

# Diversifikation und Wachstum landwirtschaftlicher Unternehmen

CHRISTOPH WEISS, HOLGER THIELE

## Diversification and Growth of Farms

The liberalization of agricultural markets has increased the interest of farmers (as well as those working on policies concerned with their welfare) in agricultural diversification strategies. However, empirical research on diversification in European agricultural markets is very limited. This paper follows OUSTAPASSIDIS (1992) and investigates the relationship between different diversification strategies and farm performance (farm growth rates). The results of fixed- and random-effect models for approx. 3900 farms in Schleswig-Holstein for the period 1988/89–1997/98 show that diversification into related products increases growth rates whereas the opposite applies for diversification into unrelated products. Initial farm size has a significant and negative impact on the rate of growth which implies  $\beta$ -convergence of farm sizes.

**Key words:** diversification; growth; farm size; dynamic panel data analysis

### Zusammenfassung

Trotz der vielfach betonten Bedeutung von Diversifikationsstrategien vor dem Hintergrund zunehmender Liberalisierung vieler Agrarmärkte existieren nur wenige empirische Arbeiten zum Zusammenhang zwischen Diversifikation und dem Erfolg landwirtschaftlicher Unternehmen. Der vorliegende Beitrag basiert auf dem empirischen Ansatz von OUSTAPASSIDIS (1992), der den Einfluss der Diversifikation in verwandte und unverwandte Produktbereiche auf das Wachstum (als ein Erfolgsmaß) von Unternehmen untersucht, und überträgt ihn auf landwirtschaftliche Unternehmen in Schleswig-Holstein. Die Ergebnisse von Fixed- und Random-effects-Schätzungen des Wachstums von rd. 3900 Unternehmen für den Zeitraum von 1988/89 bis 1997/98 zeigen, dass Unternehmen mit hoher Diversifikation in verwandte Produktbereiche ein höheres Wachstum aufweisen, während die Diversifikation in nichtverwandte Produktbereiche die Wachstumsrate signifikant reduziert. Weiterhin hat die Betriebsgröße zum Ausgangszeitpunkt einen signifikant negativen Einfluss auf das Wachstum, sodass von  $\beta$ -Konvergenz in den Wachstumsraten auszugehen ist.

**Schlüsselwörter:** Diversifikation; Betriebsgröße; Wachstum; Dynamisches Paneldatenmodell

### 1 Einleitung

Die 60er und 70er Jahre waren in den USA, aber auch in etwas abgeschwächter Form in Europa durch eine Welle der Diversifikation gekennzeichnet. Parallel mit dem Anstieg der Diversifikationsaktivitäten hat sich die industrieökonomische Literatur intensiv diesem Thema gewidmet (MONTGOMERY, 1994). Auch in der agrarökonomischen Literatur hat die Analyse der Diversifikationsstrategien von Landwirten zur Reduktion des unternehmerischen Risikos bereits eine sehr lange Tradition (HEADY, 1952). In den letzten Jahren hat das Thema Diversifikation im primären Sektor mit der fortschreitenden Liberalisierung vieler Agrarmärkte erneut an Bedeutung gewonnen. Eine zunehmende Öffnung derselben konfrontiert landwirtschaftliche Produzenten mit Preisfluktuationen auf den Weltmärkten, welche bislang durch nationale Markteingriffe abgefangen und gedämpft wurden (ANDERSON, 1997). So weisen HA-

ZELL et al. (1990) sowie SCHIFF und VALDÉS (1992) nach, dass die Variabilität der nationalen Preise landwirtschaftlicher Güter deutlich unter jener der Weltmarktpreise lag<sup>1</sup>.

Trotz der vielfach betonten Bedeutung von Diversifikationsstrategien im Agrarbereich existieren nur wenige empirische Analysen zu den Determinanten bzw. den Auswirkungen der Diversifikation, die zudem jeweils widersprüchliche Ergebnisse zeigen. So zeigen die Resultate von WHITE und IRWIN (1972) anhand von U.S. Farmdaten, dass größere Unternehmen in höherem Maße spezialisiert sind. Zu gegenläufigen Ergebnissen kommen POPE und PRESCOTT (1980), indem sie feststellen, dass es eine signifikante und positive Beziehung zwischen der Diversifizierung und der Betriebsgröße landwirtschaftlicher Unternehmen gibt. SUN, JINKINS und EL-OLSTA (1995) unterscheiden zwischen verschiedenen Stufen des Diversifikationsprozesses; der Einfluss der Betriebsgröße variiert zwischen diesen Stufen. Im Rahmen einer dynamischen Analyse beobachten BRIGLAUER und WEISS (2000) schließlich ein höheres Niveau sowie eine stärkere Zunahme der Diversifikation in großen landwirtschaftlichen Betrieben. Hinsichtlich der Folgen der Diversifikation für das Unternehmenswachstum zeigt OUSTAPASSIDIS (1992) am Beispiel griechischer Vermarktungsgenossenschaften, dass die Ausdehnung zu verwandten Produktbereichen positiv, die Ausdehnung zu neuen Produktbereichen negativ mit der Wachstumsrate korreliert.

Der vorliegende Beitrag knüpft an den letztgenannten Ansatz an und analysiert den Zusammenhang zwischen dem Ausmaß der Diversifikation der landwirtschaftlichen Produktion und dem Unternehmenswachstum als Erfolgsmaßstab. Nach einem kurzen Überblick über verschiedene Motive der Diversifikation sowie empirische Studien zum Zusammenhang zwischen Diversifikation und Unternehmenserfolg im Abschnitt 2 wird der Schätzansatz des Paneldatenmodells sowie der verwendete Datensatz in Abschnitt 3 beschrieben. In Abschnitt 4 werden erste Schätzergebnisse dargestellt und im abschließenden Abschnitt 5 zusammengefasst.

### 2 Zum Zusammenhang von Diversifikation und Unternehmenswachstum

Die Frage nach dem Zusammenhang zwischen Diversifikationsstrategie und Unternehmenserfolg bewegt die Forschung schon seit Anfang der 70er Jahre. Im deutschen Sprachraum existieren dazu jedoch kaum empirische Studien, sodass im Folgenden primär auf angelsächsische Forschungsarbeiten zurückgegriffen wird.

In der theoretischen Literatur zu den Ursachen von Diversifikation werden hauptsächlich folgende drei Diversifi-

<sup>1</sup>) Die Folgen der Liberalisierung der Agrarmärkte werden allerdings häufig erst mit erheblichen Verzögerungen wirksam. So können THOMPSON, HERRMANN und GOHOUT (2000) keine signifikante Zunahme der Instabilität der landwirtschaftlichen Preise im Zusammenhang mit der GAP Reform von 1992 feststellen.

kationsmotive unterschieden, die sich jedoch nur z.T. auf die spezifische Situation der landwirtschaftlichen Produktion übertragen lassen: (a) Diversifikation aufgrund der Interessen des Managements, (b) Diversifikation zur Ausnutzung von Marktmacht sowie (c) Diversifikation zur Realisierung von Synergieeffekten.

Die erstgenannte Ursache betont die Trennung von Eigentum und Leitungskontrolle. Das gestreute Aktienkapital der Unternehmen bedingt, dass nicht den Eigentümern, sondern spezialisierten Managern die Leitungsfunktion zukommt. Den aus der Dispersion des Eigentums entstehenden Spielraum nutzen Manager zur Verfolgung von eigenen Zielen, die sich nicht notwendigerweise mit dem Ziel der Gewinnmaximierung der Anteilseigner decken. So wird häufig unterstellt, Manager würden nach einer möglichst hohen Wachstumsrate des Unternehmens streben und, wenn dieses Wachstum im Bereich der bisherigen Unternehmenstätigkeit nicht realisierbar ist, entsprechend durch Diversifikation in entfernte Unternehmensfelder ausweichen. Ferner wäre denkbar, dass (risiko-averse) Manager durch die Diversifikation des Unternehmens eine Risikoreduktion und eine gleichmäßigere Entwicklung der Unternehmensumsätze und –gewinne und damit eine ebensolche Entwicklung ihres eigenen Einkommens anstreben (vgl. HANF, 1986). Große Bedeutung in diesem Literaturzweig hat auch die sogenannte „free cash flow“-These erhalten (vgl. JENSEN, 1988). Demnach würden Manager nach dem Ausschöpfen aller lukrativen Anlagemöglichkeiten der Unternehmensprofite selbst nichtrentable Anlageformen wählen, anstatt diese „Überschussprofite“ an die Anteilseigner auszahlungen. Bezüglich der Unternehmensdiversifikation stellt JENSEN fest: „Diversification programs generally fit this category“ (JENSEN, 1988, S. 34).

Diversionifikation kann aber auch aus dem Streben der Unternehmen nach Marktmacht resultieren. So ist es einem diversifizierten Unternehmen leichter möglich, Konkurrenten auf einem Marktsegment durch „cross subsidisation“ (also die Deckung der Verluste aus diesem Segment durch Profite aus einem anderen Marktsegment) aus dem Markt zu drängen. Ferner haben verschiedene Autoren bereits früh darauf aufmerksam gemacht, dass der Kontakt diversifizierter Firmen auf mehreren Märkten zu einer Form des kollusiven Verhaltens führen kann, wodurch die Profite der beteiligten Unternehmen über das Wettbewerbsniveau gehoben werden. „[Firms which compete against each other in many markets] may hesitate to fight local wars vigorously because the prospects of local gain are not worth the risk of general welfare ... A prospect of advantage from vigorous competition in one market may be weighted against the danger of retaliatory forays by the competitor in other markets“ (EDWARDS, 1955; zitiert nach BERNHEIM und WHINSTON, 1990, S. 3).

Der drittgenannte Ansatz betont die Bedeutung von „economies of scope“ (Verbundvorteilen) als grundlegendes Motiv der Unternehmensdiversifikation. Die Quellen der Verbundvorteile können dabei im operationalen bzw. im finanzwirtschaftlichen Bereich liegen. Operationale Verbundvorteile würden etwa entstehen, wenn (a) einzelne Produktionsfaktoren den Charakter eines öffentlichen Gutes aufweisen bzw. Unteilbarkeiten bei einzelnen Produktionsfaktoren auftreten, wenn (b) Kostenkomplementaritäten vorliegen (d.h. dass die Ausweitung der Produktion eines Gutes zur Senkung der Grenz- und Durchschnittskosten

eines anderen Gutes führt) und schließlich, wenn (c) positive „externe Effekte“ in der Produktion verschiedener Güter vorliegen. Als Verbundvorteile im finanzwirtschaftlichen Bereich sind besonders Synergieeffekte im Einkauf bzw. in den Verhandlungen mit Kreditgebern zu nennen. Ferner würden finanzwirtschaftliche Verbundvorteile vorliegen, wenn (wie von vielen Autoren betont) unternehmensinterne Kapitalmärkte die Marktunvollkommenheiten der externen Kapitalmärkte reduzieren. Den verschiedenen Formen der „economies of scope“ als Motiv für die Produktion verschiedener Güter innerhalb eines Unternehmens<sup>2)</sup> sind jedoch die „economies of scale“ (Skaleneffekte) entgegenzuhalten, die für die Konzentration des Unternehmens auf die Produktion eines einzelnen Gutes zur Realisierung von Kostensenkungspotenzialen sprechen würden. Über die relative Bedeutung von „economies of scale and scope“ in der landwirtschaftlichen Produktion kann im Rahmen theoretischer Analysen nur spekuliert werden. Einen geeigneten Überblick über Möglichkeiten der Messung von „economies of scale“ sowie „economies of scope“ sowie eine Anwendung für die deutsche Landwirtschaft geben FERNANDEZ-CORNEJO et al. (1992)<sup>3)</sup>.

Hinsichtlich der Auswirkungen der Diversifikationsaktivitäten auf den Unternehmenserfolg resultieren aus den drei genannten Motiven unterschiedliche Schlussfolgerungen. Überwiegt die erste Ursachengruppe, dann ist eine negative Korrelation zwischen Diversifikation und Performance zu erwarten. Überwiegt dagegen die zweite oder dritte Ursachengruppe (Marktmacht oder „economies of scope“) als Motiv für Diversifikation, dann wäre eine positive Korrelation zwischen Diversifikation und Performance zu erwarten.

Manche dieser Motive spielen für die Entscheidungen von Landwirten wahrscheinlich eine geringere Rolle als für Unternehmen der nichtlandwirtschaftlichen Sektoren. Insofern wäre verständlich, warum sich die agrarökonomische Literatur nicht so intensiv mit diesem Thema beschäftigt hat. Umgekehrt jedoch steht für Landwirte ein Motiv der Diversifikation im Vordergrund, welches für die Eigentümer von Industriebetrieben von untergeordneter Bedeutung ist: Diversifikation zur Risikominderung.

Die Bedeutung des Risikoaspektes hängt mit dem hohen Anteil von Familienbetrieben im Agrarsektor zusammen<sup>4)</sup>. Familienbetriebe sind bekanntlich u.a. dadurch charakterisiert, dass das Eigentum am landwirtschaftlichen Betrieb sowie die Leitungsfunktion in einer Hand liegen – in der Hand eines Familienmitgliedes. Somit besteht hier – im Gegensatz zu den Eigentümern von Industriebetrieben (den Aktionären) eine erhebliche Konzentration von Geld, Vermögen und anderen Ressourcen „in einer Aktie“. Während die Eigentümer einer Aktiengesellschaft – die Aktionäre –

2) Um als Motiv für die Diversifikation der Produktion **innerhalb** eines Unternehmens gelten zu können, müssen diese Verbundvorteile ferner „unternehmensspezifisch“ sein, d.h. dass sie nicht auf einem Markt angeboten werden können.

3) So stellen FERNANDEZ-CORNEJO et al. (1992) u.a. fest, dass eine langfristige Kostensenkung um 22 % durch eine Kombination der Milchviehproduktion mit allen anderen landwirtschaftlichen Produktionsaktivitäten möglich ist.

4) Aufgrund der hohen Produktionsbedeutung von landwirtschaftlichen Unternehmen in der Rechtsform von Kapitalgesellschaften (GmbH, AG), Genossenschaften oder Mischformen (GmbH & Co. KG) dürften für den Agrarsektor der neuen Bundesländer (vgl. u.a. THIELE, 1998) eher die zuvor genannten Bedingungen der Industriebetriebe von höherer Bedeutung sein.

typischerweise ein ganzes Bündel verschiedener Aktien halten und damit das unsystematische Risiko durch die Diversifikation ihres Portfolios senken können, haben Landwirte häufig ihr gesamtes Vermögen in eine „Aktie“ investiert, ihr landwirtschaftliches Unternehmen. In den Fällen, in denen die Diversifikation des Vermögens durch Eigentum an verschiedenen Unternehmen nicht funktioniert, kommt der Diversifikation innerhalb des Unternehmens eine größere Bedeutung zu.

Im Bereich der empirischen Studien können drei Forschungsrichtungen unterschieden werden (vgl. KUNZ, 1993), welche den Zusammenhang zwischen Diversifikation und Performance untersuchen: (a) Studien zum Ausmaß der Diversifikation und Performance, (b) Studien zur relativen Performance von Konglomeraten und (c) Studien zum Zusammenhang zwischen unterschiedlichen Diversifikationsstrategien und der Performance. Auf der Basis einer vergleichenden Auswertung von 45 empirischen Analysen für den Industriebereich kommt der Autor zu dem ernüchternden Ergebnis: „Wenig Allgemeingültiges kann hingegen über den Zusammenhang zwischen Diversifikation und Performance ausgesagt werden“ (KUNZ, 1993, S. 306).

Der Einfluss verschiedener Diversifikationsstrategien auf das Unternehmenswachstum wird für den Agrarsektor erstmalig von OUSTAPASSIDIS (1992) analysiert, indem er das durch BERRY (1971) vorgeschlagene Konzept der Berücksichtigung mehrerer Diversifikationsindices zur Abbildung verschiedener Diversifikationsstrategien anwendet und folgende Gleichung (Gleichung 1) im Rahmen einer Querschnittsanalyse für 72 landwirtschaftliche Vermarktungsgenossenschaften in Griechenland schätzt:

$$(1) \quad G_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DG_{i,t} + \beta_2 DP_{i,t} + \beta_3 \Delta DG_{i,t} + \beta_4 \Delta DP_{i,t} + \beta_5 S_{i,t-1}$$

Wobei  $G_{i,t}$  die Wachstumsrate des Unternehmens  $i$  als das Verhältnis des Realvermögens im Jahr 1985 zum Realvermögen im Jahr 1971 wiederspiegelt ( $S_{i,t}/S_{i,t-1}$ ). Der Diversifikationsindex, der sich aus der Zusammensetzung des gesamten Realvermögens aus vier Produktgruppen ergibt, wird hier als DG bezeichnet. Während DG lediglich die Diversifikation zwischen den Produktgruppen erfasst, misst DP (ein Diversifikationsindex für 13 verschiedene Produkte) auch die Diversifikation innerhalb der einzelnen Produktgruppen. Die Veränderung einer Variablen zwischen 1971 und 1985 wird mit  $\Delta$  dargestellt, und  $S_{i,t-1}$  symbolisiert die Ausgangsgröße des Vermögens im Jahr 1971. OUSTAPASSIDIS kommt zu dem Ergebnis, dass die Diversifikation in verwandte Produktionsaktivitäten das Wachstum erhöht ( $\beta_2, \beta_4 > 0$ ), während die Diversifikation in nichtverwandte Produktionsaktivitäten das Wachstum negativ beeinflusst ( $\beta_1, \beta_3 < 0$ ). Auch konnte ein signifikanter und negativer Einfluss der Unternehmensgröße auf das Wachstum festgestellt werden ( $\beta_5 < 0$ ).

### 3 Schätzansatz und Daten

Ausgangspunkt der empirischen Analyse ist der in OUSTAPASSIDIS (1992) analysierte Zusammenhang zwischen den Diversifikationsstrategien in verwandte und unverwandte Produktionsaktivitäten sowie der Unternehmensgröße in der Ausgangsperiode und dem Unternehmenswachstum.

Zur Messung der Diversifikation

Um den Einfluss der Diversifikation der Produktion auf den Unternehmenserfolg zu messen, wird analog zu BERRY (1971), SPORLEDER und SKINNER (1977) sowie OUSTAPASSIDIS (1992) ein Diversifikationsindex (D) basierend auf dem Herfindahlmaß (vgl. Gleichung 2) berechnet.

$$(2) \quad D_{i,t} = 1 - \sum_{j=1}^n \left( \frac{S_{i,j,t}}{S_{i,t}} \right)^2$$

wobei  $S_{i,j,t}/S_{i,t}$  das Verhältnis des Umsatzes in der  $j$ -ten Produktionsrichtung ( $S_j$ ) zum Gesamtumsatz ( $S$ ) des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  in  $n$  Produktionsrichtungen darstellt ( $i = 1, \dots, n$ ). Es gilt  $0 \leq D_{i,t} \leq 1$ . Bei vollständiger Spezialisierung auf eine Produktionsrichtung ( $n = 1$ ) ist  $D_{i,t} = 0$ . Der Index nimmt den Wert von Eins an, wenn das betreffende Unternehmen gleichmäßig eine große Anzahl verschiedener Produktionsaktivitäten betreibt (= vollständige Diversifizierung).

Veränderungen von  $D_{i,t}$  können sich sowohl aus Änderungen der Mengen- als auch der Preiskomponente ergeben. Gleiches gilt auch hinsichtlich der unten beschriebenen Definition der Wachstumsrate. In der vorliegenden Analyse wird, der bestehenden Literatur folgend, lediglich der Gesamteffekt betrachtet und eine Zerlegung in die Preis- und Mengenkomponekte der Diversifikation sowie der Betriebsgröße nicht vorgenommen. Inwieweit diese Zerlegung die Ergebnisse einer ökonometrischen Analyse des Zusammenhangs zwischen Diversifikation und Wachstum beeinflussen würde, kann Gegenstand weiterer Untersuchungen sein.

Der eben beschriebene Diversifikationsindex erlaubt jedoch keine Unterscheidung zwischen einer Diversifikation in verwandte und unverwandte Produktionsrichtungen. Um diese Differenzierung vornehmen zu können, werden in der folgenden empirischen Analyse in Anlehnung an OUSTAPASSIDIS (1992) zwei Diversifikationsindices verwendet. Zur Abbildung der Diversifikation zwischen Hauptproduktgruppen wurden aus den 13 verschiedenen Produkten vier Produktgruppen gebildet, aus denen der Diversifikationsindex  $DG_{i,t}$  errechnet wird. Dabei basiert die Abgrenzung der hier gewählten Produktgruppen auf der Ähnlichkeit der Produkte bzw. der verwendeten Produktionstechnologie. Diese vier Produktgruppen sind: (1) Marktfruchtprodukte, (2) Milch- und Futterbauprodukte, (3) Veredlungsprodukte, sowie (4) sonstige Produkte und Dienstleistungen der Viehhaltung und der Landwirtschaft. Während dieser Diversifikationsindex  $DG_{i,t}$  somit die Diversifikation zwischen relativ heterogenen Produktgruppen abbildet, erfasst ein zweiter Diversifikationsindex  $DP_{i,t}$  darüber hinaus auch die Diversifikation innerhalb der einzelnen Produktgruppen. In den Index  $DP_{i,t}$  fließen die Umsatzanteile aller 13 unterschiedlichen Produkte der landwirtschaftlichen Unternehmen ein: (1) Getreide, (2) Ölfrüchte, (3) Zuckerrüben, (4) sonstige Marktfrüchte, (5) Rindfleisch, (6) Milch, (7) sonstige Futterbauprodukte, (8) Mastschweine, (9) Ferkel, (10) sonstige Schweineproduktion, (11) Geflügel, (12) sonstige Viehhaltung, (13) sonstige landwirtschaftliche Produkte und Dienstleistungen.

Zur Messung von Wachstum

Wachsende Betriebe sind Betriebe, deren Betriebsgröße sich im Zeitablauf erhöht. Geeignete Kennzahlen sind in der gewerblichen Wirtschaft insbesondere der Umsatz, teilweise wird auch die Bilanzsumme oder auch vereinzelt die Zahl der Beschäftigten verwendet (WÖHE, 1990). Diese Kennzahlen sind zumindest für die bundesdeutsche Landwirtschaft kaum üblich. Hier steht seit etwa 20 Jahren das Standardbetriebseinkommen<sup>5)</sup> (StBE) als Differenz aus dem (standardisierten) Umsatz und dem (standardisierten) Faktoreinsatz im Vordergrund (BRANDES, ODENING, 1992).

Das Wachstum der landwirtschaftlichen Haupterwerbsbetriebe der alten Bundesländer gemessen am Umsatz und dem StBE ist in Abbildung 1 dargestellt. Das Umsatzwachstum verläuft ähnlich dem Wachstum des StBE; die Mittelwerte des Wachstums (geom. Mittelwert) über die gesamte Periode liegen bei 4,3 % (Umsatzwachstum) und 4,9 % (StBE-Wachstum) pro Jahr (BMELF, eigene Berechnungen). Der Einfluss der gewählten Kennzahl zur Darstellung des Wachstums dürfte daher gering sein.

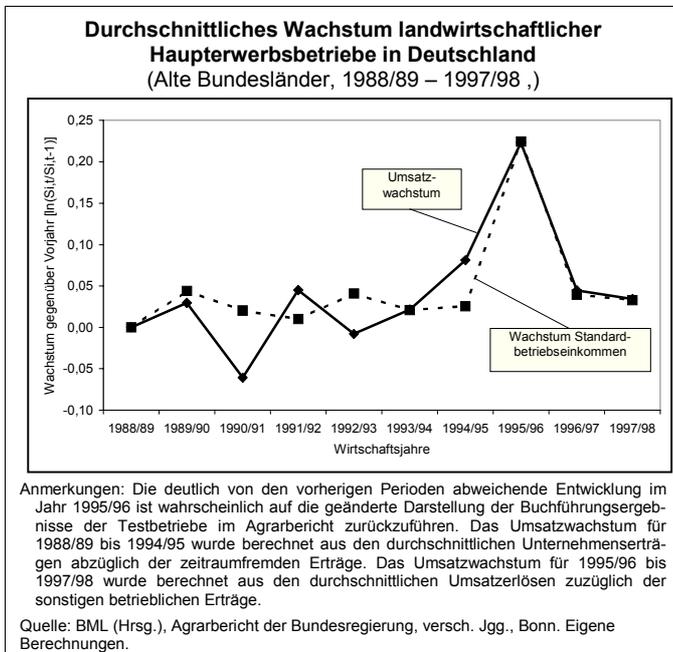


Abbildung 1

Um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit empirischen Studien in nichtlandwirtschaftlichen Sektoren zu erleichtern, wird in der vorliegenden Untersuchung die Wachstumsrate des Umsatzes verwendet. Um die Stabilität der empirischen Ergebnisse zu testen, werden jedoch auch Schätzexperimente mit alternativen Variablen zur Approximation der Betriebsgröße bzw. des betrieblichen Wachstums durchgeführt.

5) Das Standardbetriebseinkommen ist ein unter Verwendung verschiedener Quellen berechnetes Einkommen. Es kennzeichnet das Einkommenspotenzial bei durchschnittlichen Leistungen und Kosten und nicht das tatsächliche Einkommen des Unternehmens in einem spezifischen Jahr. Die Berechnung geht von der Summe der Standarddeckungsbeiträge des Betriebes aus (KTBL, 1995). Davon werden zur Ermittlung des StBE die durchschnittlichen festen Spezialkosten und Gemeinkosten, differenziert nach Betriebsform und -größe, abgezogen und sonstige Erträge (z.B. produktionsunabhängige Beihilfen) hinzugerechnet (BMELF, 1999).

Datengrundlage

Die empirische Analyse basiert auf einer Stichprobe von 3892 landwirtschaftlichen Unternehmen in Schleswig-Holstein. Die Entwicklung dieser Unternehmen kann über einen Zeitraum von zehn Jahren vom Wirtschaftsjahr 1988/89 bis zum Wirtschaftsjahr 1997/98 verfolgt werden. Folglich können wachsende, stagnierende und schrumpfende Unternehmen analysiert werden. Unternehmen, die während des Beobachtungszeitraums die landwirtschaftliche Produktion aufgaben oder keiner Buchführung mehr unterlagen, bleiben jedoch unberücksichtigt.

Die einzelbetrieblichen Daten basieren auf Buchführungsdaten der Betriebe. Da landwirtschaftliche Betriebe erst ab einer bestimmten Größe buchführungspflichtig werden, haben nicht alle Betriebe eine Buchführung (in Schleswig-Holstein sind es etwa 60 % aller Betriebe). Kleine Betriebe unter 10 ha landwirtschaftliche Nutzfläche betreiben nur in Ausnahmefällen eine Buchführung. Folglich sind zwar mittlere und größere landwirtschaftliche Unternehmen (ab 10 ha landwirtschaftliche Nutzfläche) sehr gut im Datensatz repräsentiert, kleine landwirtschaftliche Unternehmen (unter 10 ha landwirtschaftliche Nutzfläche) dagegen nur dann, wenn sie eine Buchführung haben. Die Stichprobe dürfte demnach nur eingeschränkt kleine Haupt- und Nebenerwerbsbetriebe sowie im Betrachtungszeitraum aufgebende Betriebe abbilden. Auf die sich dadurch möglicherweise ergebenden Selektionsprobleme wird in Abschnitt 4 eingegangen.

Die einzelbetrieblichen Daten basieren auf Buchführungsdaten der Betriebe. Die Definition der Variablen und die deskriptive Statistik ist in Tabelle 1 dargestellt.

Tabelle 1: Definition und deskriptive Statistiken der Variablen

Abkürzung	Definition der Variablen	Mittelwert (Std.abw.)	Min.-Wert (Max.-Wert)
$G_{i,t}$	Umsatzwachstum, definiert als Differenz der log. nominellen Umsätze ( $\ln(S_{i,t}/S_{i,t-1})$ )	-0,003 (0,281)	-6,413 (5,231)
$\ln(S_{i,t-1})$	Log. der Betriebsgröße (nomineller Umsatz) in der Vorperiode	12,545 (0,712)	4,094 (15,676)
$DP_{i,t}$	Diversifikation zu verwandten Produktbereichen (definiert als Berry-Index für 13 Produkte zum Zeitpunkt t)	0,571 (0,138)	0,000 (0,872)
$DG_{i,t}$	Diversifikation zu nichtverwandten Produktbereichen (definiert als Berry-Index für 4 Produktgruppen zum Zeitpunkt t)	0,307 (0,191)	0,000 (0,747)
$\Delta DP_{i,t}$	Diversifikationsänderungen zu verwandten Produktbereichen (definiert als Veränderung des Berry-Index für 13 Produkte von t-1 und t)	-0,006 (0,077)	-0,774 (0,747)
$\Delta DG_{i,t}$	Diversifikationsänderungen zu nichtverwandten Produktbereichen (definiert als Veränderung des Berry-Index für 4 Produktgruppen von t-1 und t)	-0,004 (0,076)	-0,680 (0,591)

Im Durchschnitt aller 3892 untersuchten Unternehmen kann eine leichte nominelle Reduktion der Umsätze zwischen den Jahren 1988/89 und 1997/98 festgestellt werden (vgl. Abbildung 2). Abbildung 2 zeigt die Wachstumsraten der Betriebe in der Stichprobe im Vergleich zu der durchschnittlichen Wachstumsraten der bundesdeutschen Testbetriebe (Alte Bundesländer). Die Werte der Testbetriebe werden dabei bereits vollständig durch die Bandbreite der Wachstumsraten der Stichprobe bei +/- einer Standardabweichung abgebildet.

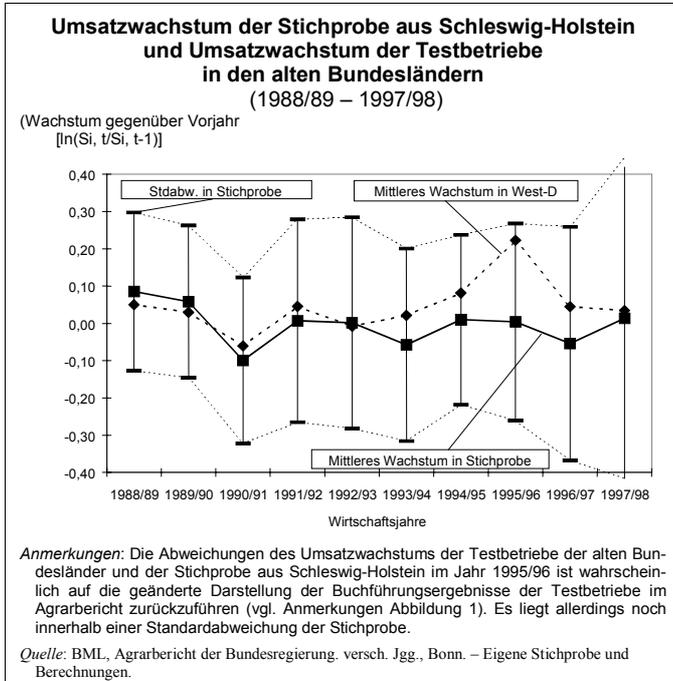


Abbildung 2

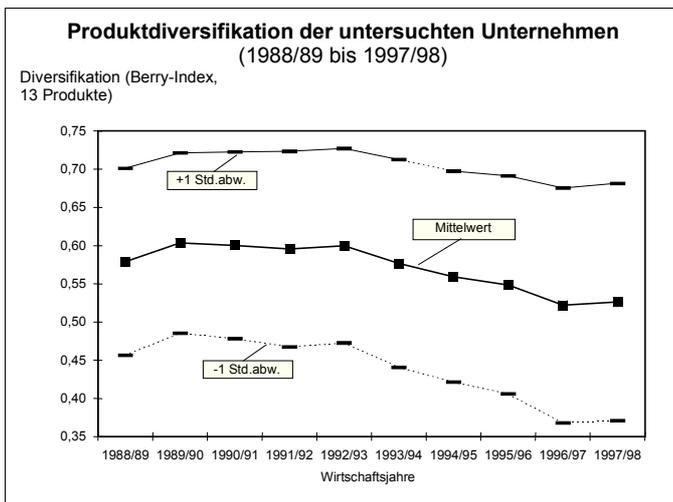


Abbildung 3.

Der Vergleich der Mittelwerte des Wachstums der Unternehmen der Stichprobe und der Unternehmen in Westdeutschland in Abbildung 2 zeigt eine Differenz auf. So liegt der Mittelwert des jährlichen Umsatzwachstums der Stichprobe der 3892 Unternehmen bei -0,003 (vgl. Tab. 1), was einer geringen Umsatzreduktion bzw. -stagnation entspricht. Der Mittelwert des Umsatzwachstums der Haupterwerbsbetriebe der alten Bundesländer der Testbetriebs-

netzstatistik liegt dagegen mit 0,043 (siehe oben) höher und zeigt ein positives Wachstum auf.

In der gleichen Periode (1988/89 bis 1997/98) ist ein schwach ausgeprägter Trend zu sinkender Diversifizierung, also ansteigender Spezialisierung, im Mittel aller untersuchten Unternehmen über alle 13 Produktionsbereiche zu beobachten. Dies ist in Abbildung 3 dargestellt. In der Stichprobe handelt es sich ausschließlich um Vollerwerbsbetriebe, sodass Nebenerwerbsbetriebe und ihre Aktivitäten als eine weitere Form der Diversifikation hier nicht berücksichtigt werden.

**4 Ergebnisse**

Die Ergebnisse der Fixed-effects- und Random-effects-Modelle zur Schätzung der Gleichung (1) sind in Tabelle 2 aufgeführt<sup>6</sup>. Um die Möglichkeit eines Einflusses der Betriebsgröße (bzw. des Betriebsgrößenwachstums) auf das Ausmaß der Diversifikation und damit ökonomische Probleme auf Grund der Endogenität der erklärenden Variablen zu vermeiden, werden die Variablen DP<sub>i,t</sub> sowie DG<sub>i,t</sub> unter Verwendung der um eine Periode verzögerten erklärenden Variablen instrumentiert. Vier verschiedene Modellspezifikationen werden in Tabelle 2 ausgewiesen. Spalte [1] übernimmt den in Gleichung (1) dargestellten ökonomischen Ansatz von OUSTAPASSIDIS (1992). Wie aus den Ergebnissen des Hausman-Tests ersichtlich, wird das Random-effects-Modell zu Gunsten des Fixed-effects-Modells verworfen. Der Erklärungsgehalt der Modelle kann anhand der Werte der (restringierten) Log-likelihood-Funktionen abgelesen werden. Ergänzend dazu lässt sich der Anteil jener Betriebe errechnen, der durch das ökonomische Modell den beiden Kategorien „wachsender Betrieb“ (wenn G<sub>i,t</sub> > 0) bzw. „schrumpfender Betrieb“ (wenn G<sub>i,t</sub> < 0) richtig zugeordnet wird (d.h.  $\hat{G}_{i,t} > 0$  wenn G<sub>i,t</sub> > 0 bzw.

$\hat{G}_{i,t} < 0$  wenn G<sub>i,t</sub> < 0). Ausgehend von der in Spalte [4] ausgewiesenen Modellspezifikation errechnet sich dabei ein Anteil von 70,2 % an richtig klassifizierten Betrieben, wobei der Anteil der korrekten Klassifikationen in der Gruppe der wachsenden Betriebe (mit 71,9 %) etwas über jenem in der Gruppe der schrumpfenden Betriebe (mit 68,2 %) liegt.

Die ausgewiesenen Werte der „Konstanten“ in den vier Modellspezifikationen sind für die ökonomische Interpretation der Schätzergebnisse von geringer Bedeutung und werden daher im Folgenden nicht weiter diskutiert. Die errechneten Parameterwerte legen einen positiven und hoch

6) Ökonometrische Paneldaten-Modelle analysieren den Zusammenhang zwischen Variablen, die nicht nur in einer, sondern in mehreren Dimensionen variieren. Typischerweise handelt es sich um zwei Dimensionen (zum Beispiel Schwankungen im Zeitablauf und Unterschiede im Querschnitt, also zwischen den Betrieben). Das zu schätzende Modell lautet dann:  $y_{i,t} = \alpha_i + \beta'X_{i,t} + u_{i,t}$  (mit  $i = 1, \dots, N$  und  $t = 1, \dots, T$ ). Hier wird für alle Zeitpunkte t und Betriebe i ein identischer Einfluss der Matrix X auf die Variable y gemessen durch den Vektor  $\beta$  unterstellt („Pooling-Annahme“). Hinsichtlich der nichtgemessenen Einflüsse, die sich in der Konstanten  $\alpha$  bzw. im Fehlerterm u widerspiegeln, können unterschiedliche Annahmen getroffen werden. In einem Fixed-effect Modell werden diese Betriebs- und Zeiteffekte explizit geschätzt (das Fixed-effects-Modell wird auch als Kleinst-Quadrat-Dummy-Variablen-Modell bezeichnet), in einem Random-effects-Modell „verschwinden“ diese Effekte im Fehlerterm ( $u_{i,t} = v_i + w_t + \epsilon_{i,t}$ ). Der Hausmann-Test (HAUSMANN, 1978) erlaubt einen statistischen Test zwischen diesen beiden Methoden. Die Analyse von Paneldaten wird wesentlich ausführlicher in HSIAO (1986) beschrieben.

signifikant von Null verschiedenen Einfluss der Diversifikation in verwandte Produktbereiche ( $DP_{i,t}$ ) sowie der Zunahme der Diversifikation in verwandte Produktbereiche ( $\Delta DP_{i,t}$ ) nahe. Hinsichtlich der Diversifikation zwischen Produktgruppen ( $DG_{i,t}$ ) sowie der Änderung der Diversifikation zwischen Produktgruppen ( $\Delta DG_{i,t}$ ) zeigt Spalte [1] in

Tabelle 2: **Ergebnisse der Instrumental-Variablen Fixed- und Random-effects-Modelle des Wachstums für 3829 Unternehmen der deutschen Landwirtschaft (1988/89–1997/98)**

Variable	Param. (t-Wert) Fixed-effects-M. [1]	Param. (t-Wert) Fixed-effects-M. [2]	Param. (t-Wert) Fixed-effects-M. [3]	Param. (t-Wert) Random-effects-M. [4]
Konstante	3,473 (59,18)	3,236 (18,27)		2,382 (47,12)
$DP_{i,t}$	2,126 (27,11)	2,117 (26,93)	1,953 (24,81)	0,685 (15,26)
$\Delta DP_{i,t}$	0,984 (39,97)	0,982 (39,84)	0,985 (39,94)	0,763 (34,89)
$DG_{i,t}$	-1,138 (-18,79)	-1,135 (-18,70)	-1,177 (-19,23)	-0,348 (-11,08)
$\Delta DG_{i,t}$	-0,204 (-8,43)	-0,202 (-8,36)	-0,239 (-9,86)	-0,094 (-4,32)
$\ln(S_{i,t-1})$	-0,345 (-63,41)	-0,300 (-9,33)	-0,352 (-64,19)	-0,212 (-49,33)
$\ln(S_{i,t-1}^2)$		-0,002 (-1,42)		
T/100			-0,399 (-7,97)	
$D_{89/90}$				0,076 (12,83)
$D_{90/91}$				0,046 (7,58)
$D_{91/92}$				-0,085 (-13,98)
$D_{92/93}$				0,004 (0,66)
$D_{93/94}$				-0,004 (-0,71)
$D_{94/95}$				-0,045 (-7,54)
$D_{95/96}$				0,011 (1,79)
$D_{96/97}$				0,004 (0,72)
$D_{97/98}$				-0,038 (-6,47)
$F\alpha_i=\alpha(\text{DF})$	1,94 (3828)	1,88 (3828)	1,97 (3828)	2)
$F\alpha_{i,t}=\alpha_i(\text{DF})$	104,32 (9)	101,80 (9)	1)	1), 2)
H(DF)	1760,99 (5)	1655,23 (6)	1801,09 (6)	-0,35 (14)
LL( $\beta$ )	-494,76	-493,63	-974,84	-495,31
LL(0)	-5716,79	-5716,79	-5716,79	-5716,79

*Bemerkungen:*  $F\alpha_i=\alpha$  (bzw.  $F\alpha_{i,t}=\alpha_i$ ) symbolisieren die Ergebnisse eines F-Tests für die Annahme identischer fixer Unternehmenseffekte (Zeiteffekte). DF steht für die Zahl der Freiheitsgrade. Der Hausmann-Test wird durch H, der Wert der (restringierten) Loglikelihood-Funktion durch LL( $\beta$ ) (bzw. LL(0)) abgekürzt. – 1) In den Modellen [3] und [4] sind keinen fixen Periodeneffekte berücksichtigt. – 2) Das Fixed-effects-Modell wird in Spalte [4] zugunsten des Random-effects-Modells verworfen, die F-Tests für  $\alpha_i=\alpha$  bzw.  $\alpha_{i,t}=\alpha_i$  werden daher nicht durchgeführt.  $D_t$  steht für eine Dummy-Variablen, die im Jahr x gleich Eins und sonst Null gesetzt wurde.

Tabelle 2 jedoch einen negativen und signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf das Unternehmenswachstum. Für einen Betrieb, der durch Durchschnittswerte für alle in Tabelle 2 ausgewiesenen Variablen gekennzeichnet ist, implizieren die in Spalte [1] ausgewiesenen Parameterwerte einen Anstieg der Wachstumsrate um 12,13 %-Punkte bei einer 10 %-igen Zunahme des Diversifikationsindex  $DP_{i,t}$ . Eine 10 %-ige Zunahme der Diversifikation in nichtverwandte Produktbereiche ( $DG_{i,t}$ ) hingegen würde zu einer Wachstumsreduktion um 3,49 %-Punkte beitragen.

Diese Ergebnisse legen eine differenzierte Betrachtung der Wirkung von Diversifizierungsstrategien auf das Wachstum von Betrieben nahe. Während die Diversifikation **innerhalb** einzelner Produktgruppen (innerhalb der Kernproduktionsbereiche) eine sinnvolle Strategie zur Realisierung betrieblicher Wachstumsziele darstellt, ist die Diversifizierung über die Grenzen einzelner Produktgruppen hinaus mit einer signifikanten Verlangsamung der Wachstumsprozesse verbunden. Die Ergebnisse lassen vermuten, dass die positiven Effekte der Diversifikation durch die in Abschnitt 2 genannten Verbundvorteile (economies of scope) bei der Produktion von verwandten Gütern eine bedeutende Rolle spielen. Hingegen sind diese Effekte bei unverbundenen Produkten weniger ausgeprägt und werden von den negativen Folgen der Diversifikation (z.B. durch die

mangelnde Nutzung von Skaleneffekten (economies of scale)) überlagert. Diese Resultate bleiben auch bei den in den folgenden Spalten vorgenommenen Erweiterungen und Modifikationen der Modellstruktur nahezu unverändert.

Auch der Zusammenhang zwischen der Betriebsgröße der Vorperiode ( $S_{i,t-1}$ ) und dem Wachstum der Betriebe ist signifikant von Null verschieden und negativ. Dieses Resultat ist aus zweierlei Gründen bedeutsam. Zum einen widerspricht es der Aussage des Gibrat'schen Gesetzes, wonach das Wachstum des Betriebes zufällig und insbesondere unabhängig von der Ausgangsgröße eines Betriebes wäre. Ein negativer Parameterwert legt eine signifikant höhere Wachstumsrate für kleine Betriebe nahe. Dies impliziert, dass sich Betriebe langfristig auf ihr gleichgewichtiges Betriebsgrößenniveau zu bewegen ( $\beta$ -Konvergenz)<sup>7)</sup>. Zum zweiten wird durch die Berücksichtigung der Betriebsgröße in der Ausgangsperiode eine Wirkungsverzögerung der Diversifikation auf das Wachstum der Betriebe abgebildet. Diversifikationsstrategien wirken nicht notwendigerweise unmittelbar, sondern häufig erst mit einiger Verzögerung auf den Unternehmenserfolg. So impliziert ein Parameterwert von -0,345 (für die Variable  $S_{i,t-1}$  in der ersten Spalte) einen „median lag“ in der Anpassung der Wachstumsrate an Diversifikationsänderungen von 1,64 Jahren<sup>8)</sup>. Diversifikationsstrategien spiegeln sich somit erst mit einiger Verzögerung im Erfolg des landwirtschaftlichen Unternehmens wider<sup>9)</sup>.

Inwieweit der Zusammenhang zwischen der Ausgangsgröße des Betriebes und der Wachstumsrate in der Folgeperiode für alle Betriebsgrößen in gleichem Maße gilt, kann an Hand der Modellspezifikation [2] abgelesen werden. Hier wird das Basismodell durch die quadrierte Ausgangsgröße des Betriebes erweitert. Der in Tabelle 2 ausgewiesene insignifikante Parameterwert für  $S_{i,t-1}^2$  impliziert jedoch, dass über das gesamte Betriebsgrößenspektrum von  $\beta$ -Konvergenz ausgegangen werden kann<sup>10)</sup>.

7) Die Beobachtung von  $\beta$ -Konvergenz impliziert jedoch keineswegs, dass sich die Betriebsgrößen **zwischen** verschiedenen Betrieben notwendigerweise im Zeitablauf angleichen. Um Aussagen über die Veränderung der Betriebsgrößenverteilung treffen zu können, müsste die Verteilung der Betriebsgröße zum Ausgangszeitpunkt mit jener des langfristigen Gleichgewichtes verglichen werden ( $\sigma$ -Konvergenz, vgl. WEISS, 1999). Ein Vergleich der Lorenz-Kurven für die Anfangs- und Endperiode des Untersuchungszeitraumes zeigt tatsächlich eine Zunahme der Ungleichheit in der Betriebsgrößenverteilung (vgl. Diagramm A1 im Appendix).

8) Der „median lag“ misst die Zeitspanne, die erforderlich ist, bis die Hälfte eines Anpassungsprozesses an ein neues Gleichgewichtsniveau realisiert wurde.

9) Ein „partielles Anpassungsmodell“, welches der hier verwendeten Spezifikation zu Grunde liegt, kann Verzögerungen bei der Wirkung von exogenen Variablen nur ansatzweise abbilden. Für eine vollständige Berücksichtigung von Wirkungsverzögerungen wäre die Schätzung von VAR-Modellen erforderlich, was aber auf Grund der Kürze der hier zur Verfügung stehenden Zeitreihen für einzelne Betriebe nicht möglich ist.

10) Zu beachten ist jedoch, dass diese Analyse nur für überlebende Betriebe durchgeführt wurde. Wie bei WEISS (1995) näher ausgeführt, kann die Vernachlässigung des Ausscheidens von Betrieben zu einer Verzerrung der Parameter führen. Insbesondere würde der Wachstumserfolg der kleinen Betriebe und damit der Parameter  $\beta_5$  in Gleichung (1) überschätzt. Empirische Analysen für landwirtschaftliche Betriebe in Oberösterreich zeigen, dass diese Selektionseffekte nur bei Nebenerwerbsbetrieben, nicht jedoch bei Haupterwerbsbetrieben relevant sind (WEISS, 1999). Für eine Selektionsverzerrung der weiteren Parameter des Modells und damit der Schätzung des Zusammenhangs zwischen Diversifikation und Wachstum liegen a priori keine begründeten Hinweise vor.

In den Spezifikationen [1] und [2] werden neben fixen Unternehmenseffekten auch sämtliche fixen Zeiteffekte herausgefiltert. Um die Veränderung der Wachstumsrate im Zeitablauf explizit zu modellieren, werden in den Spalten [3] und [4] nur fixe Unternehmenseffekte berücksichtigt. Der signifikant von Null verschiedene und negative Parameterwert der linearen Trendvariablen (T) in Spalte [3] weist ceteris paribus auf eine im Zeitablauf rückläufige Wachstumsrate der Betriebe hin. Eine Schätzung der Parameter von Dummy-Variablen für einzelne Jahre in Spalte [4] zeigt jedoch, dass die Veränderung der Wachstumsraten im Zeitablauf keineswegs kontinuierlich verläuft, sondern erheblichen Schwankungen unterliegt.

Zur Überprüfung der Stabilität der Schätzergebnisse wurden ökonometrische Analysen auch bei Verwendung alternativer Konzepte zur Messung der Betriebsgröße durchgeführt. Die Approximation der Betriebsgröße bzw. des betrieblichen Wachstums, z.B. durch die (Veränderung der) landwirtschaftlich genutzte Fläche des Unternehmens, erbrachte durchwegs sehr ähnliche Ergebnisse. Diese sind in der Tabelle A.1 im Appendix ausgewiesen. Auch die Elimination von extremen Werten der Wachstumsrate sowie der Betriebsgröße beeinflusst die Schätzergebnisse nur geringfügig.

## 5 Schlussfolgerungen und Ausblick

Der vorliegende Beitrag analysiert den Zusammenhang zwischen dem Ausmaß der Diversifikation (gemessen durch den Berry-Index) und dem Wachstum von 3892 landwirtschaftlichen Betrieben in Schleswig-Holstein über den Zeitraum von 1987/88 bis 1997/98.

1. Die Ergebnisse der Fixed-effects- und Random-effects-Modelle zeigen systematisch höhere Wachstumsraten für Betriebe mit einem hohen (und im Zeitablauf wachsenden) Maß an Diversifikation in **verwandte** Produktbereiche.
2. Hingegen weisen Unternehmen mit einem hohen (und im Zeitablauf wachsenden) Niveau der Diversifikation in **nichtverwandte** Produktbereiche eine signifikant geringere Wachstumsrate aus. Eine weitere Zunahme der Diversifikation in nichtverwandte Produktbereiche stellt somit keine sinnvolle Strategie für landwirtschaftliche Betriebe dar.
3. Ferner legen die ökonometrischen Analysen nahe, dass das Gibrat'sche-Gesetz empirisch nicht bestätigt werden kann. Die Betriebsgröße der Vorperiode hat einen signifikant negativen Einfluss auf das Wachstum der Folgeperiode, was c.p. eine Konvergenz der Betriebsgröße auf ein individuelles langfristiges Gleichgewichtsniveau im Zeitablauf ( $\beta$ -Konvergenz) impliziert.
4. Ceteris paribus hat die Wachstumsrate der Betriebe im Zeitablauf abgenommen, allerdings ist diese Veränderung keineswegs kontinuierlich verlaufen, sondern unterliegt erheblichen Schwankungen.

Die Ergebnisse des vorliegenden Beitrages decken sich somit in den wesentlichen Aussagen mit den Ergebnissen der Studie von OUSTAPASSIDIS (1992). Jedoch ist anzumerken, dass eine ausführlichere Analyse der Wachstumsprozesse landwirtschaftlicher Betriebe die Schätzung eines umfangreicheren ökonometrischen Modells erfordern wür-

de<sup>11</sup>). Neben dem Maß der Diversifikation sowie der Ausgangsgröße der Betriebe kennt die theoretische und empirische Literatur zum Betriebsgrößenwachstum (vgl. u.a. UPTON, HAWORTH, 1987; WEISS, 1999) eine Reihe weiterer Einflussfaktoren (Charakteristika des Betriebes und der Betriebsleiterfamilie sowie regionale Faktoren), die in der vorliegenden Untersuchung keine Berücksichtigung finden konnten, weil entsprechende Daten nicht zur Verfügung standen.

Besondere Bedeutung kann dabei dem Ausmaß der Nebenerwerbstätigkeit zukommen. Zumal die vorliegende Arbeit ausschließlich auf Daten für Haupterwerbsbetriebe basiert, muss eine wesentliche Form der Diversifikation der Aktivitäten der Betriebsleiterfamilie, die Aufnahme nichtlandwirtschaftlicher Tätigkeiten, unberücksichtigt bleiben. Diese Form der Diversifikation in den nichtlandwirtschaftlichen Bereich kann jedoch einen wesentlichen Beitrag zur Reduktion des Einkommensrisikos landwirtschaftlicher Betriebsleiterfamilien leisten und damit sowohl die relative Vorzüglichkeit der Diversifikation innerhalb der landwirtschaftlichen Produktion, als auch die Wachstumsmöglichkeiten des landwirtschaftlichen Betriebes beeinflussen. Die Berücksichtigung von Nebenerwerbstätigkeiten würde zweifellos einen wichtigen Beitrag zum besseren Verständnis der Zusammenhänge zwischen Diversifikation und Wachstum von Unternehmen im Agrarsektor darstellen.

## Literaturverzeichnis

- ANDERSON, J.R. (1997): An 'ABC' of Risk Management in Agriculture: Overview of Procedures and Perspectives. In: HUIRNE, R.B.M.; HARDAKER, J.B.; DIJKHUIZEN, A.A., (Hrsg.): Risk Management Strategies in Agriculture, Mansholt Studies 7, Wageningen, The Netherlands, S. 1–14.
- BERRY, C.H. (1971): Corporate growth and diversification. *Journal of Law and Economics* 14, S. 371–383.
- BERNHEIM, B.D.; WHINSTON, M.D. (1990): Multimarket Contact and Collusive Behaviour. *Rand Journal of Economics* 21, S. 1–26.
- BML (Hrsg.). Agrarbericht der Bundesregierung. Verschiedene Jahrgänge.
- BRANDES, W.; ODENING, M. (1992): Investition, Finanzierung und Wachstum in der Landwirtschaft. Stuttgart.
- BRIGLAUER, W.; WEISS, C.R. (2000): Determinants and Dynamics of Farm Diversification. Working Paper EWP 0002, Department of Food Economics and Consumption Studies, University of Kiel.
- EDWARDS, C.D. (1955): Conglomerate Bigness as a Source of Power. National Bureau Committee for Economic Research, Business Concentration and Price Policy, Princeton University Press, Princeton. S. 331–360.
- FERNANDEZ-CORNEJO, J.; GEMPESAW II, C.M.; ELTRICH, J.G.; STEFANOU, S.E. (1992): Dynamic Measures of Scope and Scale Economies: An Application to German Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics* 74, S. 329–342.
- HANF, C.-H. (1986): Entscheidungslehre. München.
- HAUSMANN, J.A. (1978): Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46, S. 1251–1271.
- HAZELL, P.B.R.; JARAMILLO, M.; WILLIAMSON, A. (1990): The relationship between world price instability and the price farmers receive in developing countries. *Journal of Agricultural Economics* 41, S. 227–241.
- HEADY, E. (1952): Diversification in Resource Allocation and Minimization of Income Variability. *Journal of Farm Economics* 34, S. 482–496.
- HSIAO, C. (1986): Analysis of Panel Data. *Econometric Society Monographs* No. 11. Cambridge University Press.
- JENSEN, M.C. (1988): Takeovers: Their Causes and Consequences. *Journal of Economic Perspectives* 2, S. 21–48.
- KTBL (Hrsg.). Standarddeckungsbeiträge 1993/94. Arbeitspapier 216. Darmstadt.
- KUNZ, R. M. (1993): Diversifikationsstrategien und Unternehmenserfolg. Die Unternehmung: schweizerische Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis 4, S. 293–310.

11) So wäre die von einem Gutachter vorgeschlagene Analyse des Zusammenhangs zwischen Diversifikation und Wachstum für einzelne Hauptproduktionsrichtungen eine interessante Erweiterung dieser Arbeit.

Appendix

MONTGOMERY, C.A. (1994): Corporate Diversification. *Journal of Economic Perspectives* 8, S. 163–178.

OUSTAPASSIDIS, K. (1992): Diversification, size and growth of the Greek co-operative marketing unions. *European Review of Agricultural Economics* 19, S. 85–96.

POPE, R.D.; PRESCOTT, R. (1980): Diversification in Relation to Farm Size and Other Socioeconomic Characteristics. *American Journal of Agricultural Economics* 62, S. 554–559.

SCHIFF, M.; VALDÉS, R. (1992): A synthesis of the economics in developing countries. In KRUEGER, A.; SCHIFF, M.; VALDÉS, A., (Hrsg.): *The Political Economy of Agricultural Pricing Policies*, Vol. 4, A World Bank Comparative Study, John Hopkins University Press, Baltimore.

SPORLEDER, L.T.; SKINNER, R.L. (1977): Diversification of regional marketing co-operatives. *Southern Journal of Agricultural Economics* 9, S. 191–195.

SUN, T.Y.; JINKINS, J.E.; EL-OLSTA, H.S. (1995): Multinomial Logit Analysis of Farm Diversification for Midwestern Farms. Paper presented at the AAEA Conference in Indianapolis.

THIELE, H. (1998): Dekollektivierung und Umstrukturierung des Agrarsektors der neuen Bundesländer. *Agrarwirtschaft Sonderheft* Nr. 160, Frankfurt.

THOMPSON, S.R.; HERRMANN R.; GOHOUT, W. (2000): Agricultural Market Liberalization and Instability of Domestic Agricultural Markets: The Case of the CAP. *American Journal of Agricultural Economics* 82, S. 718–726.

UPTON, M.; HAWORTH, S. (1987): The growth of farms. *European Review of Agricultural Economics* 14, S. 351–366.

WEISS, C.R. (1995): Size, Growth, and Survival in the Upper Austrian Farm Sector. *Small Business Economics* 10, S. 305–312.

WEISS, C. R. (1999): Farm Growth and Survival: Econometric Evidence for Individual Farms in Upper Austria. *American Journal of Agricultural Economics* 81, S. 103–116.

WHITE, T.; IRWIN, G. (1972): Farm Size and Specialization. In: BALL, G.; HEADY, E. (Hrsg.): *Size, Structure and Future of Farms*. Ames: Iowa State University Press.

WÖHE, G. (1990): Einführung in die Allgemeine Betriebswirtschaftslehre. 17. Auflage, Vahlen. München.

Tabelle A-1: Ergebnisse der Fixed- und Random-effects-Modelle des Wachstums (=Änderung der landwirtschaftlich genutzten Fläche) für 3829 Unternehmen der deutschen Landwirtschaft

Variable	Param. (t-Wert) Fixed-effects-M. [1]	Param. (t-Wert) Fixed-effects-M. [2]	Param. (t-Wert) Fixed-effects-M. [3]	Param. (t-Wert) Random-effects-M. [4]
Konstante	0,952 (29,39)	1,089 (32,21)	0,692 (32,14)	0,672 (31,81)
DP <sub>i,t</sub>	1,467 (17,56)	1,464 (17,56)	0,759 (18,14)	0,748 (17,77)
ΔDP <sub>i</sub>	0,467 (16,81)	0,476 (17,15)	0,293 (12,24)	0,306 (12,66)
DG <sub>i,t</sub>	-0,669 (-10,01)	-0,684 (-10,27)	-0,312 (-11,06)	-0,315 (-11,15)
ΔDG <sub>i,t</sub>	-0,108 (-4,02)	-0,124 (-4,61)	-0,059 (-2,54)	-0,064 (-2,67)
ln(S <sub>i,t-1</sub> )	-0,389 (-69,70)	-0,572 (-39,66)	-0,251 (-55,79)	-0,252 (-55,94)
ln(S <sub>i,t-1</sub> <sup>2</sup> )		0,036 (13,75)		
T/100			-0,122 (-2,31)	
D <sub>89/90</sub>				0,025 (3,75)
D <sub>90/91</sub>				0,016 (2,42)
D <sub>91/92</sub>				0,024 (3,59)
D <sub>92/93</sub>				0,036 (5,45)
D <sub>93/94</sub>				0,026 (3,96)
D <sub>94/95</sub>				0,032 (4,73)
D <sub>95/96</sub>				0,032 (4,82)
D <sub>96/97</sub>				0,024 (3,65)
D <sub>97/98</sub>				0,020 (3,06)
Fα <sub>i</sub> =α(DF)	1,92(3828)	1,70(3828)	2)	2)
Fα <sub>i,t</sub> =α <sub>i</sub> (DF)	5,71(9)	5,35(9)	1), 2)	1), 2)
H(DF)	1952,48(5)	4251,22(6)	-0,39(6)	-0,39(14)
LL(β)	-4595,61	-4490,79	-4620,05	-4596,17
LL(0)	-8695,67	-8695,67	-8695,67	-8695,67

Bemerkungen: Fα<sub>i</sub>=α (bzw. Fα<sub>i,t</sub>=α<sub>i</sub>) symbolisieren die Ergebnisse eines F-Tests für die Annahme identischer fixer Unternehmenseffekte (Zeiteffekte). DF steht für die Zahl der Freiheitsgrade. Der Hausmann-Test wird durch H, der Wert der (restringierten) Loglikelihood-Funktion durch LL(β) (bzw. LL(0)) abgekürzt. – 1) In den Modellen [3] und [4] sind keinen fixen Periodeneffekte berücksichtigt. – 2) Das Fixed-effects-Modell wird in Spalte [4] zugunsten des Random-effects-Modells verworfen, die F-Tests für α<sub>i</sub>=α bzw. α<sub>i,t</sub>=α<sub>i</sub> werden daher nicht durchgeführt.

Verfasser:

Prof. Dr. CHRISTOPH WEISS, Institut für Ernährungswirtschaft und Verbrauchslehre der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel, Olshausenstraße 40, D-24098 Kiel, Telefon: (0431/) 880 -4425, Telefax: 880-7308 (E-Mail: cweiss@food-econ.uni-kiel.de) und

Dr. HOLGER THIELE, WZW, Lehrstuhl für Wirtschaftslehre des Landbaues der TU München, Alte Akademie 14, D-85350 Freising-Weihenstephan (E-Mail: hthiele@ food-econ.uni-kiel.de)

Die Autoren danken für die hilfreichen Kommentare und Anregungen den Teilnehmern der SFER/GEWISOLA Tagung am 13. Oktober 2000 in Strassburg, zwei anonymen Gutachtern der Zeitschrift und insbesondere Herrn Prof. Dr. WILHELM BRANDES, Georg-August-Universität Göttingen. Für die finanzielle Unterstützung des Forschungsprojektes (Projektnummer: 2001/01) sei der *Stiftung Schleswig-Holsteinische Landschaft* gedankt.

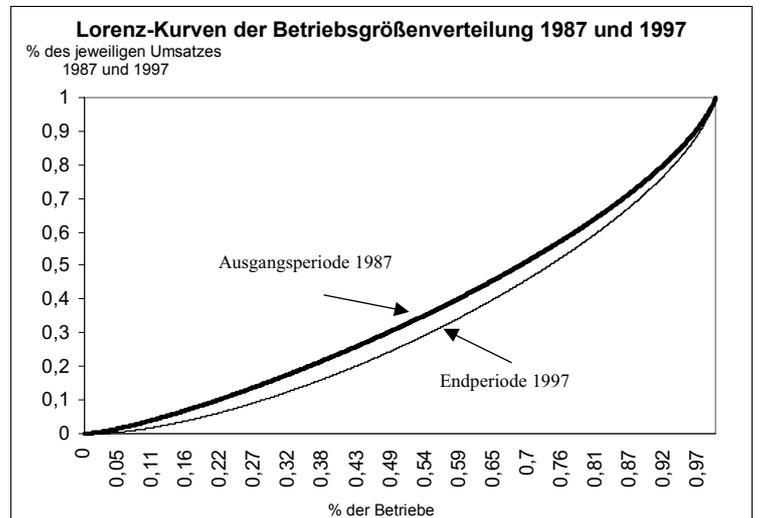


Abbildung A1