



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

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

---

Weiss, C. R.: Wachsen und Weichen landwirtschaftlicher Betriebe: Eine empirische Analyse für Oberösterreich. In: Kirschke, D.; Odening, M.; Schade, G.: Agrarstrukturentwicklungen und Agrarpolitik. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 32, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1996), S.325-334.

---



## WACHSEN UND WEICHEN LANDWIRTSCHAFTLICHER BETRIEBE: EINE EMPIRISCHE ANALYSE FÜR OBERÖSTERREICH

von

C. R. WEISS<sup>1</sup>

### 1 Einleitung

Eine Tendenz zur Abnahme der Zahl der landwirtschaftlichen Betriebe bei gleichzeitigem Wachstum der verbleibenden Betriebe ist seit etlichen Jahrzehnten ein Charakteristikum ökonomisch entwickelter Nationen. Dieser Aspekt des strukturellen Wandels<sup>2</sup> in der Landwirtschaft stellt zweifellos einen wesentlichen Motor der Effizienzsteigerung der agrarsektoralen Produktion dar. Neben Effizienzgewinnen können jedoch auch die Folgen des Strukturwandels hinsichtlich der ökologischen Verträglichkeit der Produktion (vgl. DE HAEN 1985 sowie NIEBERG 1994), der sozialen Situation der „bäuerlichen Welt“ (PRUCKNER 1993) und damit der langfristigen Überlebenschancen bäuerlicher Familienbetriebe vis a vis einer industriellen Agrarproduktion (LANGBEHN 1989), sowie der politischen Ökonomie des Agrarsektors (HENRICHSMEYER und WITZKE 1994, Kap. 3.3) von Bedeutung sein. Obwohl die Existenz dieser Strukturverschiebung auf sektoraler Ebene wohlbekannt und -dokumentiert ist, mußte bislang auf eine Analyse dynamischer Aspekte des Strukturwandels auf einzelbetrieblicher Ebene weitgehend verzichtet werden. Zwei Gründe dürften dafür ausschlaggebend sein: Einerseits stehen quantitative Informationen über die Größenstruktur bzw. das Wachstum landwirtschaftlicher Betriebe meist nur in eingeschränkter Form zur Verfügung, wodurch sich die Analyse des strukturellen Wandels auf die Beobachtung der (Veränderung der) Zahl der Betriebe in einer bestimmten Größenklasse reduziert (vgl. ALLANSON 1992). Neben diesem Mangel im Bereich der Verfügbarkeit von Paneldaten bietet andererseits auch die ökonomische Theorie nur in Ansätzen verlässliche Ausgangspunkte für eine empirische Analyse dynamischer Prozesse<sup>3</sup>.

In der vorliegenden Arbeit werden diese Punkte aufgegriffen, indem die Determinanten dieser Prozesse an Hand eines umfangreichen Individualdatenbestandes (mehr als 50 000 landwirtschaftliche Betriebe) für Oberösterreich empirisch analysiert werden. Die Verknüpfung der

---

\* Dr. Christoph R. Weiss, Institut für Volkswirtschaft, Universität Linz, Altenbergerstraße 69, A-4040 Linz, Österreich

<sup>1</sup> Die vorliegende Arbeit ist eine Kurzfassung eines Arbeitspapiers (WEISS 1995c), welches neben einer ausführlicheren Diskussion der ökonometrischen Methoden sowie der empirischen Ergebnisse auch einen Überblick über verschiedene Theorien wirtschaftlichen Überlebens und betrieblicher Wachstumsprozesse sowie Ansätze zu deren empirischer Umsetzung enthält. Ich bin dem Amt der Oberösterreichischen Landesregierung und besonders Herrn Dr. Ernst Fürst für die Bereitstellung und Aufbereitung der Daten zu großem Dank verpflichtet. Für wertvolle Hinweise zu einer früheren Fassung der Arbeit bedanke ich mich bei den Teilnehmern von Seminaren an den Universitäten Göttingen und Linz sowie der Universität für Bodenkultur in Wien.

<sup>2</sup> Tatsächlich ist das Erscheinungsbild des Strukturwandels in der Landwirtschaft viel differenzierter (SCHMITT 1989), ein Hinweis auf die umfangreiche Literatur zum Thema der Aufnahme oder Ausweitung der außerlandwirtschaftlichen Tätigkeit (vgl. für eine aktuelle Analyse SCHULZ-GREVE 1994) mag an dieser Stelle genügen.

<sup>3</sup> WITZKE (1993, Kapitel 5) bietet einen geeigneten Überblick über den Stand der dynamischen Mikrotheorie in der Agrarsektorenanalyse.

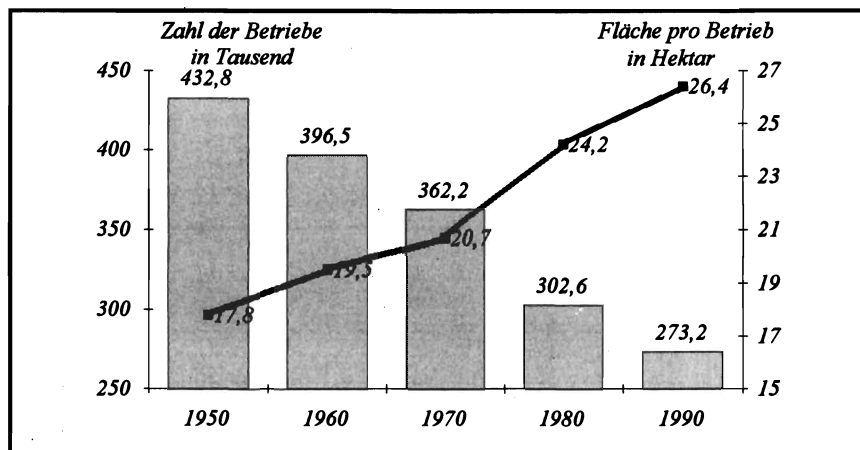
Daten der Viehzählungen sowie der Bodennutzungs- und Arbeitskräfteerhebungen in den Jahren 1980, 1985 und 1990 ermöglicht uns, die Größenstruktur sowie das Ausscheiden und den Wachstumspfad jedes einzelnen Betriebes für diesen Zeitraum zu analysieren.

Die Arbeit gliedert sich in vier Abschnitte. Der folgende Abschnitt 2 beschreibt die verwendete Datenbasis. Die empirischen Ergebnisse werden in Abschnitt 3 präsentiert. Abschnitt 4 faßt die Resultate zusammen.

## 2 Die Daten

Ähnlich wie in den meisten entwickelten westeuropäischen Nationen hat sich auch in Österreich seit dem zweiten Weltkrieg ein deutlicher Abwanderungsprozeß aus dem Agrarsektor bemerkbar gemacht. Die Abnahme der Zahl der landwirtschaftlichen Betriebe von ca. 430 000 im Jahr 1950 auf etwa die Hälfte im Jahr 1990 (270 000) ist mit einer Zunahme der pro Betrieb bewirtschafteten Größe (von ca 18 ha auf 26 ha je Betrieb) verbunden, wie dies in Abbildung 1 dargestellt ist<sup>4</sup>.

Abbildung 1: Zahl und Größe der Betriebe in der Österreichischen Landwirtschaft



Quelle: PRÄSIDENTENKONFERENZ DER LANDWIRTSCHAFTSKAMMERN ÖSTERREICHS, versch. Jgg.

Veränderungen dieser aggregierten Zahlen für Österreich über einen längeren Zeitraum und insbesondere deren Zusammenhang mit der makroökonomischen Situation waren bereits Gegenstand ausführlicher empirischer Untersuchungen (vgl. HOFREITHER und WEISS 1993). Empirische Analysen dieser scheinbar relativ 'glatt' verlaufenden Veränderungen auf aggregierter Ebene greifen aber insofern zu kurz, als sie die wesentlich größere Dynamik auf der Ebene der Einzelbetriebe nicht erfassen (können). Wie im folgenden noch verdeutlicht wird, ist auf individueller Ebene eine große Varianz betrieblicher Wachstumsprozesse feststellbar. Die Determinanten dieser Prozesse konnten bislang, bedingt durch die mangelnde Verfügbarkeit einer geeigneten Datenbasis, keiner empirischen Analyse zugeführt werden.

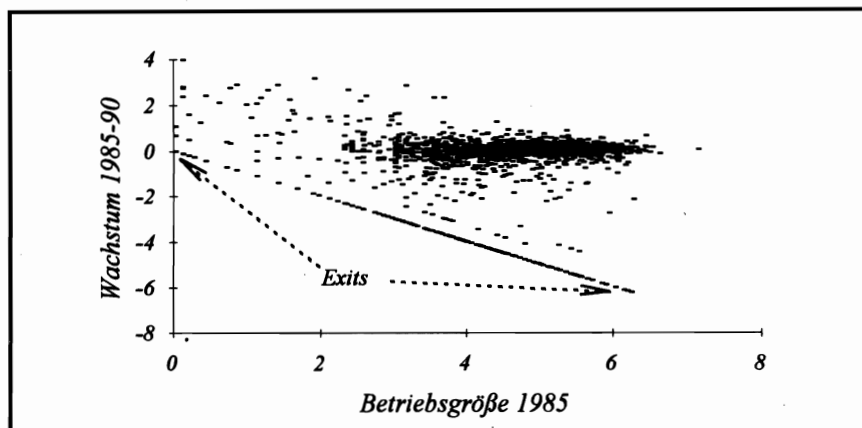
Die vorliegende empirische Analyse basiert auf den Daten der Viehzählungen sowie der Bodennutzungs- und Arbeitskräfteerhebungen in den Jahren 1980, 1985 und 1990. Die Verknüpfung der Daten ermöglicht uns, die Größenstruktur der Betriebe in diesen drei Jahren und darüber hinaus auch den Wachstumspfad jedes einzelnen Betriebes über diesen Zeitraum zu

<sup>4</sup> Für die Bundesrepublik Deutschland wird dieser Prozeß u.a. in DE HAEN (1985) sowie SCHMITT (1989) ausführlicher dargestellt.

analysieren. Als Maß der Betriebsgröße stehen zwei Variablen zur Verfügung: die „Reduzierte Landwirtschaftliche Nutzfläche“ sowie die Zahl der „Großvieheinheiten“ eines Betriebes, wobei sich die folgende Analyse primär auf die zweite Variable stützen wird. Unter der Annahme, daß die landwirtschaftliche Produktion durch eine lineare Technologie charakterisiert ist, kann die relative Größe eines Betriebes durch jede beliebige Input-Variablen gemessen werden. Trifft jedoch diese Annahme nicht zu, so wird aus dem betrieblichen Wachstumsprozeß eine Verschiebung der Inputstruktur resultieren und ein Maß der verwendeten Inputs, für sich alleine genommen, kann die relative Größe des Betriebes nur unzureichend abbilden. Wir sind uns daher der Mängel der oben genannten Maße zur Abschätzung der Betriebsgröße bewusst (siehe auch FÜRST 1993), geeignetere Informationen wie der Umsatz bzw. das Einkommen des Betriebes (bzw. der Betriebsleiterfamilie) sind jedoch nicht verfügbar. Eine deskriptive Auswertung der Daten ist in FÜRST (1993) zu finden.

Einen ersten Einblick in den Zusammenhang zwischen der Ausgangsgröße der Betriebe und deren Wachstum ermöglicht Abbildung 2.

Abbildung 2: Größe, Wachstum und Ausscheiden für eine 5 %-ige Teilmenge



Quelle: Eigene Darstellung

Für eine zufällig ausgewählte 5 %-ige Teilmenge aller Betriebe zeigt Abbildung 2 die Relation zwischen der Betriebsgröße im Jahr 1985 ( $\ln(S_{i,85})$ ) und der Wachstumsrate der Betriebe ( $\ln(S_{i,90}) - \ln(S_{i,85})$ ). Neben der großen Streuung der betrieblichen Wachstumsprozesse weist bereits diese einfache deskriptive Auswertung auf zwei zu beachtende Aspekte hin: Zum einen beobachten wir eine kleine Zahl von Betrieben mit geringer Ausgangsgröße, aber extrem hohen Wachstumsraten. Verschiedene Tests haben jedoch gezeigt, daß die Elimination dieser Betriebe aus dem Datensatz nichts an den empirischen Ergebnissen ändert. Zweitens weist Abbildung 2 auf die Bedeutung des Selektionsproblems durch das Ausscheiden von Betrieben aus dem Datensatz hin. Die Wachstumsrate jener Betriebe, die 1990 nicht mehr im Datensatz identifiziert werden konnten, wurde hier als  $-\ln(S_{i,85})$  definiert; diese Betriebe sind in Abbildung 2 als eine vom Ursprung ausgehende negativ geneigte 'gerade Linie' von Beobachtungen zu finden. Auf die sich durch das Ausscheiden von Betrieben ergebenden ökonomischen Probleme (Selektionsprobleme)<sup>5</sup> wird in WEISS (1995c) ausführlicher eingegangen.

<sup>5</sup> Sind beispielsweise zwei Betriebe (ein großer und ein kleiner Betrieb) durch eine gleich große, negative Wachstumsrate gekennzeichnet, so wird ersterer im Lauf der Zeit langsam in der Größenverteilung der Betriebe nach unten wandern (bei gegebener positiver Wachstumsrate aller anderen Betriebe), während der kleine Betrieb sehr rasch die untere Betriebsgrößenranke erreichen wird und damit aus dem Agrarsektor

### 3 Ergebnisse

Die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse sind in Tabelle 1 dargestellt. In Spalte 1 wird eine Probit-Schätzung für das Überleben der Betriebe (oberer Block) und eine OLS-Schätzung für die Wachstumsrate der überlebenden Betriebe *separat* durchgeführt. In Spalte 2 wird die identische Spezifikation des Modells im Rahmen eines Sample-Selektionsmodells erneut geschätzt. Wie leicht zu erkennen ist, sind die Schätzwerte aus den Spalten 1 und 2 nahezu identisch. Der Parameter  $\rho$ , der angibt, ob in der getrennten Schätzung eine Selektionsverzerrung vorliegen würde, ist nicht signifikant von Null verschieden. Das heißt, daß bei einer Schätzung über das gesamte Größenspektrum der Betriebe, die sich nur auf die überlebenden Betriebe konzentriert (wie das bei den bisherigen Studien durchwegs der Fall ist), nicht mit einer gravierenden Verzerrung der Ergebnisse durch diese Selektion zu rechnen ist<sup>6</sup>.

In Spalte 3 schließlich wird die Spezifikation des Wachstumsmodells durch die Berücksichtigung eines nicht-linearen Zusammenhangs zwischen der Ausgangsgröße des Betriebes und dem Wachstum erweitert. Die folgende Diskussion der Ergebnisse bezieht sich durchweg auf die Spalte 3.

Das Alter des Betriebsleiters (*AGE*), interpretiert als Proxy-Variable für die Erfahrung eines Individuums, sollte entsprechend dem evolutorischen Modell von JOVANOVIĆ (1982) einen positiven Effekt auf die Überlebenswahrscheinlichkeit ausüben. In Spalte 3 aus Tabelle 1 ist sowohl für die Überlebenswahrscheinlichkeit als auch für das Wachstum des Betriebes ein signifikanter, nicht-linearer Einfluß des Alters des Betriebsleiters ausgewiesen. Mit zunehmendem Alter steigt die Überlebenswahrscheinlichkeit (das Wachstum) des Betriebes zunächst an und fällt schließlich wieder, wenn der Betriebsleiter ein Alter von 51 Jahren (36 Jahren) überschreitet (das Durchschnittsalter liegt bei 44 Jahren). Der Rückgang der Überlebenswahrscheinlichkeit eines Betriebes bei Annäherung an das Pensionsalter des Betriebsleiters entspricht unseren a-priori Erwartungen, insbesondere für Betriebe, in denen nicht mit einer Hofnachfolge gerechnet werden kann. Neben der von JOVANOVIĆ vorgeschlagenen Interpretation des Einflusses des Alters lassen sich auch eine Reihe alternativer Deutungen aufzeigen: Ältere Personen sind u.U. risikoaverser, aus der Sicht der Banken sind Kredite an ältere (erfahrenere) Betriebsleiter daher 'sicherer' und könnten zu günstigeren Konditionen vergeben werden. Billige Kredite wiederum erleichtern das Überleben sowie den Wachstumsprozeß der Betriebe (vgl. SUMNER und LEIBY 1987).

Für die Berechnung eines optimalen Investitionspfades in einem dynamischen Optimierungsproblem ist der Endzeitpunkt des Optimierungsproblems entscheidend. Mit zunehmendem Alter nähert man sich diesem Endzeitpunkt an, woraus sich eine Abnahme der Investitionen ableiten läßt. Im Extremfall sollte bis zum Endzeitpunkt sogar der gesamte Kapitalstock aufgebraucht werden, d.h. die Betriebsgröße sollte gegen Null gehen. Dieses Argument gilt natür-

---

und aus unserem Sample ausscheidet. Somit bleiben bei den kleinen Betrieben nur die relativ erfolgreichen längerfristig in unserem Sample, während diese Selektion bei den großen Betrieben nicht (oder nicht so schnell) stattfindet. Das heißt jedoch nicht, daß die kleinen Betriebe erfolgreicher sind oder schneller wachsen, sondern nur, daß in einer gegebenen Datenbasis wenig erfolgreiche, kleine Betriebe weniger wahrscheinlich anzutreffen sind als wenig erfolgreiche, große Betriebe. Wenn also bei gegebener Wachstumsrate in der Vorperiode kleinere Betriebe eine kleinere Überlebenswahrscheinlichkeit ausweisen als große Betriebe, dann besteht die Gefahr, daß eine OLS-Schätzung einer Wachstumsgleichung, die nur auf den Daten überlebender Betriebe beruht, zu verzerrten Ergebnissen führt. Insbesondere würde der Wachstumserfolg der kleinen Betriebe überschätzt.

<sup>6</sup> Alternative Spezifikationen, die sich beispielsweise jeweils auf das Wachsen und Weichen von Haupt- bzw. Nebenerwerbsbetrieben beschränken (vgl. Tabelle A.3 in WEISS 1995c), weisen jedoch zum Teil signifikante Schätzwerte für  $\rho$  aus. Somit kann die Existenz von Selektionsverzerrungen nicht generell ausgeschlossen werden.

**Tabelle 1:** Ergebnisse der ökonometrischen Analyse des Wachsens und Weichens landwirtschaftlicher Betriebe

Unabhängige Variable	Modell (1)		Modell (2)		Modell (3)	
	Parameter Wert	(t-Wert)	Parameter Wert	(t-Wert)	Parameter Wert	(t-Wert)
<i>Abhängige Variable: Überleben der Betriebe</i>						
Intercept	-2,248	(-12,83)	-2,277	(-12,78)	-2,251	(-12,66)
$AGE_{i,86}$	0,029	(4,45)	0,029	(4,35)	0,030	(4,38)
$AGE_{i,86}^2 \cdot 100$	-0,029	(-4,16)	-0,029	(-4,07)	-0,029	(-4,11)
$DS1_{i,86}$	0,155	(1,69)	0,154	(1,67)	0,156	(1,71)
$DS2_{i,86}$	-0,121	(-1,67)	-0,121	(-1,69)	-0,120	(-1,68)
$AGE_{i,86} \cdot DS1_{i,86} \cdot 100$	-0,268	(-1,38)	-0,266	(-1,37)	-0,272	(-1,39)
$PT_{i,86}$	-0,238	(-7,54)	-0,231	(-7,08)	-0,240	(-7,39)
$MARR_{i,86}$	0,198	(5,54)	0,196	(5,53)	0,199	(5,64)
$FAM < 6_{i,86}$	0,119	(5,56)	0,117	(5,63)	0,119	(5,72)
$FAM < 15_{i,86}$	0,134	(9,07)	0,132	(8,82)	0,135	(8,99)
$FAM > 15_{i,86}$	0,084	(9,13)	0,084	(9,28)	0,083	(9,15)
$GENDER_{i,86}$	-0,059	(-1,89)	-0,058	(-1,86)	-0,059	(-1,94)
$\ln S_{i,86}$	0,358	(36,61)	0,363	(34,76)	0,358	(35,23)
Regionale Dummies	Ja		Ja		Ja	
<i>Abhängige Variable: Wachstum 1986-1990</i>						
Intercept	0,852	(12,33)	0,818	(7,35)	7,031	(36,32)
$AGE_{i,86}$	0,014	(5,27)	0,014	(5,68)	0,015	(6,27)
$AGE_{i,86}^2 \cdot 100$	-0,022	(-7,41)	-0,022	(-8,16)	-0,021	(-8,13)
$DS1_{i,86}$	0,088	(2,62)	0,089	(2,84)	0,066	(2,21)
$DS2_{i,86}$	-0,023	(0,81)	0,022	(0,87)	0,018	(0,73)
$AGE_{i,86} \cdot DS1_{i,86} \cdot 100$	-0,189	(-2,56)	-0,190	(-2,84)	-0,145	(-2,25)
$PT_{i,86}$	-0,296	(-30,38)	-0,296	(-28,49)	-0,129	(-11,83)
$MARR_{i,86}$	0,162	(12,17)	0,163	(12,73)	0,099	(7,84)
$FAM < 6_{i,86}$	0,018	(3,12)	0,019	(2,71)	0,015	(2,25)
$FAM < 15_{i,86}$	0,026	(6,64)	0,026	(5,09)	0,022	(4,54)
$FAM > 15_{i,86}$	0,011	(4,13)	0,012	(3,59)	0,006	(1,76)
$GENDER_{i,86}$	-0,054	(-4,46)	-0,054	(-5,43)	-0,058	(-6,07)
$\ln S_{i,86}$	-0,169	(-38,28)	-0,166	(-20,02)	-3,167	(-37,14)
$(\ln S_{i,86})^2$					0,440	(27,10)
$(\ln S_{i,86})^3$					-0,020	(-20,07)
Regionale Dummies	Ja		Ja		Ja	
Sigma $\sigma$			0,684	(449,42)	0,659	(451,36)
Rho $\rho$			0,044	(0,46)	-0,031	(-0,28)
Log Likelihood $LL_{uc}$	-6 868,5 <sup>a</sup>		-40,270		-39,084	
Restr. Log. Likel. $LL_c$	-8 631,5 <sup>a</sup>					
LRI $(1-LL_{uc}/LL_c)$	0,204 <sup>a</sup>					
R <sup>2</sup> (adj.)	0,066 <sup>b</sup>					

Anm.: <sup>a</sup> (bzw. <sup>b</sup>) symbolisiert eine Teststatistik des Probit- (OLS-) Modells. Regionale Unterschiede werden durch die Berücksichtigung von sechs Dummyvariablen für die einzelnen Bezirke sowie von vier Dummyvariablen für die Erschwerniszonen der Betriebe kontrolliert.

Quelle: Eigene Berechnungen



lich nur, wenn ein Betriebsleiter nicht mit der Übergabe des Betriebes an seinen Nachfolger rechnet bzw. das Nutzenniveau seines Nachfolgers nicht in die eigene Nutzenfunktion eingeht (Altruismus)<sup>7</sup>.

Im Modell werden zwei Dummyvariablen für die Schulbildung des Betriebsleiters verwendet. Die Variable *DS1* nimmt den Wert 1 an, wenn der Betriebsleiter eine abgeschlossene Fachausbildung (Landwirtschaftsmeister) aufzuweisen hat (ca. 60 % der Beobachtungen). Hat der Betriebsleiter eine höhere Land- und Forstwirtschaftliche Lehranstalt absolviert bzw. einen Abschluß einer Land- und Forstwirtschaftlichen Universitätsausbildung vorzuweisen, dann nimmt die Variable *DS2* den Wert 1 an (ca. 2 % der Beobachtungen). Tabelle 1 weist sowohl für die Überlebenswahrscheinlichkeit als auch für die Wachstumsrate des Betriebes einen positiven Einfluß von *DS1* aus, Simulationsrechnungen für einen 'Hypothetischen Landwirt' zeigen eine Zunahme der Überlebenswahrscheinlichkeit (der Wachstumsrate) von 2,6 %-Punkten (6,6 %) <sup>8</sup> Hingegen zeigt die Variable *DS2* einen, auf dem 10 %-igen Signifikanzniveau von Null verschiedenen, negativen Einfluß auf die Überlebenswahrscheinlichkeit. Dabei ist zu erwähnen, daß ein Universitätsabschluß natürlich auch ein hohes Maß an allgemeiner, im Gegensatz zur rein agrarspezifischen Ausbildung (wie in *DS1*) impliziert. In diesen Fällen dürfte der im nicht-agrarischen Bereich erzielbare Zusatzlös aus der schulischen Ausbildung höher sein als der im agrarischen Bereich realisierbare Zusatzgewinn. Simulationsrechnungen für einen 'Hypothetischen Landwirt' zeigen eine Abnahme der Überlebenswahrscheinlichkeit von 1,8 %-Punkten<sup>9</sup>.

Wird ein Betrieb im Haupterwerb geführt ( $PT = 0$ ), so liegt dessen Wachstumsrate um 12,9 % bzw. dessen Überlebenswahrscheinlichkeit um 2,5 %-Punkte über den Vergleichswerten eines hypothetischen Nebenerwerbsbetriebes. Nebenerwerbslandwirten ( $PT = 1$ ) verbleibt zweifellos weniger Zeit für die Implementation von technischen Neuerungen, was die durchschnittliche Wachstumsrate der Betriebe reduziert. Ferner ist zu erwähnen, daß sich Landwirte natürlich nicht zu jedem Zeitpunkt im Optimum der Betriebsgröße befinden, sondern häufig einen lang andauernden Anpassungsprozeß durchlaufen. Nun liegt die optimale Betriebsgröße für einen Vollerwerbsbetrieb sicher deutlich über der eines Nebenerwerbsbetriebes, weshalb ein Wechsel vom Voll- zum Nebenerwerb mit einer (längeren) Phase des Schrumpfens verbunden ist<sup>10</sup>.

Auf den Zusammenhang zwischen der Haushaltsgröße und dem Wachsen und Weichen der landwirtschaftlichen Betriebe hat Günther Schmitt wiederholt hingewiesen. Laut Tabelle 1 zeigt sich ein positiver Effekt dieser Variablen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit sowie das betriebliche Wachstum, was auch mit den Ergebnissen von UPTON und HAWORTH (1987) übereinstimmt. In Tabelle 1 werden vier verschiedene Variablen zur Abbildung der Größe und Struktur der Betriebsleiterfamilie verwendet. Ist der Betriebsleiter unverheiratet ( $MARR = 0$ ), so liegt die Überlebenswahrscheinlichkeit um 3,3 %-Punkte sowie die Wachstumsrate des Betriebes um 9,8 %-Punkte unter der von Betrieben mit verheirateten Betriebsleitern. Diese sehr starken Effekte sind sicherlich auch auf die Tatsache zurückzuführen, daß der Familienstatus des Betriebsleiters direkte Rückschlüsse auf eine mögliche Hofübergabe an den Sohn bzw. andere Familienmitglieder zuläßt. Ferner wird in Tabelle 1 der Einfluß der übrigen am Hof le-

<sup>7</sup> Eine ausführliche deskriptive Darstellung des Zusammenhangs zwischen der Hofnachfolgesituation und dem Ausmaß von Betriebsaufgaben ist in FASTERDING (1989) zu finden. Einer ökonomischen Analyse der Hofnachfolgeentscheidung widmet sich erstmals KIMHI (1994).

<sup>8</sup> Der signifikant negative Interaktionseffekt zwischen *AGE* und *DS1* deutet jedoch an, daß der positive Einfluß agrarspezifischer Schulbildung mit dem Alter des Betriebsleiters abnimmt, da der technische Fortschritt im Agrarbereich laufend den Wert der zu einem früheren Zeitpunkt erworbenen Fähigkeiten mindert.

<sup>9</sup> Die Überlebenswahrscheinlichkeit des 'Hypothetischen Landwirtes' liegt bei ca. 93 %.

<sup>10</sup> Die Nebenerwerbsentscheidung wird hier nicht endogen modelliert (vgl. dazu WEISS 1995b).

benden Familienmitglieder nach deren Alter gestaffelt ausgewiesen ( $FAM < 6$ ,  $FAM < 15$ ,  $FAM > 15$ ). Eine Zunahme der Zahl der Familienangehörige im Alter zwischen 6 und 15 Jahren ( $FAM < 15$ ) zeigt einen besonders starken positiven Einfluß auf das Überleben und Wachsen des Betriebes. Nimmt die Zahl der Familienangehörigen in dieser Altersgruppe um 1 Person zu, so steigt die Überlebenswahrscheinlichkeit um 1,57 %-Punkte und die Wachstumsrate um 2,2%. Im Haushalt lebende Familienangehörige stellen natürlich einerseits die notwendigen „Ressourcen“ zur Bewältigung des Wachstumsprozesses dar, andererseits sind sie zweifellos auch ein Motiv für verstärktes Wachstum sowie die Aufrechterhaltung des Betriebes.

Die Variable *GENDER* nimmt den Wert 1 an, wenn der Betrieb von einem weiblichen Betriebsleiter geführt wird (ca. 14 % der Beobachtungen). In diesen Fällen liegt das Wachstum um 5,8 %-Punkte und die Überlebenswahrscheinlichkeit um 0,8 %-Punkte unter den von Männern geführten Betrieben. Dies gilt auch, nachdem für den Familienstand des Betriebsleiters, dessen Alter und Schulbildung sowie den Erwerbsstatus des Betriebes kontrolliert wurde. Etwas schlechtere Betriebsergebnisse in den von Frauen geführten Betrieben wurden auch im Industriesektor von VARIYAM und KRAYBILL (1994) ausgewiesen, es gibt auch in der soziologischen Literatur einige Hinweise darauf (LOSCOCO et al. 1991). Diese Ergebnisse deuten an, daß die für unselbständige Arbeit bei gleicher Qualifikation bereits seit langem aufgezeigten Lohndifferenziale anscheinend auch für den Bereich der selbständig Beschäftigten zutreffen. Mögliche Gründe dafür könnten ein erschwerter Zugang zu Fremdkapital<sup>11</sup> sowie die wahrscheinlich in vielen Fällen existierende Doppelbelastung der Frauen in Haushalt und im landwirtschaftlichen Betrieb sein.

Abschließend bleibt noch der Effekt der Ausgangsgröße des Betriebes ( $\ln S$ ) auf das Überleben sowie das Wachstum zu diskutieren<sup>12</sup>. Gibrats Gesetz, welches als Ausgangsbasis für die Diskussion des Zusammenhangs zwischen der Größe und dem Wachstum eines Betriebes verwendet wird, würde eine Unabhängigkeit dieser beiden Variablen implizieren. Als Test dieser Hypothese wird die Spezifikation des Modells üblicherweise auf einen linearen Zusammenhang zwischen der Größe und dem Wachstum beschränkt. Nun legt aber die umfangreiche empirische Evidenz zum Verlauf der Kostenkurven im Agrarbereich<sup>13</sup> nahe, daß die Produktion durch steigende Skalenerträge bis zu einer gewissen Schwelle (minimale effiziente Betriebsgröße) gekennzeichnet ist. Wenn wir diese Evidenz akzeptieren, dann wäre zu erwarten, daß Betriebe unter dieser Schwelle entweder besonders schnell wachsen oder ausscheiden, während für Betriebe über dieser Schwelle Gibrats Gesetz Gültigkeit besitzen könnte. Daraus würde ein nicht-linearer Zusammenhang zwischen Ausgangsgröße und Wachstum der Betriebe

<sup>11</sup> Zu erwähnen ist hier die umfangreiche anekdotische Evidenz, wonach Institutionen des Finanzsektors den Umgang mit Männern im Geschäftsleben bevorzugen, was auch durch eine systematische Studie von HISRICH und BRUSH (1984) bestätigt wird.

<sup>12</sup> Die Interpretation des Koeffizienten der Ausgangsgröße des Betriebes ( $\beta$ ) in einem dynamischen Modell der Form:  $\ln(S_{i,t}) = \alpha + \beta \ln(S_{i,t-1}) + u_{i,t}$  erweist sich als schwierig, wenn der Fehler  $u_{i,t}$  über die Zeit fixe, individuelle Effekte aufweist ( $u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$ ). Da  $S_{i,t}$  von  $\mu_i$  beeinflusst wird, ist auch  $S_{i,t-1}$  von  $\mu_i$  abhängig. Das Residuum ist somit mit einer erklärenden Variablen korreliert, was zu verzerrten und ineffizienten Ergebnissen der OLS-Schätzung führt. In Anbetracht der kurzen Zeitdimension der uns zur Verfügung stehenden Daten bietet sich als Lösung für dieses Problem die Schätzung des Modells in 1. Differenzen (dadurch wird der  $\mu_i$ -Term eliminiert) sowie die Instrumentierung von  $\Delta S_{i,t-1}$  durch  $S_{i,t-2}$  an. ANDERSON und HSIAO haben 1982 gezeigt, daß dieser Ansatz zu unverzerrten Schätzergebnissen führt, da  $S_{i,t-2}$  nicht mit  $\Delta v_{i,t} = v_{i,t} - v_{i,t-1}$  korreliert ist. Die Ergebnisse bei Verwendung dieser Instrumentalvariablen-Methode sind in WEISS (1995c) ausgewiesen und entsprechen durchwegs den in Tabelle 1 präsentierten Schätzungen. Die Anwendung effizienterer Instrumente, wie sie von ARRELANO und BOND (1991) vorgeschlagen wurden, scheitert in der vorliegenden Analyse an der Kürze der Zeitdimension der zur Verfügung stehenden Daten.

<sup>13</sup> Vergleiche MUKHTAR und DAWSON (1990), ISERMEYER (1993) und KUMBHAKAR (1993) sowie die dort erwähnte Literatur.

be resultieren. Tatsächlich beobachten wir einen signifikant nicht-linearen Einfluß der betrieblichen Ausgangsgröße (siehe Spalte 3 in Tabelle 1), woraus sich auf die Bildung einer bimodalen Größenverteilung schließen läßt (vgl. WEISS 1995a).

#### 4 Zusammenfassung

Bislang vorliegende Arbeiten zum strukturellen Wandel innerhalb des Agrarsektors basieren durchwegs auf aggregierten Daten und analysieren die Abnahme der Gesamtzahl der Betriebe einer Region sowie deren Interdependenz mit makroökonomischen Faktoren (HOFREITHER und WEISS 1993). Die Frage nach den Charakteristika der Betriebe, die aus dem Agrarsektor ausscheiden bzw. weiter wachsen, entzieht sich jedoch (bei Verwendung von aggregierten Daten) einer ökonometrischen Analyse. In der vorliegenden Arbeit wird auf der Ebene von Individualdaten für mehr als 50 000 landwirtschaftliche Betriebe in Oberösterreich versucht, die Determinanten des Strukturwandels auf betrieblicher Ebene zu erfassen.

Der Zusammenhang zwischen der Größe und dem Wachstum von Betrieben ist signifikant von Null verschieden und nicht-linear (d.h. es existieren 'Schwelleneffekte'). Kleine Betriebe sind durch höhere Wachstumsraten, aber auch durch eine höhere Exit-Wahrscheinlichkeit charakterisiert. Daraus ergibt sich eine Ablehnung von Gibrats Gesetz. Langfristig zeigt sich eine leichte Tendenz zur Herausbildung einer bimodalen Verteilung. Neben der Ausgangsgröße des Betriebes berücksichtigen wir eine Reihe sozio-ökonomischer Faktoren wie das Alter, das Humankapital, den Erwerbsstatus, das Geschlecht sowie die Zahl der mithelfenden Familienangehörigen des Betriebsleiters, wobei sich diese Variablen tatsächlich als relevant bei der ökonometrischen Analyse des Wachstums und Weichens landwirtschaftlicher Betriebe erweisen. Ferner widmen wir uns (im Gegensatz zu Studien für die Vereinigten Staaten) *beiden* Aspekten des Strukturwandels, dem Ausscheiden von Betrieben und dem Wachsen der verbleibenden Betriebe. Die Analyse der Determinanten des Ausscheidens von Betrieben ist für sich alleine genommen interessant, zusätzlich muß diesem Aspekt Bedeutung beigemessen werden, als seine Vernachlässigung zu einer Verzerrung der Schätzergebnisse führen kann. Unsere Ergebnisse zeigen jedoch, daß über den gesamten Betriebsgrößenbereich betrachtet diese Selektionsverzerrung insignifikant ist.

#### Summary

The goal of this study was to investigate the determinants of farm survival and growth. It differs from previous research in three ways: Firstly, our data are derived from three surveys of agriculture, which have been matched and thus cover the full spectrum of all farms over the period of one decade. This allows us to investigate farm survival and farm growth simultaneously and thus to test, whether econometric estimates on growth rates of surviving farms only are biased due to sample attrition. The results of our sample selection estimation model does not reject the null hypothesis of no sample selection bias. Secondly, with respect to the impact of initial farm size on subsequent farm growth, we find that growth rates are not independent of initial farm size as assumed by Gibrat's Law. In particular, smaller farms are found to grow much faster towards some minimum efficient scale of production than farms at or above this threshold size. A more detailed analysis of medium-sized to large farms gives some evidence for the existence of a second threshold size, which, together with the above mentioned observation would suggest the existence of two separate „centres of attraction“ of farm size. This gives some support to the notion of a „disappearing middle“ and the emergence of a bimodal distribution of farm sizes in the Upper Austrian farm sector. And thirdly, the stochastic specification used in empirical tests of Gibrat's Law is extended to provide explicit treatment of the structural determinants of farm growth and survival. Our results indicate that differences between farmers in the pattern of farm survival as well as the rate of business growth achieved are not only random or exclusively related to initial farm size but are, at least in part, explica-

ble in terms of entrepreneurial abilities and other personal and family characteristics such as age, schooling and sex of the farm operator, the size of the farm family, as well as the off-farm employment status.

### Literaturverzeichnis

- ALLANSON, P. (1992): *Farm Size Structure in England and Wales 1939-89*. In: Journal of Agricultural Economics 45, S. 137-148
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. (1982): *Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data*. In: Journal of Econometrics 18, S. 47-82
- ARRELANO, M.; BOND, S. (1991): *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*. In: Review of Economic Studies 58, S. 277-297
- FASTERDING, F. (1989): *Agrarstruktureller Wandel als Folge der Hofnachfolgesituation*. In: Agrarwirtschaft 38, S. 157-160
- FÜRST, E. (1993): *Die oberösterreichische Landwirtschaft im Spannungsfeld von Strukturwandel und EG-Beitritt*. Linz: Amt der oberösterreichischen Landesregierung
- HAEN, H. DE (1985): *Struktureller Wandel der Landwirtschaft aus ökonomischer und ökologischer Sicht*. In: Agrarwirtschaft 34, S. 1-9
- HENRICHSMAYER, W.; WITZKE, H. P. (1994): *Agrarpolitik, Band 2 : Bewertung und Willensbildung*. Stuttgart: Eugen Ulmer
- HOFREITHER, M.; WEISS, C. R. (1993): *Joining the EC: The Relevance of Macrolinkages in Austrian Agriculture*. In: Soares et al. (Hrsg.): *EC Agricultural Policy by the End of the Century*. Kiel: Vauk, S. 261-274
- HISRICH, R. D.; BRUSH, C. G. (1984): *The Woman Entrepreneur: Management Skills and Business Problems*. In: Journal of Small Business Management 22, S. 30-37
- ISERMEYER, F. (1993): *Chancen und Risiken der Milchproduktion in unterschiedlich großen Beständen*. Braunschweig Völknerode: FAL (Arbeitsbericht 1/93)
- JOVANOVIC, B. (1982): *Selection and Evolution of Industry*. In: Econometrica 50, S. 649-670
- KIMHI, A. (1994): *Optimal Timing of Farm Transferal from Parent to Child*. In: American Journal of Agricultural Economics 76, S. 228-236
- KUMBHAKAR, S. C. (1993): *Short-Run Returns to Scale, Farm-Size, and Economic Efficiency*. In: The Review of Economics and Statistics 75, S. 336-341
- LANGBEHN, C. (1989): *Der bäuerliche Familienbetrieb : Fossil oder Zukunft unserer Landwirtschaft*. In: Agrarwirtschaft 38, S. 133-134
- LOSCOCO, K. A.; ROBINSON, J.; HALL, R. H.; ALLEN, J. K. (1991): *Gender and Small Business Success: An Inquiry into Women's Relative Disadvantage*. In: Social Forces 70, S. 65-85
- MUKHTAR, S. M.; DAWSON, P. J. (1990): *Herd Size and Unit Costs of Production in England and Wales Dairy Sector*. In: Journal of Agricultural Economics 41, S. 9-20
- NIEBERG, H. (1994): *Umweltwirkungen der Agrarproduktion unter dem Einfluß von Betriebsgröße und Erwerbsform*. Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag GmbH
- PRÄSIDENTENKONFERENZ DER LANDWIRTSCHAFTSKAMMERN ÖSTERREICHS (versch. Jgg.): *Zahlen aus Österreichs Land- und Forstwirtschaft*. Wien
- PRUCKNER, G. (1993): *Strukturelle Veränderungen in der österreichischen Landwirtschaft*. In: Berichte über Landwirtschaft 71, S. 316-335
- SCHMITT, G. (1989): *Zum Wandel der Betriebsgrößenstruktur in der Landwirtschaft der BR Deutschland*. In: Agrarwirtschaft 38, S. 294-304
- SCHULZ-GREVE, W. (1994): *Die Zeitallokation landwirtschaftlicher Haushalte : eine theoretische und empirische Analyse*. Kiel: Vauk
- SUMNER, D. A.; LEIBY, J. D. (1987): *An Econometric Analysis of the Effects of Human Capital on Size and Growth among Dairy Farms*. In: American Journal of Agricultural Economics 69, S. 465-470

- UPTON, M.; HAWORTH, S. (1987): *The Growth of Farms*. In: European Review of Agricultural Economics 14, S. 351-366
- VARIYAM, N. J.; KRAYBILL, D. S. (1994): *Managerial Inputs and the Growth of Rural Small Firms*. In: American Journal of Agricultural Economics 76, S. 568-575
- WEISS, C. R. (1995a): *Farm Size Structure and Structural Change in Upper Austria 1980-1990: Testing Gibrat's Law with Individual Farm Household Data*. In: Sotte, F.; Zanolì, R. (Hrsg.): *The Regional Dimension in Agricultural Economics and Politics*. (Proceedings of the 40th Seminar of the EAAE in Ancona, Italy, im Erscheinen)
- WEISS, C. R. (1995b): *Do They Come Back Again? state dependence and reversibility of off-farm employment*. (Schriftliche Fassung einer Präsentation bei der Jahrestagung der American Association of Agricultural Economists in Indianapolis)
- WEISS, C. R. (1995c): *Wachsen und Weichen landwirtschaftlicher Betriebe: Eine empirische Analyse für Oberösterreich*. Wien: Universität für Bodenkultur (Diskussionspapier 45-W-95)
- WITZKE, H-P. (1993): *Mikrotheorie in der Agrarsektoranalyse*. Berlin: Duncker & Humblot (Volkswirtschaftliche Schriften 431)

## Appendix

**Tabelle A.1:** Die 'Bereinigung' der Daten (Selektionskriterien)

Zahl der Beobachtungen im Datensatz von 1985	50 103
Ausgeschieden auf Grund fehlender Beobachtungen einzelner Variablen	6 895
Ausgeschieden auf Grund der Hofnachfolge zwischen 1985 und 1990	8 702
Zahl der Beobachtungen in den Schätzungen	<b>34 506</b>
Zahl der überlebenden Betriebe zwischen 1985 und 1990	32 137
Zahl der aus dem Agrarsektor ausgeschiedenen Betriebe	2 369