



**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.*

FRIEDERICH, J.: Methoden empirischer Sozialforschung.- 14. Aufl. Opladen 1990. - HASSE, M.: Wie Lieferanten bei Saatgut haften müssen.- Gartenbau Magazin 1 (1992), Heft 5, S.18. - JOSKOW, P.L.: Asset Specificity and the Structure of Vertical Relationships: Empirical Evidence.- Journal of Law, Economics and Organization 4 (1988), S. 95-117. - KALLFASS, H. H.: Kostenvorteile durch vertikale Integration im Agrarsektor?- Agrarwirtschaft 42 (1993), S. 228-237. - KAPPICH, L.: Theorie der internationalen Unternehmenstätigkeit.- München 1989. - ODENING, M.: Zur Bedeutung von Prinzipal-Agenten-Modellen in der agrarökonomischen Forschung.- Agrarwirtschaft 43 (1994), S. 271-278. - PICOT, A.: Transaktionskostenansatz in der Organisationstheorie: Stand der Diskussion und Aussagewert.- Die Betriebswirtschaft 42 (1982), S. 267-284. - PICOT, A.: Zur Bedeutung allgemeiner Theorieansätze für die betriebswirtschaftliche Information und Kommunikation: Der Beitrag der Transaktionskostentheorie und Principal-Agent-Theorie.- In: KIRSCH, W. und PICOT, A. (Hrsg.): Die Betriebswirtschaftslehre im Spannungsfeld zwischen Spezialisierung und Generalisierung. Wiesbaden 1989, S. 361-379. - PICOT, A.: Ökonomische Theorien der Organisation. Ein Überblick über neuere Ansätze und deren betriebswirtschaftliches Anwendungspotential.- In: ORDELHEIDE, D. et al. (Hrsg.): Betriebswirtschaftslehre und ökonomische Theorie.- Stuttgart

1991, S. 143-170. - PICOT, A. und DIETL, H.: Transaktionskostentheorie.- Wirtschaftswissenschaftliches Studium 19 (1990), S. 178-184. - PICOT, A., REICHWALD, R. und SCHÖNECKER, H.G.: Eigenerstellung oder Fremdbezug von Organisationsleistungen: Ein Problem der Unternehmensführung.- Office Management 33 (1985), S. 818-821 und S. 1029-1034. - SCHUMANN, J.: Grundzüge der mikroökonomischen Theorie.- 6. Aufl. Berlin u.a. 1992. - SIEBERT, H.: Technologische Entwicklung und Vorproduktbeschaffung.- Frankfurt am Main u.a. 1990. - SPREEMANN, K.: Reputation, Garantie, Information.- Zeitschrift für Betriebswirtschaft 58 (1988), S. 613-629. - SPREEMANN, K.: Asymmetrische Information.- Zeitschrift für Betriebswirtschaft 60 (1990), S. 561-586. - WILLIAMSON, O.E.: Markets and Hierarchies. Analysis and Antitrust Implications.- New York 1975. - WILLIAMSON, O.E.: Die ökonomischen Institutionen des Kapitalismus. Unternehmen, Märkte, Kooperationen.- Tübingen 1990 (amerikanische Originalausgabe 1985).

Verfasser: Dipl.-Ing. agr. MARTIN BEHNER und Dr. VERA BITSCH, Institut für Gartenbauökonomie der Universität Hannover, Herrenhäuser Str. 2, D-30419 Hannover

# Symmetrie und Reversibilität der Nebenerwerbsentscheidung

## Empirische Ergebnisse für Oberösterreich

CHRISTOPH R. WEISS

### 1 Einleitung

Die zunehmende relative Bedeutung der Nebenerwerbsbetriebe im agrarstrukturellen Wandel ist wohl dokumentiert. Ebenso sind die Bestimmungsgründe dieser, bereits seit Jahrzehnten andauernden Strukturverschiebung innerhalb des Agrarsektors im Rahmen der Theorie des landwirtschaftlichen Haushaltes bereits in verschiedenen Lehrbüchern (vgl. u.a. HENRICHSMEYER und WITZKE, 1991) abgehandelt und bedürfen daher keiner neuerlichen Beschreibung. Eine adäquate Umsetzung der gewonnenen theoretischen Erkenntnisse auf empirische Analysen stößt jedoch häufig auf – zum Teil durch die Beschränkungen des Datenmaterials bedingte – Schwierigkeiten. So weisen LONG und JONES (1980) darauf hin, daß bei den auf Querschnittdaten basierenden ökonomischen Analysen des Arbeitsangebotsverhaltens implizit Annahmen über die Symmetrie und Reversibilität der Erwerbsentscheidung getroffen werden müssen. Auf das agrarische Nebenerwerbsverhalten übertragen wird somit in praktisch allen empirischen Analysen eine identische, aber entgegengesetzte Reaktion der Landwirte bei Lohnsteigerungen und -senkungen im nicht-agrarischen Bereich (Symmetrie) unterstellt, bzw. es wird angenommen, daß eine, durch einen Anstieg des im nicht-agrarischen Bereich erzielbaren Lohnes bedingte Aufnahme (bzw. Ausdehnung) der Nebenerwerbstätigkeit durch eine nachfolgende Lohnreduktion wieder rückgängig zu machen sei (Reversibilität).

Das Ziel der vorliegenden Arbeit, die auf Paneldaten von mehr als 50 000 landwirtschaftlichen Betrieben in Oberösterreich in den Jahren 1980, 1986 sowie 1990 basiert ("Bodennutzungs- und Arbeitskräfteerhebung"), liegt in der empirischen Analyse dynamischer Aspekte des Erwerbsverhaltens und besonders der Überprüfung der üblicherweise getroffenen Symmetrie- und Reversibilitätsannahme der landwirtschaftlichen Erwerbsentscheidung.

Der nun folgende Abschnitt skizziert den landwirtschaftlichen Erwerbsstrukturwandel in Oberösterreich auf der Basis des genannten Datensatzes. Der theoretische Hinter-

grund der Analyse wird in Abschnitt 3 skizziert; Abschnitt 4 diskutiert den empirischen Ansatz sowie die Resultate der ökonometrischen Analyse und Abschnitt 5 schließlich faßt die Ergebnisse zusammen und weist auf mögliche Erweiterungen hin.

### 2 Strukturwandel in der oberösterreichischen Landwirtschaft in den 80er Jahren

Die kontinuierliche Reduktion der Zahl der landwirtschaftlichen Vollerwerbsbetriebe in Oberösterreich von 22 920 (38,3 % aller landwirtschaftlichen Betriebe) im Jahr 1980 auf 19 704 (35,5 %) und 16 618 (31,0 %) in den Jahren 1986 und 1990, also um etwa 27,5 % in einem Jahrzehnt entspricht in etwa dem für Gesamtösterreich bzw. für andere westeuropäische Nationen beobachtbaren Entwicklungsverlauf. Neben diesem, auf aggregierter Ebene scheinbar glatt ablaufenden Strukturwandel vollzieht sich jedoch auf einzelbetrieblicher Ebene eine viel dynamischere und "unruhigere" Bewegung, die jüngst besonders durch die "Wanderungstatistik" landwirtschaftlicher Betriebe aufgedeckt wurde. Die Verknüpfung dreier Vollerhebungen landwirtschaftlicher Betriebe in Oberösterreich in den Jahren 1980, 1986 und 1990 ermöglicht einen etwas detaillierteren Einblick in die Dynamik des erwerbsstrukturellen Wandels (siehe Tabelle 1)<sup>1</sup>.

Um eine möglichst homogene Datenbasis für die nachfolgende ökonometrische Analyse zu gewährleisten, werden aus der Gesamtzahl der landwirtschaftlichen Betriebe in Tabelle 1 nur die in allen drei Erhebungen (1980, 1986 und

1) Die nachfolgende Auswertung bezieht sich überwiegend auf die Vollerhebungen 1986 und 1990. Die Beschränkung auf dieses kürzere Zeitintervall erlaubt uns, die Beobachtungswerte aus dem Jahr 1980 als "echte" exogene Variablen in den Schätzgleichungen zu verwenden und somit dem sehr häufig bei Querschnittdatenanalysen anzutreffenden Endogenitätsproblem mancher Variablen auszuweichen. Eine ausführlichere Beschreibung des verwendeten Datensatzes ist in FÜRST (1993) bzw. WEISS (1994a) zu finden.

1990) beobachtbaren Betriebe mit männlichem Betriebsleiter ausgewiesen. Um ferner eine Überschneidung des Erwerbsstrukturwandels mit der Hofnachfolgeentscheidung zu vermeiden, basiert Tabelle 1 lediglich auf Beobachtungen, in denen ein Wechsel des Betriebsleiters innerhalb des Analysezeitraumes (1986 bis 1990) unwahrscheinlich erscheint<sup>2)</sup>.

Tabelle 1: Die Veränderung der Erwerbsstruktur (in Betrieben mit männlichen Betriebsleitern)

	Erwerbsart 1990	Vollerwerb	Zu- und Nebenerwerb	Summe
Erwerbsart 1986	Vollerwerb	10 952	1 877	12 829
	Zu- und Nebenerwerb	540	18 747	19 287
	Summe	11 492	20 624	32 116

**Bemerkungen:** Im Gegensatz zur amtlichen Statistik fassen wir hier Zu- und Nebenerwerbsbetriebe in eine Gruppe zusammen, da sich die nachfolgende empirische Analyse an der Aufnahme bzw. Aufgabe der Nebenerwerbstätigkeit, weniger jedoch an deren Umfang orientiert. Als Vollerwerbsbetriebe sind dabei jene Betriebe zu verstehen, in denen das Betriebsleitererehepaar mindestens 90% seiner gesamten Arbeitszeit im landwirtschaftlichen Betrieb tätig ist.

Die in Tabelle 1 ausgewiesenen Zahlen weisen sehr eindrücklich auf eine ausgeprägte "Brutto"-Veränderung der Erwerbsform hin, die durch die in den Statistiken ausgewiesenen "Netto"-Zahlen nur eingeschränkt zum Ausdruck kommt. Laut Tabelle 1 sind zwischen 1986 und 1990 1 337 Vollerwerbsbetriebe (oder 4,2 % aller Betriebe) in den Zu- und Nebenerwerb gewechselt. Diese "Nettoveränderung" resultiert jedoch aus zwei gleichzeitig stattfindenden gegenläufigen Veränderungen, einer Abwanderung aus dem Vollerwerb in den Zu- und Nebenerwerb von 1 877 Landwirten sowie einer Wanderung von 540 Zu- und Nebenerwerbslandwirten in den Vollerwerb. Errechnet man also als "Bruttomigration" die Relation zwischen jenen Betrieben, die ihren Erwerbscharakter verändert haben zur Gesamtzahl aller Betriebe, so ergeben sich wesentlich höhere Migrationszahlen. So haben von 1986 bis 1990 lediglich 92,5 % der Landwirte ihren Erwerbscharakter beibehalten. Die "Bruttomigration" von 7,5 % ist somit nahezu doppelt so hoch wie die zuvor genannte "Nettoabwanderung" von 4,2 %<sup>3)</sup>. Diese Bruttomigrationszahlen bilden die Basis für die nachfolgende ökonomische Analyse.

### 3 Der theoretische Hintergrund

Wie bereits in der Einleitung erwähnt, besteht das Ziel der vorliegenden Arbeit in einer Analyse der Bestimmungsgründe der landwirtschaftlichen Erwerbsstrukturveränderung bzw. der Frage nach der Symmetrie und Reversibilität der Erwerbsentscheidung. Vollständige Symmetrie (bzw.

2) Hat sich das Alter des Betriebsleiters zwischen 1986 und 1990 beispielsweise um weniger als 2 Jahre erhöht (oder ist sogar gesunken), so kann von einem Wechsel in der Betriebsleitung ausgegangen werden. Diese Betriebe wurden aus dem Datensatz eliminiert. Die nachfolgende deskriptive Auswertung der Daten ist jedoch von derartigen Beschränkungen der Grundgesamtheit kaum betroffen, zumal die Ergebnisse bei einem Vergleich mit einer Auswertung des Gesamtdatenbestandes nahezu unverändert sind.

3) Diese Zahlen unterschätzen die tatsächliche "Bruttomigration" insofern, als einzelne Betriebe in der Zeit zwischen 1986 und 1990 theoretisch auch mehr als einmal ihren Erwerbscharakter verändert haben können.

vollständige Reversibilität) der Erwerbsentscheidung liegt vor, wenn Individuen auf eine Lohnerhöhung und Lohnsenkung in gleicher Weise (jedoch in umgekehrter Richtung) reagieren (siehe Abbildung).

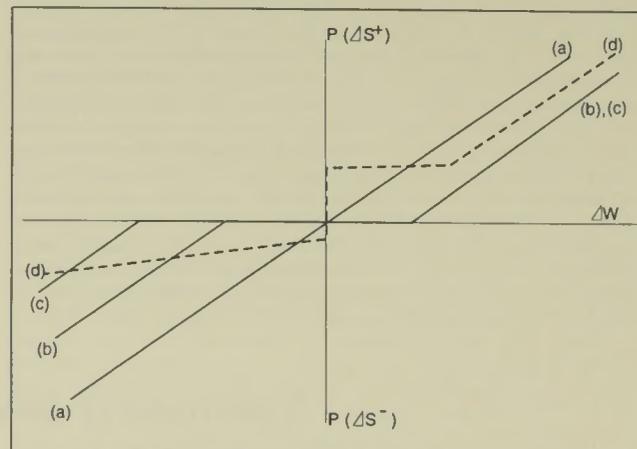


Abbildung: Symmetrie und Reversibilität der Nebenerwerbsentscheidung bei verschiedenen Verläufen einer "Statusänderungsfunktion"

Im rechten oberen Quadranten ist die Änderung der "Neigung" zum Erwerbsstrukturwandel dargestellt, der mit einer Zunahme der Nebenerwerbstätigkeit (beispielsweise durch einen Wechsel vom Voll- in den Zu- und Nebenerwerb) einher geht ( $P(\Delta S^+)$ ). Im linken unteren Quadranten wird analog die "Neigung" zum Wechsel in die umgekehrte Richtung ( $P(\Delta S^-)$ ) beschrieben (also ein Wechsel der Erwerbsform, der mit der Abnahme der Nebenerwerbstätigkeit verbunden ist). Die Gerade (a) in der Abbildung, als ein Beispiel vollständiger Symmetrie und Reversibilität, impliziert eine gleich starke Änderung der "Neigung" zum Erwerbswechsel bei Lohnerhöhungen und -senkungen. Auf Querschnittsdaten basierende Arbeitsangebotsanalysen unterstellen notwendigerweise diesen linearen Zusammenhang (u.a. PFAFFERMAYR et al., 1991). Die Existenz von Anpassungskosten beim Wechsel der Erwerbsform ("Übergangskosten") ändert jedoch den Verlauf der in der Abbildung dargestellten Kurve und kann in weiterer Folge zu einer unvollständigen Symmetrie und Reversibilität der Erwerbsstruktur führen<sup>4)</sup>. Die Implikationen dieser Anpassungskosten lassen sich ebenfalls an Hand der Abbildung diskutieren.

1. Ist die Änderung des gegenwärtigen Erwerbsstatus mit fixen Kosten  $F$  verbunden, so werden Individuen ihren Erwerbsstatus nur dann ändern, wenn  $|\Delta W| > |F|$ . Die "Statusänderungsfunktion" (b) in der Abbildung zeigt zwei Sprungstellen. Die Erwerbsentscheidung ist durch eine gewisse Persistenz charakterisiert, der gegenwärtige Status wird erst bei einer Lohnänderung um mehr als  $F$  verlassen, eine vollständige Symmetrie und Reversibilität der Erwerbsform ist jedoch auch in Funktion (b) gegeben.

2. Die fixen Kosten einer Statusänderung vom Voll- in den Zu- und Nebenerwerb müssen jedoch nicht notwendiger-

4) Bedeutung und Implikationen von fixen Kosten bei der Aufnahme einer außerbetrieblichen Erwerbstätigkeit bzw. anderer Unvollkommenheiten der Faktormärkte werden in GEBAUER (1988, S. 45 ff.), SCHMITT (1989) sowie BALMANN (1994) ausführlich diskutiert.

weise den fixen Kosten einer Statusänderung in die umgekehrte Richtung entsprechen. So ist beispielsweise die Arbeitsplatzsuche für Landwirte im nicht-agrarischen Bereich mit Kosten (Such- bzw. Trainingskosten) verbunden, während bei der Aufgabe der Nebenerwerbstätigkeit keine derartigen Kosten anfallen. Analog zu HECKMAN und WILLIS (1977) wäre nun zu argumentieren, daß diese Kosten "versunken" sind, sobald der Landwirt die zusätzliche Nebenerwerbstätigkeit aufgenommen hat, weshalb bei einer Reduktion des außer-agrarischen Lohnes die aufgenommene Nebenerwerbstätigkeit nicht notwendigerweise wieder fallen gelassen wird, wenn dieser Austritt aus dem "Nebenerwerbsleben" mit einem erneuten Anfallen der fixen Kosten bei einer späteren Wiederaufnahme der Nebenerwerbstätigkeit verbunden ist<sup>5</sup>). In der Abbildung wäre demnach eine höhere Flexibilität beim Übergang vom Voll- in den Zu- und Nebenerwerb (als Folge von Lohnerhöhungen) als in die umgekehrte Richtung (als Folge einer Lohnsenkungen) zu erwarten, was in Funktion (c) dargestellt wird. Die Erwerbsentscheidung ist nicht symmetrisch, die einmal getroffene Entscheidung, eine Nebenerwerbstätigkeit auf Grund einer Erhöhung des zu erwartenden Lohnes aufzunehmen, wird nicht bei einer gleich starken Lohnsenkung wieder revidiert (unvollständige Reversibilität).

3. Die Abbildung läßt sich ferner durch die Berücksichtigung unterschiedlicher Steigungen sowie unterschiedlicher Achsenabschnitte der "Statusänderungsfunktion" erweitern (siehe Funktion (d)). Ein Wert für  $P(\Delta S)$  ungleich 0 bei  $\Delta W = 0$  impliziert beispielsweise eine Änderung der "Neigung" zum Erwerbswechsel trotz unveränderter Löhne, wie er durch die Veränderung anderer exogener Faktoren während des Beobachtungszeitraumes sowie durch einen Trend (u.a. als Substitut für empirisch nicht-beobachtbare Faktoren) zu einer bestimmten Erwerbsform bedingt sein kann. Unterschiedliche Steigungen der Funktion (wie in (d)) deuten erneut auf eine asymmetrische und nicht-(vollständig)-reversible Erwerbsentscheidung hin.

**4 Der empirische Ansatz und Ergebnisse**

Eine einfache Berücksichtigung der genannten Zusammenhänge im Rahmen eines empirischen Modells erlaubt der folgende Schätzansatz<sup>6</sup>):

$$(1) P(\Delta S_i^+) = \alpha^+ + \beta^+ \Delta W_i D_i^+ + \delta^+ Z_i + \varphi^+ \Delta Z_i$$

$$(2) P(\Delta S_i^-) = \alpha^- + \beta^- \Delta W_i D_i^- + \delta^- Z_i + \varphi^- \Delta Z_i$$

$$\text{mit } D_i^+ \begin{cases} 1 \text{ für } \Delta W_i > F^+ \\ 0 \text{ sonst} \end{cases} \text{ und } \begin{cases} 1 \text{ für } \Delta W_i < F^- \\ 0 \text{ sonst} \end{cases}$$

wobei  $P(\Delta S_i^+)$  (bzw.  $P(\Delta S_i^-)$ ) den Probit-Index für einen Erwerbsstrukturwandel symbolisiert, der mit einer Zunahme (bzw. Abnahme) der nebenerwerblichen Tätigkeit ver-

bunden ist, also die "Neigung" zum Wechsel aus dem Voll- in den Zu- und Nebenerwerb (bzw. aus dem Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb).  $D_i^+$  und  $D_i^-$  sind zwei Dummyvariablen, die einen nicht-kontinuierlichen Verlauf der "Statusänderungsfunktion" bei Lohnänderungen bewirken. Ist die geschätzte<sup>7</sup>) Lohnänderung  $\Delta W$  für einen Landwirt i (j) kleiner (größer) als ein Grenzwert  $F^+$  ( $F^-$ ), der die fixen Kosten einer Statusänderung abbildet, so nimmt die Dummyvariable den Wert 0 an und der Einfluß der Lohnvariable im Schätzmodell wird eliminiert. Erst stärkere Lohnvariationen wirken so auf eine Änderung in der Neigung zum Statuswechsel.  $Z_i$  bzw.  $Z_j$  seien  $N_i \times K$  bzw.  $N_j \times K$  Matrizen der K erklärenden Variablen und  $i = 1 \dots N_i$  (sowie  $j = 1 \dots N_j$ ) symbolisiert die Zahl der Vollerwerbsbetriebe (Zu- und Nebenerwerbsbetriebe). Aus einem Vergleich der Parameterwerte ( $\beta^+$  und  $\beta^-$  sowie  $F^+$  und  $F^-$ ) aus beiden Gleichungen können schließlich Schlußfolgerungen über die Symmetrie und Reversibilität der Erwerbsentscheidung abgeleitet werden.

Zur Schätzung der Gleichungen (1) und (2) werden, basierend auf Tabelle 1, die folgenden beiden Variablen definiert: "Eintritt in den Nebenerwerb" sowie "Austritt aus dem Nebenerwerb". Dabei unterscheiden wir, dem empirischen Ansatz von GOULD und SAUPE (1989) folgend, 4 Gruppen von Betrieben: a) Vollerwerbsbetriebe, die keine Veränderung des Erwerbsverhaltens ausweisen, b) Vollerwerbsbetriebe, die zwischen 1986 und 1990 einen zusätzlichen Zu- oder Nebenerwerb aufgenommen haben, c) Zu- und Nebenerwerbsbetriebe, die ihre Erwerbsform beibehalten haben sowie d) Zu- und Nebenerwerbsbetriebe, die in den Vollerwerb gewechselt sind. Die Definition der abhängigen Variablen wird durch folgende Tabelle verdeutlicht.

**Tabelle 2: Nebenerwerbsein- und -austritt von Betriebsleitern 1986 bis 1990**

Erwerbsverhalten 1986	Erwerbsverhalten 1990	Zahl der Betriebe	Abhängige Variable	
			"Eintritt"	"Austritt"
Voll-E.	Voll-E.	10 952	$\Delta S_i^+ = 0$	
Voll-E.	Neben-E.	1 877	$\Delta S_i^+ = 1$	
Neben-E.	Neben-E.	18 747		$\Delta S_i^- = 0$
Neben-E.	Voll-E.	540		$\Delta S_i^- = 1$

**Bemerkungen:** Die Zahlen sind Tabelle 1 entnommen. Zu- und Nebenerwerb wurde hier zum "Nebenerwerb" zusammengefaßt.

Die beiden so definierten Variablen "Eintritt" und "Austritt" werden nun als abhängige Größen im Rahmen einer Probit-Schätzung analysiert. Da die Grenzwerte  $F^+$  und  $F^-$  aus den Gleichungen (1) und (2) nicht direkt geschätzt werden können, basieren die unten ausgewiesenen Ergebnisse auf jenen Probit-Schätzungen, die bei Verwendung einer "grid-search" Prozedur für  $F^+$  und  $F^-$  aus dem Intervall

$$[\bar{F}^+, \underline{F}^+] \text{ bzw. } [\bar{F}^-, \underline{F}^-]$$

5) Ferner kann die Nebenerwerbspartizipationsentscheidung von einem unterschiedlichen Nutzengewinn aus der agrarischen und nicht-agrarischen Tätigkeit beeinflusst sein, was ebenfalls eine asymmetrische Reaktion bei Lohnerhöhungen und -senkungen implizieren würde.

6) COGAN (1981) leitet die Likelihoodfunktion her, die einen, durch fixe Anpassungskosten bedingten, nicht-kontinuierlichen Verlauf der (sonst linearen) Arbeitsangebotsfunktion explizit berücksichtigt. Jedoch weist der Autor darauf hin, daß bei fehlenden Daten über die Höhe dieser fixen Kosten eine eindeutige Identifikation aller Parameterwerte nicht möglich und die von ihm beschriebene Vorgangsweise empirisch nicht von einem Modell mit nicht-linearer Arbeitsangebotsfunktion unterscheidbar ist.

7) Da die verwendete Datenbasis den (hypothetischen) Lohn im nicht-agrarischen Bereich weder für Voll- noch für Zu- und Nebenerwerbsbetriebe ausweist, muß diese Variable für jeden Landwirt unter Zuhilfenahme anderer Datenquellen (Mikrozensus 1983 und "Agrarzensus für Oberösterreich, 1989" geschätzt werden. Die Lohngleichung enthält das Niveau der allgemeinen Schulbildung, das Alter des Betriebsleiters, regionale Dummyvariablen sowie Interaktionseffekte zwischen Alter und allgemeiner Schulbildung als erklärende Variablen. Die Vorgangsweise bei der Schätzung des zu erwartenden Lohnes ist im Appendix ausführlich beschrieben.

den höchsten Wert der maximierten Log-Likelihoodfunktion (LLF) auswiesen<sup>8)</sup>.

Tabelle 3: Die Ergebnisse der Probit-Schätzung für die "Eintritts-" und "Austrittsentscheidung" von oberösterreichischen Landwirten

Unabhängige Variablen	Abkürzung	"Eintritt"		"Austritt"	
		Schätzwert [1]	(t-Wert)	Schätzwert [2]	(t-Wert)
Konstante	KONST	-1,159	(-4,54)	-4,745	(-19,26)
Änderung d. geschätzten Lohnes	$\Delta \ln(W_{86-90})$	0,147	(14,61)	1,298	(0,08)
Alter d. Betriebsleiterehepaars	ALTER <sub>86</sub>	0,073	(22,86)	-0,009	(-3,34)
Anzahl d. Personen im Haushalt	ANZP <sub>86</sub>	-0,006	(-0,73)	-0,056	(-4,39)
Änderg. d. Personenanzahl im Haush.	$\Delta ANZP_{86-90}$	0,010	(0,83)	-0,017	(-0,99)
Hofnachfolge zwischen 1980 u. 1985	HN <sub>80-86</sub>	0,349	(6,69)	0,134	(2,20)
Betriebsgröße	$\ln(FL_{86})$	-0,460	(-18,34)	0,561	(21,75)
Änderung der Betriebsgröße	$\Delta \ln(FL_{86-90})$	-0,675	(-9,73)	0,424	(5,29)
(Änderung der Betriebsgröße) <sup>3</sup>	$[\Delta \ln(FL_{86-90})]^3$	0,004	(0,86)	-0,010	(-2,80)
Stellenandrangsziffer 1982	SAZ <sub>82</sub>	0,014	(1,22)	-0,029	(-1,82)
Änderung d. Stellenandrangsziffer	$\Delta SAZ_{82-90}$	-0,002	(-0,17)	-0,035	(-2,07)
Region 1	R1	0,135	(1,76)	0,170	(1,43)
Region 2	R2	-0,028	(-0,54)	0,071	(0,95)
Region 3	R3	0,002	(0,03)	-0,068	(-0,77)
Region 4	R4	-0,039	(-0,77)	0,007	(0,11)
Region 7	R7	0,023	(0,53)	-0,063	(-1,04)
Zahl der Beobachtungen	N	12 829		19 287	
Log-likelihood	L( $\beta$ )	-4 642,4		-2 040,9	
Restricted Log-likelihood	L(0)	-5 340,1		-2 463,2	
Likelihood Ratio Test	LRT	1 395,4		844,5	
%-Korrekt im Gesamtdatensatz		86,5 %		97,2 %	
%-Korrekt in "Eintritt"/"Austritt" = 0		99,1 %		99,7 %	
%-Korrekt in "Eintritt"/"Austritt" = 1		12,2 %		1,1 %	

Als mögliche Bestimmungsgründe des Erwerbsstrukturwandels kommen eine Reihe von Faktoren in Betracht: (1) Persönliche Charakteristika des Betriebsleiters, wie z.B. dessen Alter sowie die Höhe des im nicht-landwirtschaftlichen Bereich erzielbaren Lohnes, (2) Charakteristika des Haushaltes, worunter beispielsweise die Zahl der Familienmitglieder fallen, (3) Merkmale des landwirtschaftlichen Betriebes, wie dessen Größe, Produktionsstruktur, Ausstattung mit Betriebsmitteln etc. sowie (4) "Makroökonomische" Faktoren wie die (Veränderung der) Arbeitsmarktsituation in der speziellen Region. Die Parameterwerte für beide Schätzungen sowie die Signifikanz der einzelnen Variablen ist aus Tabelle 3 abzulesen.

Tabelle 3 weist einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen der geschätzten Wachstumsrate des nicht-landwirtschaftlichen Lohnes ( $\Delta \ln(W_{86-90})$ ) und dem "Eintritt" in den Nebenerwerb aus. Als Schätzung mit dem höchsten Wert der maximierten Log-Likelihoodfunktion erweist sich jene Spezifikation mit einer Sprungstelle in der "Statusänderungsfunktion" bei einer Wachstumsrate der Löhne von 15,9 %, was nur knapp über dem Durchschnittswert der Wachstumsrate der Löhne für alle dieser Schätzungen liegt.

8) Als Intervallgrenzen dieser "grid-search" Prozedur

( $\bar{F}^+$ ,  $\underline{F}^+$  sowie  $\bar{F}^-$  und  $\underline{F}^-$ )

werden dabei die Maximal- und Minimalwerte der geschätzten Lohnänderung verwendet; die Prozedur läuft somit über das gesamte Spektrum der Lohnänderungen.

zugrundeliegenden landwirtschaftlichen Betriebe (von 14,7 %) liegt. Geringfügige Lohnsteigerungen führen demnach zu keinem Anstieg der Wechselwahrscheinlichkeit; bei Landwirten hingegen, die auf Grund ihres Alters bzw. ihrer Ausbildung von einem deutlichen Anstieg des erzielbaren Lohnes im nicht-agrarischen Bereich zwischen 1986 und 1990 ausgehen können, ist eine höhere Wechselwahrscheinlichkeit vom Voll- zum Zu- und Nebenerwerb zu beobachten.

Hingegen kann die Wachstumsrate der Löhne im Beobachtungszeitraum 1986 bis 1990 keinen signifikanten Beitrag für die Erklärung der beobachtbaren Unterschiede im "Exit"-Verhalten, also dem Wechsel vom Zu- und Neben- in den Vollerwerb leisten. Die geringe Signifikanz des Schätzers für  $\Delta \ln(W_{86-90})$  deutet bereits darauf hin, daß sich die maximierten Werte der Log-Likelihoodfunktion bei einer Variation des Parameters  $F^-$  nur geringfügig unterscheiden. Die hier ausgewiesene Schätzung mit dem höchsten Wert der LLF unterstellt eine Sprungstelle in der "Statusänderungsfunktion" bei einer Wachstumsrate der geschätzten Löhne von -11,4 %. Dieser Wert liegt deutlich unter der durchschnittlichen Wachstumsrate der Löhne in diesem Datensatz (von 14,7 %). Die Sprungstelle beim Wechsel vom Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb ist ausgeprägter als bei einem Wechsel in die umgekehrte Richtung. Hinsichtlich der Asymmetrie von Lohnänderungen legen die ausgewiesenen Ergebnisse somit eine stärkere Anpassung beim Übergang vom Haupt- in den Nebenerwerb als in die umgekehrte Richtung nahe.

Mit zunehmendem Alter des Betriebsleiterehepaars<sup>9)</sup> erwarten wir auf Grund der abnehmenden Risikobereitschaft der Wirtschaftssubjekte einen Rückgang der Wahrscheinlichkeit eines Erwerbsformenwechsels, was durch den negativen Einfluß der Variable ALTER<sub>86</sub> in Gleichung [2] bestätigt wird. Gleichung [1] hingegen zeigt einen signifikant positiven Schätzwert für diese Variable. Der Zusammenhang zwischen Alter und Erwerbswechselwahrscheinlichkeit entspricht somit nur bedingt unseren a-priori-Erwartungen (bzw. auch den empirischen Ergebnissen von GOULD und SAUPE, 1989)<sup>10)</sup>.

Ein signifikant negativer Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit des Wechsels vom Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb ist ausgeprägter als bei einem Wechsel in die umgekehrte Richtung. Hinsichtlich der Asymmetrie von Lohnänderungen legen die ausgewiesenen Ergebnisse somit eine stärkere Anpassung beim Übergang vom Haupt- in den Nebenerwerb als in die umgekehrte Richtung nahe.

Ein signifikant negativer Einfluß auf die Wahrscheinlichkeit des Wechsels vom Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb ist ausgeprägter als bei einem Wechsel in die umgekehrte Richtung.

9) Da das (quadrierte) Alter des Betriebsleiters bereits bei der Schätzung seines hypothetischen Lohnniveaus in die Lohngleichung Eingang findet, wird in Tabelle 3, um mögliche Multikollinearitätsprobleme zu vermeiden, das Mittel des Alters des Betriebsleiters und seiner Ehegattin verwendet. Wie verschiedene Schätzexperimente zeigen, sind die Ergebnisse stabil hinsichtlich dieser Variationen der Modellspezifikation.

10) Dabei ist jedoch anzumerken, daß ein Teilaspekt des erwarteten negativen Einflusses der Variablen ALTER<sub>86</sub> durch die im Appendix beschriebene Korrektur der Lohnvariable um die dem Landwirt im Erwerbsleben verbleibende Zeitspanne im Modell tatsächlich realisiert ist. Eine abschließende Quantifizierung dieses Zusammenhangs würde eine Simulationsanalyse erforderlich machen, was jedoch den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde.

erwerb ist auch für die Zahl der im landwirtschaftlichen Haushalt lebenden Familienangehörigen ( $ANZP_{86}$ ) zu beobachten. Eine Veränderung der Zahl der Familienmitglieder ( $\Delta ANZP_{86-90}$ ) leistet hingegen keinen Erklärungsbeitrag in dieser Gleichung. Keine der beiden Variablen kann ferner die Wahrscheinlichkeit des Wechsels vom Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb signifikant beeinflussen. Eine ausreichende Zahl der im landwirtschaftlichen Betrieb mithelfenden Familienangehörigen scheint demnach eine Voraussetzung für die Beibehaltung der Nebenerwerbstätigkeit zu sein (reduziert die Wahrscheinlichkeit des "Austritts" aus dem Zu- und Nebenerwerb). Ist diese Voraussetzung nicht gegeben, so ist tendenziell eine Aufgabe der Nebenerwerbstätigkeit beobachtbar.

Eine Interdependenz der Hofnachfolge- und Erwerbsentscheidung wird (trotz der zuvor beschriebenen "Bereinigung" des Datenmaterials) durch den signifikant positiven Einfluß der Variablen  $HN_{80-86}$  auf die Wechselwahrscheinlichkeit in beiden Gleichungen nahegelegt. Ein Wechsel in der Person des Betriebsleiters<sup>11)</sup> in dem der Analyseperiode vorangehenden Zeitraum von 1980 bis 1986 ( $HN_{80-86} = 1$ ) geht demnach mit einer höheren Wechselwahrscheinlichkeit der Erwerbsform in der Analyseperiode (von 1986 bis 1990) einher<sup>12)</sup>. Dies mag zumindest zum Teil durch eine höhere Risikobereitschaft des Hofnachfolgers begründet sein.

Einen sehr ausgeprägten Einfluß üben ferner Charakteristika des landwirtschaftlichen Betriebes wie dessen Ausgangsgröße (gemessen durch die "Reduzierte Landwirtschaftliche Nutzfläche",  $\ln(FL_{86})$ ) bzw. die Veränderung der Größe im Beobachtungszeitraum ( $\Delta \ln(FL_{86-90})$ ) aus. Ursprünglich große Betriebe wechseln signifikant weniger häufig in den Nebenerwerb als kleine Betriebe. Gleiches gilt für Betriebe mit unterschiedlichen Wachstumspfaden; schneller wachsende Betriebe wechseln weniger häufig in den Nebenerwerb als langsam wachsende oder gar schrumpfende Betriebe. Eine exakt umgekehrte Relation ist erwartungsgemäß für den Wechsel vom Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb zu beobachten. Betriebe mit einer besseren Flächenausstattung zum Ausgangszeitpunkt 1986 wechseln eher in den Vollerwerb, gleiches gilt für schneller wachsende Betriebe.

Makroökonomische Faktoren, wie die (Änderung der) Relation zwischen der Zahl der Arbeitslosen und der Zahl der offenen Stellen (Stellenandrangsziffer  $SAZ_{82}$  bzw.  $\Delta SAZ_{82-90}$ ) in der spezifischen Region des landwirtschaftlichen Betriebes weisen laut Tabelle 3 nur zum Teil einen signifikanten Einfluß auf die Änderung der Erwerbsstruktur aus. Ist die Stellenandrangsziffer in einer Region hoch bzw. nimmt während des Analysezeitraumes weiter zu, so weist Tabelle 3 eine Abnahme des Wechsels vom Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb aus. Eine Verschlechterung der regionalen Arbeitsmarktlage (bei gegebenen Löhnen) erhöht die zu erwartenden Suchkosten bei einer geplanten zusätzlichen Nebenerwerbstätigkeit, steigert damit den "Wert" bereits bestehender nicht-agrarischer Beschäftigung

11) Analog zur Vorgangsweise bei der "Bereinigung" des Datenmaterials gehen wir hier von einem Wechsel in der Person des Betriebsleiters aus, wenn das Alter des Betriebsleiters in den Erhebungen 1980 und 1986 um weniger als 2 Jahre gestiegen oder sogar gesunken ist.

12) Die Richtung der Kausalität wird hier durch die klare zeitliche Trennung der beiden Ereignisse definiert.

und reduziert somit die Neigung der Nebenerwerbslandwirte diese Erwerbsform aufzugeben und in den Vollerwerb zu wechseln.

Die in Tabelle 3 ausgewiesenen Teststatistiken erlauben eine Abschätzung des Erklärungs- bzw. Prognosegehaltes der beiden Gleichungen. Dabei ist festzuhalten, daß zwar der Wechsel vom Voll- in den Zu- und Nebenerwerb in akzeptabler Weise erklär- und prognostizierbar ist, daß sich jedoch der umgekehrte Vorgang an Hand der in Tabelle 3 ausgewiesenen Gleichung [2] nur sehr eingeschränkt nachvollziehen und damit prognostizieren läßt. Neben dem möglicherweise geringen Erklärungsgehalt der verwendeten exogenen Variablen bzw. der ungenügenden statistischen Erfassbarkeit weiterer relevanter Faktoren mag dies jedoch auch durch die Tatsache bedingt sein, daß die tatsächliche Zahl der beobachtbaren Wechsel vom Zu- und Neben- in den Vollerwerb in Relation zur Gesamtzahl der Beobachtungen mit 2,8 % relativ gering ist.

### 5 Schlußfolgerungen und mögliche Erweiterungen

Vielfach unbemerkt von einem auf aggregierter Ebene scheinbar kontinuierlich und gleichmäßig ablaufenden Wandel der Erwerbsform vom Voll- zum Zu- und Nebenerwerb zeigt die Auswertung von Paneldaten für mehr als 50 000 landwirtschaftliche Betriebe in Oberösterreich über einen Zeitraum von 10 Jahren eine wesentlich höhere Dynamik des Erwerbsstrukturwandels auf individueller Ebene. Der errechnete "Bruttowandel" ist hier nahezu doppelt so hoch als der "Nettoerwerbsstrukturwandel". Die Veränderung des Erwerbsstatus zwischen 1986 und 1990 läßt sich im Rahmen einer ökonomischen Analyse zumindest in Ansätzen auf Charakteristika des Betriebsleiters und des Haushaltes, auf die Gegebenheiten des landwirtschaftlichen Betriebes sowie auf makroökonomische Faktoren zurückführen. Grundsätzlich ist zu beobachten, daß der Wechsel vom Voll- in den Zu- und Nebenerwerb durch das ökonomische Modell zufriedenstellend abgebildet werden kann, während sich der Erwerbsstrukturwandel in der umgekehrten Richtung (aus dem Zu- und Nebenerwerb in den Vollerwerb) einer ökonomischen Analyse weitgehend entzieht. Dieses Ergebnis, sowie die Tatsache, daß sich die "Neigung" zum Statuswechsel als Folge von Lohnänderungen in beiden Schätzgleichungen ("Eintritt" und "Austritt") deutlich unterscheiden, weisen auf eine Asymmetrie in der Erwerbsentscheidung bei Lohnsteigerungen und -senkungen hin. Während Landwirte auf eine Erhöhung des erzielbaren Lohnes im nicht-agrarischen Bereich mit einem Wechsel in den Nebenerwerb reagieren, wird diese Erwerbsform bei einer Senkung des erzielbaren Lohnes nicht wieder zu Gunsten der Vollerwerbsbewirtschaftung verlassen. Die Erwerbsentscheidung ist als asymmetrisch und nicht vollständig reversibel zu bezeichnen.

Um über die Dynamik des Erwerbsstrukturwandels im Allgemeinen detailliertere Aussagen treffen zu können, wäre eine Erweiterung des vorliegenden Ansatzes in verschiedener Hinsicht anzustreben. Insbesondere kann die Erwerbsentscheidung des Betriebsleiters nicht unabhängig von anderen ökonomischen Entscheidungen im landwirtschaftlichen Haushalt und Betrieb betrachtet werden<sup>13)</sup>. In

13) Bereits in verschiedenen Arbeiten empirisch belegt ist beispielsweise die Interdependenz der Erwerbsentscheidung der beiden Ehegatten (vgl. HUFFMAN und LANGE, 1989). Um das empirische Modell möglichst einfach zu halten, wurde dieser Aspekt hier jedoch vernachlässigt.

der vorliegenden Arbeit wurde versucht, durch die Auswahl der Grundgesamtheit eine möglichst homogene Datenbasis zu

jedoch (selbst in diesem "bereinigten" Datensatz) durch den signifikanten Einfluß einer Variablen offensichtlich, die einen Betriebsleiterwechsel in der Vorperiode erfaßt. Im Rahmen eines bivariaten Modells ließen sich beide Entscheidungen (Hofnachfolge und Erwerbsentscheidung) simultan modellieren und damit die Interaktion zwischen beiden Vorgängen in das Modell integrieren. Ähnliches gilt für den Themenbereich der Größe bzw. dem Wachstum von Betrieben. Auch hier würde ein simultanes Modell detailliertere Einsichten in die Dynamik des erwerblichen Strukturwandels in Oberösterreich erlauben.

Tabelle 4: Die Ergebnisse der Probit-Schätzungen für die Berechnung der allgemeinen Schulbildung

Unabhängige Variablen	Abkürzung	Dummy für die allgemeine Ausbildung des Betriebsleiters			
		mittleres Niveau AA2		hohes Niveau AA3	
		Schätzwert	(t-Wert)	Schätzwert	(t-Wert)
Konstante	KONST	-1,397	(-5,46)	-2,911	(-4,04)
Dummy für die agrarspezifische Ausbildung					
niedriges Niveau	LA1	-0,829	(-7,24)	-0,751	(-2,16)
mittleres Niveau	LA2	-1,523	(-5,07)	-3,099	(-0,09)
hohes Niveau	LA3	0,781	(1,24)	4,682	(0,14)
Alter des Betriebsleiters	ALTER	0,076	(5,86)	0,066	(1,81)
(Alter des Betriebsleiters) <sup>2</sup>	(ALTER) <sup>2</sup>	-0,001	(-7,66)	-0,001	(-2,42)
Region 1	R1	0,312	(1,36)	0,743	(1,79)
Region 2	R2	-0,066	(-0,55)	0,355	(1,31)
Region 3	R3	0,265	(2,11)	0,009	(0,03)
Region 4	R4	-0,251	(-2,33)	0,049	(0,18)
Region 7	R7	-0,256	(-2,53)	0,202	(0,84)
Zahl der Beobachtungen	N	1 842		1 842	
Log-likelihood	L(β)	-762,3		-117,5	
Restricted Log-likelihood	L(0)	-861,4		-136,6	
Likelihood Ratio Test	LRT	198,2		38,2	
Likelihood Ratio Index	LRI	0,115		0,139	

Tabelle 5: Deskriptive Statistiken der für die ökonomische Analyse relevanten Daten

Variable	Symbol	Modell 1 ("Eintritt") N=12 829		Modell 2 ("Austritt") N=19 287	
		Mittelwert	Standardabw.	Mittelwert	Standardabw.
"Eintritt"		0,146			
"Austritt"				0,028	
Änderung des geschätzten Lohnes	$\Delta \ln(W_{86-90})$	3,045	2,739	2,578	2,736
Alter des Betriebsleiters	ALTER <sub>86</sub>	41,379	9,068	44,832	11,299
Anzahl der Personen im Haushalt	ANZP <sub>86</sub>	5,321	2,016	4,743	1,906
Änderg. d. Personenanzahl im Haush.	$\Delta ANZP_{86-90}$	-0,340	1,303	-0,469	2,040
Hofnachfolge zwischen 1980 u. 1986	HN <sub>80-86</sub>	0,185		0,183	
Betriebsgröße	$\ln(FL_{86})$	7,454	0,572	5,619	1,691
Änderung der Betriebsgröße	$\Delta \ln(FL_{86-90})$	-0,005	0,285	-0,048	0,451
Stellenandrangsziffer 1982	SAZ <sub>82</sub>	4,896	2,034	4,914	2,040
Änderung der Stellenandrangsziffer	$\Delta SAZ_{82-90}$	-1,005	1,949	-0,909	1,862
Region 1	R1	0,048		0,029	
Region 2	R2	0,162		0,143	
Region 3	R3	0,088		0,108	
Region 4	R4	0,232		0,192	
Region 7	R7	0,239		0,238	

**Bemerkungen:** Ein Wert von  $\Delta \ln(W_{86-90})$  von 3,045 impliziert bei einer verbleibenden Erwerbsdauer von durchschnittlich 22,2 Jahren (= 65 abzüglich dem Durchschnittsalter des Betriebsleiters von 42,8 Jahren) eine durchschnittliche Wachstumsrate der Löhne von 14,75%.

gewährleisten und insbesondere eine Überschneidung der Erwerbsentscheidung mit einer gleichzeitig stattfindenden Hofübergabe auszuschließen. Die Bedeutung der Hofnachfolge für die landwirtschaftliche Erwerbsentscheidung wird

gegenwärtigen Alter des Betriebsleiters ergibt) multipliziert.

### Appendix

Da der verwendete Datensatz keinerlei Informationen über das außer-landwirtschaftliche Einkommen der Nebenerwerbslandwirte bzw. den (hypothetisch) erzielbaren Lohn der Vollerwerbslandwirte enthält, mußte zur Berechnung der in Tabelle 3 ausgewiesenen Änderung des erzielbaren Lohnes im nicht-agrarischen Bereich ( $\Delta \ln(W_{86-90})$ ) folgendermaßen vorgegangen werden. Aus einer repräsentativen Umfrage unter 2 418 oberösterreichischen Landwirten im Jahr 1989 ("Agrarzensus") wurde mittels zweier Probit-Schätzungen ein statistischer Zusammenhang zwischen der agrar-spezifischen und der allgemeinen Schulbildung der oberösterreichischen Landwirte hergestellt. Mit diesen beiden Schätzgleichungen, die in WEISS (1994b) ausführlicher diskutiert werden, lassen sich Dummyvariablen für die allgemeine Schulbildung aller in der Bodennutzungs- und Arbeitskräfteerhebung aufscheinenden Landwirte hochrechnen (siehe Tabelle 4). Die so berechneten Schätzwerte können wiederum in eine aus den Daten des Mikrozensus 1983 geschätzte Humankapital-Lohnleichung eingesetzt werden, wodurch sich ein hypothetischer Lohn für alle Landwirte in den Jahren 1986 und 1990 berechnen läßt<sup>14</sup>). Die Lohnleichung enthält neben der allgemeinen Schulbildung das Alter des Betriebsleiters, regionale Dummyvariablen sowie Interaktionseffekte zwischen Alter und allgemeiner Schulbildung<sup>15</sup>).

Tabelle 5 schließlich zeigt die Ergebnisse einer deskriptiven Auswertung der verwendeten Daten.

14) Um für den ungleich langen Zeithorizont im weiteren Erwerbsleben von Landwirten unterschiedlichen Alters zu korrigieren, über den sie eine erfolgte Lohnerhöhung tatsächlich lukrieren können, wird die hochgerechnete Lohnänderung mit der verbleibenden Zeitspanne im Erwerbsleben (die sich aus der Differenz des gesetzlichen Pensionsalters und dem jeweiligen

15) Eine ausführlichere Beschreibung der Mikrozensus-Lohnleichung ist ebenfalls in WEISS (1994b) zu finden.

**Zusammenfassung**

Empirische Querschnittsanalysen des landwirtschaftlichen Arbeitsangebotes unterstellen implizit eine symmetrische und reversible Nebenerwerbsentscheidung. Dieser Beitrag analysiert dynamische Aspekte des landwirtschaftlichen Erwerbsverhaltens und widmet sich dabei insbesondere der empirischen Überprüfung der genannten Symmetrie- und Reversibilitätsannahme. Basierend auf Paneldaten von mehr als 50 000 landwirtschaftlichen Betrieben in Oberösterreich in den Jahren 1980, 1986 und 1990 erlaubt eine ökonomische Analyse des "Eintritts in den Nebenerwerb" sowie des "Austritts aus dem Nebenerwerb" einen Vergleich der Parameterwerte beider Gleichungen, woraus Rückschlüsse auf die Symmetrie und Reversibilität der Erwerbsentscheidung gezogen werden. Die ausgewiesenen Ergebnisse legen eine stärkere Anpassungsreaktion auf Lohnänderungen beim Übergang vom Haupt- in den Nebenerwerb als in die umgekehrte Richtung nahe, weshalb die Hypothese einer symmetrischen und reversiblen Erwerbsentscheidung empirisch nicht bestätigt werden kann.

**Summary: Symmetry and reversibility of off-farm employment - Evidence from Upper Austria"**

Economic models of labour participation behaviour using cross-section data implicitly assume a symmetrical and reversible adjustment behaviour. In this study a panel of more than 50 000 Upper Austrian farm households is used to examine dynamic aspects of farmers' off-farm labour supply. In particular we test whether the off-farm labour supply decision is symmetrical with respect to positive and negative wage changes. The estimation of separate entry and exit equations (explaining entry into and withdrawal from the off-farm labour market respectively) suggests that entry is more sensitive to wage changes than withdrawal from the off-farm labour market. The implicit assumption of a symmetrical and fully reversible off-farm participation decision necessarily made in cross-section studies thus cannot be supported with Upper Austrian data.

**Literaturverzeichnis**

BALMANN, A.: Ansätze zur Erklärung einer Dominanz und Persistenz "suboptimaler" Betriebsgrößenstrukturen in der Landwirtschaft.- Agrarwirt-

schaft 43 (1994), S. 227-236. - COGAN, J.F.: Fixed Costs and Labor Supply.- *Econometrica* 49 (1981), S. 945-963. - FÜRST, E.: Die oberösterreichische Landwirtschaft im Spannungsfeld von Strukturwandel und EG-Beitritt.- Amt der oberösterreichischen Landesregierung, Statistischer Dienst. Linz 1993. - GEBAUER, R.H.: Sozioökonomische Differenzierungsprozesse in der Landwirtschaft der Bundesrepublik Deutschland.- *Volks-wirtschaftliche Schriften*. Duncker & Humblot, Berlin 1988. - GOULD, B.W. und SAUPE, W.: Off-Farm Labour Market Entry and Exit.- *American Journal of Agricultural Economics* 71 (1989), S. 960-969. - HECKMAN, J.J. und WILLIS, R.J.: A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Woman.- *Journal of Political Economy* 85 (1977), S. 27-58. - HENRICHSMEYER, W. und WITZKE, H.P.: Agrarpolitik, Band 1, Agrarökonomische Grundlagen.- UTB. Eugen Ulmer, Stuttgart 1991. - HUFFMAN, W.E. und LANGE, M.D.: Off Farm Work Decisions of Husbands and Wives: Joint Decision Making.- *The Review of Economics and Statistics* 71 (1989), S. 471-480. - LONG, J.E. und JONES, E.B.: Labor Force Entry and Exit by Married Woman: A Longitudinal Analysis.- *The Review of Economics and Statistics* 62 (1980), S. 1-6. - PFAFFERMAYR, M., WEISS, C.R. und ZWEIMÜLLER, J.: Farm Income, Market Wages, and Off-Farm Labour Supply.- *Empirica* 18 (1991), S. 221-235. - SCHMITT, G.: Simon Kuznets' "Sectoral Shares in Labor Force": A Different Explanation of His (I+S)/A Ratio.- *The American Economic Review* 79 (1989), S. 1262-1276. - WEISS, C.R.: The Microdynamics of Farm Structural Change in Upper Austria: Some Descriptive Results.- mimeo, Universität Linz 1994a. - WEISS, C.R.: Symmetrie und Reversibilität der Nebenerwerbsentscheidung: Empirische Ergebnisse für Oberösterreich.- Diskussionspapier Nr. 33-W-94, Universität für Bodenkultur, Wien 1994b.

Verfasser: Univ.-Ass. Dr. CHRISTOPH R. WEISS, Institut für Volkswirtschaftslehre, Universität Linz, Altenbergerstr. 69, A-4040 Linz. 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 Mag. FRANZ HACKL, Mag. MICHAEL PFAFFERMAYR, Prof. Dr. GÜNTHER SCHMITT, Dr. WILLI SCHULZ-GREVE sowie den Teilnehmern der ÖGA Jahrestagung 1994 in Wien.

# Vorausschau auf den Rindermarkt

## Auswertung der Rinderzählung von Anfang Dezember 1994

EWALD BÖCKENHOFF UND EUGEN HEIM

### 1 Noch Rückgang der Rinderbestände

Das vorliegende Ergebnis der Viehzählung von Anfang Dezember 1994 weist für Deutschland insgesamt einen Bestand von 15,79 Mill. Rindern und Kälbern aus; dies entspricht einem Rückgang gegenüber dem Vorjahr um 0,7 % (vgl. Tabelle 1). Reduziert wurden insbesondere die Bestände an über 1 Jahr alten Schlachtfärsen (-17 %). Diese Bestandsgruppe ist heute mit 0,31 Mill. Stück nicht mehr halb so groß wie noch vor drei Jahren. Diese drastische Einschränkung dürfte sich teilweise dadurch erklären, daß die Rindermast insgesamt in den letzten fünf Jahren an Wirtschaftlichkeit verloren hat. Hiervon ist die Färsenmast besonders betroffen, da für Schlachtfärsen keine direkten Beihilfen gezahlt werden und weil die Färsenmast generell wegen des geringen Wachstumsvermögens gegenüber der Bullenmast benachteiligt ist. Der Bestand an Nutzfärsen überschritt das Vorjahresniveau geringfügig, und auch der Bullenbestand erreichte fast wieder die Vorjahreshöhe. Die Zahl der Kühe insgesamt war mit 5,83 Mill. Stück nur um 0,5 % niedriger als 12 Monate zuvor. Dabei stand allerdings einem Rückgang der Milchkuhbestände um 1,3 % eine Zunahme bei den Mutterkühen um reichlich 10 % gegenüber. Mit 0,49 Mill. Tieren ist der Mutterkuhbestand heute mehr als doppelt so hoch wie 1991. Inzwischen sind 8,4 % aller Kühe bereits Mutterkühe; 1991 lag dieser Anteil erst bei 3,8 %.

In den **neuen Bundesländern** wurde der Rinderbestand im letzten Jahr etwas schwächer eingeschränkt als im Westen. Mit 2,78 Mill. Stück ist er nur noch um 0,9 % geringer als vor einem Jahr; seit der Wende wurde der Rinderbestand damit auf knapp 50 % des damaligen Umfangs reduziert. Dieser Rückgang war jedoch in den einzelnen neuen Bundesländern sehr unterschiedlich, in Sachsen-Anhalt stehen nur noch reichlich 40 % des Ausgangsbestands und in Brandenburg und Thüringen noch fast 55 %. Im letzten Jahr hat auch in den neuen Bundesländern die Zahl der Schlachtfärsen erheblich abgenommen. Der Bestand an männlichen Tieren unterschritt den Vorjahresumfang nur schwach (vgl. Tabelle 1) und bei den Kälbern war eine deutliche Zunahme festzustellen. Überraschend ist jedoch der weitere Rückgang bei den Milchkuhen, zumal die Milchproduktion immer noch nicht die Garantiemenge erreicht. Der Mutterkuhbestand wurde stärker aufgestockt als in Deutschland insgesamt; mit 0,14 Mill. Tieren ist der Bestand dreimal so hoch wie 1991, und inzwischen sind 12 % des gesamten Kuhbestands Mutterkühe. Im Gegensatz zur Schweinehaltung ist bei den Rindern in den neuen Bundesländern eine weitgehende Stabilisierung festzustellen. Bemerkenswert ist, daß ein erheblicher Teil der dort anfallenden Schlachtrinder lebend nach Westdeutschland und in andere Länder versandt wird.