



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

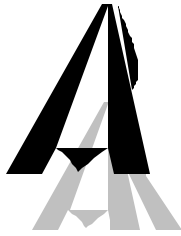
This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search
<http://ageconsearch.umn.edu>
aesearch@umn.edu

*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.*



AGRICULTURAL AND RESOURCE ECONOMICS
AGRAR- UND RESSOURCENÖKONOMIK

Discussion Paper
Diskussionspapier

97-02

**Analyse der Bestandsentwicklung
landwirtschaftlicher
Familienarbeitskräfte
in Westdeutschland**

Ferdinand Pavel

Ferdinand Pavel, cand.agr., ist Diplomand und studentische Hilfskraft am Institut für Agrarpolitik, Marktforschung und Wirtschaftssoziologie.

Institut für Agrarpolitik, Universität Bonn, Nußallee 21, 53115 Bonn, Germany

Phone: +49-228-732918

Fax: +49-228-9822923

E-mail: witzke@agp.uni-bonn.de

Die Serie "Agrar- und Ressourcenökonomik, Diskussionspapier" enthält Manuskripte, die (bisher) nicht anderweitig veröffentlicht wurden. Kommentare und kritische Anmerkungen sind jederzeit willkommen und sollten direkt den Autoren zugesandt werden. Alle Zitierungen bitte mit den Autoren absprechen!

Verantwortlich: Prof. Dr. W. Henrichsmeyer

Professur für Volkswirtschaftslehre, Agrarpolitik und Landwirtschaftliches Informationswesen

Editor: Thomas Heckeley, PhD.

Institut für Agrarpolitik, Universität Bonn, Nußallee 21, 53115 Bonn, Germany

Tel.: +49-228-732323

Fax: +49-228-9822923

E-mail: heckeley@agp.uni-bonn.de

Analyse der Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte in Westdeutschland

1 Einleitung	2
2 Mobilität landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte	4
2.1 Definition und Erscheinungsformen.....	4
2.2 Literaturübersicht.....	5
3 Quantitative Analyse	8
3.1 Datengrundlage.....	8
3.2 Struktur des Modells	11
3.3 Kohortenanalyse.....	12
3.3.1 Ergebnisse.....	14
3.4 Ökonometrisches Modell.....	20
3.4.1 Bestimmungsfaktoren und Hypothesen.....	21
3.4.1.1 Einkommensmöglichkeiten.....	21
3.4.1.2 Gesamtwirtschaftliche Entwicklung und Arbeitsmarktlage	26
3.4.1.3 Erwerbsverhalten.....	28
3.4.1.4 Interdependenzen zwischen Beschäftigungskategorien und Altersgruppen.....	29
3.4.1.5 Dynamik des Abwanderungsprozesses	30
3.4.2 Selektion und Spezifikation.....	32
3.4.3 Ergebnisse und Interpretation.....	33
3.4.3.1 Mobilität der vollbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte	33
3.4.3.2 Mobilität der vollbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräfte	36
3.4.3.3 Mobilität der teilbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte.....	38
3.4.3.4 Mobilität der teilbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräfte	40
3.4.3.5 Vergleich der Elastizitäten ausgewählter Bestimmungsfaktoren	44
4 Zusammenfassung	48

Analyse der Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte in Westdeutschland¹

Abstract

The purpose of this paper is to identify the explanatory variables of the changes of family labour in West German agriculture over the last thirty years. Labour stocks are distinguished into full and part time labour for both sexes separately.

Demographic influences imply quasi autonomous changes of labour stocks which are quantified using cohort analysis. The rates of change exceeding this quasi autonomous component are regressed on explanatory variables. The most significant influence is found for the expected incomes in agriculture, the opportunity costs of family labour and general labour market conditions.

Zusammenfassung

Ziel der Analyse ist es, die Bestimmungsgründe der Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte in Westdeutschland und deren Einfluß in den letzten dreißig Jahren darzustellen. Dabei erfolgt eine differenzierte Betrachtung für voll- und teilbeschäftigte sowie männliche und weibliche Arbeitskräfte.

Demographische Einflüsse führen zu einer quasi autonom ablaufenden Bestandsänderung, die im Rahmen einer Kohortenanalyse quantifiziert werden kann. Anschließend wird versucht, die über die demographische Komponente hinaus gehenden Änderungsraten in Abhängigkeit bestimmter Erklärungsvariablen ökonometrisch zu schätzen. Als statistisch signifikant erweist sich dabei vor allem der Einfluß der erwarteten landwirtschaftlichen Einkommen, der Opportunitätskosten landwirtschaftlicher Erwerbstätigkeit und der außerlandwirtschaftlichen Arbeitsmarktlage.

¹ Für kritische Hinweise und Hilfe bei der Datenaufbereitung zu diesem Papier bin ich Peter Witzke und anderen Mitarbeitern des Instituts für Agrarpolitik und der FAL Braunschweig-Völkenrode verpflichtet, auch wenn die Verantwortung für das Endergebnis bei mir verbleiben muß.

1 Einleitung

Der Bestand an Familienarbeitskräften in der Landwirtschaft ist in den vergangenen dreißig Jahren um 71% zurückgegangen. Dabei sank ihr Anteil an der Gesamtzahl der Erwerbspersonen in der Bundesrepublik Deutschland von 6,1% im Jahr 1965 auf 1,6% in 1994².

Derartige strukturelle Veränderungen des Agrarsektors kennzeichnen das Wachstum entwickelter Volkswirtschaften³. Ihre Ursachen liegen im abgeschwächten oder stagnierten Wachstum der Nahrungsmittelnachfrage sowie überdurchschnittlichen Raten an technischem Fortschritt, der die Angebotsmenge erhöht.

Im Zuge dieser strukturellen Anpassungsprozesse kommt der Anpassungsfähigkeit der Faktorbestände eine entscheidende Bedeutung im Hinblick auf eine, gemessen an den Entlohungsätzen in den übrigen Sektoren der Volkswirtschaft, angemessene Entlohnung der im Agrarsektor eingesetzten Produktionsfaktoren zu.

Trotz der erheblichen Abnahmen der Familienarbeitskräftebestände ergibt sich in diesem Zeitraum bei einem intersektoralen Vergleich der Einkommen auf Basis der Nettowertschöpfung zu Faktorkosten je Arbeitskraft, eine deutliche Disparität in Niveau und Entwicklung. Obgleich bei diesem Maßstab außer Acht bleibt, daß die Nettowertschöpfung zu Faktorkosten nicht allein auf den Faktor Arbeit bezogen werden kann, deutet diese Disparität darauf hin, daß „...in der Bundesrepublik im Sektor Landwirtschaft unterdurchschnittliche Arbeitseinkommen erzielt werden“⁴.

Im Gegensatz zur hieran gemessenen Disparität der sektoralen Faktoreinkommen entwickelt sich das verfügbare Einkommen der Landwirtehaushalte in etwa vergleichbar zu dem der übrigen Haushaltsgruppen (außer dem der Selbstständigenhaushalte), da innerhalb der Landwirtehaushalte der außerlandwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit eine immer größere Bedeutung, gemessen am Anteil am gesamten verfügbaren Bruttoeinkommen der Haushalte, zukommt⁵.

² Vgl. Pavel, F.: Analyse der Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Arbeitskräfte in Westdeutschland, Diplomarbeit, Universität Bonn, 1997, S. 3 sowie Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden, 1966, S.148 sowie 1996, S. 106.

³ Heidhues, T.: Voraussetzungen und Möglichkeiten einer Neuorientierung der Agrarpolitik. In: Heidhues, T., Schmitt, G. (Hrsg.): Zur Neuorientierung der Agrarpolitik, *Agrarwirtschaft*, Sonderheft 33 (1969), S. 6.

⁴ Henrichsmeyer, W., Witzke, H.P.: Agrarpolitik Band 1, Agrarökonomische Grundlagen, Stuttgart 1991, S. 145f.

⁵ Ebenda, S. 146ff.

Burose, C.: Bestimmungsgründe der Einkommen und der Einkommensstruktur der Landwirte-Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland von 1972 bis 1991, *Agrarwirtschaft*, Jg. 43 (1994), S. 351ff.

Der agrarstrukturelle Wandel vollzieht sich also in Form eines Nebeneinanders von Wachstum und Auflösung landwirtschaftlicher Betriebe einerseits, sowie der Zunahme des Anteils nichtlandwirtschaftlicher Einkommen am Gesamteinkommen landwirtschaftlicher Haushalte andererseits. Diese Form der Anpassung stellt eine wesentliche Voraussetzung für die nachhaltige Verbesserung der Einkommenssituation landwirtschaftlicher Haushalte dar⁶.

Neben dem Wandel der Beschäftigtenstruktur, also dem Anteil der in Landwirtschaft tätigen Familienarbeitskräfte an der Gesamtzahl der Erwerbspersonen, hat sich parallel ein demographischer Strukturwandel innerhalb der landwirtschaftlichen Bevölkerung ereignet, dessen Ergebnis eine relative Überalterung ist. Diese wirkt sich direkt auf die zukünftige Arbeitseinsatzentwicklung und damit auch auf den Betriebsstrukturwandel im Generationenwechsel aus⁷.

Soll gemäß der Zielsetzung des Landwirtschaftsgesetzes (LwG) von 1955 „... die soziale Lage der in der Landwirtschaft tätigen Menschen an die vergleichbarer Berufsgruppen angeglichen werden“⁸, dann ist für die Beurteilung des Handlungsbedarfes und der Ansatzpunkte (agrar)politischer Maßnahmen die Kenntnis der Bestimmungsfaktoren der nicht demographisch bedingten Anpassungsreaktionen, also der *Mobilität* landwirtschaftlicher Beschäftigter von großer Bedeutung.

Zu Beginn der Arbeit wird der Begriff der *Mobilität* der Arbeitskräfte definiert und die verschiedenen Erscheinungsformen beschrieben, sowie in exemplarischer Weise eine Übersicht über die zu diesem Thema verfügbare Literatur gegeben.

Entsprechend der Zielsetzung dieser Arbeit werden in der quantitativen Analyse zuerst die demographisch bedingten Änderungsraten durch eine Kohortenanalyse isoliert. Die darüber hinausgehenden Änderungsraten werden zu Mobilitätskomponenten aggregiert. In einem anschließenden ökonomischen Modell wird versucht, diese in Abhängigkeit der potentiellen Erklärungsvariablen zu schätzen, um Aussagen über Höhe und Bestimmungsfaktoren der Anpassungsreaktionen der Arbeitskräftebestände in dem der Untersuchung zugrunde liegenden Zeitraum machen zu können.

⁶ Henrichsmeyer, W.: Auswirkungen der „neuen EG-Agrarpolitik“ auf die deutsche Landwirtschaft, *Bericht über Landwirtschaft*, Jg. 65 (1986), S. 365.

⁷ Braun, J. v.: Analyse und Projektion der Arbeitskräfteentwicklung in der Landwirtschaft der Bundesrepublik Deutschland, *Agrarwirtschaft*, Sonderheft 77, S. 6.

⁸ §1 LwG.

2 Mobilität landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte

2.1 Definition und Erscheinungsformen

Die Abgrenzung des Begriffs der *Mobilität* erfolgt nach der folgenden Definition⁹:

„*Mobilität bezeichnet zunächst formal den Wechsel eines Individuums, eines Faktors oder der Nutzung eines Faktors zwischen definierten Klassen eines Systems*“.

Soll mit dieser Definition der Begriff der Mobilität in den weiteren Ausführungen beschrieben werden, dann ist es erforderlich, die relevanten Klassen des Systems näher zu definieren. Die Klassenbildung kann in Abhängigkeit des jeweiligen Untersuchungsschwerpunktes zwischen verschiedenen Regionen, Sektoren oder Betriebsgruppen erfolgen. Dementsprechend lassen sich räumliche, intersektorale und intrasektorale Mobilität unterscheiden¹⁰.

Im Hinblick auf die untersuchungsrelevante Fragestellung ist ausschließlich die intersektorale Mobilität von Bedeutung, da diese Komponente die Wechselbeziehungen der Beschäftigtenbestände in verschiedenen Sektoren beschreibt. Die Definition der einzelnen Klassen des Systems erfolgt in dieser Arbeit auf hoch aggregierter Ebene, wobei lediglich zwischen einem landwirtschaftlichen und einem außerlandwirtschaftlichem Sektor, dem *Gewerbe*, differenziert werden soll. Als weitere Klasse ist die der *Nichtbeschäftigung* im landwirtschaftlichen Betrieb hinzuzufügen, die zum einen die ausschließlich im Haushalt beschäftigten Familienarbeitskräfte, zum anderen natürliche Abgänge aus der Erwerbstätigkeit durch Tod und Frühinvalidität sowie Ruhestandseintritte umfaßt¹¹.

In Anlehnung an *Hathaway* (1967) kann die intersektorale Mobilität in drei Erscheinungsformen unterteilt werden¹²:

⇒ *Mobilität im Generationenwechsel*

⁹ Hanf, C.H., Doppler, W.: Zum derzeitigen Stand der angewandten Mobilitätsforschung. In: Schmitt, G. (Hrsg.): *Mobilität der landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren und regionale Wirtschaftspolitik*, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 9, München 1972, S. 200.

¹⁰ Berg, E.: Ein Simulationsmodell zur Darstellung der Arbeitskräfte- und Flächenmobilität in der Landwirtschaft, Habilitationsschrift, Universität Bonn 1979, S. 8f.

¹¹ Berg, E.: Ein Simulationsmodell ..., a.a.O., S. 8f.

¹² Hathaway, D.E.: *Occupational Mobility from the Farm Labour Force*. In: Bishop, C.E.: *Farm Labour in the United States*, New York, London 1967, S. 71ff.

Umfaßt die natürlichen Abgänge in die Nichtbeschäftigung sowie Zugänge von Berufsanfängern.

⇒ *sukzessiver oder teilweiser Tätigkeitswechsel*

Erfolgt als Aufnahme einer außerlandwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit zusätzlich zur landwirtschaftlichen und äußert sich daher in einer Verschiebung der Relation von Vollerwerbs- zu Nebenerwerbsbetrieben.

⇒ *direkter und vollständiger Tätigkeitswechsel*

Beinhaltet bedingt durch die Familienarbeitsverfassung zumeist auch die Aufgabe des landwirtschaftlichen Betriebes¹³.

2.2 Literaturübersicht

In diesem Abschnitt sollen einige vergleichbare Arbeiten und deren Ergebnisse vorgestellt werden.

Braun (1979)¹⁴ versucht in einer für die weiteren Arbeiten auf diesem Gebiet richtungsweisenden Art, die Bestimmungsfaktoren der Veränderung der Arbeitskräftebestände in der Bundesrepublik zu ermitteln. Dazu verwendet er ein kombiniertes demographisches/ökonomisches Modell, um sowohl demographisch als auch ökonomisch bedingte Änderungsraten zu berücksichtigen. Die demographische Analyse erfolgt als Kohortenanalyse, die ökonomische mit einer Least-Squares-Schätzung. Insgesamt wird ein Großteil der beobachteten Veränderungen durch demographische Komponenten erklärt. Die darüber hinausgehenden Mobilitätsraten werden in einem rekursiven Mehrgleichungsmodell geschätzt. Um die unterschiedliche Berufswchselbereitschaft in Abhängigkeit des Alters zu berücksichtigen wird für Männer und Frauen sowie Voll- und Teilbeschäftigte in jeweils drei Gleichungen die Mobilität der 15-24jährigen („Berufseintritt“), der 25-54jährigen („Berufswchsel“) und die der 55jährig und älteren („Ruhestandseintritte“) geschätzt.

Interdependenzen zwischen den einzelnen Beschäftigungskategorien, insbesondere der Voll- und Teilbeschäftigung, werden durch die rekursive Mehrgleichungsstruktur berücksichtigt. Das Modell startet mit dem Schätzen der Mobilität der männlichen vollbeschäftigten Arbeitskräfte.

¹³ Berg, E.: Ein Simulationsmodell ..., a.a.O., S. 10.

¹⁴ Braun, J.v.: Analyse und Projektion ..., a.a.O.

Statistisch signifikante Erklärungsbeiträge liefern vor allem die Variablen „Arbeitsmarktanspannung“ (Zahl der Arbeitslosen je offene Stelle), „Wirtschaftliches Klima“, „landwirtschaftliches Reineinkommen“ und „Arbeitnehmerverdienste“.

Peters (1985)¹⁵ analysiert die Einflüsse der Agrarpolitik auf die Agrarstruktur, gemessen an den Veränderungen der Arbeitskräftebestände. Er ermittelt signifikante Beziehungen zwischen den absoluten Beständen und dem außerlandwirtschaftlichen Lohn, der Situation am außerlandwirtschaftlichen Arbeitsmarkt und der Abweichung der agrarpolitisch beeinflussten Produktpreise von den marktwirtschaftlich determinierten. Zur Berücksichtigung der demographischen Verminderung wird der Anteil der 55 Jahre und älteren Personen als erklärende Variable berücksichtigt, ist jedoch nicht in allen Gleichungen signifikant.

Eine ökonometrische Analyse des gesamten landwirtschaftlichen Arbeitsmarktes in den USA führt *Barkley* (1990) durch¹⁶. In seinem Schätzmodell versucht er die Änderungsraten der Bestände landwirtschaftlicher Arbeitskräfte und Betriebsleiter in Abhängigkeit von für den Arbeitsmarkt relevanten Variablen zu bestimmen. Als solche ermittelt er die realen Preise landwirtschaftlicher Nutzflächen, die Zahl der Arbeitslosen, staatliche Transfers, die Zahl der Arbeitskräfte im außerlandwirtschaftlichen bezogen auf die im landwirtschaftlichen Bereich als Maß für die Aufnahmefähigkeit des außerlandwirtschaftlichen Sektors sowie die Relation der landwirtschaftlichen- zu den außerlandwirtschaftlichen Einkommen, gemessen als Relation der Wertschöpfung je Arbeitskraft und alternativ als Anteil der verfügbaren Einkommen landwirtschaftlicher Arbeitskräfte an dem der Außerlandwirtschaftlichen.

Gale (1993)¹⁷ versucht mit einem ökonometrischen Ansatz den starken Rückgang der Berufseintritte in die Landwirtschaft der USA (30% bei 25-34-jährigen und 50% bei Landwirten unter 25 Jahren) zu analysieren, und dabei insbesondere den Anteil der Rückgänge, der ökonomisch bedingt über den demographischen Einfluß hinaus geht, zu ermitteln. Er ermittelt signifikante Beziehungen zwischen den zukünftig erwarteten Einkommen, dem realen Zinssatz, dem Bodenpreis land-

¹⁵ Peters, W: Einflüsse der Agrarpolitik auf die Agrarstruktur. Arbeitsbericht aus dem Institut für Strukturforschung der FAL Völckenrode. In: Berichte über Landwirtschaft, Bd. 63 (1985), S. 187-210.

¹⁶ Barkley, P.A.: The Determinants of the Migration of Labour out of Agriculture in the United States, 1940-85. In: American Journal of Agricultural Economics, Vol. 72 (1990), S.567-573.

¹⁷ Gale, F.G.: Why did the number of Young Farm Entrants decline? In: American Journal of Agricultural Economics, Vol. 75 (1993), S. 138-146.

wirtschaftlicher Nutzflächen sowie der Anzahl der jungen Familienangehörigen amerikanischer Landwirtehaushalte, also der potentieller Landwirte als demographische Komponente, und der Wahrscheinlichkeit für einen Berufseintritt in die Landwirtschaft.

Im Zuge der steigenden Arbeitslosigkeit in ihren Mitgliedsländern hat auch die *OECD* (1994)¹⁸ eine Studie in Auftrag gegeben, in welcher der Einfluß makroökonomischer Variablen auf die Arbeitskräftebestände in der Landwirtschaft geschätzt werden soll. Die Schätzungen führen jedoch bei einem Großteil der berücksichtigten Variablen zu nicht signifikanten Ergebnissen. Für die Bundesrepublik hat lediglich der Einfluß des außerlandwirtschaftlichen Lohnsatzes und der Realzinsen ein ausreichendes Signifikanzniveau. Einschränkend wird jedoch angemerkt, daß bei den zugrunde liegenden Daten weder nach dem Alter noch nach deren Bildungsniveau oder Beschäftigtenkategorien unterschieden wird. Als Ursache für den scheinbar geringen Einfluß der makroökonomischen Variablen auf die Entwicklung der Beschäftigtenbestände werden bestimmte Präferenzen sowie der mögliche Verlust landwirtschaftlichen Humankapitals genannt. Wenn jedoch zukünftige Entwicklungen „...were to be accompanied by upward pressure on non-agricultural wages, then an outflow of farm workers (especially of hired farm workers) might occur in some countries, even in the short-run.“¹⁹.

Im Widerspruch zu der Studie der *OECD* versuchen *Schmitt* und *Andermann* (1995)²⁰ die Änderungsraten der Arbeitskräftebestände in der Bundesrepublik in Abhängigkeit makroökonomischer Variablen zu bestimmen. Die Autoren schätzen die Veränderung der Erwerbstätigen in der Landwirtschaft, unterteilt in verschiedene Beschäftigungskategorien, sowie die gesamte Arbeitsleistung. Dabei erweisen sich der Bruttostundenverdienst in der Industrie, die Anzahl der offenen Stellen und der Erwerbstätigen, die landwirtschaftlichen Input und Outputpreise sowie die Brutto- und Nettowertschöpfung in der Landwirtschaft als signifikante Erklärungsvariablen. Interdependenzen zwischen verschiedenen Beschäftigtenkategorien werden durch Einbeziehung der Änderungsraten als Erklärungsvariable für eine andere Beschäftigtenkategorie abgebildet.

¹⁸ OECD: Farm Employment and Economic Adjustment. Paris 1994, S. 50ff und 197ff.

¹⁹ Ebenda, S. 54.

²⁰ Schmitt, G., Andermann, G.: Die Bestimmungsgründe des agrarstrukturellen Anpassungsprozesses in der Bundesrepublik Deutschland 1960 bis 1992: Eine quantitative Analyse der Entwicklung des landwirtschaftlichen Arbeitseinsatzes. Institut für Agrarökonomie der Universität Göttingen, Diskussionsbeitrag 9504, Göttingen 1995.

Diese Auswahl verschiedener Analysen verdeutlicht, daß der Versuch, die Änderungsraten der Beschäftigtenbestände in der Landwirtschaft mit ökonomischen Variablen zu erklären, in der Vergangenheit bereits mehrmals erfolgreich durchgeführt werden konnte. Derartige Untersuchungen beschränken sich dabei keinesfalls nur auf die Bundesrepublik Deutschland oder andere Europäische Länder. Die Ergebnisse sind um so plausibler, je detaillierter unterschiedliche Beschäftigungskategorien, das Alter der Beschäftigten und demographische Einflüsse durch die Modellstruktur berücksichtigt werden können. Den in diesem Sinne umfangreichsten Versuch stellt die Analyse durch v. *Braun* dar. In Anlehnung an seine Vorgehensweise wird daher eine ähnliche Modellstruktur gewählt.

3 Quantitative Analyse

3.1 Datengrundlage

Der quantitativen Analyse liegen Angaben des statistischen Bundesamtes zugrunde²¹. In dieser Erhebung gelten als Familienarbeitskräfte „Betriebsinhaber und ihre auf dem Betrieb lebenden Familienangehörigen, die während des Berichtszeitraums in den für die Darstellung der Ergebnisse zugrundegelegten Arbeitsbereichen

⇒ landwirtschaftlicher Betrieb

⇒ landwirtschaftlicher Betrieb einschließlich Haushalt des Betriebsinhabers

beschäftigt sind.²² Die ausgewiesenen Bestände werden entsprechend der Definition in „im Betrieb einschließlich Haushalt beschäftigt“ und „ausschließlich mit betrieblichen Arbeiten beschäftigt“, sowie zusätzlich in „Vollbeschäftigt“ und „Teilbeschäftigt“ unterteilt. Vollbeschäftigt im Sinne der Erhebung sind Familienarbeitskräfte, wenn sie „im ... landwirtschaftlichen Betrieb ... in jeder der vier Wochen

²¹ Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): Fachserie B (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei), Reihe 5, II. Arbeitskräfte, Jahrgänge 1964/65 bis 1974. - Fachserie 3 (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei), Reihe 2.2, Arbeitskräfte, Jahrgänge 1975 bis 1995.

²² Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): Fachserie 3 (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei), Reihe 2.2, Arbeitskräfte, 1995, S.15.

des Berichtszeitraums 42 ... oder mehr Stunden beschäftigt sind“: Als Teilbeschäftigte werden „Familienarbeitskräfte ..., die die Mindestzahl der für vollbeschäftigte Arbeitskräfte gültige Anzahl der Wochen und Stunden nicht erreichen“²³, bezeichnet.

Zusätzlich erfolgt eine getrennte Zählung für männliche und weibliche Familienarbeitskräfte, „Familienarbeitskräfte zusammen“ sowie für die Altersgruppen der 15-19-jährigen (bzw. bis einschließlich 1978 14-19-jährige), 20-24-jährigen, 25-34-jährigen, 35-44-jährigen, 45-54-jährigen, 55-59-jährigen, 60-64-jährigen, 65-69-jährigen und der 70 Jahre und älteren Familienarbeitskräfte.

Bei den männlichen Familienarbeitskräften erweisen sich die Unterschiede zwischen Beschäftigten „im Betrieb einschließlich Haushalt“ und „ausschließlich mit betrieblichen Arbeiten beschäftigt“ als sehr gering. Für die weiblichen Haushaltsangehörigen trifft dies allerdings nicht zu. Bezüglich der Zielsetzung dieser Arbeit ist insbesondere die Arbeitsallokation zwischen landwirtschaftlicher und nichtlandwirtschaftlicher Tätigkeit von Interesse. Daher beschränken sich die weiteren Ausführungen auf die Gruppe der „ausschließlich mit betrieblichen Arbeiten“ beschäftigten Familienarbeitskräfte, die nachfolgend vereinfachend nur noch als „vollbeschäftigt“ bzw. „teilbeschäftigt“ bezeichnet werden.

Die so gegliederten Daten wurden von 1979 bis 1993 jährlich erhoben. Für die übrigen Jahre fanden die Erhebungen nur in unregelmäßigen Abständen statt²⁴. Infolgedessen erscheint es zunächst sinnvoll, die Untersuchung auf einen Zeitraum von 1979 bis 1995 zu beschränken. Da jedoch insbesondere die Berücksichtigung der deutlich größeren Varianzen der Mobilitätsreihen sowie der arbeitsmarktrelevanten Zeitreihen in den 60er und anfangs der 70er Jahre für die Analyse von großer Bedeutung sein dürfte, wurde der Untersuchungszeitraum bis 1965 zurück ausgedehnt.

Die Erhebungen erstrecken sich auf jeweils einen Monat bzw. auf vier aufeinanderfolgende Wochen, „weil dieser Zeitraum einerseits noch vom Auskunftspflichtigen hinreichend überblickt werden kann und sich andererseits kurzfristige Anomalien (z. B. durch Witterung, Arbeitsspitzen und -täler, Krankheits- oder Urlaubszeiten) kaum noch auf Ergebnisse für diese Zeitspanne auswirken, so daß die Antwortgenauigkeit für diese Zeitspanne in aller Regel relativ am größten ist“²⁵. Der

²³ Ebenda, S.16.

²⁴ Genauere Angaben zu den einzelnen Berichtszeitpunkten finden sich z. B. bei: Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): Fachserie 3, Reihe 2.2, Arbeitskräfte, 1979, S.5.

²⁵ Dennukat, G., Haßkamp, H.: Die Landwirtschaftszählung 1971, *Wirtschaft und Statistik*, 1971, H. 5, S. 277.

Großteil der Angaben erfolgt bezogen auf den Berichtsmonat April, da dieser „für die überwiegende Mehrzahl der Betriebe in seinen Arbeitsverhältnissen annähernd dem Jahresdurchschnitt entspricht“²⁶. Allerdings erfolgten aus technischen Gründen nicht alle Erhebungen für den Berichtsmonat April.

Die Schätzungen der fehlenden Angaben für den Monat April erfolgte je nach der Verfügbarkeit der Daten entweder als Trendschätzung unter Einbeziehung der Saisonfigur der Beschäftigtenbestände im Wirtschaftsjahr, durch Berücksichtigung der in Arbeitskräfteeinheiten (AKE) gemessenen Arbeitsleistung sowie der Entwicklung der Betriebsstruktur oder (wenn vorhanden) durch Übertragung der Altersstruktur für ein anderes Quartal im gleichen Wirtschaftsjahr, korrigiert in Abhängigkeit der Entwicklung der Gesamtbestände in den jeweiligen Berichtsmonaten²⁷.

Für die Jahre 1956 und 1967 liegt eine Altersgliederung nur für Familienarbeitskräfte, die "im Betrieb einschließlich Haushalt" beschäftigt sind, vor. Diese Altersgliederung wurde vorerst vereinfachend auf die Gesamtbestände der "ausschließlich mit betrieblichen Arbeiten beschäftigten" Familienarbeitskräfte übertragen. Zur Kontrolle der Übertragbarkeit der Altersstruktur wurde dieses Verfahren auch in späteren Jahren durchgeführt und die Ergebnisse mit den tatsächlich beobachteten Beständen verglichen. Dabei zeigte sich, daß die Annahme für die männlichen Familienarbeitskräfte durchaus plausibel ist. Bei den weiblichen, insbesondere den teilbeschäftigten, führte sie allerdings zu deutlichen Knicken in den Zeitreihen sowie zu verzerrten Parametern. Mangels alternativer Möglichkeiten mußte daher auf eine Berücksichtigung der Bestände weiblicher Familienarbeitskräfte vor 1970 vorerst verzichtet werden, so daß die Analyse der Bestandsentwicklung weiblicher Familienarbeitskräfte erst ab 1970, die der männlichen bereits ab 1965 erfolgen kann.

Die Erfassungsbereiche der in der Statistik ausgewiesenen Arbeitskräftebestände sind im Untersuchungszeitraum mehrmals geändert worden. In dieser Arbeit wurde nach ersten Schätzungen weder bei der Senkung der Mindestarbeitsleistung für Vollbeschäftigte von 45 auf 42 Stunden, noch bei der Senkung der unteren Grenze der erfaßten Betriebe von 2 auf 1 ha von signifikanten Auswirkungen auf die Vergleichbarkeit der Daten aus gegangen.

²⁶ Ebenda, S. 277.

²⁷ Vgl. zu den einzelnen Vorgehensweisen: Pavel, F.: Analyse der Bestandsentwicklung ..., S. 23 ff. Die Ergebnisse dieser Berechnungen können beim Institut für Agrarpolitik, Marktforschung und Wirtschaftssoziologie angefordert werden.

Die bis einschließlich 1978 in der jüngsten Altersgruppe mit erfaßten 14-jährigen Familienarbeitskräfte wurden gemäß ihrem Anteil bei der Landwirtschaftszählung 1971 abgespalten.

Für die Kohortenanalyse war es erforderlich, die einzelnen Kohortenbestände in Jahrgangsbestände zu dissaggregieren, da die hier benötigten Wahrscheinlichkeiten ebenfalls jahrgangsspezifisch angegeben sind. Dazu wurde zwischen den jeweils mittleren Jahrgängen benachbarter Kohorten linear interpoliert unter der Restriktion, daß die Summe der so berechneten Jahrgangsbestände jeder Kohorte dem statistisch ausgewiesenen bzw. geschätzten Wert entsprechen muß, sowie eines stetigen Verlaufs der Interpolationsfunktion²⁸.

3.2 Struktur des Modells

Umfang, Zusammensetzung und räumliche Verteilung einer Bevölkerung ändern sich durch demographische Prozesse wie Sterblichkeit, Fruchtbarkeit sowie Wanderungen im weitesten Sinne, einschließlich sozialer, beruflicher, räumlicher und sektoraler Mobilität²⁹. Eine *stabile Bevölkerung* im Sinne der Bevölkerungslehre ist dabei durch konstante *Abgangs-*, jedoch sich im Zeitablauf ändernde *Zuwachsraten* gekennzeichnet. Wenn bei einer solchen Bevölkerung langfristig die Abnahmeraten die Zuwächse übersteigen, der Gesamtbestand also schrumpft, dann bildet sich eine zwiebelförmige Struktur der Alterspyramide heraus³⁰.

Diese Gedanken können auf den Bestand der Familienarbeitskräfte übertragen werden:

Die Veränderung des Gesamtbestandes wird durch folgende, in ihrer Ausprägung altersabhängige Komponenten verursacht³¹:

⇒ *Berufseintritt*, insbesondere bei den jüngeren Jahrgängen

⇒ *Berufswechsel* in andere Sektoren

⇒ *Ausscheiden* im höherem Alter

⇒ *Invalidität* und *Tod*.

²⁸ Weitere Hinweise zu dem Interpolationsverfahren finden sich ebenfalls in der auf Anfrage verfügbaren Excel-Datei.

²⁹ Braun, J. v.: Analyse und Projektion..., a. a. O., S. 49.

³⁰ Ebenda, S. 55.

³¹ Henrichsmeyer, W., Witzke, H. P.: Agrarpolitik ..., a.a.O., S. 352.

Die Altersgliederung der landwirtschaftlichen Familienarbeitskräfte weist bekanntlich eine überalterte (zwiebelförmige), und seit den 80er Jahren zusätzlich schiefe Struktur zugunsten der älteren Jahrgänge auf. Wenn eine Bevölkerung langfristig eine solche Altersstruktur hat, dann hält die Bestandsverminderung mittelfristig selbst bei ansteigenden Zunahmeraten an, so lange diese die Abnahmen nicht überkompensieren³². Für die landwirtschaftlichen Arbeitskräftebestände bedeutet dies, daß es sich zwar bei dem größeren Teil der Bestandsänderungen um Abnahmeraten, häufig infolge der Altersstruktur im Rahmen des Generationenwechsels, handeln dürfte, dabei aber nicht auszuschließen ist, daß gleichzeitig auch gegenläufige Raten bei Berufseintritt und -wechsel erfolgt sein könnten. Zur Quantifizierung der einzelnen Flußgrößen wird an dieser Stelle auf das Konzept der Kohortenanalyse zurückgegriffen, das es ermöglicht, sowohl die Größenordnung der altersstrukturbedingten Bestandsänderungen als auch die darüber hinausgehenden Mobilitätskomponenten für Beschäftigten- sowie Altersgruppen isoliert zu betrachten³³.

Im anschließenden ökonomischen Modell sollen die Größenordnungen der einzelnen Mobilitätskomponenten in Abhängigkeit exogener Bestimmungsfaktoren (z. B. Einkommensentwicklung, Arbeitsmarktlage, allgemeines Erwerbsverhalten) erklärt werden.

3.3 Kohortenanalyse

Das Ziel der Kohortenanalyse ist die Offenlegung der Flußgrößen, die zu Veränderungen der Beschäftigtenbestände geführt haben. Zentrales Ergebnis ist dabei die Isolierung der demographisch bedingten Bestandsveränderung (Abgänge durch Invalidität und Tod), sowie die Identifizierung der tatsächlichen Mobilitäten (Berufseintritt, Berufswechsel, altersbedingtes Ausscheiden).

Autonome Verminderung durch Erwerbsunfähigkeit und Tod.

In dieser Kategorie wird die Größenordnung der demographisch bedingten Bestandsveränderung quantifiziert. Dazu werden die Jahrgangbestände mittels Überlebens- und

³² Braun, J. v.: Analyse und Projektion..., a. a. O., S. 54.

³³ Vgl. zur Kohortenanalyse ebenda, S. 60ff.

Erwerbsfähigkeitswahrscheinlichkeiten³⁴ um ein Jahr fortgeschrieben, d. h. um erwartete Invaliditäts- und Todesfälle bereinigt (*bereinigter Bestand*). Die *autonome Verminderung* berechnet sich als Differenz aus dem erwarteten Bestand eines Altersjahrgangs im Jahr t und dem beobachteten Bestand des gleichen Altersjahrgangs im Vorjahr ($t-1$):

$$(1) \quad aV_{x/t-1,t} = berB_{x,t} - B_{x,t-1} \\ = B_{x-1,t-1} \times \ddot{u}_{x-1} \times e_{x-1} - B_{x,t-1}$$

mit: $aV_{x/t-1,t}$ autonome Verminderung des Bestandes im Alter x von ($t-1$) nach t

$B_{x,t-1}$ beobachteter Bestand im Alter x und Jahr $t-1$

$berB_{x,t}$ bereinigter Bestand im Alter x und Jahr t

\ddot{u}_{x-1} Wahrscheinlichkeit, in einem Jahr vom Alter $(x-1)$ zum Alter x zu überleben

e_{x-1} Wahrscheinlichkeit, in einem Jahr vom Alter $(x-1)$ zum Alter x erwerbsfähig zu bleiben

Tatsächliche Mobilität

Als arbeitsmarktrelevante Mobilität wird die über die demographisch bedingte Komponente hinausgehende Bestandsänderung definiert. Aus dem zugrunde liegenden Datenmaterial folgt deren Berechnung durch folgende Beziehung:

$$(2) \quad M_{x,t} = B_{x,t} - berB_{x,t} \\ = B_{x,t} - B_{x-1,t-1} \cdot \ddot{u}_{x-1} \cdot e_{x-1}$$

mit $M_{x,t}$ Mobilität des Bestandes im Alter x und Jahr t

Die Mobilitäten jedes einzelnen Jahrgangs werden in der Kohortenanalyse sowie dem daran anschließenden ökonometrischen Modell zu den folgenden Aggregaten zusammengefaßt:

"Mobilität der potentiellen Berufsanfänger" (15 £ X < 25)

"berufliche Mobilität" (Vollbeschäftigte, 25 £ X < 55)

"sukzessiver Tätigkeitswechsel" (Teilbeschäftigte 25 £ X < 55)

"Ruhestandseintritte" (Vollbeschäftigte, 55 £ X)

³⁴ Vgl. Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): Allgemeine Sterbetafel 1986/88. In: *Wirtschaft und Statistik*, 1991, H. 6, Tabellenteil S. 238ff. sowie Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (Hrsg.): Quantitative und Qualitative Vorausschau auf den Arbeitsmarkt der Bundesrepublik Deutschland - Stufe 3, Teil 2: Tabellenband. In: Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung, 8.1, Nürnberg 1977, S. 65-67.

*"Mobilität der Rentnerlandwirte"**(Teilbeschäftigte, 55 £ X)*

Die dargestellte Zusammenfassung der altersspezifischen Mobilitäten sowie deren Bezeichnungen erfolgt in Anlehnung an v. Braun (1979)³⁵. Sie wurden in diesem Modell übernommen, da sie eine plausible Grundrichtung für die Interpretation der berechneten Mobilitäten vorgeben. Außerdem bieten sie den Vorteil, sowohl in der Kohortenanalyse als auch im ökonometrischen Modell eine relativ übersichtliche Darstellungsweise zu liefern. An dieser Stelle sollen jedoch auch zwei Kritikpunkte nicht unbeachtet bleiben:

1. Die gewählten Bezeichnungen sollen keine plausible Definition für alle, sondern lediglich für den Großteil der Beschäftigten innerhalb der jeweiligen Altersgruppen darstellen. Dies gilt einerseits vor allem einerseits für den sukzessiven Tätigkeitswechsel, denn die Mobilität bei (ausschließlich mit betrieblichen Arbeiten) teilbeschäftigten Familienarbeitskräfte muß, entgegen der hier verwendeten Definition, nicht immer mit dem tatsächlichen Wechsel der Tätigkeit aus oder in die Vollbeschäftigung verbunden sein, andererseits für die Mobilität der Rentnerlandwirte, da nicht bei allen teilbeschäftigten Arbeitskräften über fünfundsünfzig Jahre davon ausgegangen werden kann, daß sie durch diese Bezeichnung zutreffend definiert werden³⁶.
2. Es ist an dieser Stelle ausdrücklich darauf hinzuweisen, daß es sich bei den nach Gleichung (2) generierten Werten um Nettobestandsänderungen handelt, so daß z. B. bei gleichzeitig auftretenden Zu- und Abwanderungen innerhalb eines Jahres die per Saldo berechnete Mobilität nahe Null sein könnte und die tatsächliche Mobilität somit unterschätzt wird³⁷. Dieser Schwachpunkt des analytischen Konzepts wird durch die Zusammenfassung zu nur drei Größen noch verstärkt, was jedoch der Übersichtlichkeit halber in Kauf genommen wird.

3.3.1 Ergebnisse

Die quantitative Analyse konnte für männliche Familienarbeitskräfte von 1965 bis 1995 und für weibliche infolge der in Abschnitt 3.1 genannten Probleme nur von 1970 bis 1995 erfolgen. Die Er-

³⁵ Braun, J. v.: Analyse und Projektion..., a. a. O., S. 63ff.

³⁶ Dies zeigt sich vor allem bei den teilbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräften ab 55 Jahre, deren Änderungsraten als „Mobilität der Rentnerlandwirtinnen“ definiert werden, jedoch größtenteils eher „Ruhestandseintritte“ sein dürften (vgl. Abschnitt 3.4.3.4).

³⁷ Cosler, T.: Regional Differenzierte Analyse der Arbeitskräftemobilität in Nordrhein-Westfalen. Diplomarbeit, Bonn 1988, S. 35.

gebnisse der Kohortenanalyse für den Untersuchungszeitraum sind in Übersicht 1 zusammengefaßt. Um vergleichbare Ergebnisse für männliche und weibliche Familienarbeitskräfte auszuweisen, beziehen sich die Angaben zu den männlichen Beschäftigten in dieser Übersicht ebenfalls auf den Zeitraum von 1970 bis 1995. Die Ergebnisse der Kohortenanalyse von 1965-1970 sind in Übersicht 2 weiter unten ausgewiesen.

Der Bestand vollbeschäftigter männlicher Familienarbeitskräfte ist von 1970 bis 1995 um 60%, derjenige der weiblichen sogar um 75% bezogen auf die Bestände des Ausgangsjahres zurückgegangen. Bei den teilbeschäftigten Männern fiel der Bestandsrückgang deutlich geringer aus (34%). Auch der Bestand teilbeschäftigter weiblicher Familienarbeitskräfte nahm weniger stark ab als derjenige der Vollbeschäftigten, jedoch waren die Abnahmen (62%) deutlich höher als bei männlichen Teilbeschäftigten. Die Kohortenanalyse ermöglicht nun einen Vergleich der Entwicklung einzelner Komponenten, die zu diesen drastischen Rückgängen geführt haben.

Bei den *vollbeschäftigten Männern* hatte die Mobilität im Generationenwechsel, bedingt durch "autonome Verminderung" und "Ruhestandseintritte" den größten Anteil am Gesamttrückgang, während durch die "berufliche Mobilität" der Gesamtbestand nur um 9% verringert wurde. Diesen Abnahmen wirkten Zunahmen durch "potentielle Berufsanfänger" in Höhe von 13% des Bestandes von 1965 entgegen. Per Saldo resultierte daraus die oben genannte Abnahme des Gesamtbestandes.

Den größten Teil der Bestandsrückgänge *weiblicher Vollbeschäftigter* verursachten ebenfalls die Ruhestandseintritte. Im Gegensatz zu den Männern kam der beruflichen Mobilität jedoch eine größere Bedeutung hinsichtlich der gesamten Bestandsabnahmen zu, während autonome Verminderungen bedingt durch die gegenüber den Männern größeren Überlebens- und Erwerbsfähigkeitswahrscheinlichkeiten nur einen relativ geringen Anteil am Bestandsrückgang hatten. Die Zugänge potentieller Berufsanfänger wirkten der Abnahme nur sehr schwach entgegen.

Bei den *teilbeschäftigten Männern* wurden die Rückgänge fast ausschließlich durch die autonome Verminderung verursacht (67%). Diesen Abnahmen wirkten mit 23% relativ hohe Zunahmen von Berufseinsteigern und mit 13% ebenfalls Zugänge an Rentnerlandwirten entgegen. Der sukzessiven Tätigkeitswechsel hatte im Untersuchungszeitraum hingegen fast überhaupt keine Bedeutung. Er führte über den gesamten Zeitraum lediglich zu Abnahmen in Höhe von 3% des Bestandes von 1970.

Der größte Teil der Bestandsverminderung *teilbeschäftigter Frauen* erfolgte im Generationenwechsel. Im Gegensatz zu den männlichen Rentnerlandwirten resultierte aus der Mobilität der Rentnerlandwirtinnen eine Bestandsrückgang von 47%, während der autonomen Verminderung nur eine vergleichsweise geringe Bedeutung zukam. Auch hier wirkte der sukzessiven Tätigkeitswechsel weiblicher Teilbeschäftigter nur sehr schwach und wurde außerdem durch die Zuwächse potentieller Berufseinsteigerinnen überkompensiert.

Im gesamten Zeitraum wurden 88,5 Tausend Arbeitskräfte durch berufliche Mobilität aus der landwirtschaftlichen Vollbeschäftigung freigesetzt. Das waren nur ca. 18% der Gesamtverminderung vollbeschäftigter Familienarbeitskräfte (490,16 Tausend Personen), wobei für die weiblichen Arbeitskräften nicht einmal davon ausgegangen werden kann, daß diese weit überwiegend eine außerlandwirtschaftliche Tätigkeit aufgenommen haben, weshalb dieser Prozentsatz sogar noch überschätzt sein dürfte. Demnach handelte es sich also nur bei unter einem Fünftel der Gesamtverminderung um Mobilität über den Arbeitsmarkt.

Übersicht 1: Komponenten der Bestandsänderung der landwirtschaftlichen Familienarbeitskräfte 1970 bis 1995 in Westdeutschland

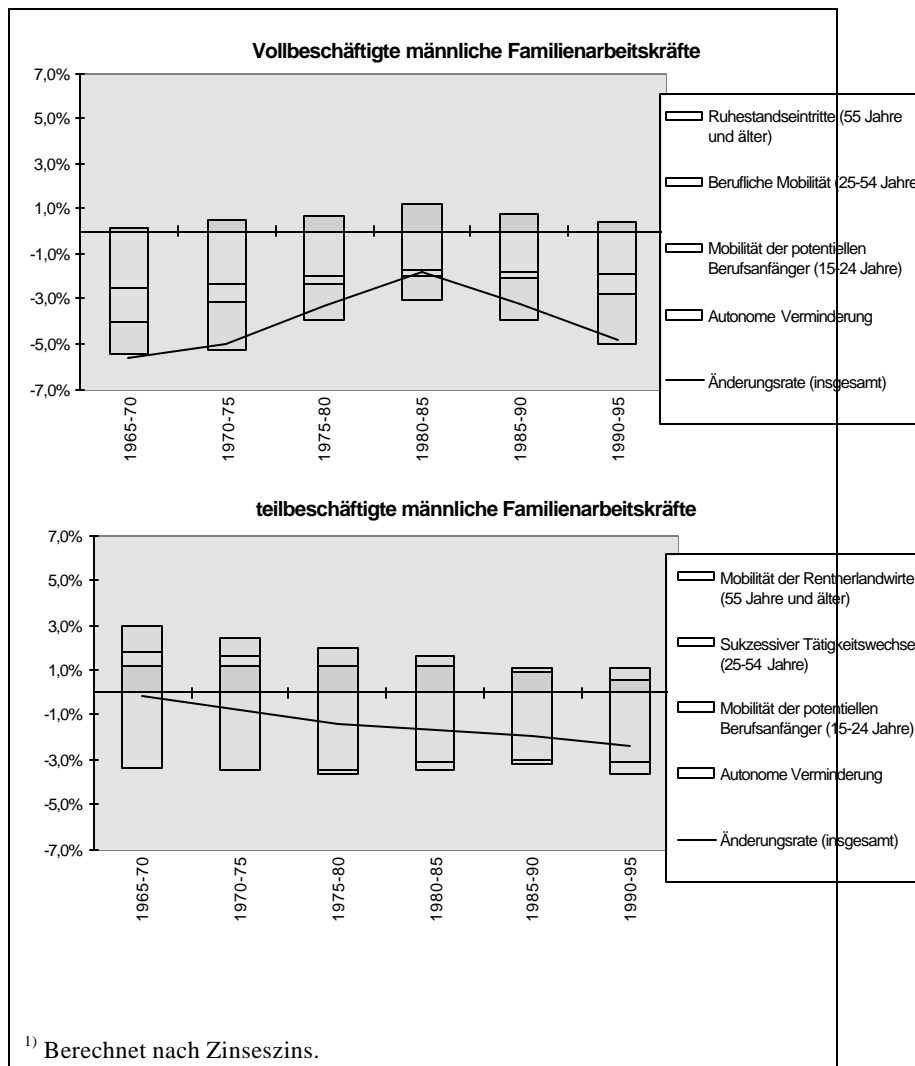
Vollbeschäftigte Familienarbeitskräfte	<i>Männer</i>		<i>Frauen</i>	
	(in 1000)	(in %)	(in 1000)	(in %)
Bestand 1970	651,59	100%	127,87	100%
Autonome Verminderung	-221,74	-34%	-12,71	-10%
Mobilität der potentiellen Berufsanfänger	83,54	13%	6,07	5%
Berufliche Mobilität	-57,63	-9%	-30,91	-24%
Ruhestandseintritte	-198,35	-30%	-58,42	-46%
Bestand 1995	257,4	40%	31,9	25%
Teilbeschäftigte Familienarbeitskräfte	<i>Männer</i>		<i>Frauen</i>	
	(in 1000)	(in %)	(in 1000)	(in %)
Bestand 1970	725,45	100%	1001,41	100%
Autonome Verminderung	-486,53	-67%	-167,29	-17%
Mobilität der potentiellen Berufsanfänger	169,10	23%	57,66	6%
Sukzessiver Tätigkeitswechsel	-21,30	-3%	-43,51	-4%
Mobilität der Rentnerlandwirte	93,98	13%	-471,27	-47%
Bestand 1995	480,7	66%	377	38%

Die verschiedenen Mobilitätskomponenten haben sich im Zeitablauf durchaus unterschiedlich entwickelt (Übersichten 2 und 3). So waren die von autonomer Verminderung verursachten

Änderungsraten des Bestandes *vollbeschäftigter männlicher Familienarbeitskräfte* im Zeitablauf relativ konstant. Für die übrigen Komponenten ließen sich bis Mitte der 80er Jahre reduzierte Abnahme- bzw. steigende Zunahmeraten beobachten. In der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraums stiegen die durch berufliche Mobilität und Ruhestandseintritte verursachten Abnahmeraten wieder deutlich an, während die Zuwachsraten der potentiellen Berufsanfänger sanken.

Bei den *teilbeschäftigten Männern* wurde die autonome Verminderung bis Mitte der 70er Jahre durch von den übrigen Komponenten verursachte Zuwächse überkompensiert, so daß der Bestandsrückgang (vgl. jährliche Änderungsrate) relativ gering war. Bedingt durch geringer werdende Zuwachsraten der potentiellen Berufsanfänger und Rentnerlandwirte, sowie leichte Abwanderungen bei den mittleren Jahrgängen sank die gesamte jährliche Änderungsrate im Zeitablauf zunehmend.

**Übersicht 2: Jährliche Änderungsraten¹⁾ des Einflusses der Mobilitätskomponenten auf die Bestände männlicher Familienarbeitskräfte in Fünf-Jahres-Abschnitten
(1965-1995)**



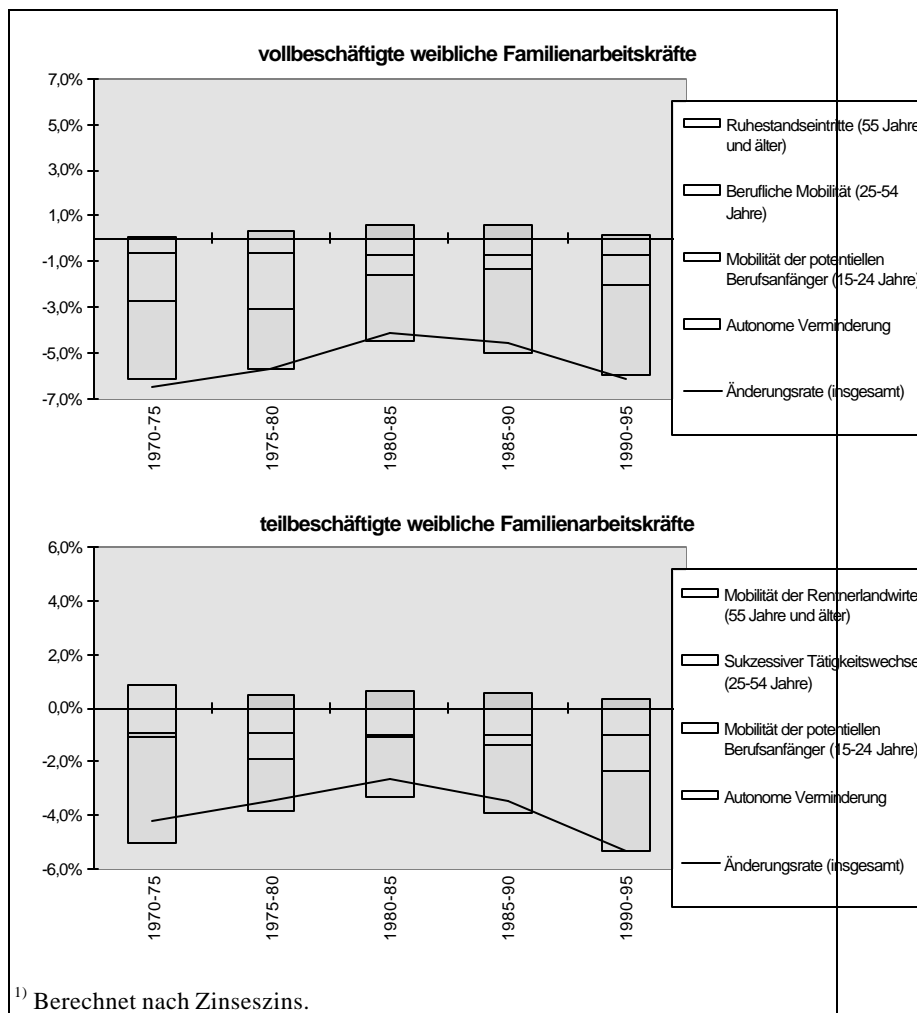
Am Beispiel der teilbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte wird besonders deutlich, daß auch bei einer negativen Gesamtänderungsrate die von den einzelnen Komponenten verursachten Bestandsänderungen teilweise positiv sein können, bzw. daß die Veränderungen in den einzelnen Flußgrößen u. U. wesentlich größer sein können, als es die isolierte Betrachtung der Gesamtänderungsrate vermuten lassen würde. Soll beispielsweise der Einfluß der ökonomischen Variablen auf den Bestand der Teilbeschäftigten geschätzt werden, so wäre die Wahl der Gesamtänderungsraten als zu erklärende Variable irreführend.

Bei den weiblichen Vollbeschäftigten war die autonome Verminderung anders als bei den Männern relativ gering. Der Großteil der Bestandsverminderung wurde hier durch Ruhestandseintritte verursacht. Die Veränderung der Größenordnungen der Änderungsraten im Zeitablauf entsprach in der Tendenz den bei den männlichen Vollbeschäftigten beobachteten Zusammenhängen.

Auch bei *teilbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräften* verursachte die Mobilität der Rentnerlandwirtinnen den größten Teil der Bestandsabnahmen während die durch die autonome Verminderung verursachten relativ gering waren. Für diese Kategorie hatten auch Mobilitäten im Zuge des sukzessiven Tätigkeitswechsels einen großen Einfluß auf die Bestandsveränderung, was bei der Betrachtung über den gesamten Zeitraum nach Übersicht 1 infolge des Vorzeichenwechsels der Änderungsraten ab Mitte der 70er Jahre verborgen bleibt.

Auffallend ist weiterhin der typische Verlauf der jährlichen Änderungsraten (insgesamt) im Zeitablauf (außer bei den teilbeschäftigten Männern). Ohne an dieser Stelle der ökonometrischen Analyse vorgreifen zu wollen, läßt sich bereits erkennen, daß offenbar eine relativ günstigere Beurteilung der landwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit im Vergleich zur außerlandwirtschaftlichen bis Mitte der 80er Jahre zu reduzierten Abwanderungsraten geführt hatte. In der Folgezeit änderte sich die Einschätzung der zukünftigen Einkommensmöglichkeiten beider Sektoren, was zu zunehmenden Mobilitätsraten führte.

Übersicht 3: Jährliche Änderungsrate¹⁾ des Einflusses der Mobilitätskomponenten auf die Bestände weiblicher Familienarbeitskräfte in Fünf-Jahres-Abschnitten (1970-1995)



3.4 Ökonometrisches Modell

In dem folgenden ökonometrischen Modell soll der Versuch unternommen werden, die über demographische Komponente hinausgehenden Bestandsveränderungen in Abhängigkeit ökonomischer Variablen zu erklären. Die Mobilitäten eines Jahres und Jahrgangs werden gemäß der in Gleichung (2) dargestellten Beziehung berechnet. Da entsprechend den in Abschnitt 3.1 beschriebenen Problemen der Datenaufbereitung die Angaben zu den Beständen weiblicher Familienangehöriger erst ab 1970 vorliegen, beschränkt sich die ökonometrische Analyse auf den Zeitraum von 1970 bis 1995.

Analog zur Vorgehensweise in der Kohortenanalyse werden auch im ökonometrischen Modell die einzelnen Jahrgangsmobilitäten zu den Komponenten³⁸:

⇒ "Mobilität der potentiellen Berufsanfänger" (15 £ X < 25)

⇒ "berufliche Mobilität" (Vollbeschäftigte, 25 £ X < 55)

"sukzessiver Tätigkeitswechsel" (Teilbeschäftigte, 25 £ X < 55)

⇒ "Ruhestandseintritte" (Vollbeschäftigte, 55 £ X)

"Mobilität der Rentnerlandwirte" (Teilbeschäftigte, 55 £ X)

für voll- und teilbeschäftigte männliche und weibliche Familienangehörige aggregiert. Die absoluten Änderungsraten jeder einzelnen Reihe werden mit je einer Gleichung geschätzt, so daß man insgesamt zwölf Gleichungen erhält. Diese bilden das Erklärungsmodell der Mobilität landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte.

3.4.1 Bestimmungsfaktoren und Hypothesen

3.4.1.1 Einkommensmöglichkeiten

Die Bestimmungsfaktoren der Zeitallokation landwirtschaftlicher Haushalte lassen sich anhand des Unternehmens-Haushalts-Modells ableiten³⁹. Die optimale Gesamtarbeitszeit ist dann erreicht, wenn die Steigung der Einkommensmöglichkeitenkurve (Grenzentlohnung) der Steigung der Einkommens-Freizeit-Indifferenzkurve, also den jeweiligen Präferenzen des Haushalts, entspricht. Kann ein Haushalt zwischen mehreren Beschäftigungsalternativen wählen, so entscheidet er sich für diejenige mit dem höchsten Grenzertrag und wechselt die Beschäftigung an dem Punkt, an dem der Grenzertrag einer nicht realisierten Alternative gleich dem der Realisierten ist.

Darüber hinaus kann gezeigt werden, daß bei einem Anstieg des außerlandwirtschaftlichen Lohnsatzes auch die außerlandwirtschaftliche Tätigkeit zu Lasten der landwirtschaftlichen Beschäftigung ausgedehnt wird, während ein Anstieg der landwirtschaftlichen Einkommensmöglichkeitenkurve den entgegengerichteten Effekt erzielt. Die Auswirkung solcher Lohnsatzänderungen auf den Bestand der Vollbeschäftigten werden dadurch eindeutig beschrieben.

³⁸ Definition siehe Abschnitt 3.3.

³⁹ Vgl. dazu z.B. Pavel, F.: Analyse der Bestandsentwicklung ..., a.a.O., S. 14ff.

Bezüglich der Teilbeschäftigung sind dagegen zwei Effekte möglich: steigt der außerlandwirtschaftliche Lohnsatz, dann kann ein Anstieg der Teilbeschäftigung dadurch erklärt werden, daß bis dato Vollbeschäftigte Familienarbeitskräfte eine außerlandwirtschaftliche Tätigkeit aufnehmen und ihre landwirtschaftliche Beschäftigung einschränken, wodurch sich der Bestand der Teilbeschäftigten erhöht. Gleichzeitig ist jedoch auch die Abwanderung teilbeschäftigter Haushaltsmitglieder aus der Landwirtschaft denkbar, so daß die per Saldo stärkere Entwicklung die Richtung der Nettobestandsänderung bestimmt (ist der Saldo der beiden Effekte nahe Null, ist damit zu rechnen, daß der Koeffizient statistisch nicht gegen Null gesichert sein wird).

Zur Schätzung des Einflusses dieser Zusammenhänge auf die Mobilität landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte im Modell ist es erforderlich, Zeitreihen zu finden, welche die Entwicklung der alternativen Einkommensmöglichkeiten im Untersuchungszeitraum möglichst genau beschreiben. Die dabei gewählten Vorgehensweisen sollen im Folgenden erläutert werden:

Bei der Berechnung eines für landwirtschaftliche Erwerbstätige relevanten außerlandwirtschaftlichen Einkommensmaßstabs wird auf die Ergebnisse von *Witzke* (1996)⁴⁰ zurückgegriffen. Als Grundlage dient dem Autor der im Agrarbericht der Bundesregierung ausgewiesene *gewerbliche Vergleichslohn*, welcher auf der Basis der Bruttoarbeitsverdienste der Versicherten in der Arbeiterrentenversicherung, gewogen mit speziellen Qualifikationsmerkmalen landwirtschaftlicher Erwerbstätiger ermittelt wird⁴¹. Da es sich um Bruttoverdienste handelt, wird der Vergleichslohn mit einem Korrekturfaktor $[(1 - ESt_a) / (1 - ESt_t)]$ multipliziert, wobei ESt_a als Einkommenssteuersatz (inklusive Sozialabgaben) außerhalb und ESt_t als derjenige innerhalb der Landwirtschaft definiert ist. Die so errechneten Opportunitätskosten landwirtschaftlicher Erwerbstätigkeit („PFLAB“) werden zur Messung des Einflusses der außerlandwirtschaftlichen Einkommensmöglichkeiten im Modell berücksichtigt⁴².

⁴⁰ Vgl. dazu *Witzke*, H.P.: Agrarian Structure and Profit Functions for the German Agricultural Sector, Contributed Paper for the VIII EAAE Congress, Edinburgh 1996, S. 6.

⁴¹ Vgl. Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten: Agrarbericht der Bundesregierung, Bonn, versch. Jgg. und zur Methodik z.B. 1993, Materialband S. 181.

⁴² Die Einbeziehung des Landwirtschaftlichen Altersgeldes anstelle des Vergleichslohnes für die über 55-jährigen Familienarbeitskräfte führte zu weniger befriedigenden Ergebnissen, so daß „PFLAB“ auch für diese Altersgruppen als Opportunitätskosten der landwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit im Modell berücksichtigt wird.

Für die landwirtschaftliche Tätigkeit gibt es eine Reihe von Maßstäben, für die angenommen werden kann, daß sie einen Einfluß auf die Einkommensmöglichkeiten der Haushalte haben. Im Rahmen dieser Untersuchung wurde anfangs die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten je FAK als ein solcher Maßstab berücksichtigt. Dieser Ansatz führte jedoch in den Gleichungen der vollbeschäftigten Arbeitskräfte zu einem unplausiblen, negativen Vorzeichen der geschätzten Regressionskoeffizienten. Die Ursache hierfür dürfte in einem relativ stärkeren Anstieg der Wertschöpfung je FAK im Vergleich zu den Opportunitätskosten zu finden sein. Da aber dieser Anstieg nur durch die erhebliche Freisetzung von Familienarbeitskräften in Verbindung mit arbeitssparendem Technischen Fortschritt erreicht werden konnte, die Wertschöpfung je FAK also bezüglich der Arbeitskräftebestände als endogen zu betrachten ist, erscheint es als nicht sehr plausibel, daß die landwirtschaftlichen Haushalte den hauptsächlich durch Freisetzung von Arbeitskräften erreichten Anstieg der Wertschöpfung je FAK direkt als positive landwirtschaftliche Einkommensperspektive identifizieren und danach eine Mobilitätsentscheidung ausrichten.

Um dieses *Endogenitätsproblem* zu umgehen, wurde ein Einkommensmaßstab gesucht, der bezüglich des Arbeitsangebots der Landwirtehaushalte als exogen zu betrachten ist. Als ein solcher wurden die Indizes der aggregierten Input- („POPIN“) und Outputpreise („POUT“) gleichzeitig im Modell berücksichtigt. Da allerdings bei der Entscheidung bezüglich des zukünftigen Arbeitsplatzes Annahmen über zukünftige Preisentwicklungen getroffen werden müssen, erscheint es von großer Bedeutung, die Erwartungsbildung der Landwirte bezüglich der Preise zu erfassen⁴³.

Der einfachste Fall ist die naive Preiserwartung, wobei der erwartete Preis für die nächste Zeitperiode (P_{t+1}^*) dem der aktuellen Periode t (P_t) entspricht: $P_{t+1}^* = P_t$

Die Berücksichtigung dieser Erwartungsbildung führte in den Schätzungen bereits zu brauchbaren Ergebnissen⁴⁴. Einschränkend muß gesagt werden, daß eine solche, relativ simple Hypothese wohl nur bedingt dazu geeignet sein dürfte, die für die Untersuchung relevanten Erwartungen der Landwirte hinreichend zu approximieren, da kaum davon auszugehen ist, daß langfristige

⁴³ Henrichsmeyer, W und Witzke, H.P.: Agrarpolitik ..., a.a.O., S. 221ff.

⁴⁴ Aufgrund der sehr einfachen Durchführbarkeit findet sich diese Hypothese dennoch in vielen Analysen, wie z.B. bei v. Braun (1979) oder bei Peters (1985), der jedoch diese vergleichsweise einfache Erwartungshypothese selbst als Schwachstelle seines Modells identifiziert (S. 266).

Allokationsentscheidungen ausschließlich in Abhängigkeit des (stark schwankenden) Outputpreises der Vorperiode getroffen werden.

Zu dem Problem der Erwartungsbildung gibt es in der Ökonomie eine Vielzahl von Modellen, mit denen sich verschiedene Hypothesen abbilden lassen⁴⁵. Für die Preiserwartung im Agrarsektor hat sich das Modell der adaptiven Preiserwartungen in Anlehnung an *Nerlove* in empirischen Angebotsanalysen als brauchbare Arbeitshypothese erwiesen⁴⁶. Ausgehend von der Überlegung, daß für die Entscheidung über das Arbeitsangebot der Haushalte nicht aktuelle, sondern erwartete Größen maßgeblich sein dürften, wird der für zukünftige Perioden erwartete Preis (P_{t+1}^*) durch den für die aktuelle Periode erwarteten (P_t^*), korrigiert um einen Teil des letzten Prognosefehlers ($P_t - P_t^*$) erzeugt:

$$(3) \quad P_{t+1}^* = P_t^* + g(P_t - P_t^*), \quad 0 \leq g \leq 1$$

Diese Annahme erscheint plausibel, da Entscheidungen für die Zukunft getroffen werden und diese nur dann als richtig zu erachten sind, wenn sie sich auch konsequent an zukünftig erwarteten Entwicklungen orientieren⁴⁷.

Durch verzögern um eine Periode und die nachfolgende Substitution kann man Gleichung (3) auf die folgende Form bringen⁴⁸:

$$(4) \quad P_{t+1}^* = \sum_{i=0}^{\infty} g(1-g)^i P_{t-i}$$

Auf diese Weise wird eine adaptive Preiserwartung im Modell realisiert. Für γ kann nun ein an Plausibilitätsüberlegungen ausgerichteter Wert eingesetzt werden. Je größer man diesen wählt, desto größer ist auch der Einfluß der jüngsten Preise. Wählt man ihn hingegen zu groß, werden die Preise vergangener Perioden in zu geringem Maße berücksichtigt. Bei den durchgeführten und bezüglich γ variierenden Schätzungen hat sich $\gamma = 0,2$ als günstig hinsichtlich möglichst hoher Signifikanz und erwartungsgemäßer Vorzeichen der Regressionskoeffizienten in den geschätzten Gleichungen er-

⁴⁵ Vgl. u. a. Hübler, O: Ökonometrie, Stuttgart 1989; S. 202ff.; Schneeweiß, H: Ökonometrie, 4. überarbeitete Auflage, Würzburg, Wien 1990, S. 198ff.; Pindyck, R, Rubinfeld, D: Econometric Models and Economic Forecasts, 3rd Edition, New York 1991, S.204ff.

⁴⁶ Henrichsmeyer, W., Witzke, H.P.: Agrarpolitik...a.a.O., S. 222.

⁴⁷ Hübler, S.: Ökonometrie, a.a.O. S. 210.

⁴⁸ Henrichsmeyer, W., Witzke, H.P: Agrarpolitik...a.a.O., S.223.

geber⁴⁹. Daher geht diese Spezifikation als erwarteter Outputpreis („POUTAD2“) in das Modell ein⁵⁰.

Die gleiche Erwartungshypothese wird auch bei den Inputpreisen unterstellt. Ihre Einbeziehung in das Modell führt jedoch zu unplausiblen positiven Vorzeichen sowie teilweise zu geringer Signifikanz der geschätzten Parameter, so daß diese nicht in die Schätzgleichungen aufgenommen werden können⁵¹. Der Verzicht auf die Einbeziehung der Produktionskosten ist sicherlich ein Schwachpunkt in diesem Modell. Es sollte jedoch bedacht werden, daß die gemäß des Unternehmens-Haushalts-Modells für die Zeitallokation landwirtschaftlicher Haushalte ausschlaggebende Größe nicht erwartete Preise sondern erwartete landwirtschaftliche Einkommensmöglichkeiten sind. Für die Schätzung der Arbeitsangebotsmenge ist dabei weniger die absolute Höhe dieser Einkommen, als vielmehr deren Varianz von Bedeutung. Diese hängt sowohl von Änderungen der Output- als auch der Inputpreise ab. Dabei können die Landwirte durch Faktorsubstitutionen⁵² und Ausnutzung des (u. a. durch die entsprechende Faktorpreisänderung induzierten) technischen Fortschritts auf veränderte Inputpreise reagieren, was die Auswirkung der Varianz der Faktorkosten auf die Einkommen reduzieren könnte. Änderungen der Outputpreise hingegen führen bei dem preisunelastischen Agrargüterangebot mit langen Produktionsperioden zu deutlicheren Einkommensschwankungen. Im Modell ist „POUTAD2“ als Proxy-Variable der erwarteten Einkommensmöglichkeiten zu interpretieren, da sich im Untersuchungszeitraum deren Varianz offenbar am besten durch die der erwarteten Outputpreise approximieren läßt⁵³.

Eine explizite Berücksichtigung agrarpolitischer Maßnahmen mit dem Ziel der Mobilitätsförderung, z. B. der Landabgabe- bzw. Produktionsaufgabenrente, erfolgt in dieser Arbeit nicht, da keine befriedigende Indikatorvariable gefunden werden konnte, die sowohl theoretisch als auch empirisch die Attraktivität dieser Maßnahmen reflektieren könnte. Die ausgewiesenen Aufwendungen

⁴⁹ Alternativ wurden adaptive Preiserwartungen mit z. B. $\gamma = \{0,1; 0,15; 0,25; 0,3; 0,4\}$ getestet.

⁵⁰ Neben der naiven und der adaptiven Erwartungsbildung wurden auch Schätzungen mit anderen Hypothesen, nämlich Polynomial-Distributed-Lags sowie die Fortschreibung von „Minitrends“ der letzten Jahre, durchgeführt. Die Ergebnisse waren allerdings schlechter oder zumindest geringer signifikant als die mit „POUTAD2“ erzielten.

⁵¹ Zu ähnlich unbefriedigenden Ergebnissen führte auch die Einbeziehung des Quotienten beider Variablen.

⁵² Die Kosten des Faktors „Kapital“ konnten z. B. nicht explizit berücksichtigt werden, da die Überarbeitung und Aktualisierung der z.B. in *Witzke* (1996) angegebenen Zeitreihen noch nicht abgeschlossen war.

⁵³ Die gleichen Probleme finden sich u. a. auch bei Guth (1973) oder OECD (1994).

für diese Programme können z.B. nicht ohne weiteres verwendet werden, da sie lediglich die gesamten jährlichen Ausgaben für alle Empfänger angeben, unabhängig davon, ab welchem Jahr diese das jeweilige Programme erstmals in Anspruch genommen haben.

3.4.1.2 Gesamtwirtschaftliche Entwicklung und Arbeitsmarktlage

Die gesamtwirtschaftliche Entwicklung, sowie insbesondere die Arbeitsmarktlage, können ein wesentliches Hindernis für die Mobilität landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte darstellen⁵⁴. Dabei ist von entscheidender Bedeutung, inwieweit außerlandwirtschaftliche Bereiche in der Lage sind, Arbeitskräfte aus der Landwirtschaft aufzunehmen.

Eine zunehmende Absorptionsfähigkeit verringert ceteris paribus die Zunahmen der Vollbeschäftigten Arbeitskräfte, während bei Teilbeschäftigten erneut zwei Wirkungsrichtungen möglich sind: nehmen Vollbeschäftigte zusätzlich zur landwirtschaftlichen noch eine außerlandwirtschaftliche Tätigkeit auf, dann steigt der Bestand der Teilbeschäftigten. Gleichzeitig ist aber auch ein völliger Berufswechsel denkbar, wodurch auch bei den Teilbeschäftigten Bestandsabnahmen möglich sind. Die Richtung der Nettobestandsänderung wird dann durch den per Saldo zahlenmäßig stärkeren Effekt bestimmt. Diese Zusammenhänge tangieren vor allem die jüngste und mittlere Altersgruppe, bei denen eine höhere Mobilität als bei der ältesten Kohorte unterstellt werden kann. Durch Interdependenzen der einzelnen Altersgruppen über die Altersgrenzen hinweg ist jedoch auch mit einem Einfluß auf die Mobilität der älteren Familienarbeitskräfte zu rechnen

Die Abbildung der beschriebenen Zusammenhänge im Modell wird dadurch erschwert, daß es keine statistischen Angaben speziell für ländliche Arbeitsmärkte gibt. Die folgende, im Rahmen der ökonometrischen Schätzungen gefundene Beziehung, nämlich die Berücksichtigung von gesamtwirtschaftlicher Entwicklung und Arbeitsmarktlage in einer Zeitreihe, scheint jedoch für den untersuchten Zeitraum den Einfluß der ländlichen Arbeitsmärkte am relativ besten abbilden zu können.

Die gesamtwirtschaftliche Entwicklung wird im Modell in Anlehnung an *v. Braun* (1979) durch das „Geschäftsklima in der Industrie“⁵⁵ („BCL“) berücksichtigt. Bei einem Anstieg des Geschäfts-

⁵⁴ Henrichsmeyer, W., Witzke, H.P.: Agrarpolitik...a.a.O., S. 368.

⁵⁵ ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.): ifo Spiegel der Wirtschaft, Struktur und Konjunktur in Bild und Zahl, München, versch. Jgg. Aus den Monatswerten des „Geschäftsklimas in der Industrie, Verarbeitendes Gewerbe“ wird das arithmetische Mittel für das gesamte Jahr gebildet.

klimas wird eine positive Wirkung bezüglich der Absorptionsfähigkeit des gesamtwirtschaftlichen Arbeitsmarktes unterstellt.

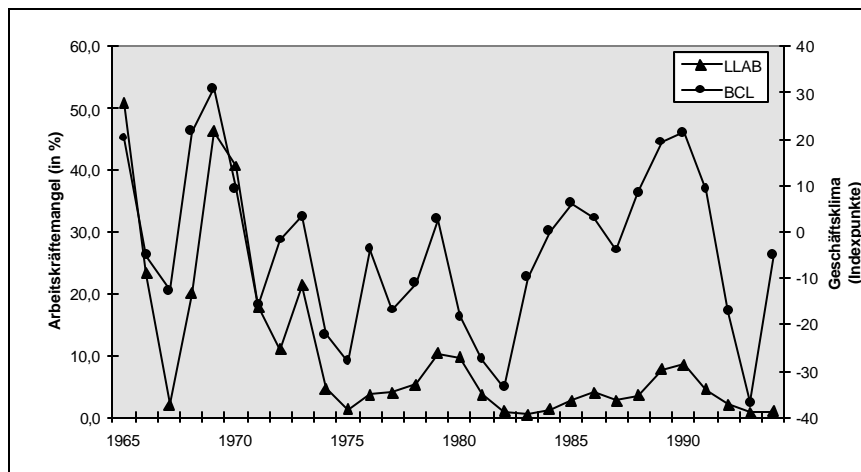
Zur Ermittlung der Arbeitsmarktlage wird auf eine Zeitreihe aus dem gleichen Konjunkturtest zurückgegriffen: „LLAB“ beschreibt die *Behinderung der Produktion durch Arbeitskräftemangel bei ...% der befragten Firmen*⁵⁶ und kann als ein Indikator dafür interpretiert werden, inwieweit die Verfügbarkeit von Arbeitskräften als limitierender Faktor auf die gesamtwirtschaftliche Produktion wirkt. Je größer der Arbeitskräftemangel, desto höher die Absorptionsfähigkeit der Gesamtwirtschaft auch für landwirtschaftliche Arbeitskräfte⁵⁷.

Wie in Übersicht 4 zu erkennen ändert sich der Zusammenhang zwischen Geschäftsklima und Arbeitskräftemangel im Untersuchungszeitraum deutlich: während bis Mitte der siebziger Jahre ein Anstieg des Geschäftsklimas auch eine verstärkte Behinderung der Produktion durch Arbeitskräftemangel und damit eine zunehmende Nachfrage nach Arbeitskräften hervorrief, wurde diese limitierende Wirkung der Verfügbarkeit von Arbeit in den achtziger und neunziger Jahren immer geringer. Diese nachlassende Wirkung eines Anstiegs des Geschäftsklimas auf die Arbeitsmarktlage kann erfaßt werden, indem das Geschäftsklima mit dem prozentualen Arbeitskräftemangel gewichtet wird. Im Modell mißt deshalb das Produkt aus Geschäftsklimaindex („BCL“) und Arbeitskräftemangel („LLAB“) den gleichzeitigen Einflusses beider Größen („BCLLAB“).

Übersicht 4: Geschäftsklima der Industrie (BCL, Indexpunkte) und Arbeitskräftemangel (LLAB, Prozent) in Westdeutschland (1965-1995)

⁵⁶ Ebenda, aus den Quartalswerten werden arithmetische Mittel für das gesamte Jahr gebildet.

⁵⁷ Alternativ wurde die vom Statistischen Bundesamt Wiesbaden herausgegebene *Arbeitslosenquote* (Anteil der Erwerbslosen an den Erwerbspersonen) sowie das Verhältnis aus *offenen Stellen zu Arbeitslosen* als Indikator für die Arbeitsmarktanspannung getestet. Die geschätzten Koeffizienten wiesen bei ebenfalls plausiblen Vorzeichen jedoch ein geringeres Signifikanzniveau auf.



Quelle: ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.): ifo Spiegel der Wirtschaft, Struktur und Konjunktur in Bild und Zahl, München, versch. Jgg. - arithmetische Mittel der Monats- bzw. Quartalswerte.

Abwanderungsbereite Landwirte dürften aufgrund ihrer Qualifikationsmerkmale zu den Frühbetroffenen am Arbeitsmarkt zählen⁵⁸. Ein Anstieg des mit dem Arbeitskräftemangel gewichteten Geschäftsklimas bewirkt zunächst eine verstärkte Nachfrage nach höher qualifizierten Arbeitskräften. Mit einer günstigen Entwicklung des Arbeitsmarktes für geringer Qualifizierte ist hingegen erst mit einer zeitlichen Verzögerung zu rechnen. Daher geht diese Variable mit einem „lag“ in das Modell ein⁵⁹.

3.4.1.3 Erwerbsverhalten

Das Erwerbsverhalten der weiblichen Bevölkerung hat sich im Untersuchungszeitraum stark verändert und bleibt nicht ohne Einfluß auf die Mobilität landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte, insbesondere derjenige der 25-54-jährigen Frauen. Während *Knirm et al.* die Erwerbsbeteiligung von Landwirtchefrauen für 1974 als sehr gering bezeichneten, wird für die neunziger Jahre von einer

⁵⁸ Braun, J. v.: Analyse und Projektion...a.a.O., S. 155.

⁵⁹ Die gleiche Argumentation kann auch zur Rechtfertigung eines „leads“ wie bei v. Braun (1979) herangezogen werden: in diesem Fall sind geringer qualifizierte Arbeitskräfte bei einem Absinken des gewichteten Geschäftsklimas eher betroffen als besser ausgebildete. Da eine simultane Berücksichtigung von „lag“ und „lead“ in einer Zeitreihe nicht zu befriedigenden Ergebnissen geführt hat, wurde aus zeitlichen Gründen an dieser Stelle von einer weitergehenden Vertiefung abgesehen. Für die empirische Analyse war hier ausschlaggebend, welche Hypothese („lag“ oder „lead“) die statistisch höher gesicherten Ergebnisse liefert, was im Untersuchungszeitraum mit dem „lag“ erreicht wurde.

steigenden Partizipationsrate weiblicher Familienarbeitskräfte gesprochen⁶⁰. Dieser Zusammenhang wird durch die Erwerbsquote der 25 bis 54-jährigen weiblichen Bevölkerung („ER2554W“)⁶¹ im Modell erfaßt, die von unter 50% zu Beginn der siebziger Jahren auf knapp 73% in 1995 anstieg.

Ein Anstieg der Erwerbsquote bewirkt ceteris paribus einen Anstieg von landwirtschaftlicher- und außerlandwirtschaftlicher Erwerbsbeteiligung. Dies hat eine Zunahme des Bestandes vollbeschäftigter weiblicher Familienarbeitskräfte sowie bei den Teilbeschäftigten gleichzeitig eine Zunahme (Aufnahme einer betrieblichen Tätigkeit zu Lasten der ausschließlichen Vollbeschäftigung im Haushalt) sowie eine Abnahme (Wechsel von Teil- in die Vollbeschäftigung bzw. ganz in die außerlandwirtschaftliche Erwerbstätigkeit) zur Folge, wobei auch hier der zahlenmäßig stärkere Effekt die Richtung der Nettobestandsänderung bestimmt.

3.4.1.4 Interdependenzen zwischen Beschäftigungskategorien und Altersgruppen

Bei der vorliegenden Aufgliederung in voll- und teilbeschäftigte Familienarbeitskräfte ist mit verschiedenartigen Interdependenzen zwischen den einzelnen Kategorien und Kohorten zu rechnen⁶².

Zwischen Haushaltsangehörigen gleichen Geschlechts und Altersgruppe jedoch unterschiedlicher Beschäftigungskategorien sind diese substitutiv, da die aus der Aufnahme einer außerlandwirtschaftlichen Tätigkeit resultierenden Abnahmen der Vollbeschäftigten Zuwanderungen teilbeschäftigter Arbeitskräftebestände bedeuten und umgekehrt.

⁶⁰ Knirm, C. et al.: Familienstrukturen in Stadt und Land. Eine Untersuchung der Rollenbeziehung zwischen Ehegatten, den Eltern und Kindern und den Generationen, Bonn 1974, S. 92ff.; Strohm, R.: Verlaufsformen der Faktormobilität im Agrarstrukturwandel ländlicher Regionen. In: Isermeyer, F. und Scheele, M. (Hrsg.): Ländliche Regionen im Kontext agrarstrukturellen Wandels. Entwicklungen und Potentiale, Kiel 1995, S. 229.

⁶¹ Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, Wiesbaden, versch. Jgg. Erwerbsquote angegeben in Prozent der Erwerbspersonen an der Zahl der Bevölkerung entsprechenden Alters, Geschlechts und Familienstandes. Umrechnung der einzelnen Angaben für fünf-Jahres-Kohorten auf die untersuchungsrelevante Kohorte unter Berücksichtigung der ebenfalls ausgewiesenen Zahl der Erwerbspersonen. Die an dieser Stelle nicht angegebenen Werte für 1973, 1987 und 1988 wurden linear interpoliert. Die Angabe für 1995 wurde in Abhängigkeit der Gesamtzahl der weiblichen Erwerbstätigen und der Arbeitslosenquote geschätzt.

⁶² Vgl. dazu z. B. Guth, E.: Guth, E.: Analyse des Marktes für landwirtschaftliche Arbeitskräfte, *Agrarwirtschaft*, Sonderheft 52 (1973), S. 173ff.

Zwischen Haushaltsangehörigen der gleichen Beschäftigungskategorie sowie Altersgruppe, jedoch unterschiedlichen Geschlechts sind auch komplementären Beziehungen möglich, da deren Beschäftigung an die Entscheidung über die Weiterführung des Betriebes gebunden ist.

Weiterhin sind parallele Beziehungen denkbar, wenn die Mobilitätsraten einer bestimmten Gruppe durch Faktoren begünstigt werden, die nicht explizit in der Gleichung berücksichtigt werden (können), jedoch die Änderungsraten anderer Gruppen in gleicher Weise beeinflussen.

Substitutive Beziehungen sind auch zwischen den 55-jährig und älteren Familienarbeitskräfte sowie den Jüngeren denkbar.

Eine Berücksichtigung dieser Wechselwirkungen im Modell erfolgt insbesondere durch die Schätzung der Gleichungen in einem interdependenten Mehrgleichungsmodell. In diesem können die Mobilitätsraten einer Kategorie als erklärende Variable in einer anderen Gleichung berücksichtigt.

3.4.1.5 Dynamik des Abwanderungsprozesses

Alle zwölf Mobilitätsreihen weisen ausgeprägte Schwankungen auf. Die Ursache hierfür kann sowohl technischer als auch inhaltlicher Natur sein.

Wie in Abschnitt 3.1 ausgeführt wurde, entstammen die der Berechnung der Mobilitäten zugrunde liegenden Daten bis 1979 nur für die Jahre 1975 und 1977 direkt den Angaben des statistischen Bundesamtes. Jährliche Daten liegen erst ab 1979 vor. Auch wenn bei dem Ausfüllen der Lücken mit großer Genauigkeit vorgegangen wurde, kann ein Unter- bzw. Überschätzen der Bestände nicht ausgeschlossen werden. Ein solcher Fehler wirkt sich nicht nur auf die Mobilität des aktuellen Jahres aus, sondern über die dem unter-/überschätzten Wert zugrunde liegenden bereinigten Bestände des folgenden Jahres auch auf dessen Mobilität. Zudem ist die Vergleichbarkeit der jährliche vorliegenden Daten (1979-1993) nicht uneingeschränkt gegeben, da die Erhebungen im zweijährigen Wechsel entweder im Rahmen der allgemeinen Erhebung zur Agrarberichterstattung oder lediglich als Arbeitserhebung durchgeführt wurden⁶³. Der Versuch, den Einfluß dieser Umstände mit Dummy-Variablen zu eliminieren erwies sich als nicht praktikabel, da die Fehler relativ

⁶³ Vgl. dazu Fasterding, F: Erwerbskombinationen bei Inhabern landwirtschaftlicher Betriebe sowie ihren Familienangehörigen in der Bundesrepublik Deutschland. In: Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Reihe A, Heft 383: Erwerbskombinationen in der Landwirtschaft, Münster 1990, S.113f.

unabhängig voneinander auftreten. Wird z.B. der Bestand einer Altersgruppe für das Jahr t über(unter-)schätzt, dann wird bei statistisch vorgegebenem Bestand für $(t-1)$ die Mobilität in t ebenfalls über(unter-)schätzt. Aus dem zu hohen Bestand resultiert weiterhin ein zu hoher bereinigter Bestand für $(t+1)$. Handelt es sich beim Bestand für $(t+1)$ ebenfalls um einen überschätzten Wert, so wirkt dies dem durch den überschätzten bereinigten Bestand verursachten Fehler entgegen. Ein Über- bzw. Unterschätzen der tatsächlichen Mobilität würde in diesem Fall durch den per Saldo stärkeren Effekt bestimmt werden. Wenn jedoch der Bestand für $(t+1)$ unterschätzt wird, dann würde die Mobilitätsrate eindeutig kleiner werden. An diesem Beispiel wird deutlich, daß es einer Vielzahl an Dummy-Variablen benötigen würde, um für den gesamten Zeitraum jede eventuelle Fehlermöglichkeit berücksichtigen zu können.

Neben dem Vorhandensein von Datenfehlern gibt es allerdings auch eine inhaltliche Erklärung der zu beobachtenden Schwankungen. Man kann unterstellen, daß es sich bei der Abwanderung landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte um zwei sich überlagernde Prozesse handelt: zum einen bewirkt die langfristige Entwicklung der ökonomischen Faktoren die Herausbildung eines Pools potentiell abwanderungsbereiter Landwirte von denen in Abhängigkeit der wirtschaftlichen Entwicklung und der Größe dieses Pools in jedem Jahr ein gewisser Teil abwandert. Daneben wirken noch eine Reihe regional-, alters- und qualifikationsspezifischer Faktoren, die kurzfristig zu Bestandsänderungen und dadurch zu Änderungen der Größe des Pools führen, was dann wiederum den langfristigen Wanderungsprozeß beeinflusst.

Die durch die oben genannten Gründe verursachten Schwankungen erschweren die Schätzungen und führen bei einigen Gleichungen zu deutlicher Autokorrelation in den Residuen. Zur Bereinigung dieser Störung hat es sich statt der üblichen autoregressiven Transformation der gesamten Gleichung⁶⁴ als wirksamer erwiesen, die endogene, verzögerte Variable als Erklärungsvariable in die Schätzungen mit einzubeziehen und gegebenenfalls bezüglich der lag-Struktur zu variieren. Dieses Verfahren führte in allen Gleichungen zur Freiheit von Autokorrelation, gemessen an den "Q -statistics" der Residuen für lag 1. Bei Einbeziehung höherer lags ergaben sich in den Gleichungen für den sukzessiven Tätigkeitswechsel ("AMTM2554") sowie die berufliche Mobilität ("AMVM2554") männlicher Familienarbeitskräfte gewisse Hinweise auf verbliebene

⁶⁴ Vgl. etwa Pindyck, R, Rubinfeld, D: *Econometric Models...a.a.O.*, S. 138ff.

Autokorrelation, die nur bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% zurückgewiesen werden konnten.

3.4.2 Selektion und Spezifikation

Ziel bei der Spezifikation der einzelnen Gleichungen war die möglichst vollständige Einbeziehung aller Erklärungsvariablen, die einen signifikant von Null verschiedenen Einfluß auf die zu erklärende Variable haben, und gleichzeitig Regressionskoeffizienten aufweisen, die bezüglich der Vorzeichen den oben diskutierten theoretischen Erwartungen entsprechen. Dabei wurden die Gleichungen zunächst ohne Beachtung des Simultanitätsproblems in Abhängigkeit sämtlicher Variablen, von denen ein Zusammenhang zu erwarten ist, geschätzt. Anschließend wurden diejenigen Variablen, deren Regressionskoeffizienten die geringsten t -Werte und/oder unplausible Vorzeichen aufwiesen, ausgeschlossen. Dieses Verfahren wurde solange fortgesetzt, bis in den einzelnen Gleichungen ausschließlich Variablen mit einem signifikant von Null verschiedenen Einfluß auf die zu erklärende Variable, sowie der Theorie konformen Vorzeichen der Regressionskoeffizienten, spezifiziert waren. Parallel zur Auswahl der signifikanten Erklärungsvariablen wurde auf eine möglichst hohe Schätzgüte der Gleichung, gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß⁶⁵, geachtet.

Neben der Variation durch Nichtberücksichtigung einzelner Variablen wurden auch unterschiedliche Funktionsformen, nämlich arithmetisch lineare, sowie halb- und doppellogarithmische, getestet. Dabei ergab sich, daß die besten Schätzungen mit arithmetisch linearen Funktionen erzielt werden konnten (nur für die der 55-jährig und älteren ergaben sich bessere Schätzungen mit logarithmierten Einkommensgrößen).

Im Anschluß wurde anhand des *Abzählkriteriums*⁶⁶ die Identifikation der einzelnen Gleichungen überprüft. Die in das Modell eingegangenen Spezifikationen sowie deren Schätzergebnisse sind in den Übersichten 5 bis 8 dargestellt.

Die Schätzung erfolgt nach der Methode der *Two-Stage Least Squares*. Dabei werden dem System die präterminierten Variablen, die zur Schätzung der endogenen, erklärenden Variablen in der ersten Stufe benötigt werden, gleichungsspezifisch vorgegeben⁶⁷.

⁶⁵ In den nachfolgenden Übersichten als „Adjusted R-squared“ bezeichnet.

⁶⁶ Vgl. etwa Pindyck, R, Rubinfeld, D: *Econometric Models...*a.a.O., S. 295.

3.4.3 Ergebnisse und Interpretation

3.4.3.1 Mobilität der vollbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte

Die Bestimmtheitsmaße der Schätzungen der Mobilität vollbeschäftigter männlicher Familienarbeitskräfte sind die höchsten innerhalb des Systems. Gemessen an Ergebnissen bei Schätzungen der Gesamtbestände erscheinen sie jedoch relativ unbefriedigend⁶⁸. In diesem Zusammenhang ist zu erwähnen, daß die vermeidlich größere Schätzgüte zum Teil auch durch die hohe Trendbehafung der Bestandsreihen sowie der Erklärungsvariablen, z. B. des Lohnsatzes, verursacht wird⁶⁹. Die Größenordnung der hier beobachteten Ergebnisse entspricht hingegen durchaus den Beobachtungen anderer Studien, die ebenfalls Änderungsraten schätzen⁷⁰.

Übersicht 5: Ergebnisse der Regressionsanalyse der Mobilität der vollbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte (1970-1995)

Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares

Sample: 1970 1995

Observations: 26

Determinant residual covariance 4.97E+08

Equation: AMVM1524 = C(11) + C(12)*PFLAB + C(13)*POUTAD2 + C(14)*BCLLAB(-1) + C(18)*AMVM1524(-1) + C(19)*AMVM1524(-2)

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) AMVM1524(-1) AMVM1524(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(11)	-16.65655	4.836355	-3.444029	0.0007
C(12)	-0.568529	0.106340	-5.346326	0.0000
C(13)	35.87060	7.650286	4.688792	0.0000
C(14)	-0.005560	0.000923	-6.022126	0.0000
C(18)	-0.339147	0.107853	-3.144526	0.0019
C(19)	-0.287888	0.088322	-3.259536	0.0013
R-squared	0.830015		Mean dependent var	2.984804
Adjusted R-squared	0.787519		S.D. dependent var	2.747949
S.E. of regression	1.266687		Sum squared resid	32.08990

Equation: AMVM2554 = C(21) + C(23)*POUTAD2 + C(24)*BCLLAB(-1) + C(27)*TM2554B + C(29)*AMVM2554(-1)

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) TM2554B AMVM2554(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
--	-------------	------------	-------------	-------

⁶⁷ In den folgenden Übersichten werden diese als „Instruments“ bezeichnet. Wenn als endogene Variablen sowohl Mobilitäten der älteren und jüngeren Altersgruppe in einer Gleichung spezifiziert werden, dann enthalten die „Instruments“ sowohl die beobachteten als auch die logarithmierten Werte der Einkommensvariablen.

⁶⁸ Peters (1985) beispielsweise ermittelte für den Bestand der vollbeschäftigten Familienarbeitskräfte ein Bestimmtheitsmaß von 0,9926.

⁶⁹ Braun, J.v.: Analyse und Projektion..., a. a. O., S. 149.

⁷⁰ Z. B. ebenda, S. 150.

C(21)	-143.9860	39.88021	-3.610461	0.0004
C(23)	98.88431	25.00451	3.954659	0.0001
C(24)	-0.012748	0.004022	-3.169840	0.0017
C(27)	0.139106	0.053285	2.610600	0.0096
C(29)	-0.555133	0.128263	-4.328101	0.0000

R-squared	0.690097	Mean dependent var	-3.706708
Adjusted R-squared	0.631068	S.D. dependent var	9.483487
S.E. of regression	5.760251	Sum squared resid	696.7904

Equation: $AMVM5579 = C(31) + C(32)*LOG(PFLAB) + C(33)*LOG(POUTAD2) + C(34)*BCLLAB(-1) + C(39)*AMVM5579(-1)$

Instruments: C LOG(PFLAB) LOG(POUTAD2) BCLLAB(-1) AMVM5579(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(31)	27.53199	19.97717	1.378173	0.1693
C(32)	-11.74911	6.364911	-1.845919	0.0660
C(33)	76.20800	21.15986	3.601536	0.0004
C(34)	-0.008825	0.002504	-3.523961	0.0005
C(39)	-0.370532	0.121023	-3.061666	0.0024

R-squared	0.764138	Mean dependent var	-8.882693
Adjusted R-squared	0.719212	S.D. dependent var	6.842421
S.E. of regression	3.625761	Sum squared resid	276.0689

Für alle drei Gleichungen erweisen sich jeweils Spezifikationen ohne Berücksichtigung endogener Variablen, also ausschließlich mit prädeternierten Bestimmungsfaktoren, als optimal. Dies verdeutlicht, daß Mobilitätsentscheidungen in dieser Kategorie offenbar relativ unabhängig von der gleichzeitigen Entwicklung der Arbeitskräftebestände in den übrigen Kategorien erfolgen.

Die Vorzeichen der Koeffizienten der Mobilität potentieller *Berufsanfängern* („AMVM1524“) entsprechen den theoretischen Überlegungen. Zudem weisen alle Parameter t -Werte auf, die mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter ein Prozent gegen Null gesichert sind. Die in dieser Reihe zu beobachtende Dynamik erfordert die Einbeziehung der endogenen Variable mit zwei unterschiedlichen „lags“.

Auch die Schätzung der *beruflichen Mobilität* („AMVM2554“) erfolgt ausschließlich durch prädeternierte Variablen, die statistisch hoch gesichert sind. Der Einfluß der Veränderung des Bestandes der teilbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte wird durch deren autonome Bestandsentwicklung („TM2554B“) abgebildet. Diese Variable ist als Anzahl der potentiellen Zuwanderer zu interpretieren und als prädeterniert anzusehen, da sie vom beobachteten Bestand der Vorperiode sowie den entsprechenden Wahrscheinlichkeiten abhängt. Das positive Vorzeichen ist Erwartungsgemäß, denn eine Zunahme der potentiellen Zuwanderer wirkt *ceteris paribus* positiv auf die Mobilität der Vollbeschäftigten.

Der Einfluß der Opportunitätskosten wurde wegen unplausiblen Vorzeichens und geringer Signifikanz nicht berücksichtigt. Die Ursache hierfür könnte Multikollinearität sein, da die Opportunitätskosten, die erwarteten Outputpreise und der bereinigte Bestand der teilbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte gleichen Alters zumindest in den siebziger Jahren stark trendbehaftet sind. Der Versuch, die Mobilität der Teilbeschäftigten direkt mit einzubeziehen führte nicht zu einer Verbesserung der Schätzgüte.

Die Änderungsraten der *Ruhestandseintritte* („AMVM5579“) können mit dem Modell ebenfalls weitestgehend nachvollzogen werden. Alle Koeffizienten sind deutlich gegen Null gesichert und haben die erwarteten Vorzeichen. Bemerkenswert und nicht erwartet ist die hohe statistische Signifikanz des Einflusses von Konjunktur und außerlandwirtschaftlicher Arbeitsmarktlage. Auf diesen Zusammenhang wird bei der folgenden Diskussion der Elastizitäten in Abschnitt 3.4.3.5 noch einzugehen sein.

Bei der Interpretation des Vorzeichens der erwarteten Outputpreise ist zu bedenken, daß es sich bei „AMVM5579“ im Untersuchungszeitraum ausschließlich um negative Mobilitätsraten handelt. Ein beispielsweise durch Preisstützungspolitik induzierter Anstieg der erwarteten Preise führt also *ceteris paribus* zu reduzierten Abnahmeraten und nicht etwa zu Nettozunahmen der 55-jährigen und älteren Familienarbeitskräfte.

3.4.3.2 Mobilität der vollbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräfte

Auch die Schätzungen der Mobilität vollbeschäftigter weiblicher Familienarbeitskräfte weisen, gemessen am korrigierten Bestimmtheitsmaß, eine relativ hohe Schätzgüte auf.

Die Mobilität der potentiellen *Berufsanfängerinnen* in dieser Kategorie wird hauptsächlich durch die landwirtschaftlichen Einkommenserwartungen sowie die Mobilität der teilbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräfte der gleichen Altersgruppe bestimmt. Dabei weisen beide Regressionskoeffizienten erwartungsgemäße Vorzeichen sowie ein hohes Signifikanzniveau aus.

Ein signifikanter Einfluß der Arbeitsmarkt- und Konjunkturlinien konnte mit den getesteten Zeitreihen nicht beobachtet werden. Daraus läßt sich allerdings nicht auf das generelle Fehlen einer entsprechenden Korrelation schließen.

Der Einfluß der Opportunitätskosten wirkt indirekt über die Mobilität der Teilbeschäftigten: steigende außerlandwirtschaftliche Verdienstmöglichkeiten senken nämlich die Zunahmen bei 15-24-jährigen teilbeschäftigten Männer. Daraus ergeben sich gleichgerichteten Änderung bei den teilbeschäftigten Frauen⁷¹. Sinken deren Zunahmeraten, dann steigt die Mobilität der Vollbeschäftigten Frauen in dieser Altersgruppe, da diese verstärkt im Betrieb die fehlende Arbeitskraft der außerbetrieblich erwerbstätigen Männer ersetzen müssen.

⁷¹ Vgl. die geschätzten Beziehungen für „AMTM1524“ in Übersicht 7 und „AMTW1524“ in Übersicht 8.

Übersicht 6: Ergebnisse der Regressionsanalyse der Mobilität der vollbeschäftigten weiblicher Familienarbeitskräfte (1970-1995)

Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares

Sample: 1970 1995

Observations: 26

Determinant residual covariance 4.97E+08

Equation: $AMVW1524 = C(41) + C(43)*POUTAD2 + C(46)*AMTW1524$

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) AMTW1524(-1) AMTW1524(-2)
AMTW1524(-3)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(41)	-3.757528	1.562362	-2.405030	0.0169
C(43)	4.497237	1.612148	2.789593	0.0057
C(46)	-0.169720	0.026431	-6.421159	0.0000

R-squared	0.595907	Mean dependent var	0.017440
Adjusted R-squared	0.560769	S.D. dependent var	1.316992
S.E. of regression	0.872830	Sum squared resid	17.52215

Equation: $AMVW2554 = C(51) + C(54)*BCLLAB(-1) + C(55)*ER2554W + C(56)*AMVW1524 + C(59)*AMVW2554(-1)$

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) ER2554W AMVW1524(-2) AMVW1524(-3)
AMVW2554(-1)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(51)	-16.76423	4.775871	-3.510192	0.0005
C(54)	-0.006697	0.004064	-1.647756	0.1006
C(55)	0.230849	0.079171	2.915829	0.0039
C(56)	3.058622	1.117767	2.736367	0.0066
C(59)	-0.390837	0.119926	-3.258981	0.0013

R-squared	0.857507	Mean dependent var	-2.475637
Adjusted R-squared	0.830365	S.D. dependent var	8.185636
S.E. of regression	3.371395	Sum squared resid	238.6924

Equation: $AMVW5579 = C(61) + C(63)*LOG(POUTAD2) + C(67)*AMVW2554 + C(69)*AMVW5579(-2)$

Instruments: C LOG(PFLAB) LOG(POUTAD2) BCLLAB(-1) AMVW2554(-1)
AMVW2554(-2) AMVW5579(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(61)	-2.775962	0.352350	-7.878421	0.0000
C(63)	13.11265	3.116938	4.206901	0.0000
C(67)	0.130315	0.033816	3.853690	0.0001
C(69)	-0.389827	0.111702	-3.489884	0.0006

R-squared	0.749329	Mean dependent var	-2.525549
Adjusted R-squared	0.715146	S.D. dependent var	2.204789
S.E. of regression	1.176733	Sum squared resid	30.46342

Zur Erklärung der *beruflichen Mobilität* erweisen sich drei Variablen als besonders signifikant. Neben dem Einfluß von Arbeitsmarkt und Konjunktur hat die Zunahme der Erwerbsquote im Untersuchungszeitraum den erwarteten Effekt. Der Einfluß der Mobilität der

potentiellen Berufsanfängerinnen gleicher Kategorie läßt sich hingegen schwerer interpretieren. Der Koeffizient ist aber hoch signifikant und in keiner Alternativspezifikation konnte auf diese Variable verzichtet werden. Wenn man annimmt, daß die Änderungsraten der potentiell vollbeschäftigten Berufseinsteigerinnen eng korreliert sind mit der Häufigkeit von Haushalten, die auf Grund ihrer internen Arbeitsallokation verstärkt auch weibliche Arbeitskräfte in den Betrieb einbinden und diesen zudem die Perspektive einer Vollbeschäftigung bieten können, z. B. Haushalte mit Wachstumsbetrieben in der Tierproduktion, dann könnte man die Mobilität der potentiellen Berufsanfängerinnen hier als Proxy-Variable für diese Haushalte interpretieren. Das positive Vorzeichen des Regressionskoeffizienten könnte so erklärt werden.

Die Mobilität der *Ruhestandseintritte* vollbeschäftigter weiblicher Familienarbeitskräfte wird durch die logarithmierten, erwarteten Outputpreise sowie die berufliche Mobilität der gleichen Kategorie erklärt. Dabei zeigt das positive Vorzeichen bezüglich der Preiserwartungen, daß analog zu den Ruhestandseintritten der vollbeschäftigten Männer bei positiven Preiserwartungen auch die Ruhestandseintritte der weiblichen vollbeschäftigten Familienarbeitskräfte zurückgehen.

Die endogene Variable „AMVW2554“ kann entsprechend der oben beschriebenen Zusammenhängen als Proxy-Variable interpretiert werden.

3.4.3.3 Mobilität der teilbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte

Die Schätzung der Mobilitäten in dieser Kategorie bereitete in der gesamten Analyse die größten Schwierigkeiten. Dies ist jedoch nicht unerwartet, wie durch folgende Überlegungen deutlich wird: wenn nämlich durch eine bestimmte Konstellation der mobilitätsrelevanten Faktoren die Abwanderungsbereitschaft von Familienarbeitskräften ansteigt, dann bedeutet das für den Bestand an Teilbeschäftigten einerseits eben Abwanderungen, andererseits aber auch die Zuwanderungen der zuvor Vollbeschäftigten, wodurch die per Saldo zu beobachtenden Änderungsraten nicht immer eindeutig interpretierbar sind⁷². Daneben gibt es sicher noch eine Reihe weiterer Einflußfaktoren, die im Modell nicht explizit berücksichtigt wurden.

Die Mobilitätsgleichungen dieser Kategorie weisen die niedrigsten Werte der korrigierten Bestimmtheitsmaße sowie die relativ geringste statistische Signifikanz bezüglich der geschätzten Para-

⁷² Auf diese Zusammenhänge wurde bereits im Abschnitt 3.4.1 hingewiesen.

meter auf. Da jedoch trotzdem statistisch signifikante Koeffizienten mit plausibel erklärbaren Vorzeichen ermittelt werden konnten, erscheint die Interpretation der Ergebnisse im Rahmen des gesamten Modells möglich

Als signifikanteste Variablen zur Bestimmung der Mobilität der potentiellen *Berufseinsteiger* wirken die Opportunitätskosten der Arbeit sowie die Preiserwartungen. Für den Einfluß von Konjunktur und Arbeitsmarkt konnten keine signifikanten Koeffizienten geschätzt werden, was vor allem an den, gemäß der oben beschriebenen Zusammenhänge, möglichen entgegengerichteten Auswirkungen dieser Variablen auf die Mobilität der Teilbeschäftigten liegen dürfte. Die Mobilität der vollbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte hat in dieser Altersgruppe ebenfalls keinen signifikanten Einfluß.

Der *sukzessive Tätigkeitswechsel* wird im Untersuchungszeitraum von allen exogenen Variablen nur durch die Opportunitätskosten der Arbeit direkt beeinflußt. Bei der Interpretation ist zu beachten, daß der Koeffizient in diesem Fall nur das Ausmaß der Wanderungen zwischen Landwirtschaft und übrigen Gewerbe bei einer Änderung der Opportunitätskosten beschreibt, denn die berufliche Mobilität der Vollbeschäftigten („AMVM2554“) wird bei der Regression explizit als Erklärungsvariable einbezogen und somit bei c.p. Änderung der Opportunitätskosten konstant gehalten. „AMVM2554“ wiederum beschreibt den isolierten Einfluß der beruflichen Mobilität der Vollbeschäftigten auf die Änderungsraten bei teilbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräften.

Bei der Mobilität der *Rentnerlandwirte* handelt es sich fast ausschließlich um Nettozunahmen. Dabei könnte es sich entweder um Zugänge aus der Vollbeschäftigung im Zuge eines sukzessiven Ruhestandseintritts oder um die „Rückkehr“ vormals abgewanderter Arbeitskräfte als Rentnerlandwirte handeln⁷³.

Übersicht 7: Ergebnisse der Regressionsanalyse der Mobilität der teilbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte (1970-1995)

Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares

Sample: 1970 1995

Observations: 26

Determinant residual covariance 4.97E+08

Equation: AMTM1524 = C(72)*PFLAB + C(73)*POUTAD2 + C(79)*AMTM1524(-1)

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) AMTM1524(-1)

⁷³ Vgl. Braun, J.v.: Analyse und Projektion..., a. a. O., S. 177.

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(72)	-0.984477	0.228098	-4.316025	0.0000
C(73)	33.87613	5.970042	5.674353	0.0000
C(79)	-0.581658	0.159679	-3.642679	0.0003
R-squared	0.429179		Mean dependent var	6.826169
Adjusted R-squared	0.379543		S.D. dependent var	6.704564
S.E. of regression	5.281125		Sum squared resid	641.4765

Equation: $AMTM2554 = C(81) + C(82)*PFLAB + C(86)*AMVM2554$

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) AMVM2554(-1) AMVM2554(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(81)	3.613778	2.999038	1.204979	0.2293
C(82)	-0.216365	0.122808	-1.761812	0.0793
C(86)	-0.170473	0.110823	-1.538246	0.1252
R-squared	0.381522		Mean dependent var	-0.506384
Adjusted R-squared	0.327741		S.D. dependent var	4.846906
S.E. of regression	3.974045		Sum squared resid	363.2398

Equation: $AMTM5579 = C(91) + C(93)*LOG(POUTAD2) + C(96)*AMTW5579 + C(97)*AMTM1524$

Instruments: C PFLAB LOG(PFLAB) POUTAD2 LOG(POUTAD2) BCLLAB(-1) AMTW5579(-1) AMTW5579(-2) AMTM1524(-1) AMTM1524(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(91)	3.080986	1.461762	2.107720	0.0360
C(93)	-15.90320	7.937129	-2.003647	0.0461
C(96)	0.108080	0.054267	1.991634	0.0474
C(97)	0.307031	0.151372	2.028326	0.0435
R-squared	0.381857		Mean dependent var	4.060246
Adjusted R-squared	0.297565		S.D. dependent var	5.349190
S.E. of regression	4.483231		Sum squared resid	442.1860

Für den Untersuchungszeitraum haben insbesondere drei Faktoren einen signifikant von Null verschiedenen Einfluß auf diese Zunahmen. Das negative Vorzeichen der logarithmierten Preiserwartungen ist dabei im Zusammenhang mit einem sukzessiven Ruhestandseintritt zu sehen. Wie nämlich bereits bei den Vollbeschäftigten gleicher Kategorie und Altersgruppe zu sehen war, reduzieren hohe Preiserwartungen die Abwanderung aus der Vollbeschäftigung und führen offenbar so zu geringeren Zunahmeraten der Teilbeschäftigten.

Die positive Korrelation mit der Mobilität der weiblichen Rentnerlandwirte kann durch den gemeinsamen Haushalt erklärt werden. Häufig dürfte es sich sogar um Ehepaare handeln. Diese Erklärung wird dadurch bestätigt, daß die umgekehrte Beziehung in der weiter unten erläuterten

Schätzung der Ruhestandseintritte von teilbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräften ebenfalls festgestellt werden konnte.

Die Erklärung des Einflusses der Mobilität der teilbeschäftigten potentiellen Berufseinsteiger ist weniger eindeutig. Möglicherweise handelt es sich um eine gemeinsame Bewirtschaftung des Betriebes durch Vater und Sohn.

3.4.3.4 Mobilität der teilbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräfte

Im Gegensatz zu den männlichen Arbeitskräften konnten für diese Kategorie Schätzungen erzielt werden, die in Bezug auf korrigiertes Bestimmtheitsmaß und statistische Signifikanz der Variablen den Resultaten bei den vollbeschäftigten Familienarbeitskräften entsprechen.

Für die Mobilität der potentiellen *Berufsanfängerinnen* ließen sich statistisch hoch signifikante Parameter bei drei Variablen schätzen. Der Koeffizient der Preiserwartungen gibt hier nur die Auswirkung einer veränderten Preiserwartung auf Neuzugänge in die Teilbeschäftigung sowie den Wechsel zwischen außerlandwirtschaftlicher Tätigkeit und Teilbeschäftigung an, da Interdependenzen zwischen Voll- und Teilbeschäftigten durch die endogene Variable „AMVW1524“ in der Gleichung bereits berücksichtigt werden. Die Bedeutung dieser Wechselbeziehung für die Mobilitätsraten potentieller Berufseinsteigerinnen in dieser Altersgruppe wird dadurch bestätigt, daß umgekehrt die Mobilität teilbeschäftigter weiblicher 15-24-jähriger ein Bestimmungsfaktor der Änderungsraten der potentiellen Berufseinstiege weiblicher Vollbeschäftigter ist.

Die positive Korrelation zwischen teilbeschäftigten männlichen und weiblichen Berufseinsteigern erscheint infolge der Bindung an den gemeinsamen Haushalt als nachvollziehbar⁷⁴.

Die Änderungsraten beim sukzessiven Tätigkeitswechsel werden durch Veränderungen auf dem Arbeitsmarkt beeinflusst. Das positive Vorzeichen kann einerseits darauf zurückzuführen sein, daß bei günstigen konjunkturellen und arbeitsmarktpolitischen Rahmenbedingungen weibliche Familienarbeitskräfte eine außerlandwirtschaftliche Tätigkeit aufnehmen und somit im landwirtschaftlichen Betrieb nur noch teilbeschäftigt sind, andererseits könnten die Zunahmen der teilbeschäftigten Frauen damit erklärt werden, daß die Arbeitsmarktlage gleichzeitig

⁷⁴ Ebenso ist auch eine positive Korrelation zur Mobilität potentieller männlicher Berufseinsteiger in die Vollbeschäftigung denkbar, erwies sich in dieser Gleichung jedoch als nicht signifikant.

mobilitätsfördernd auf vormals im Betrieb beschäftigte Männer wirkt, deren „Lücke“ durch die Frauen gefüllt werden muß.

Für den Einfluß der Erwerbsquote der weiblichen Bevölkerung gleichen Alters wird ein statistisch signifikant von Null verschiedener Einfluß mit negativem Regressionskoeffizienten geschätzt. Daraus läßt sich folgern, daß bei einer Zunahme der Erwerbsquote *ceteris paribus* auch die Erwerbsbeteiligung weiblicher Landwirtehaushaltsmitglieder zunimmt. Dies führt zu Abnahmeraten der Teilbeschäftigten zu Gunsten der vollbeschäftigten bzw. außerlandwirtschaftlichen Erwerbstätigkeit. Für den Untersuchungszeitraum überwog dieser Einfluß offenbar den gegenläufigen Effekt, daß nämlich bei steigender Erwerbsbeteiligung auch mit einer Zunahme der Teilbeschäftigung im Betrieb auf Kosten der ausschließlichen Tätigkeit im Haushalt zu rechnen ist.

Der positive Einfluß der Mobilität der 15-24-jährigen weiblichen Vollbeschäftigten kann analog zu „AMVW1524“ in der geschätzten Gleichung für „AMVW2554“ interpretiert werden, nämlich als Proxy-Variable für Haushalte, die auf Grund ihrer internen Arbeitsallokation verstärkt auch weibliche Arbeitskräfte in den Betrieb mit einbinden.

Übersicht 8: Ergebnisse der Regressionsanalyse der Mobilität der teilbeschäftigten weiblichen Familienarbeitskräfte (1970-1995)

Estimation Method: Weighted Two-Stage Least Squares

Sample: 1970 1995

Observations: 26

Determinant residual covariance 4.97E+08

Equation: $AMTW1524 = C(101) + C(103)*POUTAD2 + C(107)*AMVW1524 + C(108)*AMTM1524$

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) AMVW1524(-1) AMVW1524(-2) AMTM1524(-1) AMTM1524(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(101)	-33.16643	9.260569	-3.581468	0.0004
C(103)	34.14993	8.955566	3.813263	0.0002
C(107)	-5.610772	0.688656	-8.147424	0.0000
C(108)	0.538028	0.173875	3.094342	0.0022

R-squared	0.703137	Mean dependent var	3.207522
Adjusted R-squared	0.662656	S.D. dependent var	6.863717
S.E. of regression	3.986537	Sum squared resid	349.6344

Equation: $AMTW2554 = C(111) + C(114)*BCLLAB(-1) + C(115)*ER2554W + C(118)*AMVW1524$

Instruments: C PFLAB POUTAD2 BCLLAB(-1) ER2554W AMVW1524(-1) AMVW1524(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(111)	14.55378	11.37355	1.279616	0.2018
C(114)	0.018050	0.007527	2.398114	0.0172
C(115)	-0.328737	0.190406	-1.726504	0.0854
C(118)	13.59362	1.805837	7.527603	0.0000

R-squared	0.723104	Mean dependent var	-3.652391
Adjusted R-squared	0.685345	S.D. dependent var	15.75501
S.E. of regression	8.837633	Sum squared resid	1718.283

Equation: $AMTW5579 = C(121) + C(123)*LOG(POUTAD2) + C(126)*AMTW2554 + C(127)*AMTM5579$

Instruments: C LOG(PFLAB) LOG(POUTAD2) BCLLAB(-1) AMTW2554(-1) AMTW2554(-2) AMTM5579(-1) AMTM5579(-2)

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(121)	-28.57797	4.418779	-6.467391	0.0000
C(123)	98.20717	26.99597	3.637845	0.0003
C(126)	-0.837628	0.163922	-5.109907	0.0000
C(127)	3.183722	1.122591	2.836047	0.0049

R-squared	0.517219	Mean dependent var	-17.12892
Adjusted R-squared	0.451385	S.D. dependent var	16.54237
S.E. of regression	12.25269	Sum squared resid	3302.826

Im Gegensatz zu den männlichen *Rentnerlandwirten* sind die Änderungsraten bei den weiblichen Familienarbeitskräften auch in dieser Kategorie negativ⁷⁵. Für die Mobilität der weiblichen Rentnerlandwirte konnte unter den exogenen Variablen nur für die logarithmierten erwarteten Outputpreise ein signifikanter Einfluß geschätzt werden. Anders als bei den männlichen Rentnerlandwirten weist der Regressionskoeffizient ein positives Vorzeichen auf, d. h. bei steigenden Preiserwartungen verkleinern sich *ceteris paribus* die Abwanderungsraten. Im Untersuchungszeitraum kam dem bei einer Preissteigerung u.U. verminderten Zugang aus der Vollbeschäftigung, anders als bei den männlichen Teilbeschäftigten, offenbar nur geringe Bedeutung zu.

Der sukzessive Tätigkeitswechsel dieser Kategorie wirkt signifikant negativ auf die Mobilität der weiblichen Rentnerlandwirte. Die Ursache hierfür dürfte in der Substitution der älteren durch jüngere Teilbeschäftigte, bzw. umgekehrt eine vermehrte Einbeziehung der älteren Familienmitglieder bei Abwanderung der jüngeren, liegen.

Der positive Einfluß männlicher Rentnerlandwirte entspricht den umgekehrt bei den männlichen Teilbeschäftigten geschätzten Zusammenhängen und wurde über den gemeinsamen Hausstand erklärt.

3.4.3.5 Vergleich der Elastizitäten ausgewählter Bestimmungsfaktoren

Neben der Wirkungsrichtung der erklärenden Variablen ist u. U. auch der Vergleich ihres Einflusses auf die zu erklärenden Variablen von Bedeutung. Dies kann durch Betrachtung der Punktelastizitäten der jeweiligen Variablen erfolgen.

Allgemein ist zu dem Verlauf der Punktelastizitäten zu sagen, daß er im wesentlichen durch die Wahl der Funktionsform vorgegeben wird. Die Unterstellung einer bestimmten Funktionsform war aber durchaus nicht willkürlich, da die Wahl natürlich auf diejenige fiel, die, gemessen an statistischen Kennwerten, am besten dazu geeignet schien, die beobachteten Verhältnisse abzubilden.

Für die Punktelastizität arithmetisch linearer Funktionsformen gilt die folgende Beziehung:

⁷⁵ Ursache hierfür dürfte sein, daß die Erwerbsquote weiblicher Familienarbeitskräfte erst im Untersuchungszeitraum deutlich anstieg, demnach die älteren Frauen kaum außerlandwirtschaftlich erwerbstätig waren und somit der bei den Männern beschriebenen „Rückkehr“ als Rentnerlandwirt hier nur eine geringe Bedeutung zukommt.

$$(5) \quad E_{MB/X} = \frac{dMB}{dX} \cdot \frac{X}{MB} = a_x \cdot \frac{X}{MB}$$

mit: a_x Regressionskoeffizient der Variable X

Diese Elastizität gibt die prozentuale Änderung der Mobilität des Bestandes B (MB) bei einer Änderung der unabhängigen Variable X um ein Prozent an. Um die Interpretation zu erleichtern, werden die im folgenden kommentierten Elastizitäten nicht auf die prozentuale Änderung der Mobilitätsraten, sondern auf die des gesamten Bestandes der jeweiligen Kategorie bezogen⁷⁶:

$$(6) \quad E_{B/X} = E_{MB/X} \cdot \frac{MB}{B} = a_x \cdot \frac{X}{B}$$

Die so umgeformten Elastizitäten geben also an, um wieviel Prozent sich der Bestand B durch entsprechende Mobilität ändert, wenn sich die Variable X um ein Prozent ändert.

Im Folgenden soll anhand der Punktelastizitäten die Bedeutung einzelner Einflußfaktoren im Zeitablauf beschrieben werden. Bei der Interpretation steht vor allem der Vergleich der relativen Stärke des Einflusses eines Faktors auf verschiedene Arbeitskräftekategorien im Vordergrund.

Da die Mobilität der vollbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte ausschließlich mit prädestinierten Variablen erklärt werden konnte, liegt es nahe, beispielhaft einen Vergleich der Punktelastizitäten an dieser Kategorie vorzunehmen. Auf eine Darstellung der Elastizitäten der übrigen Kategorien bezüglich der exogenen Faktoren wird hier verzichtet, da diese in der Tendenz den dargestellten Verhältnissen entsprechen.

Wie der Übersicht 9 zu entnehmen ist, reagieren die Bestände der vollbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräfte zunehmend elastisch auf Änderungen der Einkommensvariablen, was im wesentlichen durch die Abnahme der Gesamtbestände und die statistisch begründete Wahl der arithmetisch linearen Funktionsform bedingt ist. Interessant ist jedoch, daß die stärksten Reaktionen bei den 15-24-jährigen zu beobachten sind. Dies erscheint plausibel, denn in dieser Altersgruppe dürften die Kosten der Mobilität am geringsten sein, da sie nicht durch Beschäftigungswechsel, sondern durch einen Neueinstieg erfolgt.

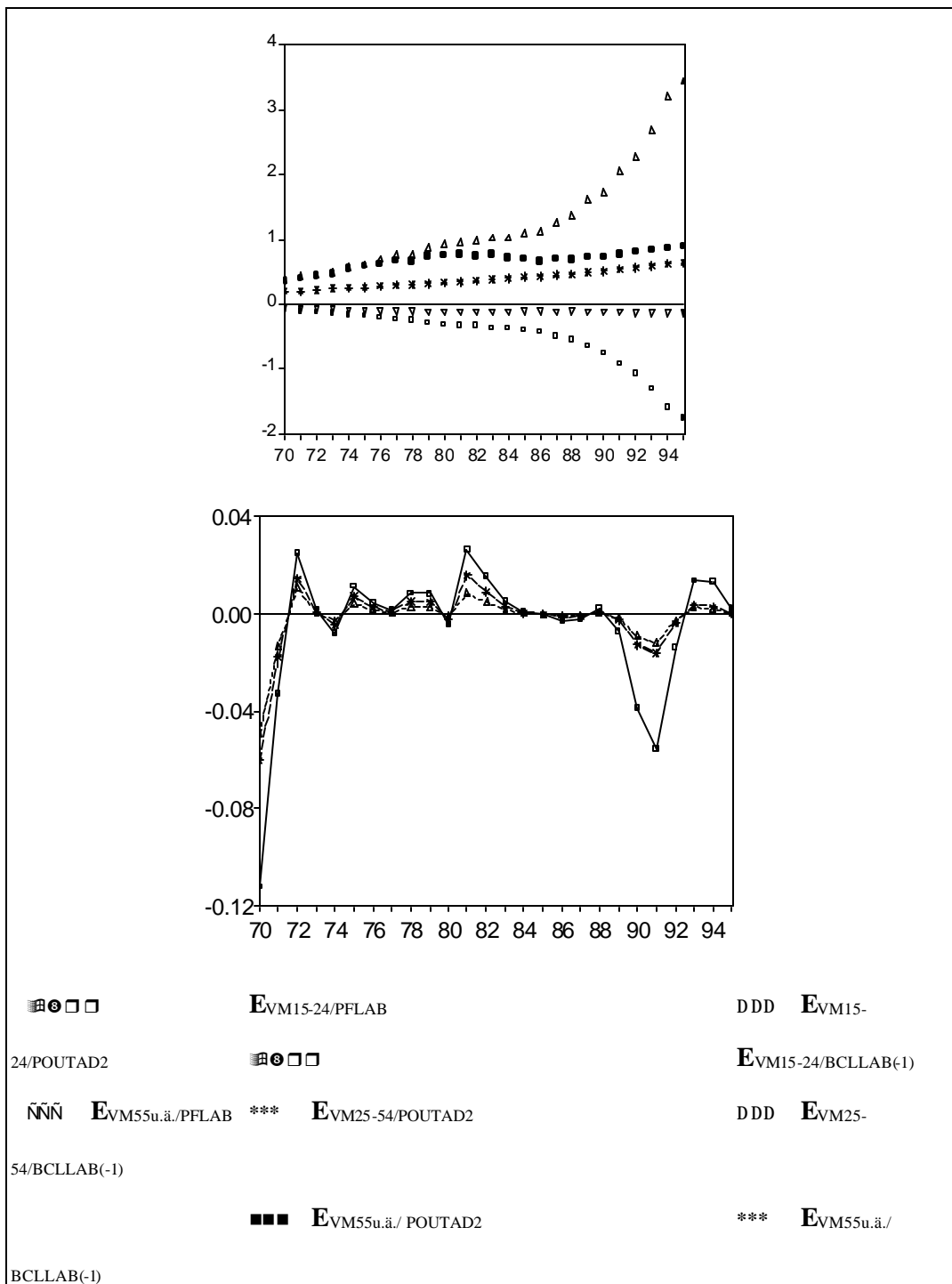
⁷⁶ Entsprechend gilt bei den rechtslogarithmischen Beziehungen: $E_{B,X} = a_x \times \frac{1}{B}$.

Die Elastizität der Ruhestandseintritte bezüglich des erwarteten Outputpreises (Einkommensmöglichkeiten) liegt über der entsprechenden Elastizität der beruflichen Mobilität in dieser Beschäftigungskategorie. Demnach haben sinkende Preis- und Einkommenserwartungen im untersuchungsrelevanten Zeitraum eine größere Wirkung auf die Zunahme der Ruhestandseintritte als auf die Abwanderung im Rahmen der beruflichen Mobilität. Umgekehrt bewirken steigende Einkommensmöglichkeiten eine vergleichsweise stärkere Reduktion der Ruhestandseintritte als in die mittleren Jahrgänge Zugänge etwa aus der Teilbeschäftigung heraus erfolgen. Diese Beobachtung ist nachvollziehbar, wenn man bedenkt, daß eventuelle Mobilitätshindernisse (z. B. Kosten des Arbeitsplatzwechsels, Verfügbarkeit einer außerland wirtschaftlichen Beschäftigungsmöglichkeit) für die berufliche Mobilität wesentlich größer sind als es für Ruhestandseintritte der Fall ist.

Der Einfluß der Opportunitätskosten auf die Mobilität der Ruhestandseintritte ist relativ gering. Um so erstaunlicher ist es, daß die Arbeitsmarkt- und Konjunkturvariable („BCLLAB“) einen nahezu gleich starken Einfluß auf die Bestände der 25-54-jährigen sowie der 55-jährig und älteren männlichen Vollbeschäftigten hat⁷⁷. Dies läßt sich u.U. darauf zurückführen, daß der Anteil der 50-60jährigen an den vollbeschäftigten männlichen Familienarbeitskräften in den Jahren mit vergleichsweise hohen Punkt Elastizitäten, insbesondere 1981 und 1991, relativ groß war und für präzisere Analysen eine weitere Dissaggregation der Mobilität der mittleren Jahrgänge erforderlich wäre. Bei den 15-24-jährigen verdeutlichen vergleichsweise große Punkt Elastizitäten bezüglich der Opportunitätskosten und „BCLLAB“ die Sensibilität der Mobilität in bezug auf die außerlandwirtschaftliche Arbeitsmarktlage.

⁷⁷ Das wechselnde Vorzeichen erklärt sich durch die Definition der Elastizität in Gleichung 6 sowie den Vorzeichenwechsel in „BCLLAB“ selbst. Da der Gesamtbestand immer positiv ist, wird das Vorzeichen der Elastizität durch das von „BCLLAB“ und den (bis auf denjenigen bei „AMTW2554“) negativen Regressionskoeffizienten bestimmt.

Übersicht 9: Vergleich der Punktelastizitäten der Änderungsraten der Bestände vollbeschäftigter männlicher Familienarbeitskräfte bezüglich der erklärenden Variablen (in Prozent/ 1970-1995)



4 Zusammenfassung

Im Rahmen dieser Arbeit wurde die Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte untersucht. Die Analyse der Gesamtänderungsraten ergab für vollbeschäftigte Familienarbeitskräfte jährliche Verminderungen zwischen 5% und 7%, für männliche Teilbeschäftigte zwischen 0% und 3% sowie für weibliche Teilbeschäftigte zwischen 3% und 5%.

Mit Hilfe der Kohortenanalyse wurden aus den zum Teil durch eigene Berechnungen ergänzten statistischen Angaben zur Entwicklung der Bestände nach Altersgruppen die demographisch bedingten Abnahmeraten, die in Tod und Erwerbsunfähigkeit ihre Ursache haben, isoliert.

Die über diese Demographische Komponente hinausgehenden Änderungsraten wurden in Abhängigkeit des Alters und der Beschäftigungskategorie als Mobilität bzw. Ruhestandseintritt interpretiert. Die einzelnen Jahrgangsmobilitäten werden zu den folgenden Mobilitätskomponenten zusammengefaßt:

⇒ Mobilität der potentiellen Berufsanfänger	(15 £ X < 25)
⇒ berufliche Mobilität	(Vollbeschäftigte) (25 £ X < 55)
sukzessiver Tätigkeitswechsel	(Teilbeschäftigte)
⇒ Ruhestandseintritte	(Vollbeschäftigte) (55 £ X)
Mobilität der Rentnerlandwirte	(Teilbeschäftigte)

Ein Großteil der Gesamtänderung des Bestandes der Familienarbeitskräfte ließ sich auf die autonome Verminderung und das Ausscheiden im höheren Alter zurückführen. Bei vollbeschäftigten Familienarbeitskräften konnte über den gesamten Zeitraum hinweg Zuwächse nur für die *potentiellen Berufsanfänger* berechnet werden. Die Bedeutung der Altersstruktur für die gesamten Abnahmeraten der Vollbeschäftigten wurde indes daran deutlich, daß der Anteil der arbeitsmarktrelevanten *beruflichen Mobilität* an der Gesamtverminderung in dieser Kategorie, unter 20% betrug.

Der Bestand männlicher Teilbeschäftigter konnte als einziger fast über den gesamten Zeitraum hinweg positive Mobilitätsraten für die meisten Altersgruppen verzeichnen. Allerdings waren auch für diese Kategorie die autonomen Abnahmeraten mit jährlich ca. 3% größer als die Zuwächse, so daß per Saldo eine wenn auch geringere Bestandsabnahme resultierte.

Bis Mitte der 80er Jahre war für alle vollbeschäftigten sowie für die weiblichen teilbeschäftigten Familienarbeitskräfte eine Verminderung der jährlichen Abnahmeraten zu beobachten. Diese wurde durch sinkende Abnahmeraten der Mobilitätskomponenten bzw. durch steigende Zuwachsraten der Berufsanfänger verursacht.

In der Folgezeit stiegen die mobilitätsbedingten Abnahmeraten wieder an bzw. die Zunahmeraten der Berufsanfänger sanken, so daß auch die jährlichen Gesamtabnahmeraten wieder größer wurden.

Die Hauptschwierigkeit bei der empirischen Umsetzung des theoretischen Erklärungsmodells bestand in der Approximation der Einkommenserwartungen sowie der Opportunitätskosten landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte. Entsprechend der Erweiterung des theoretischen Erklärungsmodells können die Opportunitätskosten bedingt durch bestimmte Präferenzen, stark begrenzte Verfügbarkeit außerlandwirtschaftlicher Arbeitsplätze im ländlichen Raum, unzureichender Qualifikationsmerkmale für außerlandwirtschaftliche Tätigkeiten und ähnliches zum Teil erheblich vom Durchschnitt der außerlandwirtschaftlichen Arbeitnehmerverdienste abweichen. Insbesondere eine Differenzierung der Opportunitätskosten nach Alter und Geschlecht konnte durch die im Modell spezifizierten Variablen nicht direkt berücksichtigt werden. Dies gilt auch für den Einfluß bestimmter agrarstrukturpolitischer Maßnahmen zur Förderung der Arbeitsmobilität, wie etwa der Landabgabe- bzw. Produktions aufgaberechte. Eine Erweiterung des Modells an dieser Stelle wäre geboten, konnte jedoch im Rahmen dieser Arbeit aus Zeitgründen leider nicht erfolgen.

Die Abbildung der erwarteten Einkommensmöglichkeiten durch adaptive Preiserwartungen erscheint plausibel. Die erwarteten Inputpreise konnten wegen unplausibler Ergebnisse nicht im Modell berücksichtigt werden.

Interdependenzen zwischen den einzelnen Beschäftigungskategorien wurden durch die Einbeziehung endogener Variablen als Erklärungsvariablen im Rahmen der Schätzung des gesamten Gleichungssystems nach dem *Two-Stage Least Squares* Verfahren berücksichtigt.

Die Entwicklung der nicht demographisch bedingten Änderungsraten vollbeschäftigter männlicher sowie voll- und teilbeschäftigter weiblicher Familienarbeitskräfte konnte durch das Modell recht gut nachvollzogen werden. In fast allen Gleichungen wurden für die Opportunitätskosten, die erwarteten Outputpreise und die Arbeitsmarktlage, die durch die Varianz eines

Geschäftsklimaindexes und des Arbeitskräftemangels in der Industrie abgebildet wurde, signifikante und gemäß der Vorzeichen erwartete Regressionskoeffizienten geschätzt. Für die Mobilität weiblicher Familienarbeitskräfte ergaben sich signifikante, wenn auch nicht ganz einfach zu erklärende Interdependenzen zu den Mobilitäten verschiedener anderer Altersgruppen. Außerdem konnte für die zunehmende Erwerbsbeteiligung der weiblichen Bevölkerung, abgebildet durch die entsprechende Erwerbsquote, ein signifikanter Einfluß mit plausiblen Vorzeichen für Voll- und Teilbeschäftigte ermittelt werden.

Die Schätzungen der Mobilität männlicher Teilbeschäftigter erreichte keine den übrigen Ergebnissen vergleichbaren Resultate. Die Ursache hierfür wurde einerseits in möglichen Gegenläufigkeiten der Wirkungsrichtungen bestimmter Erklärungsvariablen auf die Mobilität teilbeschäftigter Arbeitskräfte, welche die Ausprägung des per Saldo zu beobachtenden Effekts reduzieren und so die Schätzung statistisch signifikanter Parameter unmöglich machen können, andererseits in einem vor allem für die älteste Altersgruppe vermutlichen nicht ausreichenden Grad der Differenzierung vermutet. Dennoch war eine sinnvolle Interpretation der geschätzten Parameter möglich.

Die ökonometrischen Schätzungen haben gezeigt, daß es in dem beobachteten Zeitraum durchaus möglich war, die Bestimmungsgründe der über die demographisch bedingte Verminderung hinaus gehenden Änderungsraten landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte durch das skizzierte theoretische Erklärungsmodell abzubilden bzw. Grundtendenzen wie die bis Mitte der 80er Jahre abnehmenden und nachfolgend deutlich zunehmenden Abwanderungsraten zu erklären.

Mögliche Verbesserungsansätze bestehen in der Einbeziehung weiterer Erklärungsvariablen wie etwa der Landabgabe- bzw. Produktionsaufgaberente oder der Produktionskosten.

Darüber hinaus verspricht vor allem die Erweiterung des Analysezeitraumes auf zumindest die zweite Hälfte der 60er Jahre, für die eine relativ große Varianz der Arbeitsmarkvariablen zu beobachten ist, eine wesentlicher Verbesserung gegenüber den bisherigen Schätzungen.

Die Genauigkeit des statistischen Datenmaterials könnte u.U. durch die Berücksichtigung unveröffentlichter Daten des Statistischen Bundesamtes über die Bestände der einzelnen Jahrgänge, die im Rahmen dieser Untersuchung nur näherungsweise mit einem Interpolationsverfahren ermittelt werden konnten, verbessert werden.

Bei der Kohortenanalyse könnte die Berücksichtigung von, über den relativ langen Untersuchungszeitraum hinweg, variablen Überlebens- und Erwerbsfähigkeitswahrscheinlichkeiten die Präzision der Berechnungen verbessern.

Literaturverzeichnis

- Barkley, P.A.: The Determinants of the Migration of Labour out of Agriculture in the United States, 1940-85, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 72 (1990), S.567-573.
- Berg, E.: Ein Simulationsmodell zur Darstellung der Arbeitskräfte- und Flächenmobilität in der Landwirtschaft, Habilitationsschrift, Universität Bonn 1979.
- Braun, J. v.: Analyse und Projektion der Arbeitskräfteentwicklung in der Landwirtschaft der Bundesrepublik Deutschland, *Agrarwirtschaft*, Sonderheft 77 (1979).
- Burose, C.: Bestimmungsgründe der Einkommen und der Einkommensstruktur der Landwirte-Haushalte in der Bundesrepublik Deutschland von 1972 bis 1991, *Agrarwirtschaft*, Jg. 43 (1994), S. 351-362.
- Cosler, T.: Regional Differenzierte Analyse der Arbeitskräftemobilität in Nordrhein-Westfalen. Diplomarbeit, Bonn 1988.
- Dennukat, G., Haßkamp, H.: Die Landwirtschaftszählung 1971, *Wirtschaft und Statistik*, 1971, H.5, S. 275-283.
- Fasterding, F: Erwerbskombinationen bei Inhabern landwirtschaftlicher Betriebe sowie ihren Familienangehörigen in der Bundesrepublik Deutschland. In: Schriftenreihe des Bundesministeriums für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten, Reihe A, Heft 383: Erwerbskombinationen in der Landwirtschaft, Münster 1990, S.111 - 124.
- Gale, F.G.: Why did the number of Young Farm Entrants decline?, *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 75 (1993), S. 138-146.
- Guth, E.: Analyse des Marktes für landwirtschaftliche Arbeitskräfte, *Agrarwirtschaft*, Sonderheft 52 (1973).
- Hanf, C.H., Doppler, W.: Zum derzeitigen Stand der angewandten Mobilitätsforschung. In: Schmitt, G. (Hrsg.): Mobilität der landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren und regionale Wirtschaftspolitik, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 9, München 1972, S 199-220.
- Heidhues, T.: Ursachen und Ausmaß der unzureichenden Faktormobilität in der Landwirtschaft. In: Schmitt, G. (Hrsg.): Mobilität der landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren und regionale Wirtschaftspolitik, Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Bd. 9, München 1972, S. 35-68.
- Henrichsmeyer, W.: Auswirkungen der „neuen EG-Agrarpolitik“ auf die deutsche Landwirtschaft, *Bericht über Landwirtschaft*, Jg. 65 (1986), S. 361-370.
- Henrichsmeyer, W., Witzke, H.P.: Agrarpolitik Band 1, Agrarökonomische Grundlagen, Stuttgart 1991.
- Hübler, O: Ökonometrie, Stuttgart 1989.
- Knirm, C, Krull, M. und Peters, R.: Familienstrukturen in Stadt und Land. Eine Untersuchung der Rollenbeziehung zwischen Ehegatten, den Eltern und Kindern und den Generationen, Bonn 1974.
- OECD: Farm Employment and Economic Adjustment. Paris 1994.

- Pavel, F.: Analyse der Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Arbeitskräfte in Westdeutschland, Diplomarbeit, Universität Bonn, 1997.
- Peters, W: Einflüsse der Agrarpolitik auf die Agrarstruktur. Arbeitsbericht aus dem Institut für Strukturforschung der FAL Völckenrode. In: Berichte über Landwirtschaft, Bd. 63 (1985), S. 187-210.
- Pindyck, R, Rubinfeld, D: *Econometric Models and Economic Forecasts*, 3^d Edition, New York 1991.
- Schmitt, G, Andermann, G.: Die Bestimmungsgründe des agrarstrukturellen Anpassungsprozesses in der Bundesrepublik Deutschland 1960 bis 1992: Eine quantitative Analyse der Entwicklung des landwirtschaftlichen Arbeitseinsatzes. Institut für Agrarökonomie der Universität Göttingen, Diskussionsbeitrag 9504, Göttingen 1995.
- Schneeweiß, H: *Ökonometrie*, 4. überarbeitete Auflage, Würzburg, Wien 1990.
- Strohm, R.: Verlaufsformen der Faktormobilität im Agrarstrukturwandel ländlicher Regionen. In: Isermeyer, F. und Scheele, M. (Hrsg.): *Ländliche Regionen im Kontext agrarstrukturellen Wandels. Entwicklungen und Potentiale*, Kiel 1995, S. 221-236.

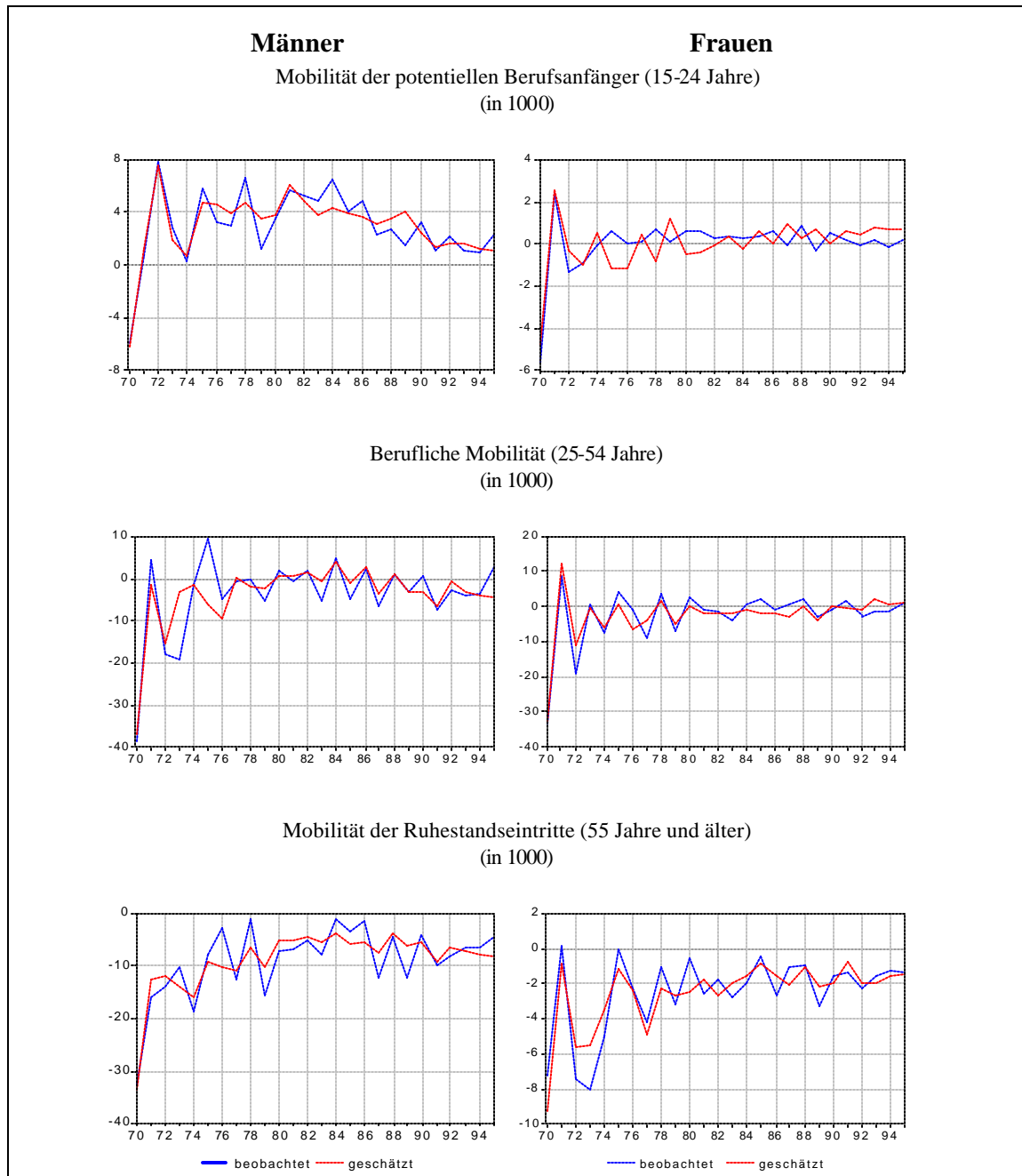
Statistiken:

- Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten: *Agrarbericht der Bundesregierung*, Bonn, versch. Jgg.
- ifo-Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.): *ifo Spiegel der Wirtschaft, Struktur und Konjunktur in Bild und Zahl*, München, versch. Jgg.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (Hrsg.): *Quantitative und Qualitative Vorausschau auf den Arbeitsmarkt der Bundesrepublik Deutschland - Stufe 3, Teil 2: Tabellenband*. In: *Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung*, 8.1, Nürnberg 1977, S. 65-67.
- Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): *Allgemeine Sterbetafel 1986/88*. In: *Wirtschaft und Statistik*, 1991, H. 6, Tabellenteil S. 238ff.
- Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): *Fachserie 3 (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei), Reihe 2.2, Arbeitskräfte, Jahrgänge 1975 bis 1995*.
- Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): *Fachserie 3, Landwirtschaftszählung 1971, Heft 7*.
- Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): *Fachserie 3, Reihe 2.1.1, Betriebsgrößenstruktur*, versch. Jgg.
- Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): *Fachserie B (Land- und Forstwirtschaft, Fischerei), Reihe 5, Betriebe, Arbeitskräfte und technische Betriebsmittel, II. Arbeitskräfte, Jahrgänge 1964/65 bis 1974*.
- Statistisches Bundesamt Wiesbaden (Hrsg.): *Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland*, Wiesbaden, versch. Jgg.
- Witzke, H.P. (1996): *Agrarian Structure and Profit Functions for the German Agricultural Sector*, Contributed Paper for the VIII EAAE Congress in Edinburgh.

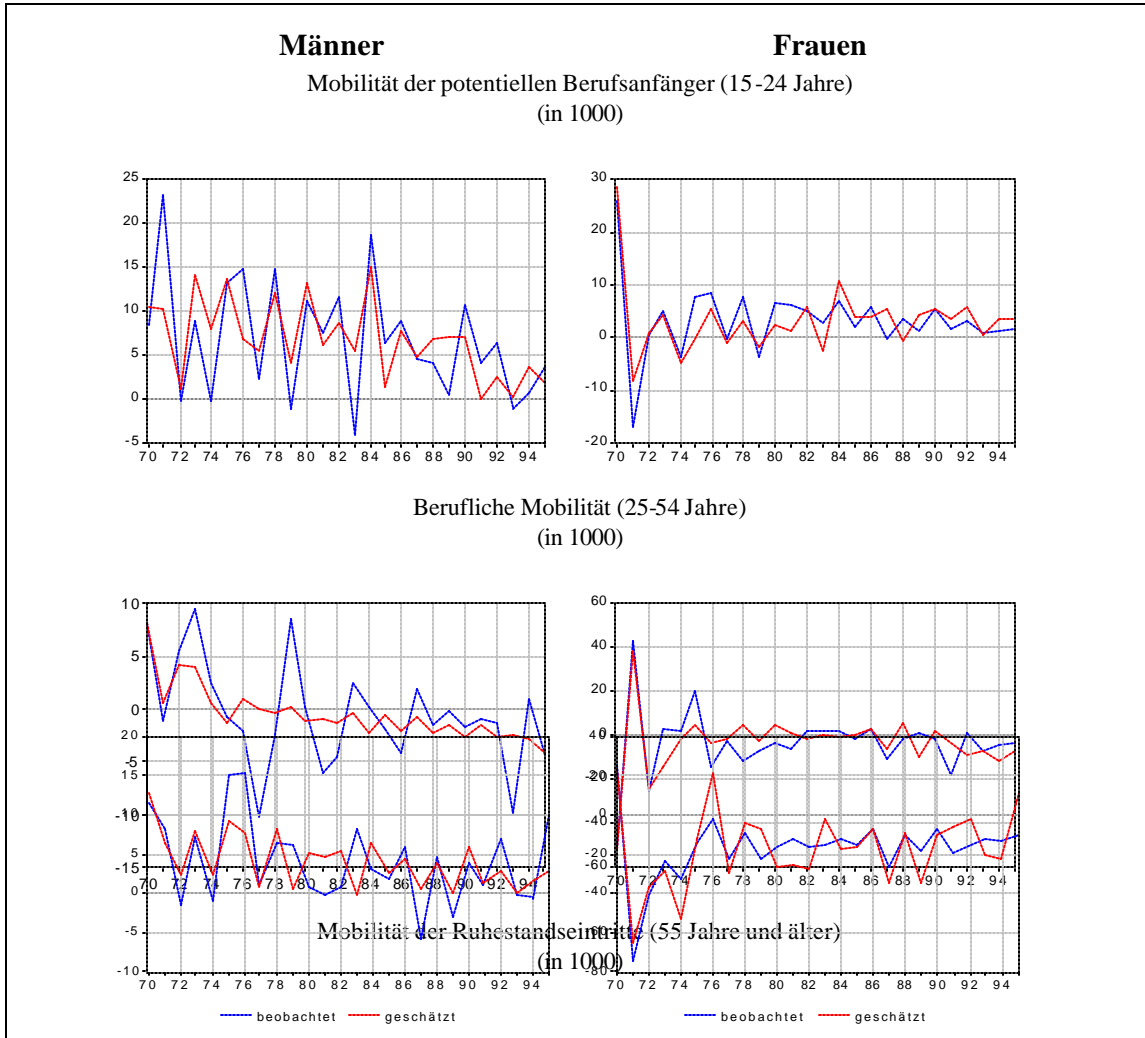
ANHANG

**GRAFISCHE VERGLEICHE
GESCHÄTZTER UND BEOBACHTETER MOBILITÄTEN**

Übersicht 10: Geschätzte und beobachtete Mobilität der vollbeschäftigten Familienarbeitskräfte (1970-1995)



Übersicht 11: Geschätzte und beobachtete Mobilität der teilbeschäftigten Familienarbeitskräfte (1970-1995)



List of Agricultural and Resource Economics Discussion Papers:

- 96-01: Witzke, Heinz Peter: Capital Stocks and their user costs for West German Agriculture: A documentation.
- 96-02: Heckelei, Thomas; Mittelhammer, Ron C.: Bayesian Bootstrap Analysis of Systems of Equations.
- 96-03: Karl, Helmut; Krämer-Eis, Helmut: Environmental and regional problems of contaminated sites.
- 96-04: Ranné, Omar: Ökonomische Überlegungen zum Begriff des Öko-Dumping.
- 96-05: Karl, Helmut; Orwat, Carsten: Ökonomische Analyse der geplanten EU-Richtlinie zur integrierten Vermeidung und Verminderung von Umweltverschmutzung.
- 97-01: Heckelei, Thomas; Ron. C. Mittelhammer; Thomas I. Wahl: Bayesian Analysis of a Japanese Meat Demand System: A Robust Likelihood Approach
- 97-02: Pavel, Ferdinand: Analyse der Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte in Westdeutschland.