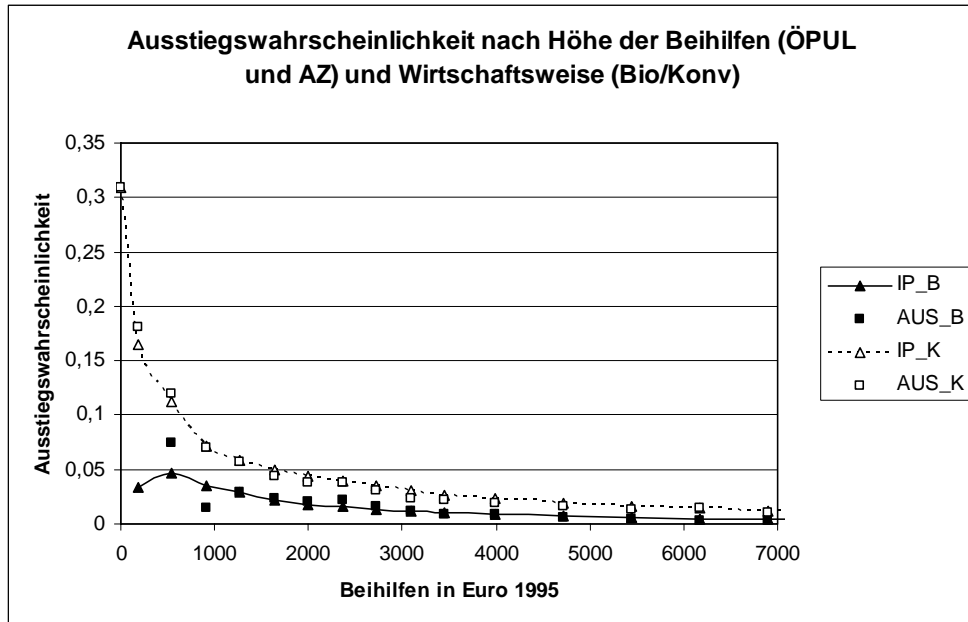
Das Umweltprogramm steht im direkten Zusammenhang mit der **Wirtschaftsweise (WW96)**, da alle biologisch wirtschaftenden Betriebe auch Förderungen im Rahmen des ÖPUL beziehen. Nach den Ausführungen von Hofer (2002) ist zu erwarten, dass biologisch wirtschaftende Betriebe aufgrund des höheren Engagements und der besseren Preise<sup>5</sup> eine geringere Ausstiegsneigung haben als konventionell wirtschaftende Betriebe. Diese Annahme wird sowohl durch das univariate als auch das multivariate Modell bestätigt, der Koeffizient

<sup>4</sup> Für jeden der ca. 240.000 Betriebe wurde die Ausstiegswahrscheinlichkeit geschätzt und anschließend der Durchschnittswert für verschiedene Beihilfenhöhen ermittelt.

<sup>5</sup> Die höheren Preise für biologische Produkte sind im Gesamteinkommen nicht berücksichtigt.

ist also bei biologischen Betrieben positiv, bei konventionell wirtschaftenden Betrieben negativ. In Abbildung 2 kann man sehen, dass vor allem bei geringem Förderungsvolumen biologisch wirtschaftende Betriebe wesentlich stabiler sind als konventionell wirtschaftende Betriebe, während sich das Ausstiegsverhalten bei höherem Fördervolumen angleicht.

Abbildung 2:



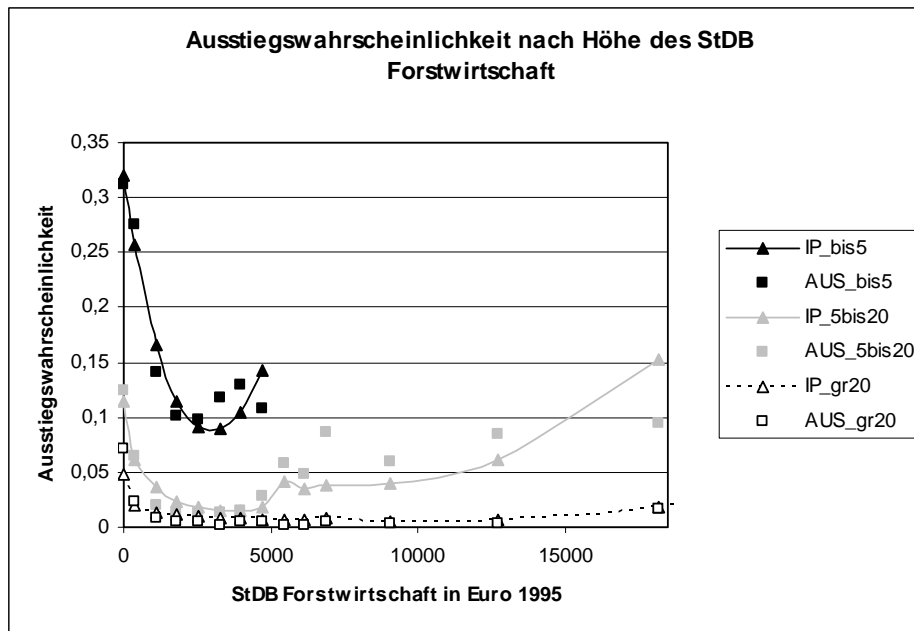
Der Zusammenhang zwischen dem *Deckungsbeitrag aus forstwirtschaftlicher Tätigkeit* und der Ausstiegsneigung kann am besten durch eine quadratische Funktion im Logit abgebildet werden. Für ein lineares Logit zeigt das univariate Modell dagegen keinen signifikanten Einfluss. Darüber hinaus kann eine starke Interaktion mit der Betriebsgröße, also der Einkommensklasse (DBIGG95a), festgestellt werden. Die Koeffizienten des multivariaten Modells sind in Tabelle 7 zusammengefasst. Dabei sieht man, dass für Betriebe ab 20.000 € Gesamteinkommen der quadratische Term völlig wegfällt und auch der lineare Term beinahe verschwindet. Der forstliche Deckungsbeitrag hat also offenbar in dieser Gruppe keinen oder einen sehr geringen Einfluss auf die Ausstiegswahrscheinlichkeit. Bei kleinen und mittleren Betrieben wird der lineare Term positiv, der quadratische Term dagegen negativ. In der Gruppe der Kleinstbetriebe unter 5.000 € Gesamteinkommen liegt das Maximum der quadratischen Kurve bei ca. 3.000 €, ein negativer Wert wird erst rechts der 5.000 € Grenze erreicht. Die Ausstiegsneigung sinkt demnach bei kleinen Betrieben bis zu einer Höhe des forstlichen Einkommens von 3.000 € und steigt bei höheren Werten wieder an. Bei Betrieben mittlerer Größe, also Betrieben mit einem Gesamteinkommen zwischen 5.000 € und 19.999 €, liegt das Maximum zwischen 9.000 € und 10.000 €, bei 19.000 € wird der Term negativ.



**Tabelle 7: Regressionskoeffizienten (SDBFO95, SDBF2, DBIGG95)**

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
SDBFO95		0.4990	0.0141	1258.2018
SDBF2		-0.0702	0.00336	437.5490
DBIGG95a	bis5	-0.3469	0.0211	271.3674
DBIGG95a	5bis20	-0.0433	0.0177	5.9881
DBIGG95a	gr20	0.3902	0.0279	196.1939
SDBFO95*DBIGG95a	bis5	0.6607	0.0236	785.4069
SDBFO95*DBIGG95a	5bis20	-0.1614	0.0162	99.1793
SDBFO95*DBIGG95a	gr20	-0.4993	0.0140	1264.2378
SDBF2*DBIGG95a	bis5	-0.1225	0.00659	345.3605
SDBF2*DBIGG95a	5bis20	0.0523	0.00337	241.4633
SDBF2*DBIGG95a	gr20	0.0702	0.00335	439.2120

**Abbildung 3:**



Der Vergleich mit den beobachteten Werten (Abbildung 3) zeigt, dass die Schätzungen des Modells zufrieden stellend sind. Bei kleinen und mittleren Betrieben ist ein U-förmiger Verlauf mit einem Minimum zwischen 3000 € und 5000 € Forsteinkommen zu beobachten, der bei mittleren Betrieben auf niedrigerem Niveau und flacher verläuft. Ein begrenzter Waldanteil am Betrieb wirkt also offenbar stabilisierend, weil dieser nebenbei bewirtschaftet werden kann und das Risiko aus der landwirtschaftlichen Produktion teilweise abgefangen wird. Nimmt der Forstanteil an den betrieblichen Tätigkeiten zu, so dass eine Professionalisierung der Waldbewirtschaftung nötig wird bzw. der Arbeitskräftebedarf nicht

mehr aus eigenen Kräften gedeckt werden kann, so steigt die Ausstiegswahrscheinlichkeit wieder an.

Die *Änderung des forstwirtschaftlichen Deckungsbeitrages* geht durch die Dummy *DDBFpo* in das Modell ein. Betriebe, die ihr Einkommen aus Forstwirtschaft in der Vorperiode erhöht haben, weisen demnach eine geringere Ausstiegsneigung aus, als Betriebe mit konstantem oder sinkendem forstwirtschaftlichem Einkommen. Dies stützt die Theorie von Weiss (1999a), nach der Betriebe, die aus der Produktion ausscheiden wollen, dies durch geringere Investitionen in der Vorperiode ankündigen<sup>6</sup>. Scheinbar im Widerspruch dazu steht der Zusammenhang zur Änderung des *landwirtschaftlichen Deckungsbeitrages*. Dabei ist offenbar von geringer Bedeutung ob es sich um eine Zu- oder Abnahme handelt. Entscheidend ist die absolute Änderung (*DDBL9095b*), die positiv auf die Ausstiegsneigung wirkt. Betriebe, deren landwirtschaftlicher Deckungsbeitrag sich zwischen 1990 und 1995 stark verändert hat, stellten die Produktion also öfter ein als Betriebe mit einem relativ stabilen landwirtschaftlichen Einkommen. Für abnehmende Deckungsbeiträge entspricht dies den Erwartungen, in Abbildung 4 ist jedoch zu sehen, dass entgegen den Erwartungen positive Änderungen die Ausstiegsneigung sogar stärker erhöhen als negative Änderungen. Da das Preisniveau aufgrund des Beitritts zur Europäischen Union im Zeitraum von 1990-1995 bei den meisten landwirtschaftlichen Produkten gesunken ist, handelt es sich bei Betrieben mit zunehmendem landwirtschaftlichem Einkommen allerdings primär um neue oder sehr stark wachsende Betriebe. So haben mehr als 50% der Betriebe, deren landwirtschaftlicher Deckungsbeitrag zwischen 1990 und 1995 um mehr als 5.000 € zugenommen hat, deren landwirtschaftliche Nutzfläche oder deren Viehbestand um mehr als 20% erhöht, und 20% dieser Betriebe waren 1990 überhaupt noch nicht vorhanden. Derart große Änderungen am Betrieb sind üblicherweise mit hohen Investitionen verbunden, die häufig mit Fremdkapital finanziert werden müssen. Dadurch steigen das wirtschaftliche Risiko und der Erfolgsdruck, dem nicht alle Betriebe standhalten können. Wachstum der landwirtschaftlichen Produktion reduziert also nicht generell die Erfolgchancen. Überzogene Investitionen erhöhen jedoch das Verlustrisiko und damit die Wahrscheinlichkeit einer Betriebsaufgabe.

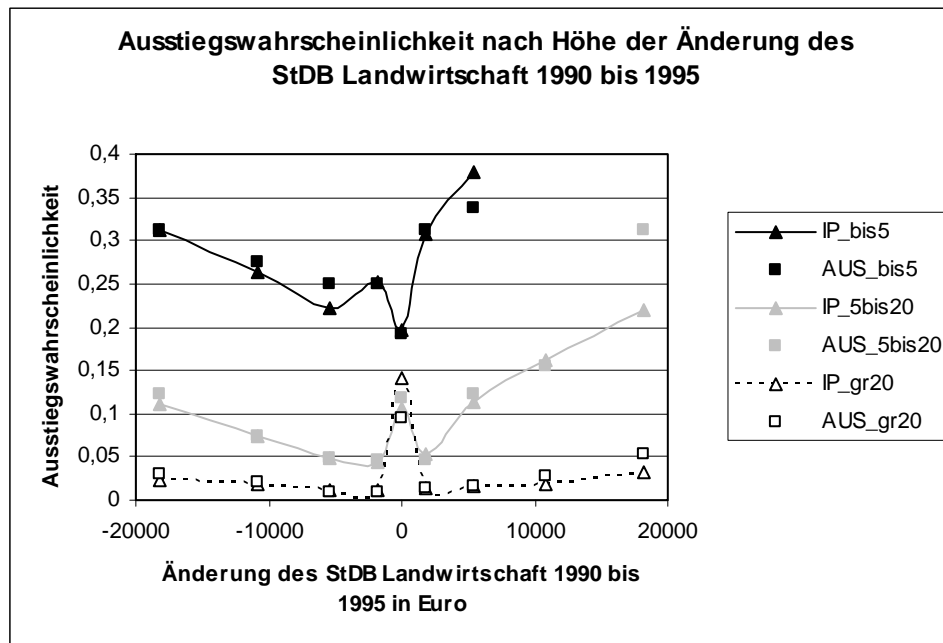
---

<sup>6</sup> Da die Deckungsbeiträge lediglich auf Basis der Waldfläche geschätzt werden und die realen Holzpreise von 1990-1995 gesunken sind können Zuwächse im forstlichen Deckungsbeitrag nur über eine Ausweitung der Waldfläche zustande kommen.

**Tabelle 8:** Regressionskoeffizienten (DDBL9095b, DDBFpo, DBIGG95a)

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
DDBL9095b		-0.0132	0.000893	219.3290
DDBFpo	0	0.1401	0.0109	165.4396
DDBFpo	1	-0.1401	0.0109	165.4396
DBIGG95a	bis5	-0.3469	0.0211	271.3674
DBIGG95a	5bis20	-0.0433	0.0177	5.9881
DBIGG95a	gr20	0.3902	0.0279	196.1939

**Abbildung 4:**



Dies kann am Beispiel des *Viehbestandes (GVE95)* und dessen *Änderung (DGVEG)* gezeigt werden. Wie schon in der Einführung erwähnt dient der logarithmierte Viehbestand bei Weiss (1999a) und Juvancic (2006) als Indikator für die Betriebsgröße und wirkt dort stark negativ auf die Ausstiegsneigung. Weiss (1999a) untersucht auch den Einfluss des Betriebswachstums, also der logarithmierten Änderung des Viehbestandes, und kommt ebenfalls auf einen negativen Zusammenhang zur Ausstiegswahrscheinlichkeit. Die Ergebnisse von Weiss (1999a) und Juvancic (2006) werden sowohl im univariaten als auch im multivariaten Modell bestätigt, und untermauern, was bereits im Zusammenhang mit dem Wachstum des landwirtschaftlichen Einkommens angedeutet wurde. Eine Ausweitung der landwirtschaftlichen Produktion weist grundsätzlich darauf hin, dass eine Stilllegung des Betriebes nicht geplant ist. Bei einer sehr starken Ausdehnung der Produktion sinkt jedoch die

Überlebenschance aufgrund des höheren Risikos, was im Modell durch den Einfluss der Variable DDBL9095b zum Ausdruck kommt.

Negativ ist auch der Zusammenhang zwischen Ausstiegsneigung und **Viehichte (GVRG95a)** bzw. **Flächenrentabilität (DBRNG)**, also der Großvieheinheiten bzw. des Einkommens je Hektar reduzierter landwirtschaftlicher Nutzfläche. Je höher die Viehdichte und die Flächenrentabilität sind desto geringer ist die Wahrscheinlichkeit einer Betriebsaufgabe. Dies zeigt, dass eine extensive Bewirtschaftung offenbar in vielen Fällen einen geplanten Rückzug aus der Landwirtschaft signalisiert. Die geringste Ausstiegsneigung haben Betriebe ohne landwirtschaftliche Nutzfläche oder ohne Einkommen, was vor allem auf den hohen Anteil an Forstbetrieben in dieser Gruppe zurückzuführen ist.

**Tabelle 9: Regressionskoeffizienten (GVE95, GVRG95a, DGVEG, DBRNG)**

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
GVE95		0.0185	0.00169	119.4778
GVRG95a	bis1	-0.0775	0.0195	15.7083
GVRG95a	l <b>bis2</b>	0.1790	0.0237	57.0155
GVRG95a	gr2	0.3360	0.0326	106.3830
GVRG95a	oFoV	-0.4375	0.0229	363.6797
DGVEG	Abnahme (1)	-0.0953	0.0121	62.0823
DGVEG	Konstant (0)	-0.0254	0.0162	2.4654
DGVEG	Zunahme (-1)	0.1207	0.0187	41.6278
DBRNG	bis1	-0.2636	0.0154	292.4015
DBRNG	l <b>bis2</b>	-0.0424	0.0178	5.7033
DBRNG	gr2	0.0589	0.0168	12.2718
DBRNG	oDoR	0.2471	0.0230	115.6287

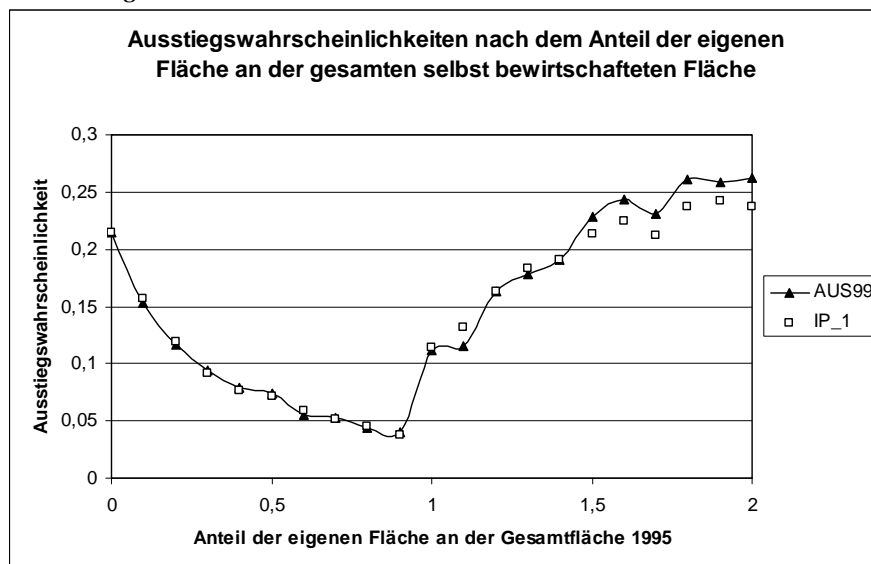
Die Eigentumsstruktur des Betriebes wird im Modell durch den **Anteil der eigenen Fläche an der gesamten selbst bewirtschafteten Fläche (AEFL95)** wiedergegeben. Werte unter eins zeigen an, dass Flächen zugepachtet, Werte über eins, dass Flächen vermutlich verpachtet werden. Wie weiter oben beschrieben, steigt bei Baur (1999) die Ausstiegswahrscheinlichkeit signifikant mit der Pachtfläche, bei Hofer (2002) mit dem Anteil der Pachtfläche an der landwirtschaftlichen Nutzfläche an. Theoretisch sollte also die Ausstiegsneigung bei Werten von AEFL95 zwischen null und eins sinken. Ab einem Wert von eins ist dagegen ein Anstieg zu erwarten, da Betriebe mit einer Verpachtung von Flächen signalisieren, dass sie die Betriebstätigkeit reduzieren bzw. in Zukunft eventuell einstellen wollen. Zusätzlich zur

Variable AEFL95 wurde daher eine Hilfsvariable (*AEFLG*) eingeführt, welche die Betriebe beim Wert eins in zwei Gruppen, Pächter und Verpächter, unterteilt. Die Ergebnisse entsprechen den Erwartungen, die Ausstiegsneigung sinkt also bis zu einem Wert knapp unter eins um anschließend wieder zu steigen. In Abbildung 5 sieht man, dass Betriebe mit Pachtanteilen unter 80% eine geringere Ausstiegs wahrscheinlichkeit aufweisen als Betriebe ohne Pachtflächen. Indem Flächen zugепachtet werden zeigen Betriebe demnach, dass sie die Produktion ausweiten wollen, und scheiden daher seltener aus als Betriebe, die ausschließlich die eigenen Flächen bewirtschaften. Dies wurde auch bei Hofer (2002) festgestellt.

**Tabelle 10:** Regressionskoeffizienten (*AEFL95, AEFLG*)

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
AEFL95		0.2559	0.0215	141.2893
AEFLG	0	-0.1868	0.0138	183.3531
AEFLG	1	0.1868	0.0138	183.3531
AEFL95*AEFLG	0	0.2624	0.0216	147.8924
AEFL95*AEFLG	1	-0.2624	0.0216	147.8924

**Abbildung 5:**



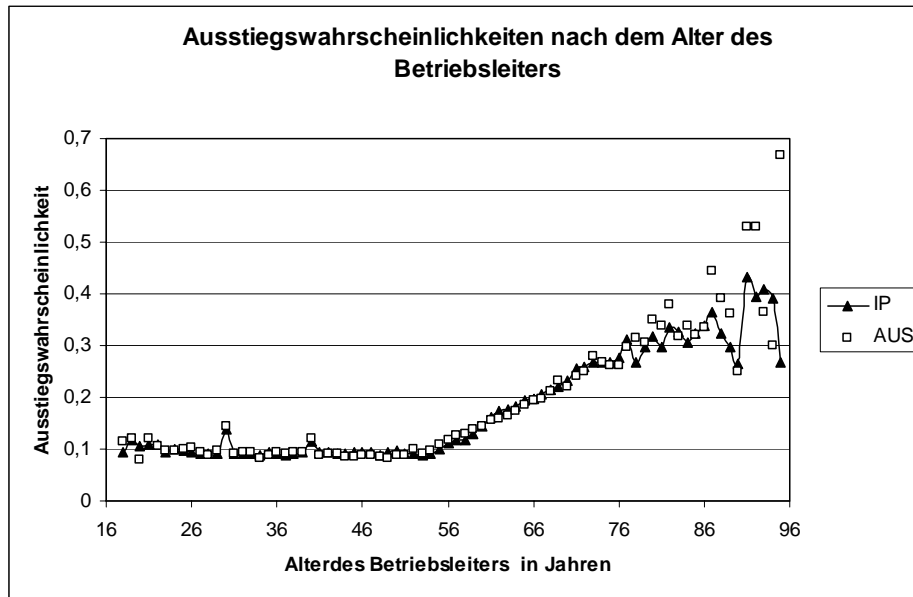
Die familiären Verhältnisse und persönlichen Merkmale des Betriebsleiters werden im Modell durch *Alter* (*Alter95*) und *Geschlecht* (*BLG95*) des Betriebsleiters sowie die *Anzahl der Kinder* (*KindG95*) beschrieben. Zusätzlich wird eine Hilfsvariable (*AltG95*) eingeführt, die bei einem Alter unter 55 Jahren den Wert Null, ab 55 Jahren den Wert eins annimmt. Die Grenze von 55 Jahren wurde nicht wie bei Hofer (2002) auf Basis theoretischer Überlegungen

festgelegt, sondern aufgrund einer grafischen Analyse der Daten (siehe Abbildung 6), die bei diesem Alter einen signifikanten Anstieg von Betriebsaufgaben zeigt. Die Ergebnisse entsprechen im Wesentlichen denen der weiter oben besprochenen Modelle. Eine signifikant mit dem Alter abnehmende Ausstiegsneigung bei jungen Betriebsleitern, wie dies bei Weiss (1999a) und Baur (1999) festgestellt wurde, konnte allerdings nicht nachgewiesen werden. Stattdessen besteht auch in der Gruppe unter 55 Jahren ein leicht positiver Zusammenhang, ein markanter Anstieg erfolgt jedoch erst in der Gruppe über 55 Jahren. Bei Geschlecht und Familiengröße werden ebenfalls die Resultate von Weiss (1999a) und Hofer (2002) bestätigt. Weibliche Betriebsleiter stellen die Produktion öfter ein als ihre männlichen Kollegen und je mehr Kinder das Betriebsleiterehepaar hat, desto höher ist sowohl die Wahrscheinlichkeit einen Betriebsnachfolger zu finden als auch die Motivation den Betrieb weiterzuführen. Die Ausstiegsneigung nimmt daher kontinuierlich mit der Anzahl der Kinder ab. Betriebe ohne eigenen Betriebsleiter, in der Regel juristische Personen, geben den Betrieb am seltensten auf.

**Tabelle 11:** Regressionskoeffizienten (Alter95, AltG95, BLG95, KindG95)

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
Alter95		-0.00878	0.00103	72.3224
AltG95	bis55	-0.5224	0.0608	73.7520
AltG95	gr55	0.5224	0.0608	73.7520
Alter95*AltG95	bis55	0.0108	0.00103	108.6714
Alter95*AltG95	gr55	-0.0108	0.00103	108.6714
KindG95	0	-0.1759	0.0123	205.6970
KindG95	1bis2	0.0191	0.0122	2.4472
KindG95	gr2	0.1569	0.0176	79.6150
BLG95	oA	1.5721	0.0465	1143.6957
BLG95	m	-0.7066	0.0242	854.0596
BLG95	w	-0.8656	0.0251	1192.9153

Abbildung 6:



Mit der Anzahl der Kinder eng verknüpft ist die Anzahl der *Eigenen Arbeitskräfte (EAK95)*, bzw. eigentlich die am Betrieb zum Einsatz gekommene Arbeitszeit familieneigener Arbeitskräfte ausgedrückt in Vollerwerbskräften. Da für die meisten Betriebe der regelmäßige Einsatz von Fremdarbeitskräften nicht finanzierbar und die Verfügbarkeit dieser zu Spitzenzeiten stark eingeschränkt ist, stellen die eigenen Arbeitsressourcen einen der entscheidenden Faktoren für eine erfolgreiche Betriebsführung dar. Daher ist zu erwarten, dass sich ein höheres Arbeitskräftepotential positiv auf die Stabilität von Betrieben auswirkt, ein Mehr an Arbeitskräften also zu einer höheren Überlebenswahrscheinlichkeit eines Betriebes führt. Diese Annahme wird im Modell bestätigt. Schließlich sinkt die Ausstiegswahrscheinlichkeit auch mit dem *Einkommen je Arbeitskraft (DBEKG)*, Betriebe mit sehr hohem Pro-Kopf-Einkommen (>50.000 € je EAK) werden also etwas seltener aufgegeben als Betriebe mit mittlerem oder niedrigem Pro-Kopf-Einkommen ( $\leq 50.000$  € je EAK). Wesentlich höher ist dagegen die Ausstiegsneigung bei Betrieben ohne Einkommen oder ohne eigene Arbeitskräfte.

Tabelle 12: Regressionskoeffizienten (EAK95, DBEKG)

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
EAK95		0.2442	0.0184	176.9755
DBEKG	bis50	0.3794	0.0331	131.0074
DBEKG	gr50	0.4932	0.0411	143.8394
DBEKG	oDoE	-0.8726	0.0566	238.0692

Bei den regionalen Einflussfaktoren steht vor allem die Frage nach Erwerbsoptionen außerhalb der Landwirtschaft im Mittelpunkt. Bei Hofer (2002) und Juvancic (2006) werden die *regionale Arbeitslosigkeit* sowie das *regionale Lohnniveau* als Indikatoren verwendet. Beide Variablen wurden auch im vorliegenden Modell getestet (*AI9094g*, *BB95*), jedoch wegen des geringen Erklärungswertes nicht ins Modell aufgenommen. Im Gegensatz dazu hat die *Erreichbarkeit von Arbeitszentren* einen signifikanten Einfluss auf die Ausstiegswahrscheinlichkeit. Der Erreichbarkeitsindex (*EZMV40*) gibt den Anteil der Wohnbevölkerung eines politischen Bezirkes wieder, der per Auto das nächstgelegene überregionale Zentrum (größere Städte) in weniger als 40 Minuten erreichen kann. Die Variable bezieht sich also mangels besserer Daten nicht auf den Betrieb selbst sondern auf den Bezirk in dem der Betrieb seinen Hauptsitz hat. Theoretisch könnte die Ausstiegsneigung mit *EZMV40* sowohl steigen als auch sinken, da einerseits mit einer zentraleren Lage bessere Möglichkeiten für einen Berufswechsel zur Verfügung stehen, andererseits jedoch auch mehr potentielle Nebenerwerbsquellen. Wie in Tabelle 13 zu sehen ist, stützt das Modell die zweite These, je besser also die Erreichbarkeit überregionaler Zentren ist desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass der Betrieb in der Produktion verbleibt. Die Verfügbarkeit von Nebenerwerbsquellen wird offenbar eher als Chance genutzt einen Betrieb weiterzuführen. In engem Zusammenhang mit der Erreichbarkeit steht auch die *Erschwernis (EZ95a)*, welche Betriebe nach den natürlichen Produktionsbedingungen gruppiert. In vielen Fällen befinden sich Betriebe mit erschwerten Produktionsbedingungen auch in infrastrukturell schlecht erschlossenen Gebieten. Bei Baur (199) und Juvancic (2006) weisen Betriebe in Berg- bzw. benachteiligten Gebieten geringere Ausstiegsneigungen auf als Betriebe ohne erschwerte Produktionsbedingungen. Dies wird sowohl im univariaten als auch im multivariaten Modell bestätigt, die Ausstiegswahrscheinlichkeit sinkt also kontinuierlich mit dem Grad der Erschwernis.

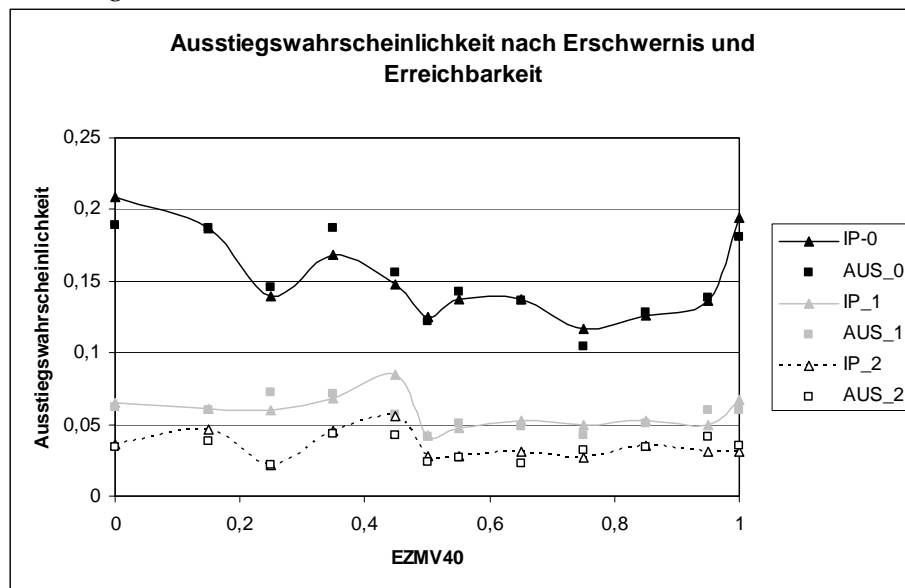
**Tabelle 13:** Regressionskoeffizienten (*EZMV40*, *EZ95a*)

Parameter		Regressionskoeffizient	Standardfehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
EZMV40		0.1619	0.0207	61.3457
EZ95a	0	-0.1027	0.0180	32.6730
EZ95a	1	-0.0590	0.0188	9.8250
EZ95a	2	0.1616	0.0238	46.2569



Abbildung 7 zeigt die geschätzten und beobachteten Ausstiegswahrscheinlichkeiten nach Erschwerniszonen und Erreichbarkeit. Der negative Einfluss von EZMV40 ist vor allem bei Betrieben ohne Erschwernis zu erkennen, während der Zusammenhang in den Erschwerniszonen 1 und 2 kaum sichtbar ist. In sehr gut erschlossenen Gebieten mit einem Erreichbarkeitsindex in der Nähe von eins steigt die Ausstiegswahrscheinlichkeit wieder etwas an, hier scheinen also die Berufsmöglichkeiten außerhalb der Landwirtschaft zu einer vermehrten Aufgabe von Betrieben zu führen.

Abbildung 7:



Schließlich ist im Modell auch der Einfluss von **Regionen (REG)** und **Betriebsschwerpunkten (BSP95b)** über entsprechende Dummies berücksichtigt. Die höchsten Ausstiegsneigungen verzeichnen demnach Rinderhalter (FUR) und Marktfruchtbetriebe (MF). Stabiler waren dagegen Gartenbaubetriebe (GB) und Futterbaubetriebe mit einem Schwerpunkt auf Pferde-, Wild- oder Schaf- und Ziegenhaltung. Die Variable **BSP5a** zeigt an, dass Obstbaubetriebe, Schweine-, Masthuhn- und Truthahnhalter sowie gemischte Futterbaubetriebe mit einem Einkommen unter 5.000 € deutlich öfter aus der Produktion ausschieden als andere Betriebe mit vergleichbarem Einkommen. Regional betrachtet hatten in der Periode 1995 bis 1999 vor allem Betriebe aus dem östlichen Österreich (Ost: Burgenland und Weinviertel), dem Alpenvorland (AVL), dem Waldviertel (WV) und dem Westlichen Alpenraum (WAlp: Tiroler Oberland und Vorarlberg) eine signifikant höhere Ausstiegsneigung. Eher niedrig ist diese dagegen im südöstlichen Raum (SOst: West- und Oststeiermark), dem Kärntner Becken (KB) und den östlichen Alpen (OAlp).

**Tabelle 14:** Regressionskoeffizienten (BSP95b, BSP5a, REG)

Parameter		Regressions- koeffizient	Standard fehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
REG	AVL	-0.3695	0.0208	316.0722
REG	KB	0.2860	0.0361	62.8797
REG	OAlp	0.2894	0.0185	244.3173
REG	Ost	-0.2980	0.0192	240.1741
REG	SOst	0.3631	0.0210	298.3475
REG	WAlp	-0.1602	0.0297	29.1745
REG	WV	-0.1108	0.0239	21.5128
BSP95b	FUA	0.00627	0.0383	0.0269
BSP95b	FUR	-0.3747	0.0298	157.7429
BSP95b	GB	0.0989	0.0593	2.7771
BSP95b	MF	-0.4085	0.0279	215.0868
BSP95b	NKB	0.7574	0.0626	146.3791
BSP95b	SB	-0.0794	0.0219	13.1357
BSP5a	0	0.4733	0.0228	432.1473
BSP5a	1	-0.4733	0.0228	432.1473

Einige Variablen, deren Einfluss auf die Ausstiegswahrscheinlichkeit in den univariaten Modellen nachgewiesen wurde, wurden aufgrund von zu geringen Signifikanzniveaus oder Erklärungsbeiträgen nicht ins multivariate Modell aufgenommen. Neben den bereits erwähnten Variablen (AI9094g, BB95) waren dies vor allem der Standarddeckungsbeitrag aus landwirtschaftlicher Tätigkeit (SDBLA95), die reduzierte landwirtschaftliche Nutzfläche (RLN95), die Ausbildung und der Familienstand des Betriebsleiters (Erf95a, Ehe95), die Erwerbsart (EWA95), das Boden-Arbeits-Verhältnis (RNEKG) sowie die Variable EIN95, die angibt, ob ein Betrieb zwar 1995, nicht aber 1990 in den Daten aufscheint, also als neuer Betrieb betrachtet werden kann. In den meisten Fällen wurden die Zusammenhänge offenbar über korrelierende Variable erklärt

## *Zusammenfassung*

Im vorliegenden Beitrag wurde untersucht, welche Faktoren die Entscheidung österreichischer Landwirte beeinflusst haben, den Betrieb im Zeitraum von 1995 bis 1999 aufzugeben oder fortzuführen. Als Datengrundlage dienten die einzelbetrieblichen Daten der Agrarstrukturerhebungen 1990, 1995 und 1999, die teilweise durch Daten aus dem INVEKOS-Datenbestand sowie Daten aus der regionalen Arbeitslosen- und Einkommensstatistik ergänzt wurden. Die Schätzungen wurden mit einem multivariaten logistischen Regressionsmodell durchgeführt. Dabei stellte sich heraus, dass die Wahrscheinlichkeit einer Betriebsaufgabe insbesondere mit der Teilnahme am Umweltprogramm ÖPUL, dem Gesamteinkommen sowie der Höhe der Direktzahlungen (ÖPUL, Ausgleichszulage und Nationale Beihilfen) reduziert wird. Eine große Rolle spielt darüber hinaus das forstwirtschaftliche Einkommen. Während der Besitz von kleinen bis mittelgroßen Waldflächen die Überlebenschance von Betrieben offenbar verbessert, führen größere Waldbesitzungen eher zu einer leicht steigenden Ausstiegswahrscheinlichkeit. Weitere betriebsbezogene Einflussfaktoren sind das Betriebswachstum, der Viehbestand, die Viehdichte, die Flächenrentabilität, die Erschwerniszone, die Wirtschaftsweise sowie die Wahl des Betriebsschwerpunktes. Bei den familiären Verhältnissen und persönlichen Eigenschaften des Betriebsleiters weisen vor allem Geschlecht und Alter, sowie die Anzahl der Kinder und der Familienarbeitskräfte einen signifikanten Einfluss auf. Erwartungsgemäß geben kinderlose Betriebsleiter den Betrieb öfter auf als solche mit Kindern, weibliche öfter als männliche, und ältere öfter als jüngere, wobei ein deutlicher Anstieg ab 55 Jahren beobachtet werden kann. Zusätzliche Familienarbeitskräfte erhöhen ebenfalls die Überlebenschance von Betrieben. Schließlich wurden auch regionale Faktoren getestet, wobei vor allem eine bessere Erreichbarkeit des nächstgelegenen überregionalen Zentrums die Ausstiegsneigung senkt. Darüber hinaus zeigt sich, dass Betriebe im Norden und Nordosten sowie Betriebe in den westlichen Zentralalpen die Produktion eher aufgeben, als Betriebe in den südlichen Regionen und den östlichen Zentralalpen.

## Appendix: Modellergebnisse

**Tabelle A1:** Ergebnisse der univariaten Modelle (kontinuierliche Variablen)

Variable	Intercept	Regressions- koeffizient	Standard Fehler	Odds ratio			Likelihood Ratio			
				Punkt- schätz.	Konfidenzintervall		Intercept	-2 LOG L	Chi <sup>2</sup>	PR > Chi <sup>2</sup>
DBIG95	1,3974	0,0554	0,0007	1,057	1,056	1,058	172852	162277	10575	< 0,001
DBLG95	1,1806	0,1096	0,0011	1,116	1,113	1,118	172852	152898	19954	< 0,001
DIREKT95	1,0707	0,7618	0,0073	2,142	2,112	2,173	172852	142383	30469	< 0,001
SDBLA95	1,3337	0,1085	0,0012	1,115	1,112	1,117	172852	157864	14988	< 0,001
SDBFO95	2,0183	0,0001	0,0002	1	1	1	172852	172852	0	0,664
SDBF2	2,0188	-1,09E-7	3,02E-8	1	1	1	172852	172840	12	0,0003
EAK95	0,9084	1,4020	0,0129	4,063	3,962	4,167	172852	157826	15027	< 0,001
GVE95	1,3348	0,1691	0,0019	1,184	1,18	1,189	172852	151612	21241	< 0,001
FUGV95	1,4331	0,1966	0,0023	1,217	1,212	1,223	172852	153808	19044	< 0,001
VERGV95	1,9138	0,1054	0,0034	1,111	1,104	1,119	172852	170114	2738	< 0,001
FUGV9095a	2,0250	0,0161	0,0014	1,016	1,013	1,019	172852	172727	125	< 0,001
VERGV9095a	2,0190	0,0126	0,0015	1,013	1,01	1,016	172852	172770	82	< 0,001
GVE9095a	2,0253	0,0156	0,0011	1,016	1,014	1,018	172852	172630	222	< 0,001
alter95	3,3192	-0,0264	0,0005	0,974	0,973	0,975	172852	170007	2845	< 0,001
KULT95	1,9448	0,0037	0,0002	1,004	1,003	1,004	172852	172392	460	< 0,001
RLN95	1,2601	0,1163	0,0013	1,123	1,120	1,126	172852	158354	14498	< 0,001
RLN9095a	2,0101	0,0143	0,0009	1,014	1,013	1,016	172852	172533	319	< 0,001
FORST95	2,0178	0,0001	0,0000	1	1	1	172852	172850	2	0,1448
FORST9095a	2,0188	-0,0002	0,0001	1	1	1	172852	172844	8	0,0047
AEFL95	2,1872	-0,1539	0,0046	0,857	0,85	0,865	172852	171481	1372	< 0,001
AERhFI95	2,0144	0,2471	0,0755	1,28	1,104	1,485	172852	172841	11	0,0008
AGFL95	1,9976	0,1656	0,0255	1,18	1,123	1,241	172852	172809	43	< 0,001
AVFL95	2,0594	-0,1761	0,0051	0,839	0,83	0,847	172852	171315	1537	< 0,001
AI9094g	2,2928	-0,0735	0,0059	0,929	0,919	0,94	172852	172698	154	< 0,001
BB95	4,2084	-0,1054	0,0032	0,900	0,894	0,906	172852	171817	1036	< 0,001
DDBI9095b	1,9481	0,0127	0,0008	1,013	1,011	1,014	172852	172480	372	< 0,001
DDBL9095a	1,8702	0,0395	0,0014	1,04	1,037	1,043	172852	171767	1085	< 0,001
DDBF9095a	2,0109	0,005	0,0010	1,005	1,003	1,007	172852	172801	51	< 0,001
EROV30	2,3118	-0,6311	0,0381	0,532	0,494	0,573	172852	172583	270	< 0,001
EZMV40	1,9793	0,0762	0,0170	1,079	1,044	1,116	172852	172832	20	< 0,001
EZOV50	2,0838	-0,2225	0,0277	0,801	0,769	0,834	172852	172738	114	< 0,001
Kinder95	1,5834	0,4157	0,0059	1,515	1,498	1,533	172852	166807	6045	< 0,001
Soehne95	1,7126	0,5234	0,0083	1,688	1,659	1,718	172852	168651	4202	< 0,001

**Table A2: Ergebnisse der univariaten Modelle (kategoriale Variablen)**

Variable		Regressions- koeffizient	Standard Fehler	Likelihood Ratio			
				Intercept	-2 LOG L	Chi <sup>2</sup>	PR > Chi <sup>2</sup>
OEPUL	Intercept	2,0993	0,0079	172852	140484	32368	< 0,001
	0	-1,2439	0,0079				
	1	1,2439	0,0079				
DBIGG95a	Intercept	2.5811	0.0104	172852	148257	24595	< 0,001
	bis5	-1.4859	0.0114				
	5bis20	0.2073	0.0136				
	gr20	1.2786	0.0184				
GVRG95	Intercept	2.5000	0.0109	172852	154539	18313	< 0,001
	1bis2	0.9169	0.0182				
	bis1	-0.1011	0.0150				
	gr2	0.5110	0.0266				
	oFoV	-1.3268	0.0123				
DBRNG	Intercept	1.8996	0.00698	172852	159998	12855	< 0,001
	bis1	-0.6231	0.0103				
	1bis2	1.1944	0.0127				
	gr2	-0.0113	0.0110				
	oDoR	-0.5600	0.0140				
RNEKG	Intercept	2.0223	0.00976	172852	171901	951	< 0,001
	bis20	-0.00929	0.0106				
	gr20	0.4369	0.0157				
	oRoE	-0.4276	0.0145				
DBEKG	Intercept	2.0907	0.0121	172852	164724	7380	< 0,001
	bis10	-0.5917	0.0134				
	10bis50	0.6176	0.0148				
	gr50	0.4728	0.0295				
	oDoE	-0.4987	0.0221				
DGVEG	Intercept	2.1588	0.00768	172852	161402	11451	< 0,001
	<0	-0.00312	0.00965				
	0	-0.9568	0.00949				
	>0	0.9600	0.0131				
AltG95	Intercept	1.9018	0.00654	172852	169955	2898	< 0,001
	bis55	0.3588	0.00654				
	gr55	-0,3588	0.00654				
KindG95	Intercept	2.2724	0.00856	172852	167007	5846	< 0,001
	0	-0.7024	0.00987				
	1bis2	-0.0468	0.0107				
	gr2	0.7493	0.0151				
KindLW95	Intercept	2.9556	0.0329	172852	171066	1787	< 0,001
	0	-0.9884	0.0329				
	1	0,9884					
Ehe95	Intercept	1.9336	0.00658	172852	171381	1471	< 0,001
	0	-0.2565	0.00658				
	1	0,2565	0.00658				

Variable		Regressions- koeffizient	Standard Fehler	Likelihood Ratio			
				Intercept	-2 LOG L	Chi <sup>2</sup>	PR > Chi <sup>2</sup>
REG	Intercept	2.0914	0.00833	172852	166599	6253	< 0,001
	AVL	-0.0344	0.0162				
	KB	0.1261	0.0317				
	OAlp	0.5423	0.0152				
	Ost	-0.8140	0.0125				
	SOst	-0.0845	0.0170				
	WAlp	-0.0128	0.0245				
	WV	0.2774	0.0193				
BSP95b	Intercept	1.8406	0.0127	172852	166017	6836	< 0,001
	FUA	-0.1433	0.0294				
	FUR	1.2454	0.0200				
	GB	-0.2489	0.0486				
	MF	-0.4609	0.0178				
	NKB	-0.4454	0.0267				
	SB	0.0532	0.0144				
	WW95	Intercept	3.5206				
Bio		1.5866	0.0484				
Konv		-1,5866	0.0484				
EWA95	Intercept	2.5394	0.0156	172852	161294	11558	< 0,001
	HE	1.0642	0.0201				
	JP	-0.1225	0.0283				
	NE	-0.9417	0.0161				
EZ95a	Intercept	2.5997	0.0116	172852	164974	7878	< 0,001
	0	-0.9381	0.0123				
	1	0.2011	0.0158				
	2	0.7369	0.0201				
Erf95a	Intercept	2.3114	0.00855	172852	166781	6071	< 0,001
	Ausb	0.5992	0.00855				
	PraktE	-0,5992	0.00855				
EBL95	Intercept	2.2134	0.0204	172852	172738	115	< 0,001
	0	0.2071	0.0204				
	1	-0,2071	0.0204				
EIN95	Intercept	1.4651	0.0106	172852	169673	3179	< 0,001
	0	0.6506	0.0106				
	1	-0,6506	0.0106				
BLG95	Intercept	2.1016	0.0142	172852	172164	689	< 0,001
	oB	0.3188	0.0273				
	M	0.00663	0.0149				
	W	-0.3255	0.0156				

**Tabelle A3: Ergebnisse des multivariaten Modells**

Parameter		Regressions- koeffizient	Standard fehler	Wald Chi <sup>2</sup>
Intercept		2.5355	0.0901	791.7430
REG	AVL	-0.3695	0.0208	316.0722
REG	KB	0.2860	0.0361	62.8797
REG	OAlp	0.2894	0.0185	244.3173
REG	Ost	-0.2980	0.0192	240.1741
REG	SOst	0.3631	0.0210	298.3475
REG	WAlp	-0.1602	0.0297	29.1745
REG	WV	-0.1108	0.0239	21.5128
BSP95b	FUA	0.00627	0.0383	0.0269
BSP95b	FUR	-0.3747	0.0298	157.7429
BSP95b	GB	0.0989	0.0593	2.7771
BSP95b	MF	-0.4085	0.0279	215.0868
BSP95b	NKB	0.7574	0.0626	146.3791
BSP95b	SB	-0.0794	0.0219	13.1357
BSP5a	0	0.4733	0.0228	432.1473
BSP5a	1	-0.4733	0.0228	432.1473
OEPUL	0	-0.8402	0.0113	5526.3214
OEPUL	1	0.8402	0.0113	5526.3214
DBIGG95a	bis5	-0.3469	0.0211	271.3674
DBIGG95a	5bis20	-0.0433	0.0177	5.9881
DBIGG95a	gr20	0.3902	0.0279	196.1939
DIREKT95		0.1558	0.00721	466.8891
SDBFO95		0.4990	0.0141	1258.2018
SDBF2		-0.0702	0.00336	437.5490
SDBFO95*DBIGG95a	bis5	0.6607	0.0236	785.4069
SDBFO95*DBIGG95a	5bis20	-0.1614	0.0162	99.1793
SDBFO95*DBIGG95a	gr20	-0.4993	0.0140	1264.2378
SDBF2*DBIGG95a	bis5	-0.1225	0.00659	345.3605
SDBF2*DBIGG95a	5bis20	0.0523	0.00337	241.4633
SDBF2*DBIGG95a	gr20	0.0702	0.00335	439.2120
DDBL9095b		-0.0132	0.000893	219.3290
DDBFpo	0	0.1401	0.0109	165.4396
DDBFpo	1	-0.1401	0.0109	165.4396
EAK95		0.2442	0.0184	176.9755
DBEKG	bis50	0.3794	0.0331	131.0074
DBEKG	gr50	0.4932	0.0411	143.8394
DBEKG	oDoE	-0.8726	0.0566	238.0692
DBRNG	bis1	-0.2636	0.0154	292.4015
DBRNG	1bis2	-0.0424	0.0178	5.7033
DBRNG	gr2	0.0589	0.0168	12.2718
DBRNG	oDoR	0.2471	0.0230	115.6287
AEFL95		0.2559	0.0215	141.2893

Parameter		Regressions- koeffizient	Standard fehler	Wald Chi <sup>2</sup>
AEFLG	0	-0.1868	0.0138	183.3531
AEFLG	1	0.1868	0.0138	183.3531
AEFL95*AEFLG	0	0.2624	0.0216	147.8924
AEFL95*AEFLG	1	-0.2624	0.0216	147.8924
GVE95		0.0185	0.00169	119.4778
GVRG95a	bis1	-0.0775	0.0195	15.7083
GVRG95a	1bis2	0.1790	0.0237	57.0155
GVRG95a	gr2	0.3360	0.0326	106.3830
GVRG95a	oFoV	-0.4375	0.0229	363.6797
DGVEG	-1	-0.0953	0.0121	62.0823
DGVEG	0	-0.0254	0.0162	2.4654
DGVEG	1	0.1207	0.0187	41.6278
Alter95		-0.00878	0.00103	72.3224
AltG95	bis55	-0.5224	0.0608	73.7520
AltG95	gr55	0.5224	0.0608	73.7520
Alter95*AltG95	bis55	0.0108	0.00103	108.6714
Alter95*AltG95	gr55	-0.0108	0.00103	108.6714
KindG95	0	-0.1759	0.0123	205.6970
KindG95	1bis2	0.0191	0.0122	2.4472
KindG95	gr2	0.1569	0.0176	79.6150
BLG95	oA	1.5721	0.0465	1143.6957
BLG95	m	-0.7066	0.0242	854.0596
BLG95	w	-0.8656	0.0251	1192.9153
WW96	B	0.3677	0.0501	53.9394
WW96	K	-0.3677	0.0501	53.9394
EZ95a	0	-0.1027	0.0180	32.6730
EZ95a	1	-0.0590	0.0188	9.8250
EZ95a	2	0.1616	0.0238	46.2569
EZMV40		0.1619	0.0207	61.3457



## *Literaturverzeichnis*

Baur, P.T (1999), Agrarstrukturwandel in der Schweiz, Dissertation ETH, Nr. 13240, Zürich.

Hofer, F. (2002), Strukturwirkungen von Direktzahlungen, Dissertation ETH, Nr. 14464, Zürich.

Juvancic, L. (2006), Determinants of Farm Survival and Growth in Slovenia (1991-2000), Beitrag zum 96.Seminar der EAAE, Tänikon.

Mann, S. (2003), Theorie und Empirie agrarstrukturellen Wandels?, *Agrarwirtschaft*, 52/3, 140-148.

Österreichische Raumordnungskonferenz (ÖROK) (2000), Erreichbarkeitsverhältnisse im öffentlichen Verkehr und im Individualverkehr in Österreich 1997/98, Schriftenreihe Nr. 155, Wien.

Stiglbauer, A.M., Weiss, C.R. (2000), Family and Non-Family Succession in the Upper-Austrian Farm Sector, in: *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, 2000, 54, pp. 5-26.

Weiss, C.R. (1999a), Zum Ausscheiden landwirtschaftlicher Betriebe: Eine Empirische Analyse, *Agrarwirtschaft*, 48/5, 202-209.

Weiss, C.R. (1999b), Die Reform der Agrarpolitik und die Anpassung der Arbeitsmärkte, in: Anwander Phan-huy, S. und Wyrzens, H., (Hrsg.), *Auswirkungen der Liberalisierung im Agrar- und Ernährungssektor auf die Beschäftigung*, Wissenschaftsverlag Vauk, Kiel, 1999, pp. 23-40.

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)