



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.*

Witzke, H. P.; Heckelei, T.: Betrieblicher Strukturwandel unter dem Einfluss ökonomischer Rahmenbedingungen. In: Heißenhuber, A.; Hoffmann, H.; von Urff, W.: Land- und Ernährungswirtschaft in einer erweiterten EU. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 34, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1998), S.279-287.

BETRIEBLICHER STRUKTURWANDEL UNTER DEM EINFLUSS ÖKONOMISCHER RAHMENBEDINGUNGEN

von

H. P. WITZKE und T. HECKELEI*

1 Einleitung

Zwischen den verschiedenen Regionen Europas bestehen markante Unterschiede in der Agrarstruktur, insbesondere bei Einbeziehung der möglichen Beitrittsländer zur EU. Die unterschiedlichen historischen Ausgangsbedingungen haben auch in Ost- und Westdeutschland zu gravierenden Strukturunterschieden geführt, die sich langsamer als erwartet anzugleichen scheinen. In diesem Beitrag wird aus den zahlreichen Charakteristika der Agrarstruktur, z.B. zur Produktions-, Faktoreinsatz-, Betriebsgrößen- und Haushaltsstruktur, eine einzige Variable zur empirischen Analyse herausgegriffen. Dies ist die Gesamtzahl landwirtschaftlicher Betriebe, deren Veränderung deutlichen kurz- und mittelfristigen Schwankungen unterliegt. So stellte sich der Strukturwandel in Westdeutschland in den 50er und Anfang der 60er Jahre mit jährlichen Abnahmeraten der Betriebe von rd. 1,5% zunächst eher gemächlich dar, beschleunigte sich dann jedoch auf Maximalwerte über 4% (Dreijahresmittel) Anfang der 70er Jahre. Nachfolgend verlangsamte er sich bekanntlich bis in die Mitte der 80er Jahre hinein (Abnahme unter 2%), kam seitdem jedoch wieder zunehmend in Fahrt, so daß sich die Betriebe in einzelnen Jahren wieder um über 4% verminderten.

Dieser Beitrag versucht also, die stark schwankende Abnahme der Betriebe in Westdeutschland in einer ökonomischen Analyse für den Zeitraum 1960-95 zu erklären. Das Hauptinteresse gilt dabei der Frage nach den Auswirkungen der Preispolitik auf den betrieblichen Strukturwandel. Man kann davon ausgehen, daß "tendenziell sinkende Agrarpreise und steigende außerlandwirtschaftliche Löhne die Bodennachfrage in Wachstums- und Abstockungsbetrieben reduzieren, wobei es prinzipiell von der Relation der Nachfragereduktion in den beiden Betriebstypen abhängt, ob der Bodentransfer hierdurch zunimmt oder abnimmt" (HENRICHSMAYER, WITZKE 1991, S. 375). Die Auswirkung einer Preisstützungspolitik auf den Bodentransfer zwischen den Betrieben und damit auf den Strukturwandel ist also eine empirische Frage, die in deutschen Untersuchungen zuletzt aber recht eindeutig im Sinne eines hemmenden Einflusses beantwortet wurde (BALMANN 1996, S. 364, SCHMITT 1996). In der anglo-amerikanischen Literatur wird dieser Einfluß dagegen kontroverser gesehen. So differenziert etwa Tweeten nach der Fristigkeit (zitiert nach HARRINGTON, REINSEL 1995, S. 11): "In the short run, subsidy programs keep smaller or less efficient farms from being forced out of business by cushioning some of the downward price risk. However, subsidy programs which provide benefits based on volume of production channel larger rents to larger farms, and thus exacerbate farm consolidations in the long run".

* Dr. H. Peter Witzke, Dr. Thomas Heckelei, Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn, Institut für Agrarpolitik, Marktforschung und Wirtschaftssoziologie, Nußallee 21, 53115 Bonn

Im folgenden Abschnitt 2 wird zunächst der theoretische Hintergrund agrarstrukturellen Wandels auf informelle Weise entwickelt, aus dem heraus die zu berücksichtigenden Variablen und deren Eigenschaften abzuleiten sind. Abschnitt 3 erläutert die Art und Quellen der einbezogenen Daten. In Abschnitt 4 werden das ökonometrische Schätzmodell entwickelt und die dabei verwendeten Techniken erläutert. Der Abschnitt 5 enthält die wichtigsten Ergebnisse und Abschnitt 6 die Schlußfolgerungen.

2 Theoretisches Konzept zur Erklärung des Agrarstrukturwandels

Geht man bei der Erklärung der Agrarstruktur von der Mikroökonomie aus, so stellt sie sich dar als summiertes Ergebnis der individuellen Entscheidungen in den landwirtschaftlich erwerbstätigen Familienwirtschaften (oder "Unternehmens-Haushalts-Komplexen") eines Jahres (N_t). Jede dieser *Familienwirtschaften* ist in einem Jahr t gekennzeichnet durch

- die Charakteristika der Personen wie Alter, Humankapital, Präferenzen, Risikoneigung, Erwartungsbildung,
- die Bestände quasi-fixer Faktoren, deren Veränderung Anpassungskosten verursacht, und
- die finanzielle Ausgangslage, d.h. Vermögen und als gegeben anzusehende Einkommensströme.

Für die Entscheidungsprozesse gelten in den Familienwirtschaften weitgehend, aber nicht vollständig gleichartige *Rahmenbedingungen* aus drei Bereichen:

- Institutionen und Politik: Hierunter sollen einerseits relevante Elemente der Agrarverfassung wie das Steuer-, Erb-, Pacht- und Grundstücksverkehrsrecht verstanden werden. Andererseits ist an strukturelevante Maßnahmen der Agrarpolitik zu denken, und zwar nicht nur an die Strukturpolitik im engeren Sinne, sondern auch an nicht struktureneutrale Ausgestaltungen anderer Aktionsbereiche wie der Sozial- und der Marktpolitik (EU-Agrarreform, Milchquoten).
- Märkte: Produkt- und Faktorpreise beeinflussen die Entscheidungen der Familienwirtschaften, aber auch die real bestehenden Marktunvollkommenheiten wie Arbeitslosigkeit, marktmäßige Skaleneffekte und Kreditrationierung.
- Technologie: Hier sind technologische Skaleneffekte zu nennen, die zu stark ansteigenden Durchschnittskosten in kleinen Betriebsgrößen führen, ebenso wie innerbetriebliche Transport- und Transaktionskosten, die bei sehr hoher Betriebsgröße an Bedeutung gewinnen können. Der technische Fortschritt ist häufig nicht größenneutral und wird oft als arbeitssparend angesehen.

Die gesamten, prinzipiell simultanen Entscheidungen der Familienwirtschaften determinieren die *Ergebnisse* in den Handlungsbereichen

- Produktionsprogramm und Vorleistungseinsatz,
- Investition und Ersparnis,
- Zeitallokation der Personen und die
- Nettobodennachfrage, als Differenz der gesamten Bodennachfrage und der Eigenflächen.

Die Ergebnisse in Periode t bestimmen teilweise die Ausgangslage für die Periode $t+1$. Dies gilt offensichtlich für die quasifixen Faktoren und die Finanzlage, aber auch für die herrschenden Preise, hier wiederum nur zum Teil über die Märkte, zum Teil aber auch über die Einkommensorientierung der Agrarpolitik.

Mindestens über den lokalen Bodenmarkt, sei es als Pacht- oder als Kaufmarkt, sind die Entscheidungen der Familienwirtschaften simultan verknüpft, denn bei weitgehend exogen bestimmter Gesamtfläche müssen sich die Nettobodennachfragen zu Null aufaddieren. Die Be-

stimmungsfaktoren des Strukturwandels müssen die Wettbewerbsfähigkeit der Betriebe auf dem Bodenmarkt demnach in irgendeiner Weise *unterschiedlich* verändern. Würde z.B. eine Agrarpreissteigerung die Bodennachfrage aller Betriebe *gleichmäßig* um einen bestimmten Betrag steigern, so wäre ein Struktureffekt nicht meßbar.

Zu den nicht struktureutralen Einflußgrößen sind sicherlich *Lohnsteigerungen* zu rechnen. Diese induzieren zwar tendenziell in allen Betrieben eine Einschränkung des Arbeitseinsatzes, aber Skaleneffekte können die Verminderung des Arbeitseinsatzes auf weniger als 0,5 AK/Betrieb unrentabel machen. Daher kann die ökonomisch induzierte Abwanderung der Arbeit die vollständige Aufgabe von (kleinen) Betrieben mit sich bringen, wenn der Einstieg in den Nebenerwerb oder die weitergehende Reduktion des betrieblichen Arbeitseinsatzes technologisch schwierig ist. Wegen der engen Verbindung zur Arbeitsmobilität sollten darüber hinaus auch hierfür relevante Variablen, wie die Entwicklung der Arbeitslosigkeit oder der Altersstruktur landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte, wichtig für den betrieblichen Strukturwandel sein.

Steigende *Kapitalkosten* werden den betrieblichen Strukturwandel tendenziell bremsen. Dies beruht darauf, daß sie besonders die Wettbewerbsfähigkeit von Wachstumsbetrieben beeinträchtigen, die tendenziell kapitalintensiver produzieren und in größerem Umfang investieren. Sie werden daher in ihrer Konkurrenzkraft auf dem Bodenmarkt gegenüber den potentiellen Abstockungsbetrieben geschwächt, so daß der Strukturwandel verlangsamt wird.

Beim *technischen Fortschritt* sind Struktureffekte insbesondere dann erwartbar, wenn er, wie bei mechanisch-technischen Neuerungen, arbeitssparend und nicht größenneutral ist (s.o.). Weiterhin verschlechtern neue technische Möglichkeiten auch die relative Konkurrenzfähigkeit schlecht qualifizierter Betriebsleiter. Da der technische Fortschritt teilweise gerade den Betriebsgrößenstrukturwandel reflektiert, ist er als endogene Größe anzusehen und in der empirischen Analyse über Instrumentalvariablen abzubilden.

Die Einflüsse von *Produkt- und Vorleistungspreisen* sind nicht eindeutig und hängen von den Eigenschaften der Produktionstechnologie ab (LEATHERS 1992), die bestimmt, ob es eher die potentiellen Wachstums- oder die Abstockungsbetriebe sind, die von den Preisänderungen stärker betroffen werden. Die Preiswirkungen werden zudem weiter kompliziert durch die Erwartungsbildung, deren Form im Sektor durchaus heterogen sein kann.

Neben den Rentabilitätseffekten von Preisänderungen sind u. U. auch Liquiditätseffekte zu beachten. So vermutet SCHMITT 1996, daß Agrarpreissteigerungen den Agrarstrukturwandel deshalb bremsen (wie von ihm empirisch ermittelt), weil die potentiellen Abstockungsbetriebe von den zusätzlichen Faktoreinkommen profitieren, von den resultierenden Pachtpreissteigerungen wegen ihres geringen Pachtanteils dagegen kaum betroffen sind. Veränderungen der Liquidität könnten auch unabhängig von den Rentabilitätseffekten von Preisänderungen Struktureffekte haben, je nachdem ob die Liquiditätsslage von potentiellen Abstockungs- oder Wachstumsbetrieben stärker verändert wird. Wenn das Vorzeichen derartiger Variablen wegen gegenläufiger Effekte nicht eindeutig ist, kann in der ökonometrischen Analyse u.U. kein signifikanter Einfluß festgestellt werden.

Einschränkend sei zunächst darauf hingewiesen, daß mit der später beschriebenen Analyse nur ein Teilaspekt des Strukturwandels erfaßt wird. Tiefere Einsichten gerade zur Interdependenz von Betriebszahlen, Betriebsgrößenstruktur, Bodenmarkt, Arbeitsmobilität und Erwerbscharakter wären nur mit einem strukturellen Modell zu erzielen, wegen der Datensituation aber wohl nur über einen verkürzten Beobachtungszeitraum. Auch wurde nicht der Versuch ge-

macht, Akzentverschiebungen der Agrarstrukturpolitik (z.B. sichtbar bei den Kriterien der Investitionsförderung) durch Dummy-Variablen wiederzugeben.

3 Daten

Um genügend Beobachtungen aus Perioden mit sehr unterschiedlichen Rahmenbedingungen einzubeziehen, erschien ein möglichst langer Beobachtungszeitraum vorteilhaft. Die dabei auftretende Gefahr der Instabilität des Schätzmodells wurde bei der Schätzung beobachtet und hat in der Tat eine Beschränkung auf den Zeitraum ab 1960 nahegelegt.

Die Zahlen zu den landwirtschaftlichen Betrieben über 1 ha bzw. über dem Mindestumfang an Marktproduktion werden im Prinzip vom statistischen Bundesamt unter der Überschrift "Betriebsgrößenstruktur" veröffentlicht (SBA 1995, S. 14). Für die Jahre 1961 bis 1964 war allerdings eine Verknüpfung mit Angaben zur Veränderung der land- und forstwirtschaftlichen Betriebe (SBA JB 1965, S. 174) nötig, wobei die Betriebe von 1-2 ha aus den Angaben für die Betriebe von 0,5-2 ha geschätzt wurden. Weiter wurde versucht, die statistischen Brüche in der Originalreihe aufgrund der Umstellung von der LN auf die LF (ab 1970) und der Veränderung der unteren Erfassungsgrenze (1971) auszugleichen.

Die Preisindizes zu den Agrarprodukten und den Vorleistungen sind Törnqvist-Indizes der impliziten Einzelindizes ("unit values") aus der LGR nach Eurostat in laufenden und konstanten Preisen wie sie im SPEL Modellsystem ab 1973 verfügbar sind (WOLF 1995). Dabei wurden die Subventionen und Produktionssteuern (insbesondere die Zahlungen im Zusammenhang mit der EU-Agrarreform) weitmöglichst in die Preise der zugehörigen Produkte eingerechnet. Vor 1973 wurde eine Verknüpfung mit veröffentlichten Zahlen aus EUROSTAT 1978 (S. 3, Addendum) und 1968 (S. 20-21) vorgenommen, wobei Wirtschaftsjahre in Kalenderjahre umzurechnen und die MwSt. zu berücksichtigen war. Aus diesen Quellen ist gleichzeitig die als Liquiditätsvariable u.U. interessante Höhe der Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten zu berechnen.

Die Methode zur Berechnung der Kapitalkosten folgt aus dem "perpetual inventory-" Ansatz (WITZKE 1996). Im Unterschied zu WITZKE (1996) wurde hier jedoch mit Realzinsen gerechnet, wobei der aggregierte Preisindex für Gebäude und Maschinen als Deflator diente.

Die Löhne sind ein aggregierter Index der Opportunitätskosten der Familienarbeit, (approximiert durch abgabenkorrigierte Bruttowochenverdienste der Industriearbeiter, Leistungsgruppe 3 gemäß SBA, JB) und der Fremdarbeiterlöhne (Bruttobarverdienste lt. BML, JB). Angaben zu den Arbeitslosen und den Erwerbstätigen, aus denen eine Arbeitslosenquote zu berechnen ist, finden sich ebenfalls in SBA, JB. Zeitreihen zur Altersstruktur der landwirtschaftlichen Familienarbeitskräfte ab 1965 finden sich in PAVEL 1997. Für den hier verwendeten Anteil der vollbeschäftigte männlichen Arbeitskräfte über 65 Jahre wurden die Werte zwischen dem Jahr 1965 und dem Wert gemäß LZ 1960 (SBA 1963) linear interpoliert.

4 Schätzansatz

Bisherige Analysen des betrieblichen Strukturwandels haben sich häufig, soweit sie über Trendschätzungen hinausgingen, auf die kurzfristige Dynamik konzentriert und entsprechend ein Modell in Differenzen geschätzt (SCHMITT 1996). Dabei können jedoch langfristige Beziehungen zwischen den Variablen nicht erfaßt werden, die u.U. wesentlich für die Modelleigenschaften sind, wenn die Variablen kointegriert sind (HARVEY 1990, ch. 8.5). Eine geeignete Spezifikation, mit der gleichzeitig die kurzfristige Dynamik wie auch diese langfristigen Beziehungen erfaßt werden kann, stellt das Fehlerkorrekturmodell dar:

$$\Delta B_t = \sum_{r=1}^R \alpha_r \Delta B_{t-r} + \sum_{i=1}^I \beta_i Z_{it} + \sum_{j=1}^J \sum_{s=0}^S \gamma_{js} \Delta X_{jt-s} + \delta_0 (B_{t-1} - \sum_{j=1}^J \delta_j X_{jt-1})$$

Die Veränderung der Betriebszahl DB_t hängt möglicherweise von vier Variablentypen ab: Zunächst einmal könnte sich die Dynamik des Anpassungsprozesses in einem autoregressiven Einfluß der vergangenen Änderungen äußern (DB_{t-r}). Zur zweiten Gruppe (Z_i) gehören (abgesehen von einer Konstanten) Niveauvariablen wie der fluktuierende Anteil der über 65 Jährigen an den gesamten männlichen FAK. Für die übrigen exogenen Variablen, d.h. die Agrarpreise, Vorleistungspreise, Kapitalkosten und die Löhne, berücksichtigt das Fehlerkorrekturmodell zunächst einmal die Möglichkeit eines kurzfristigen, evt. verzögerten Einflusses der jüngsten Veränderungen (ΔX_{jt-s}). Daneben bestimmt das Niveau der Preise in dem Term $\sum_{j=1}^J \delta_j X_{jt-1}$ das langfristige Gleichgewichtsniveau. Weichen die Betriebszahlen in einem Jahr von diesem Gleichgewichtswert ab, so kommt es in der Folgeperiode zu einer Korrektur in Richtung auf dieses Gleichgewicht hin, wenn $\delta_0 < 0$ gilt. Der Klammerausdruck ist der Fehlerkorrekturterm bzw. die kointegrierende (Langfrist-)Beziehung.

Das Standardverfahren zur Schätzung des Fehlerkorrekturmodells (HARVEY 1990, ch. 8.5) ist die zweistufige Vorgehensweise: (1) Schätzung der kointegrierenden Beziehung mit OLS, wenn die X_j und die Betriebe B alle $I(1)$ sind. (2) Schätzung des Fehlerkorrekturmodells mit Abbildung des Fehlerkorrekturterms durch die Residuen aus der ersten Stufe, wenn diese Residuen stationär erscheinen. In der kointegrierenden Beziehung wurde neben den Preisen die Globalproduktivität als Erklärungsvariable verwendet, wegen der wahrscheinlichen Endogenität jedoch instrumentiert mit dem Trend.

Zur Kontrolle wurde das oben angegebene Fehlerkorrekturmodell auch simultan, d.h. einschließlich der δ_j geschätzt. Dies hat schätztheoretisch den Nachteil, daß $I(1)$ und $I(0)$ Variablen gemeinsam in der Regression verwendet werden, kann aber die Probleme der Vernachlässigung der Dynamik in Stufe (1) bei kleinen Stichproben bereinigen, und entspricht eher der "general to specific" Tradition (MUSCATELLI, HURN 1992, S. 4f.). Als Rudimentärversion eines solchen Schätzmodells läßt sich auch GALE 1990 interpretieren, der praktisch alle Differenzen auf der rechten Seite des Fehlerkorrekturmodells eliminierte.

5 Schätzergebnisse

Die Auswahl der hier vorgestellten Schätzmodelle wurde auf Basis verschiedener Kriterien vorgenommen. Dazu gehörten die Plausibilität und das Signifikanzniveau einzelner Koeffizienten sowie deren Stabilität über der Zeit (überprüft durch verschiedene Versionen rollender Regressionen). Weiter beachtet wurden die Q-Statistiken im Hinblick auf Autokorrelation in den Residuen, Chow Tests für die Stabilität der Gleichung sowie die Kointegrationstests zu den Residuen der kointegrierenden Beziehung. Als Maßstab für die Abbildungsgüte des Modells wurde wie üblich das "bereinigte Bestimmtheitsmaß" verwendet. Letzlich führte dieser Selektionsprozeß zu einer kleinen Gruppe von Modellen, unter denen auf Basis statistischer Kriterien und der oben genannten theoretischen Vorüberlegungen eine weitere Auswahl kaum noch eindeutig getroffen werden kann. Allerdings ergeben sich im Hinblick auf die Aussage der Modelle, insbesondere auf die Strukturwirkung der Outputpreise, z.T. wichtige Unterschiede.

Zunächst seien die Ergebnisse eines zweistufig geschätzten Fehlerkorrekturmodells vorgestellt. Die Übersicht zeigt auf der linken Seite die Ergebnisse der kointegrierenden Regression, d.h. der langfristigen Beziehung zwischen der Anzahl der Betriebe und verschiedenen

Bestimmungsfaktoren. Deren kointegrierende Beziehung wurde durch die entsprechenden Tests bestätigt. Die Vorzeichen der Globalproduktivität und der Opportunitätskosten von Arbeit und Kapital entsprechen der Erwartung. Hinzuweisen ist dagegen auf die langfristig *strukturwandelfördernde* Wirkung steigender Outputpreise und sinkender Vorleistungspreise, d.h. sie erhöhen offenbar die relative Wettbewerbsfähigkeit von Wachstums- gegenüber Abstockungsbetrieben auf dem Bodenmarkt. Diese Wirkungsrichtungen erwiesen sich über alle erprobten Spezifikationen hinweg als stabil.

Tabelle 1: Ergebnisse der zweistufigen Schätzung

Kointegrierende Beziehung		Fehlerkorrekturmodell		
Abh. Variable: Anzahl der Betriebe		Abh. Variable: Differenzen der Betriebszahlen		
Regressoren:	Koeff.	Regressoren:	Koeff.	t-Wert
Konstante	1090958,0	Konstante	-5316,23	-1,75
Globalproduktivität	-290394,8	$D[\text{LOG}(\text{Löhne})]_0$	-138830,90	-3,10
$\text{LOG}(\text{Vorl.-preise})$	121391,2	$D[\text{LOG}(\text{Kapitalkosten})]_{-1}$	21949,98	2,21
$\text{LOG}(\text{Produktpreise})$	-120193,9	$\text{PDL}\{D[\text{LOG}(\text{Produktpreise})]\}$	8855,46	2,85
$\text{LOG}(\text{Löhne})$	-377179,5	Anteil FAK über 65	-173876,40	-3,97
$\text{LOG}(\text{Kapitalkosten})$	46779,1	Residuen der koint. Beziehung	-0,16	-1,62

Die Residuen der kointegrierenden Regression werden nun in einer zweiten Stufe als erklärende Variable in das Fehlerkorrekturmodell eingeführt. Das bereinigte Bestimmtheitsmaß von 0,69 ist für eine Differenzenschätzung überraschend hoch¹. Der Koeffizient der Residuen der kointegrierenden Beziehung ist absolut kleiner als 1 und hat das erwartete negative Vorzeichen, d.h. Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht werden z.T. korrigiert. Allerdings liegt das Signifikanzniveau des Koeffizienten nur bei 11,5%, worauf wir weiter unten noch zurückkommen werden. Die Opportunitätskosten der Arbeit und des Kapitals unterscheiden sich in der Wirkungsrichtung nicht von der Langfristbeziehung und entsprechen damit auch hier den postulierten Erwartungen. Während die Differenz der Löhne unverzüglich den Einfluß des außerlandwirtschaftlichen Arbeitsmarktes am deutlichsten beschreiben, so wirkt die Differenz der Kapitalkosten um eine Periode verzögert signifikant auf die Veränderungen der Betriebszahlen. Andere "lags" dieser Variablen haben sich als weniger signifikant oder im Zeitablauf als wenig stabil erwiesen.

Die Alterstruktur der Familienarbeitskräfte, ausgedrückt durch den um eine Periode verzögerten Anteil der über 65-jährigen, hat einen kurzfristig signifikanten, strukturwandelfördernden Einfluß. Die Arbeitslosenquote hatte nur bei Weglassen der Altersstruktur den erwarteten sig-

¹ Es sei erwähnt, daß insbesondere zwei Perioden in der Stichprobe von dem Modell schlecht erklärt werden, und zwar die Jahre 1962-63 und 1990-91. Es ist zu vermuten, daß besondere Witterungsverhältnisse und Anpassungen an den gemeinsamen Markt der EG (1962-63) sowie vereinigungsbedingte Störungen und die antizipierte EU Agrarreform (1990-91) dafür verantwortlich sind. Verkürzt man die Stichprobe auf den Zeitraum von 1964-95, so erhöht sich die Abbildungsgüte des Fehlerkorrekturmodells noch deutlich auf ein bereinigtes Bestimmtheitsmaß von 0,84. Auf der Basis der verkürzten Stichprobe entdeckt der Chow-Test allerdings im Jahr 1990 eine signifikante Instabilität des Modells, die auf Basis der vollen Stichprobe nicht erkennbar war. Dies ist jedoch leicht verständlich, denn die Verbesserung des Fits führt zu einer niedrigeren Schätzung für den Standardfehler der Regression und damit direkt zu einer höheren Signifikanz des Chow-Tests.

nifikanten Einfluß in der vollen Stichprobe, war aber gegenüber der Alterstruktur weniger stabil und deutlich weniger einflußreich.

Im Gegensatz zum langfristigen Einfluß und in Bestätigung von SCHMITT (1996) und GALE (1990) haben steigende Outputpreise kurzfristig eine hemmende Wirkung auf den Strukturwandel. Das Modell repräsentiert den Einfluß autoregressiver Preiserwartungen und verzögerter Wirkungen von Preisänderungen durch einen linearen "Polynomial-Distributed-Lag" auf die unverzögerten und die bis zu 5 Perioden verzögerten Preisdifferenzen. Diese Spezifikation wurde aufgrund der ansteigenden Bedeutung der "lags" bei freier Schätzung zur Einsparung von Koeffizienten gewählt. Schwer verständlich ist, daß der Einfluß des sechsten "lags" schlagartig insignifikant wird. Zur Absicherung wurden deshalb verschiedene andere Möglichkeiten der Abbildung von Preiserwartungen und Preiswirkungsverzögerung getestet. Als mögliche Alternative ergab sich dabei die Verwendung des auf der Basis von rollenden Regressionen der jeweils sieben letzten Jahre geschätzten Trendanstiegs der (logarithmierten) Produktpreise. Dies führte zu einer leicht reduzierten Abbildungsgüte bei gleicher Aussage bezüglich der Wirkung der Preisänderungen und kaum veränderten Größen und Signifikanzniveaus der anderen Koeffizienten.

Die Veränderungen der Vorleistungspreise und verschiedene Liquiditätsvariablen, wie z.B. die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten, übten keinen statistisch signifikanten bzw. stabilen Einfluß auf die Änderung der Betriebszahlen aus. Spezifikationen des Fehlerkorrekturmodells auf Basis von in ihrer Definition leicht veränderten Variablen (z.B. Umaggregation von Fremdarbeitslöhnen zu Vorleistungspreisen) wiesen statistische Nachteile auf, veränderten aber nicht die grundsätzliche Bedeutung und Wirkungsrichtung anderer Bestimmungsfaktoren.

Zusammenfassend zu diesem Modell läßt sich also feststellen, daß der technische Fortschritt, die Opportunitätskosten der Arbeit und des Kapitals sowie die Altersstruktur die erwarteten Wirkungen auf den betrieblichen Strukturwandel entfalten. Für landwirtschaftliche Output- und Vorleistungspreise hingegen hängt die Antwort von der Fristigkeit ab: Höhere Produktpreise wirken langfristig strukturwandelfördernd, kurzfristig wirken sie hingegen strukturwandelhemmend. Vorleistungspreise wirken langfristig mit umgekehrter Wirkungsrichtung und sind kurzfristig unbedeutend.

Simulationen zeigen, daß die langfristig strukturwandelfördernde Wirkung der Outputpreise die kurzfristig hemmende Wirkung auf die Betriebszahlen schon nach zwei Perioden dominiert. Die Beantwortung der politisch relevanten Frage nach der grundsätzlichen Wirkung der Preispolitik auf den Strukturwandel hängt letztlich von der Akzeptanz der Residuen als signifikante Variable im Fehlerkorrekturmodell ab. Wählt man als Nullhypothese "kein langfristiger Einfluß der Preise", so kann man die Residuen als nicht (hoch-)signifikante Variable aus der Regression ausschließen und zu einem neuen Modell übergehen, in dem lediglich die kurzfristigen Effekte zur Erklärung herangezogen werden. In diesem Fall wirken steigende Produktpreise wieder ausschließlich strukturwandelhemmend².

Die Autoren tendieren mehr zu einer Einbeziehung der Residuen, genauer gesagt, halten die implizierten Wirkungen der langfristigen Bestimmungsfaktoren für gültig. Dies gründet sich zum Einen auf der Stabilität des Koeffizienten über die gesamte Stichprobe hinweg. Zum An-

² Die Koeffizienten der verbliebenen Variablen dieses Modells unterscheiden sich in Größe und Signifikanzniveau kaum von denen in der Übersicht zum Fehlerkorrekturmodell und werden aus Platzgründen deshalb hier nicht wiedergegeben.

deren lieferte die simultane Schätzung der ersten und zweiten Stufe des Modells unter Einbeziehung der in der Übersicht genannten Variablen Ergebnisse, die im Hinblick auf die implizierten marginalen Effekte der Niveauvariablen die Ergebnisse der zweistufigen Vorgehensweise bestätigen. Das Signifikanzniveau des Koeffizienten der um eine Periode verzögerten Betriebszahlen (gleichzusetzen mit dem Koeffizienten der Residuen aus der zweistufigen Schätzung, siehe obige Gleichung) verbessert sich in dieser Spezifikation auf 4,8%. Folgt man MUSCATELLI und HURN (1992, S.5) und schätzt bei kleinen Stichproben die Bedeutung der Probleme bei der Schätzung der kointegrierenden Beziehung größer ein als die Verwendung von verschiedenen integrierten Variablen in einer Regression, so mag das simultane, unrestringierte Modell sogar als vorzüglicher angesehen werden.

6 Schlußfolgerungen

Die hier präsentierten empirischen Ergebnisse hinterlassen mindestens erhebliche Zweifel an der weitverbreiteten Einschätzung, wonach steigende Agrarpreise den Strukturwandel eindeutig hemmen. Da deren Einfluß auch theoretisch nicht eindeutig ist, wäre eine gründlichere Untersuchung hierzu interessant. Insbesondere könnte man versuchen, weitere Variablen wie die Betriebsgrößenstruktur, das Pachtpreinsniveau oder die Familienarbeitskräfte simultan mit der Gesamtzahl der Betriebe in einem stärker strukturell ausgerichteten Modell zu erklären, um die Interdependenz zwischen diesen endogenen Variablen explizit im Modell wiederzufinden. Damit könnte die Interpretation der exogenen Einflüsse auf eine sichere und überzeugende Basis gestellt werden. Eine weitere Herausforderung wäre es auch, die wechselnde, spezifisch strukturpolitische Ausrichtung der Agrarpolitik durch eine Indikatorvariable abzubilden und in ihrer Wirkung zu überprüfen. Weiter könnten entsprechende Analysen für Bundesländer aufschlußreich sein, da man hiermit zusätzliche Beobachtungen mit weitgehend bekannten Unterschieden (Erbrecht...) gewinnt.

Literaturverzeichnis

- BALMANN, A. (1996): Struktur-, Effizienz- und Einkommenswirkungen direkter Einkommensübertragungen an landwirtschaftliche Betriebe, *Schriften der GeWiSoLa* (32), S. 361-372, Münster-Hiltrup.
- BML, JB (versch. Jgg.): Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (Hrsg.), Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten.
- EUROSTAT (1978): Economic Accounts 1977 (Addendum).
- EUROSTAT (1968): Agrarstatistik, No. 4, p. 20-21
- GALE, H.F. (1990): How Economic condition Changed the Number of US Farms, 1960-88, *Journal of Agricultural Economics Research* (42), pp. 22-29.
- HARRINGTON, D.H.; REINSEL, R.D. (1995): A Synthesis of Forces Driving Structural Change, *Canadian Journal of Agricultural Economics* (43), Special Issue, pp. 3-14.
- HARVEY, A.C. (1990): The Econometric Analysis of Time Series, Cambridge (Mass.).
- HENRICHSMEYER, W.; WITZKE, H.P. (1991): Agrarpolitik, Band 1, Agrarökonomische Grundlagen, Stuttgart.
- LEATHERS, H.D. (1992): The market for Land and the Impact of Farm Programs on Farm Numbers, *American Journal of Agricultural Economics* (74), pp. 291-299.
- MUSCATELLI, V.A.; HURN, S. (1992): Cointegration and Dynamic Time Series Models, *Journal of Economic Surveys* (6), pp.1-43.

- PAVEL, F. (1997): Analyse der Bestandsentwicklung landwirtschaftlicher Familienarbeitskräfte in Westdeutschland, *Agricultural and Resource Economics, Discussion Paper (97-02)*, University of Bonn, Bonn.
- SBA (1995): Betriebsgrößenstruktur, Fs. 3, R. 2.1.1.
- SBA (1963): Landwirtschaftszählung vom 31.5.1960, Vorbericht 29, Altersgliederung der Arbeitskräfte in den land- und forstwirtschaftlichen Betrieben, Fs. B. Betriebsgrößenstruktur, Fs. 3, R. 2.1.1.
- SBA, JB (versch. Jgg.): Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland.
- SCHMITT G., unter Mitarbeit von G. ANDERMANN (1996): Wirken hohe und steigende Agrarpreise hemmend oder beschleunigend auf den strukturellen Anpassungsprozeß der Landwirtschaft, Diskussionsbeitrag 9602, Institut für Agrarökonomie, Göttingen.
- WITZKE, H.P. (1996a): Capital Stocks and their User Costs for West German Agriculture: A Documentation, *Agricultural and Resource Economics, Discussion Paper (96-01)*, University of Bonn, Bonn.
- WOLF, W. (1995): SPEL System, Methodological Documentation (Rev. 1), Eurostat, Luxembourg.