(Aus dem Institut für Volkswirtschaftslehre der Johannes-Kepler-Universität Linz)

Wachsen und Weichen bei unterschiedlicher Betriebsgröße: Erste Ergebnisse für Oberösterreichs Landwirtschaft

Von Ch. R. Weiss

(Mit 2 Abbildungen)

Zusammenfassung

Das Ziel der Arbeit besteht in einer ersten Analyse der Größe, des Wachstums und des Ausscheidens von mehr als 50.000 landwirtschaftlichen Betrieben in Oberösterreich. Die als Gibrat's Gesetz bekannte These einer Unabhängigkeit der beiden Variablen und einem zufälligen Wachstumsprozeß der Betriebe wird in der vorliegenden Analyse für oberösterreichische Betriebe verworfen. Die Ergebnisse legen die Existenz von zwei separaten „Gravitationspunkten" der Betriebsgröße und somit eine, sich längerfristig herauskristallisierende, bi-modale Verteilung der betrieblichen Größenstruktur nahe.

Schlüsselworte: Größenstruktur, Wachsen und Überleben, Gibrat's Gesetz, bi-modale Verteilung, landwirtschaftliche Betriebe.

The impact of size on growth and survival
First results for the Upper Austrian farm sector

Summary

A cross-sectional time series of more than 50.000 farm households in Upper Austria is used to investigate farm survival and growth for the period 1980 to 1990. In particular, we test a simple stochastic model ("Gibrat's Law") which assumes that farm growth is determined randomly and is independent of initial farm size. Our results suggest rejection of Gibrat's Law. We find evidence for the existence of two separate "centres of attrition" of farm size which would imply a bi-modal distribution of farm sizes to evolve over time.

Key-words: Farm size, growth and survival, Gibrat's Law, bi-modal distribution, Upper Austrian farms.

1. Einleitung

Die (Veränderung der) Größenstruktur landwirtschaftlicher Betriebe ist zweifellos ein wichtiger Aspekt bei der Beurteilung der Effizienz, Gleichheit und ökonomischen Verträglichkeit landwirtschaftlicher Produktion und beein-

flußt darüber hinaus auch die politische Ökonomie des Agrarsektors. Dennoch sind sowohl theoretische als auch empirische Analysen zu diesem Thema vergleichsweise selten. 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 sehr eingeschränkt verläßliche Ausgangspunkte für eine empirische Analyse: "the theory either predicts the facts incorrectly or makes no predictions at all" (IJIRI und SIMON 1977).

Mangels einer umfassenden Theorie des strukturellen Wandels basieren empirische Analysen, wie sie bisher für den Industriebereich in großer Zahl vorliegen, daher durchwegs auf sehr einfachen stochastischen Modellen, die sich jedoch als geeignete Ausgangsbasis für weiterführende Untersuchungen erwiesen haben (vgl. HAY and MORRIS 1991, S. 538ff.). Auch die vorliegende Arbeit, die sich als erster Schritt in Richtung einer ausführlicheren Analyse der Größenstruktur, des Wachstums sowie des Ausscheidens landwirtschaftlicher Betriebe versteht, nimmt hier ihren Ausgang. Auf der Basis eines umfangreichen Panels von mehr als 50.000 landwirtschaftlichen Betrieben in Oberösterreich, für die Beobachtungen in den Jahren 1980, 1985 und 1990 vorliegen, wollen wir im folgenden das nach Robert Gibrat benannte „Gesetz" analysieren, wonach das Wachstum von Betrieben zufällig und insbesondere unabhängig von der Ausgangsgröße der Betriebe ist. Die vorliegende Untersuchung erweitert die bislang publizierten Arbeiten in zwei Bereichen. Einerseits gehen wir ausführlich auf das bereits von MANSFIELD (1962) formulierte Selektionsproblem im Zusammenhang mit dem Ausscheiden von Betrieben aus dem Agrarsektor ein und berücksichtigen diesen Aspekt explizit bei der Schätzung des Zusammenhangs zwischen Größe und Wachstum von Betrieben. Andererseits greifen wir die umfangreiche empirische Evidenz zum Verlauf der Kostenkurven in landwirtschaftlichen Betrieben auf (vgl. MUKHTAR und DAWSON 1990 sowie ISERMEYER 1993), welche nahelegt, die Gültigkeit von Gibrat's Gesetz nicht nur für das gesamte Größenspektrum der Betriebe zu testen, sondern darüber hinaus auch die betrieblichen Wachstumsprozesse innerhalb einzelner Betriebsgrößenklassen zu analysieren[1].

Der folgende Abschnitt 2 widmet sich einer ausführlicheren Darstellung des zugrundeliegenden stochastischen Modells der Größe und des Wachstums und diskutiert in diesem Zusammenhang auch die Problematik des Ausscheidens von Betrieben. Abschnitt 3 beschreibt die verwendete Datenbasis. Die Ergebnisse der empirischen Analyse werden in Abschnitt 4 diskutiert, während Abschnitt 5 schließlich die gewonnenen Erkenntnisse zusammenfaßt und auf mögliche Erweiterungen eingeht.

2. Größe, Wachstum und Ausscheiden von Betrieben

Einfache deskriptive Auswertungen von Daten landwirtschaftlicher Betriebe zeigen typischerweise eine nicht-symmetrische Verteilung der betrieblichen

[1] Auf die Existenz von „Schwelleneffekten" bei der Analyse von Gibrat's Gesetz wurde bereits von SIMON und BONINI (1958) aufmerksam gemacht, ein empirischer Test für deren Existenz im Agrarsektor ist mir bisher nicht bekannt.

Größenstruktur. Einer geringen Zahl von sehr großen Betrieben steht eine relativ größere Zahl mittelgroßer Betriebe gegenüber, die Masse der Betriebe ist jedoch in der Gruppe der kleinen Betriebe zu finden. Diese Beobachtung läßt sich mit verschiedenen Verteilungstypen statistisch charakterisieren, die bekanntesten sind zweifellos die „Log-normale" und die „Pareto Verteilung". Robert Gibrat konnte 1953 zeigen, daß eine Log-normale Verteilung als Ergebnis eines zufälligen Wachstumsprozesses entsteht, den wir im folgenden etwas näher beschreiben wollen (siehe Gleichung (1)).

$$\frac{S_{i,t}}{S_{i,t-1}} = \alpha' S_{i,t-1}^{\beta-1} \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

Die Größe des Betriebes i zu Zeitpunkt t sei mit $S_{i,t}$ bezeichnet. Gleichung (1) zerlegt das Wachstum eines Betriebes ($S_{i,t}/S_{i,t-1}$) in drei Teilkomponenten: einer für alle Betriebe identischen Wachstumskomponente α' (Wachstum des Gesamtsektors), einer Komponente, die von der Ausgangsgröße des Betriebes beeinflußt wird $(S_{i,t-1}^{\beta-1})$, sowie einer zufälligen Komponente, die in Gleichung (1) mit $\varepsilon_{i,t}$ symbolisiert wird. Gibrat's Gesetz läßt sich in Gleichung (1) als Spezialfall betrachten, in dem $\beta=1$ gilt. Hier ist die Wachstumsrate eines Betriebes unabhängig von seiner ursprünglichen Größe und wird nur vom Wachstum des Gesamtmarktes sowie einer zufälligen Komponente bestimmt. Beobachten wir jedoch $\beta>1$, so läßt sich daraus schließen, daß große Betriebe tendenziell schneller wachsen als kleine Betriebe, während das Gegenteil für den Fall $\beta<1$ zutrifft[2].

Empirische Tests dieses einfachen stochastischen Modells lassen sich auf zweifache Weise durchführen. Zum einen kann die tatsächliche Verteilung der Betriebsgrößen mit der zuvor genannten Log-normalen oder der Pareto Verteilung verglichen werden, woraus sich Rückschlüsse über den zugrundeliegenden Wachstumsprozeß ableiten lassen. Dieser Ansatz wurde von ALLANSON (1992) für landwirtschaftliche Betriebe in England und Wales verwendet, wobei der Autor zu der Schlußfolgerung gelangt, daß „the lognormal model provides a satisfactory fit to grouped frequency data on the truncated range of the distributions of holdings and farmland by size of the holding" (S. 147). Die empirische Aussagekraft dieser Tests ist jedoch relativ gering, da der Zusammenhang zwischen Größe und Wachstum eines Betriebes nicht explizit (wie in Gleichung (1)) abgebildet werden kann.

Als zweiter empirischer Ansatz bietet sich die Schätzung der Parameter α und β und damit der direkte Test der Hypothese $\beta=1$ mit einem Panel von landwirtschaftlichen Betrieben an. Durch Logarithmierung und Umformung von Gleichung (1) erhält man folgende einfache Schätzgleichung:

$$\ln S_{i,t} = \alpha + \beta \ln S_{i,t-1} + u_{i,t} \tag{2}$$

wobei $u_{i,t}=\ln(\varepsilon_{i,t}) \sim NID\ (0, \sigma_{u,i}^2)$ und $\alpha=\ln(\alpha')$. Erste ökonometrische Schätzungen von Gleichung (2) für landwirtschaftliche Betriebe in Kanada (SHAPIRO et al. 1987) weisen einen Schätzparameter für β kleiner 1 aus und deuten somit an, daß kleine Betriebe schneller wachsen als große Betriebe.

---

[2] Aus der Höhe des Schätzparameters β lassen sich ferner auch Aussagen über die Veränderung der Marktstruktur ableiten. Ein Schätzwert von $\beta \geq 1$ impliziert beispielsweise, daß die Varianz der Betriebsgröße im Zeitablauf wächst, was einem Konzentrationsprozeß der Produktionskapazitäten im Agrarsektor gleichkommt.

Trotz der offensichtlichen Vorteile einer direkten Schätzung der Parameter α und β aus Gleichung (2) gegenüber dem zuvor genannten empirischen Ansatz ist jedoch auf zwei Aspekte hinzuweisen, die in den bislang vorliegenden Analysen nur unzureichend berücksichtigt wurden und die eine konsistente Schätzung der beiden Parameter erschweren. Wir werden im folgenden genauer zeigen, daß die Schätzung des Parameters β aus Gleichung (2) erheblich von der Auswahl der zu analysierenden Daten und insbesondere von der Frage beeinflußt werden kann, ob das Ausscheiden von Betrieben während der Analyseperiode in die Berechnungen miteinbezogen wird („Selektionsproblem"). Hinzu kommt, daß die umfangreiche empirische Evidenz zum Verlauf der Kostenkurven landwirtschaftlicher Betriebe die Annahme eines über das gesamte Größenspektrum identischen Schätzwertes für β zumindest als fragwürdig und somit einen empirischen Test dieser Annahme als notwendig erscheinen läßt. Dem Selektionsproblem sowie der unterstellten Konstanz der geschätzten Parameter wollen wir uns im folgenden kurz widmen.

a) Wachsen und Weichen: das Selektionsproblem

Zur Schätzung der Parameter α und β sind Daten über die Größe der Betriebe zu zwei Zeitpunkten t und $t-1$ erforderlich. Scheidet ein Betrieb in dieser Periode aus dem Agrarsektor aus, so fehlt die Beobachtung der Firmengröße zum Endzeitpunkt ($S_{i,t}=0$). Eine Beschränkung der Datenbasis ausschließlich auf jene Betriebe, die zu beiden Zeitpunkten eine Firmengröße $S_i>0$ ausweisen (wie in SHAPIRO et al. 1987), die also nicht aus dem Agrarsektor ausgeschieden sind, kann zu verzerrten Schätzergebnissen führen[3]. Diese, durch den Selektionsprozeß auf überlebende Betriebe ausgelöste Verzerrung der Schätzergebnisse sowie die zur Korrektur der Selektionsverzerrung erforderliche Vorgangsweise läßt sich allgemein an Hand der folgenden beiden Gleichungen erläutern.

$$s^* = X\beta + u \quad \text{mit } u \sim N(0, \sigma_u^2) \tag{2'}$$

$$I^* = Z\gamma + \eta \quad \text{mit } \eta \sim N(0, \sigma_\eta^2) \tag{3}$$

Die Größe des Betriebes zum Zeitpunkt t (s^*) sei durch eine lineare Funktion (in Analogie zu Gleichung (2)) abgebildet, wobei X eine Matrix exogener Variablen (die Konstante sowie die Ausgangsgröße des Betriebes $S_{i,t-1}$), β ein unbekannter Parametervektor (der sowohl α als auch β aus Gleichung (2) enthält) und u eine normalverteilte Zufallsgröße mit $E(u)=0$ sei. Das Ausscheiden von Betrieben berücksichtigen wir nun zusätzlich durch Gleichung (3), in der die unbeobachtete dichotome Variable I^* in Abhängigkeit der exogenen Variablen

[3] 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 Schranke einer Betriebsgröße von Null erreichen wird und damit aus dem Agrarsektor und aus unserem Sample ausscheidet. Somit bleiben bei den kleinen Betrieben nur die relativ erfolgreichen längerfristig in unserem Datensatz, 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 Schätzung von Geichung (2), die nur auf den Daten überlebender Betriebe beruht, zu verzerrten Ergebnissen führt. Insbesondere würde der Wachstumserfolg der kleinen Betriebe überschätzt, d. h. der Schätzwert für β in Gleichung (2) wäre nach unten verzerrt.

Z sowie des Parametervektors γ bestimmt, ob der Betrieb im Agrarsektor verbleibt ($I^*>0$) oder ausscheidet ($I^*\leq 0$)[4]. Der Zusammenhang zwischen beiden Gleichungen ergibt sich aus

$$s = \begin{cases} s^* \text{ wenn } I^*>0 \\ 0 \text{ wenn } I^* \leq 0 \end{cases} \tag{4}$$

Wenn wir, wie in unserer vorliegenden Analyse, primär an den Parameterwerten β interessiert sind, wäre es naheliegend, (2') mit Hilfe der gewöhnlichen Kleinst-Quadrat-Methode zu schätzen. Verwendet man dafür nur jene Beobachtungen, für die $s>0$, so ergibt sich folgender Erwartungswert:

$$\begin{aligned} E(s/I^*>0) &= E(s^*/I^*>0) \\ &= X\beta + E(u/I^*>0) \\ &= X\beta + E(u/\eta > -Z\gamma) \\ &= X\beta + \frac{\sigma_{u\eta}}{\sigma_\eta}\lambda(-Z\gamma) \text{ mit } \lambda(-Z\gamma) = \frac{\phi(-Z\gamma)}{1-\Phi(-Z\gamma)} \end{aligned}$$

wobei $\sigma_{u\eta}$ die Kovarianz zwischen den beiden Störtermen, σ_η die Standardabweichung von η, ϕ die Dichtefunktion und Φ die kumulierte Dichtefunktion der Standardnormalverteilung symbolisieren. Daraus läßt sich leicht erkennen, daß die Kleinst-Quadrat-Methode nur dann konsistente Schätzer für β liefern kann, wenn u und η voneinander unabhängig sind ($\sigma_{u\eta}=0$). Anderenfalls wird die Schätzung von β durch die Selektion der Daten (nur überlebende Betriebe) verzerrt sein („Selektionsverzerrung").

Um konsistente Schätzer für β zu erhalten (trotz $\sigma_{u\eta}\neq 0$) bietet sich ein von HECKMAN (1979) vorgeschlagenes zweistufiges Verfahren an. Dabei wird in einer ersten Stufe der Parametervektor γ durch ein Probit-Modell geschätzt. Daraus läßt sich für jede Beobachtung die Inverse der sogenannten Mill's Ratio $\lambda(-Z\gamma)$ errechnen, welche als zusätzliche erklärende Variable in die Schätzung der Gleichung (2) aufgenommen wird. Gleichung (2) wird schließlich unter Verwendung dieser zusätzlichen Variablen für die Beobachtungen $s>0$ mit einem Kleinst-Quadrat-Verfahren geschätzt[5]. In der vorliegenden Analyse werden wir das Wachsen und Weichen von Betrieben in Abhängigkeit der Betriebsgröße simultan im Rahmen des eben beschriebenen Selektionsmodells empirisch analysieren, um so eine verzerrte Berechnung der Schätzparameter zu vermeiden.

b) Instabilität der geschätzten Parameter

Bei der Schätzung von Gleichung (2) über das gesamte Größenspektrum der landwirtschaftlichen Betriebe wird üblicherweise unterstellt, daß der ermittelte Zusammenhang auch für jede Teilgruppe im Größenspektrum zutrifft, daß der geschätzte Parameterwert für β somit über das gesamte Größenspektrum stabil ist. Die Plausibilität dieser Annahme wurde in den bislang durchgeführten Studien im Agrarbereich (SHAPIRO et al. 1987 sowie ALLANSON 1992) nicht

---

[4] Das 2-Gleichungsmodell wäre auch dann identifiziert, wenn die Matrizen X und Z identisch sind, da der Einfluß der Matrix Z in Gleichung (2') nicht-linear ist. Natürlich ist dann eine Unterscheidung zwischen einem Selektionsproblem und einem nichtlinearen Zusammenhang zwischen s und X (bzw. Z) nicht mehr möglich.

[5] Nicht nur unverzerrte, sondern auch (asymptotisch) effiziente Schätzer für β lassen sich errechnen, wenn die Ergebnisse dieses zweistufigen Verfahrens als Startwerte für ein Maximum-Likelihood-Verfahren herangezogen werden (siehe MADDALA 1983).

hinterfragt, der empirische Gehalt der Annahme daher auch nicht explizit getestet[6].

Ausgehend von der sehr umfangreichen empirischen Evidenz zum Verlauf der Kostenkurven landwirtschaftlicher Betriebe, die fast durchwegs einen L-förmigen Verlauf der Durchschnittskosten ausweisen, ist zu fragen, inwieweit die üblicherweise getroffene Stabilitätsannahme für β über das gesamte Größenspektrum der landwirtschaftlichen Betriebe aufrechterhalten werden kann. Ist die landwirtschaftliche Produktion tatsächlich, wie es die Studien zum Verlauf der Kostenkurven nahelegen, durch steigende Skalenerträge für kleine Betriebe bis zu einem bestimmten Schwellenwert gekennzeichnet, ab dem dann die Skalenerträge als konstant betrachtet werden können, so wäre zu erwarten, daß kleine Betriebe entweder aus dem Agrarsektor ausscheiden oder gezwungen sind, sehr schnell bis zu diesem Schwellenwert zu wachsen um konkurrenzfähig zu werden. Betriebe ab dieser kritischen Schwellengröße jedoch könnten, entsprechend Gibrat's Gesetz, durch einen zufälligen und damit von der Ausgangsgröße unabhängigen Wachstumsprozeß gekennzeichnet sein. Es wären somit Schätzwerte für $\beta<1$ für kleine Betriebe und nahe 1 für mittlere und große Betriebe zu erwarten. Zur Berücksichtigung dieser internen Struktur der Daten bietet sich die Aufspaltung des Gesamtdatenbestandes an, wobei Gleichung (2) für jede dieser Größenklassen separat geschätzt wird.

3. Die Daten

Die empirische Analyse basiert auf den Daten der Viehzählungen sowie der Bodennutzungs- und Arbeitskräfteerhebungen in den Jahren 1980, 1985 und 1990 für Oberösterreich. 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 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. Wir sind uns der Mängel dieser 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 detaillierte deskriptive Auswertung der Daten ist in FÜRST (1993) zu finden.

Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Größenstruktur sowie das Wachstum der Betriebe in der Periode 1985 bis 1990[7].

Laut Tabelle 1 habe von den 1985 im Datensatz vertretenen 43.685 Betrieben 91,3 % (39.898) bis 1990 überlebt, während 8,7 % aus dem Agrarsektor ausgeschieden sind. Die Ausstiegsrate ist in der Gruppe der kleinsten Betriebe mit 36,2 % wesentlich höher als in jener der Großbetriebe mit 1,9 %. Von den überlebenden Betrieben sind etwas mehr als die Hälfte der Betriebe (22.904 oder

---

[6] SHAPIRO et al. (1987) testen den Zusammenhang zwischen Größe und Wachstum für das gesamte Größenspektrum der Betriebe sowie für die Teilgruppe der größten Betriebe und erzielen in beiden Schäzungen nahezu identischen Parameterwerte für β. Nicht getestet wurde jedoch, inwieweit dies auch für die Teilgruppe der kleineren und mittleren Betriebe zutrifft.

[7] Aufgrund einer Neudefinition der Größenvariable im Datensatz für 1990 mußten 1.099 Betriebe (mit weniger als 1 Großvieheinheit) für die nachfolgende Analysen aus dem Datensatz entfernt werden. Schätzexperimente für die Periode 1980–1985, in denen diese Bereinigung nicht erforderlich war, zeigen jedoch, daß unsere Ergebnisse davon unbeeinflußt bleiben.

Tabelle 1

Größe, Wachstum und Ausscheiden von Betrieben 1985–1990

Größenklasse	Alle Betriebe (1985) Zahl	Überlebende Betriebe Zahl	(in %)	10<100 [1]	101<300 [2]	301<600 [3]	601<1000 [4]	1001<1500 [5]	1501<2100 [6]	2101<2800 [7]	2801<3600 [8]	>3600 [9]
[1] 10<100	2.027	1.293	(63,8)	651	401	142	43	22	21	4	1	8
[2] 101<300	4.425	3.470	(78,4)	666	1.994	647	63	33	24	21	14	8
[3] 301<600	7.508	6.605	(87,9)	452	978	4.092	947	78	22	8	9	19
[4] 601<1000	6.155	5.702	(92,6)	179	194	892	3.334	929	115	34	11	14
[5] 1001<1500	5.878	5.593	(95,2)	95	87	150	759	2.962	1.295	185	32	28
[6] 1501<2100	6.056	5.868	(96,9)	61	36	52	142	711	3.011	1.567	230	58
[7] 2101<2800	5.333	5.210	(97,7)	21	9	18	36	87	661	2.768	1.417	193
[8] 2801<3600	3.597	3.527	(98,1)	8	2	7	14	16	75	522	1.917	966
[9] >3601	2.706	2.630	(97,2)	5	6	5	6	10	14	80	329	2.175
Summe	43.685	39.898	(91,3)	2.138	3.707	6.005	5.344	4.848	5.238	5.189	3.960	3.469

Bemerkungen: Die Größenklassen beziehen sich auf die mit 100 multiplizierte Zahl der Großvieheinheiten. Die Intervalleinteilung wurde gewählt, um die Zahl der Betriebe in jedem Teilintervall in etwa gleich groß zu halten.

57,4 %) in der gleichen Größenklasse verblieben, während 24,1 % (9.609) eine oder mehr Klassen aufgestiegen sind und sich 18,2 % (7.385) in die umgekehrte Richtung bewegt haben. Einen ersten Einblick in den Zusammenhang zwischen der Ausgangsgröße der Betriebe und deren Wachstum ermöglicht Abbildung 1.

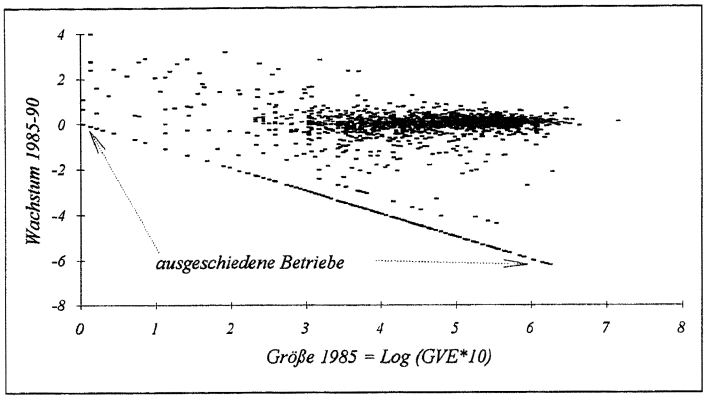

Abb. 1: Größe, Wachstum und Ausscheiden für eine 5%ige Teilmenge.

Bemerkungen: Wachstum wird hier als Ln (GVE_{90} * 10 – Ln (GVE_{85} * 10) definiert.

Für eine zufällig ausgewählte 5%ige Teilmenge aller Betriebe zeigt Abbildung 1 die Relation zwischen der Betriebsgröße im Jahr 1985 (ln ($S_{i,85}$)) und der Wachstumsrate der Betriebe (ln ($S_{i,90}$) – ln ($S_{i,85}$)). Bereits diese einfache deskriptive Auswertung weist auf die Bedeutung des Selektionsproblems durch das Ausscheiden von Betrieben aus dem Datensatz hin[8]. 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 Abb. 1 als eine vom Ursprung ausgehende negativ geneigte „gerade Linie" von Beobachtungen zu finden.

4. Empirische Ergebnisse

Bei der Schätzung der Parameter α und β aus Gleichung (2) sehen wir uns mit einer Reihe von ökonometrischen Problemen konfrontiert. Neben dem zuvor bereits ausführlich diskutierten Selektionsproblem durch das von der Ausgangsgröße der Betriebe beeinflußte Ausscheiden aus dem Agrarsektor sowie der a priori nicht auszuschließenden Instabilität der geschätzten Parameterwerte ist zusätzlich die üblicherweise getroffene Annahme homoskedastischer und nicht seriell korrelierter Residuen zu hinterfragen.

So legt bereits Abbildung 1 die Vermutung nahe, daß die Varianz der Wachstumsraten landwirtschaftlicher Betriebe mit der Betriebsgröße abnimmt. Die Residuen einer Kleinst-Quadrat-Schätzung von Gleichung (2) wären möglicherweise nicht homoskedastisch, woraus ineffiziente Schätzwerte für β resultieren würden[9]. Diese Vermutung wird durch ökonometrische Tests (Park-

[8] Ferner ist auf die kleine Zahl von Betrieben mit geringer Ausgangsgröße, aber extrem hohen Wachstumsraten hinzuweisen. Die Elimination dieser Betriebe aus dem Datensatz ändert nichts an den weiter unten präsentierten Ergebnissen.

[9] Bekanntlich werden die Schätzer auch bei Vorliegen von Heteroskedastizität unverzerrt bestimmt. Die Varianz der Schätzer und damit die statistischen Tests und Konfidenzintervalle jedoch sind verzerrt. Ist man, wie in der vorliegenden Analyse, an einem Test einer Hypothese (beispielsweise β= 1) interessiert, so kann eine Heteroskedastizitätskorrektur für die Annahme bzw. Ablehnung einer Hypothese entscheidend sein.

Glejser-Test), welche in WEISS (1995) ausführlicher beschrieben sind, bestätigt, weshalb in den nachfolgenden Schätzungen heteroskedastizitäts-konsistente t-Werte ausgewiesen werden.

Auf das Problem der konsistenten Schätzung von β bei Vorliegen von Autokorrelation erster Ordnung in den Residuen hat bereits CHESHER (1979) hingewiesen. Bei negativer serieller Korrelation der Wachstumsraten (negativer Persistenz) beispielsweise wird der Parameter β aus einer Kleinst-Quadrat-Schätzung von Gleichung (2) unterschätzt. Inwieweit dieses Problem (Persistenz der Wachstumsraten) für die vorliegenden Daten von Relevanz ist, wird im Appendix anhand einer einfachen Regression abgeschätzt, die den Einfluß der Wachstumsrate der Betriebe zwischen 1980 und 1985 auf die Wachstumsrate der Betriebe für den folgenden Zeitraum 1985 bis 1990 analysiert (siehe Tabelle 1a). Obwohl die ausgewiesenen Parameterwerte der verzögerten Wachstumsrate nicht als besonders hoch anzusehen sind[10], deuten diese Ergebnisse dennoch auf eine möglicherweise auftretende Verzerrung des Parameters β in Gleichung (2) hin, wenn bei der Schätzung des Zusammenhangs zwischen der Größe und dem Wachstum von landwirtschaftlichen Betrieben keine Bereinigung um Autokorrelation 1. Ordnung vorgenommen wird. Eine einfache Erweiterung der Gleichung (2) ermöglicht dabei eine unverzerrte Schätzung des Parameters β (siehe Gleichung (5)).

$$\ln S_{i,t} = a' + \beta_1 \ln S_{i,t-1} + \beta_2 \ln S_{i,t-2} + v_{i,t} \tag{5}$$

Aus den Parametern β_1 und β_2 lassen sich Schätzwerte für β und einen Autokorrelationsterm 1. Ordnung (r) wie folgt errechnen[11]:

$$(\beta, r) = \frac{1}{2}\left[\beta_1 \pm (\beta_1^2 + 4\beta_2)^{\frac{1}{2}}\right] \tag{6}$$

Um den genannten potentiellen ökonometrischen Problemen bei der Schätzung des Zusammenhangs zwischen Größe und Wachstum von landwirtschaftlichen Betrieben Rechnung zu tragen, sind in Tabelle 2 neben den Resultaten der Kleinst-Quadrat-Schätzung die Ergebnisse einer Reihe von alternativen Schätzverfahren angeführt. Ferner wird in Tabelle 2 die Gültigkeit von Gibrat's Gesetz für das gesamte Größenspektrum sowie für unterschiedliche Größenklassen getestet.

Spalte [1] weist die Ergebnisse einer Kleinst-Quadrat-Schätzung von Gleichung (2) für alle landwirtschaftlichen Betriebe in Oberösterreich aus, die zu beiden Zeitpunkten (1985 und 1990) im Datensatz vertreten sind (überlebende Betriebe). Der Schätzwert für β ist signifikant kleiner als eins, was darauf hindeuten würde, daß kleine Betriebe schneller wachsen als große Betriebe. Inwieweit der in Spalte [1] angeführte Schätzwert für β jedoch durch die Persistenz der Wachstumsraten bzw. durch Sample-Selektions-Probleme (oder beides) verzerrt ist, wird in den folgenden Spalten [2] bis [4] analysiert. Die Ergebnisse

---

[10] Der ausgewiesene, signifikant negative Parameterwert für die verzögerte Wachstumsrate impliziert, daß Perioden starken Wachstums jeweils von Phasen besonders geringem Wachstums abgelöst werden („higledy-piggledy growth").

[11] Bei Autokorrelation 1. Ordnung in den Residuen der Gleichung (2) $S_{i,t} = \alpha + \beta S_{i,t-1} + u_{i,t}$ mit $u_{i,t} = r u_{i,t-1} + v_{i,t}$ und $v_{i,t} \sim NID(0, \sigma^2_{v,i})$ folgt nach Einsetzen und Umformung $S_{i,t} = (1-r) + (\beta + r) S_{i,t-1} + \beta r S_{i,t-2} + v_{i,t}$. Dies entspricht Gleichung (3) wobei $\alpha' = \alpha (1 - r)$, $\beta_1 = \beta + r$ und $\beta_2 = \beta r$. Hinsichtlich der Identifikation der Parameter β und r aus dieser Gleichung folgen wir der existierenden empirischen Literatur und verwenden als Schätzwert für β den Wert aus Gleichung (6) der 1 am nächsten liegt (vgl. auch CHESHER 1979).

Tabelle 2

Ergebnisse der ökonometrischen Analyse von Größe, Wachstum und Ausscheiden von Landwirtschaftlichen Betrieben 1985–1990

Schätzgleichungen: $P(d_i=1) = F[\alpha_0 + \alpha_1 \ln S_{i,85} + \alpha_2 (\ln S_{i,85})^2 + \alpha_3 (\ln S_{i,85} - \ln S_{i,80})] + v_{i,t}$ mit $d_i = \begin{cases} 1 & \textit{überlebende Betriebe} \\ 0 & \textit{ausgeschiedene Betriebe} \end{cases}$

$$\ln S_{i,90} = s_0 + s_1 \ln S_{i,85} + s_2 \ln S_{i,80} + u_{i,t}$$

	Alle Betriebe				*Kleine Betriebe*				*Mittlere Betriebe*				*Große Betriebe*	
Schätzmethode:	OLS	OLS	Sample Select.	Sample Select.	OLS	OLS	Sample Select.	Sample Select.	OLS	OLS	Sample Select.	Sample Select.	OLS	OLS
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]
Abhängige Variable: Überlebenswahrscheinlichkeit														
Konstante α_0			0,251⁻	0,308⁺			1,514*	1,617*			3,303	3,356		
$\ln S_{i,85}$ α_1			-0,081⁻	-0,102⁺			-0,558*	-0,576*			-0,983	-0,999		
$(\ln S_{i,85})^2$ α_2			0,038*	0,040*			0,078*	0,078*			0,106	0,107		
$\Delta \ln S_{i,85-80}$ α_3			0,126*	0,124*			0,043*	0,080*			0,264*	0,263*		
Abhängige Variable: Log, der Betriebsgröße 1990														
Konstante β_0	0,473*	0,250*	0,343*	0,234	2,477*	2,325*	3,405*	3,266*	-0,997*	-1,028*	-1,023*	-1,027⁺	0,665*	0,567*
$\ln S_{i,85}$ β_1	0,926*	0,837*	0,944*	0,840	0,547*	0,565*	0,425*	0,375*	1,131*	1,096*	1,135*	1,096*	0,918*	0,855*
$\ln S_{i,80}$ β_2		0,121*		0,120*		0,008		0,074*		0,039		0,039		0,076*
errechnetes β		0,963		0,964		0,578		0,518		1,130		1,130		0,936
errechnetes r		-0,126		-0,124		-0,013		-0,143		-0,034		-0,034		-0,081
Sigma σ			0,711*	0,709*			1,074*	1,077*			0,635*	0,635*		
Rho ρ			0,043	0,026			-0,792*	-0,79*			0,012	-0,002		
Log Likelihood	-43.473	-42.412	-53.363	-53.255	-15.617	-15.144	-21.147	21.134	-16.583	-16.462	-19.946	19.943	-5.092	-5.041
t-Test (β_1=1)	-13,54*	-10,26*	-5,94*	-5,77*	-35,19*	-22,38*	-59,09*	-53,64*	9,73*	3,21*	5,43*	1,04	-5,54*	-5,97*
Wald-Tests (χ^2)	[a)]183,5*	[b)]155,2*	[a)]35,3*	[b)]442,8*	[a)]1.238,9*	[b)]1.082,2*	[a)]3.492,0*	[b)]3.661,6*	[a)]94,7*	[b)]99,6*	[a)]29,4*	[b)]76,3*	[a)]30,7*	[b)]41,8*

Bemerkungen: * (bzw. ⁺ und ⁻) signalisieren signifikant von Null verschiedene Schätzwerte auf einem 1%igen (bzw. 5%igen und 10%igen) Signifikanzniveau, [a)] ist ein χ^2-Test für $\beta_1=1$, [b)] ein χ_2-Test für $\beta_1=1$ und $\beta_2=0$.

in Spalte [2], die auf der Kleinst-Quadrat-Schätzung von Chesher's Spezifikation (Gleichung 5) beruhen, und für die Persistenz der Wachstumsraten korrigiert, legen erneut eine Ablehnung von Gibrat's Gesetz nahe. Aus den ausgewiesenen Parameterwerten für s_1 und s_2 errechnet sich ein Schätzwert von β= 0,963, der zwar über dem in Spalte [1] ausgewiesenen Wert, jedoch noch immer unter dem Wert 1 liegt. Spalte [2] bestätigt die in Tabelle A1 im Appendix ausgewiesene negative serielle Korrelation der Residuen mit einem Schätzwert für r von -0,126.

Inwieweit das genannte Selektionsproblem zu einer Verzerrung der Parameterwerte von β beiträgt, läßt sich duch eine erneute Schätzung der Gleichungen (2) und (3) mit Hilfe der zuvor beschriebenen Sample-Selektionsprozedur abschätzen. Dabei wird in einem ersten Schritt der Einfluß der Betriebsgröße auf die Überlebenswahrscheinlichkeit der Betriebe analysiert. Die im oberen Teil von Tabelle 2 ausgewiesenen Ergebnisse zeigen, daß die Überlebenswahrscheinlichkeit der Betriebe mit steigender Ausgangsgröße signifikant zunimmt. Trotz dieser positiven Korrelation zwischen Überlebenswahrscheinlichkeit und Betriebsgröße wird aus den Ergebnissen in Spalte [3] und [4] die Nullhypothese unverzerrter Schätzwerte in den Spalten [1] und [2] nicht abgelehnt. Der Schätzwert für ρ, der die Korrelation der Residuen der beiden Gleichungen erfaßt ($\sigma_{u\,\eta}$), ist nicht signifikant von Null verschieden. Auch die ausgewiesenen Schätzergebnisse für β unterscheiden sich nur geringfügig von den in den ersten beiden Spalten dokumentierten Werten[12]. Somit wäre aus diesen Schätzexperimenten zu schließen, daß die Ablehnung von Gibrat's Gesetz durch die Beobachtung eines tendenziell schnelleren Wachstums kleinerer Betriebe nicht durch ökonometrische Verzerrungen im Zusammenhang mit Sample-Selektionsproblemen bzw. der Persistenz der Wachstumsraten bedingt ist.

Unbeantwortet blieb bislang die Frage, inwieweit der genannte Zusammenhang auch innerhalb verschiedener Größenklassen von Betrieben Gültigkeit besitzt. Tabelle 2 weist in den Spalten [5] bis [14] die Ergebnisse von verschiedenen Schätzexperimenten für drei Betriebsgrößengruppen aus. Die in Tabelle 1 definierten 9 Größenklassen werden dabei wie folgt zusammengefaßt: als „kleine Betriebe" werden Betriebe der Klassen [1] bis [3] bezeichnet, während die Klassen [4] bis [6] bzw. [7] bis [9] die Gruppe der „mittleren" und „großen" Betriebe bilden. Aus Tabelle 2 beobachten wir für die Teilgruppe der kleinen Betriebe einen wesentlich niedrigeren Schätzwert für β, während in der Gruppe der mittleren Betriebe der ausgewiesene Parameterwert für β sogar signifikant über eins liegt (was ganz eindeutig den Ergebnissen für das gesamte Größenspektrum widerspricht)[13]. Für große Betriebe schließlich ist wieder ein

---

[12] In diesem Zusammenhang ist darauf hinzuweisen (siehe auch MADDALA 1983, S. 271), daß statistisch nur mit Einschränkungen zwischen dem Selektionsproblem und dem Auftreten nicht-linearer Zusammenhänge in den Regressionsgleichungen unterschieden werden kann. Verschiedene Sensitivitätstests (WEISS 1995) zeigen jedoch, daß das Ergebnis einer fehlenden Korrelation der Residuen der beiden Gleichungen robust hinsichtlich der konkreten Spezifikation der Schätzgleichung ist.

[13] Wie bei jeder empirischen Analyse ist auch hier zu fragen, ob die diskutierten Effekte nicht nur statistisch signifikant, sondern auch quantitativ bedeutsam sind. Die Bedeutung des ausgewiesenen Ergebnisses $\beta>1$ für mittelgroße Betriebe sei daher in einem kurzen numerischen Beispiel geschildert. Würde beispielsweise ein Betrieb mittlerer Größe entsprechend der für das gesamte Größenspektrum ausgewiesenen Schätzgleichung in Spalte [1] aus Tabelle 2, ein zweiter Betrieb identischer Ausgangsgröße jedoch entsprechend der in Spalte [9] dargestellten Gleichung wachsen, so würde bereits in der vierten Simulationsperiode das Größenverhältnis der beiden Betriebe auf 1:2 angestiegen sein. Bereits relativ geringe Abweichungen von β von 1 haben somit in einem dynamischen Prozeß erhebliche Konsequenzen.

Wert für β signifikant kleiner eins zu beobachten. Auch hier sind die Ergebnisse stabil bezüglich der konkreten Spezifikation und Schätzmethode. Unsere Beobachtung, wonach Gibrat's Gesetz am deutlichsten für die Gruppe der kleinen Betriebe verworfen wird, während die Schätzwerte für β in den anderen beiden Gruppen größer und näher bei eins liegen, stimmt mit der oben erwähnten empirischen Evidenz für den L-förmigen Verlauf der Durchschnittskostenkurven landwirtschaftlicher Betriebe überein[14]. Zur besseren Interpretierbarkeit der Ergebnisse ist der Zusammenhang zwischen Größe und Wachstum von Betrieben für die drei Betriebsgrößengruppen, wie er sich aus den Spalten [5], [9] und [13] ergibt, in Abbildung 2 graphisch veranschaulicht.

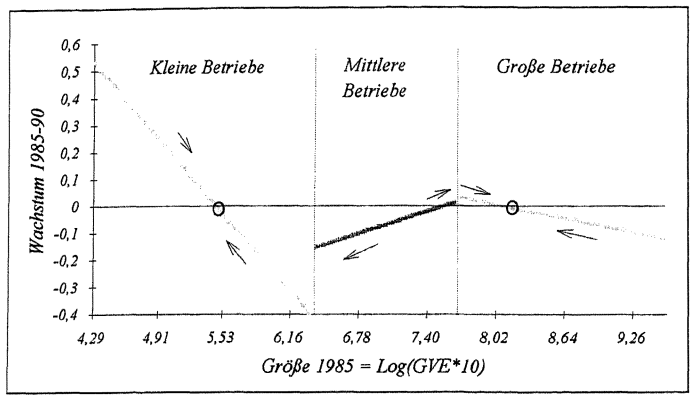

Abb. 2: Betriebsgröße und Wachstum in verschiedenen Betriebsgrößenklassen.

Bemerkungen: Wachstum wird hier als $\text{Ln}(GVE_{90}{}^{*}10) - \text{Ln}(GVE_{85}{}^{*}10)$ definiert.

Abbildung 2 verdeutlicht das unterschiedliche Wachstumsverhalten bei einer Variation der Ausgangsbetriebsgröße. Während die Betriebe in Gruppe 1 und Gruppe 3 (kleine Betriebe und große Betriebe) im Lauf der Zeit auf einen „Gravitationspunkt" innerhalb der jeweiligen Gruppe zuzusteuern scheinen, zeigen Betriebe in Gruppe 2 (mittlere Betriebe) ein anderes Verhaltensmuster. In dieser Gruppe wachsen die relativ großen Betriebe schneller als die relativ kleinen Betriebe (diese schrumpfen), sodaß mittelgroße Betriebe entweder in die nächst niedrigere Größenklasse absteigen oder in die nächsthöhere Größenklasse aufsteigen werden. Über das gesamte Größenspektrum betrachtet scheinen somit zwei verschiedene „Gravitationspunkte" der Betriebsgröße zu existieren, sodaß sich längerfristig die Tendenz zur Bildung einer bi-modalen Verteilung ergibt[15]. Eine ausführlichere Analyse dieser Beobachtung müßte zweifellos näher auf die Gründe und Charakteristika des agrarstrukturellen Wandels eingehen, was den Rahmen dieser Arbeit jedoch deutlich sprengen würde. Im Rahmen weiterführender Analysen wäre zu klären, inwieweit die in Abbildung 2 geschilderten zwei „Gravi-

[14] Die diskutierten Ergebnisse erweisen sich als stabil hinsichtlich der gewählten Schätzmethode (siehe Tabelle 2), des Schätzzeitraumes (1980 bis 1985 anstatt 1985 bis 1990), der Wahl der abhängigen Variablen (Reduzierte Landwirtschaftliche Nutzfläche anstatt Zahl der Großvieheinheiten), der analysierten Region (8 Teilregionen) sowie der Zahl der unterschiedenen Größenklassen. Die Ergebnisse dieser Sensitivitätstests sind in WEISS (1995) ausführlich dokumentiert.

[15] Eine Abnahme der Zahl der mittelgroßen zugunsten der kleineren und größeren Betriebe ist auch von EDWARDS et al. (1985) sowie GARCIA et al. (1987) im Rahmen einer Markov-Ketten-Analyse für die Vereinigten Staaten beobachtet worden.

tationspunkte" der Betriebsgröße mit der Unterscheidung der Betriebe nach der jeweiligen Organisationsform in „Haupt-" und „Nebenerwerbsbetriebe" in direktem Zusammenhang stehen könnten. Unterschiedliche Organisationsformen landwirtschaftlicher Tätigkeiten bedingen zweifellos ein unterschiedliches Niveau der „optimalen" Betriebsgröße (vgl. SCHMITT 1993) und könnten somit auch auf die beobachtbaren Wachstumsprozesse landwirtschaftlicher Betriebe wirken.

5. Schlußbemerkung

Das Ziel der Arbeit besteht in einer ersten Analyse der Größe, des Wachstums und des Ausscheidens von mehr als 50.000 landwirtschaftlichen Betrieben in Oberösterreich. Das der empirischen Analyse zugrunde liegende Modell ist dabei bewußt äußerst einfach gehalten und formuliert einen Zusammenhang zwischen der Ausgangsgröße und dem Wachstum (bzw. Ausscheiden) des Betriebes in der Folgeperiode. Die als Gibrat's Gesetz bekannte These einer Unabhängigkeit der beiden Variablen und somit einem zufälligen Wachstumsprozeß der Betriebe wird in der vorliegenden Analyse für oberösterreichische Betriebe verworfen. Über das gesamte Größenspektrum und unter Berücksichtigung einer durch das häufigere Ausscheiden kleiner Betriebe möglichen Selektionsverzerrung beobachten wir ein signifikant schnelleres Wachstum kleiner Betriebe. Eine Modifikation dieses Ergebnisses ist jedoch erforderlich, wenn der Zusammenhang zwischen Größe und Wachstum von Betrieben auch für einzelne Betriebsgrößengruppen separat untersucht wird. Während Gibrat's Gesetz am deutlichsten in der Gruppe der kleinen Betriebe verworfen wird, liegen die Schätzergebnisse für den Parameter β in der Gruppe der mittleren und großen Betriebe wesentlich näher bei 1. Dieses Ergebnis stimmt mit der sehr gut abgesicherten empirischen Evidenz für einen L-förmigen Verlauf der Durchschnittskostenkurven landwirtschaftlicher Betriebe überein. Eine genauere Betrachtung der Schätzergebnisse zeigt ferner, daß in der Gruppe der mittelgroßen Betriebe (von 6 bis 21 Großvieheinheiten) ein Parameterwert für $\beta>1$ und damit eine Situation zu beobachten ist, in der relativ große Betriebe schneller wachsen als relativ kleine Betriebe. Daraus läßt sich auf die Existenz von zwei separaten „Gravitationspunkten" der Betriebsgröße und somit auf eine, sich längerfristig herauskristallisierende, bi-modale Verteilung der betrieblichen Größenstruktur schließen.

Wie bereits erwähnt, versteht sich die vorliegende Analyse lediglich als Ausgangspunkt für weiterführende umfangreichere Arbeiten, in denen auf verschiedenste Charakteristika des landwirtschaftlichen Betriebes (neben der Betriebsgröße) Rücksicht genommen wird. Besondere Relevanz wird dabei dem Einfluß von akkumuliertem Humankapital sowie dem Ausmaß der Nebenerwerbstätigkeit des Betriebsleiters (bzw. dessen Familie) zukommen, wodurch zweifellos mehr Licht auf den betrieblichen Wachstumsprozeß geworfen werden kann.

Danksagung

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 Markus HOFREITHER, Michael PFAFFERMAYR und Klaus SALHOFER.

Literatur

ALLANSON, P., 1992: Farm Size Structure in England and Wales 1939–1989. Journal of Agricultural Economics *45*, 137–148.

CHESHER, A., 1979: Testing the Law of Proportionate Effects. The Journal of Industrial Economics *27*, 403–411.

EDWARDS, C., M. G. SMITH and R. N. PATTERSON, 1985: The Changing Distribution of Farms by Size: A Markov Analysis. Agricultural Economics Research *37*, 1–16.

FÜRST, E., 1993: Die oberösterreichische Landwirtschaft im Spannungsfeld von Strukturwandel und EG-Beitritt. Amt der Oberösterreichischen Landesregierung, Linz.

GARCIA, P., S. E. OFFUTT and S. T. SONKA, 1987: Size Distribution and Growth in a Sample of Illinois Cash Grain Farms. American Journal of Agricultural Economics *69*, 471–476.

HAY, D. A. and D. MORRIS, 1991: Industrial Economics and Organisation. 2nd. Ed., Oxford University Press.

HECKMAN, J. J., 1979: Sample Selection Bias as a Specification Error. Econometrica *47*, 153–161.

IJIRI, Y. and H. A. SIMON, 1977: Skew Distributions and the Sizes of Business Firms. North Holland, Amsterdam.

ISERMEYER, F., 1993: Chancen und Risiken der Milchproduktion in unterschiedlich großen Beständen. Arbeitsbericht 1/93, FAL, Braunschweig-Völkenrode.

MADDALA, G. S., 1983: Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics. Cambridge University Press, Cambridge.

MANSFIELD, E., 1962: Entry, Innovation, and the Growth of Firms. The American Economic Review *52*, 1023–1051.

MUKHTAR, S. M. and P. J. DAWSON, 1990: Herd Size and Unit Costs of Production in England and Wales Dairy Sector. Journal of Agricultural Economics *41*, 9–20.

SCHMITT, G., 1993: Haushalts- und Betriebsgrößen in der Landwirtschaft: Zum Problem der optimalen Betriebsgröße und des optimalen Größenwachstums. Berichte über Landwirtschaft *71*, 377–398.

SHAPIRO, D., R. D. BOLLMAN and P. EHRENSAFT, 1987: Farm Size and Growth in Canada. American Journal of Agricultural Economics *69*, 477–483.

SIMON, H. A. and C. P. BONINI, 1958: The Size Distribution of Business Firms. The American Economic Review *48*, 607–617.

WEISS, C. R., 1995: Size, Growth, and Survival of Upper Austrian Farms in the 1980s. Arbeitspapier Nr. 9504, Februar 1995, Universität Linz.

Appendix

Tabelle 1a

Die Persistenz der Wachstumsraten landwirtschaftlicher Betriebe

Gleichung: $(\ln S_{i,90} - \ln S_{i,85}) = \delta_0 + \delta_1 (\ln S_{i,85} - \ln S_{i,80}) + \varepsilon_{i,90-85}$

	Alle Betriebe	Kleine Betriebe	Mittlere Betriebe	Große Betriebe
δ_0	-2,291 (-587,68)	-2,284 (-210,21)	-2,366 (-469,15)	-2,283 (-561,14)
δ_1	-0,385 (-59,26)	-0,447 (-41,43)	-0,029 (-1,72)	-0,084 (-6,21)
N	40.115	11.760	17.056	11.299
R^2 (adj.)	0,080	0,127	0,001	0,003

Bemerkungen: Die t-Werte in Klammern sind Heteroskedastizitäts-konsistente Schätzer.

(Manuskript eingelangt am 10. Mai 1995, angenommen am 29. September 1995)

Anschrift des Verfassers:

Dr. Christoph WEISS, Institut für Volkswirtschaftslehre der Johannes-Kepler-Universität, Altenbergerstraße 69, A-4040 Linz