

Mehr-Ebenen-Modelle in der Analyse agrarstruktureller Entwicklungen – Methodik und Implikationen

Multi-level models in the analysis of structural change in agriculture – methodical considerations and implications

Anne Margarian

Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft, Braunschweig

Zusammenfassung

Bisher ist es der empirischen Forschung nicht gelungen, einen allgemein akzeptierten Kanon der wichtigsten Determinanten des Agrarstrukturwandels unterhalb der volkswirtschaftlichen Betrachtungsebene zu finden. In diesem Artikel wird argumentiert, dass die teilweise widersprüchlichen Ergebnisse der verschiedenen Studien der endogenen Dynamik des Agrarstrukturwandels sowie einer Vermischung verschiedener kausaler Ebenen geschuldet sind. Der Einfluss einzelner Determinanten ist demnach nicht unbedingt linear oder symmetrisch und unabhängig von anderen Einflussgrößen, von der Region oder der Zeit. Die Mehr-Ebenen-Modellierung wird als eine Methode vorgestellt, die es ermöglicht, durch die gleichzeitige Modellierung hierarchischer Zusammenhänge sowie zeitlicher Dynamik mit diesen Problemen umzugehen. Die Flexibilität der Methode und ihre Kapazität zur Generierung neuer Einsichten wird am Beispiel einer Panelanalyse zur Erklärung regionaler Unterschiede im Agrarstrukturwandel demonstriert.

Schlüsselwörter

Strukturwandel; Mehr-Ebenen-Modell; Mixed Model; kausale Hierarchie; Endogenität

Abstract

Until now empirical analyses have not succeeded in the determination of a general upon agreed bunch of the most important driving forces of structural change in agriculture beyond the level of the national economy. It will be argued that the sometimes contradictory results of different studies are caused by the endogenous dynamics of structural change as well as by mixing up different levels of causality. The influence of single causes, therefore, is not necessarily characterised by linearity, symmetry and independence of other causes, of the location or of time. Multi-level-models are being presented as a method with the capability to cope with these problems by modelling hierarchical relations and dynamics in time simultaneously. The flexibility of the method as well as its capability to generate new insights will be demonstrated on the example of a panel analysis for the explanation of regional differences in structural change of agriculture.

Keywords

structural change; multi-level-model; mixed model; hierarchical causation; endogenous restrictions

1. Einleitung

Die bisherigen empirischen Analysen zur Erklärung von Unterschieden im agrarstrukturellen Wandel in verschiedenen Regionen waren sehr auf die Quantifizierung des Einflusses einzelner Variablen auf betrieblicher und/oder regionaler Ebene konzentriert. Trotz der Existenz einer Viel-

zahl von Querschnittsstudien auf einzelbetrieblicher Ebene ebenso wie auf regionaler Ebene¹ war es bisher nicht möglich, einen allgemein akzeptierten Kanon der wichtigsten Determinanten des Agrarstrukturwandels unterhalb der volkswirtschaftlichen Betrachtungsebene zu finden. Die Ursache hierfür liegt, so die Annahme, in den Restriktionen, die den handelnden Individuen aus der agrarstrukturellen Verfassung selbst erwachsen. Solche Restriktionen sind: Die Natur versunkener Kosten (BALMANN, 1995), die Eigenschaft des Betriebsleiters als Eigner und Arbeitskraft in einer Person (GODDARD et al., 1993), die Besonderheiten des Faktors Boden und der Standortgebundenheit der Produktion (GLAUBEN et al., 2006), die Einheit von Unternehmen und Haushalt (PFEFFER, 1989 and SCHMITT, 1992), besondere Verhaltensdispositionen von Landwirten (ALBISSER et al., 2006) und der Zusatznutzen, den sie möglicherweise der Lebensform „Landwirt“ (WEISS, 1999) und der selbständigen Existenz über das monetäre Einkommen hinaus beimessen.

Diesen Restriktionen wird es zugeschrieben, dass sich die Agrarstruktur nicht auf ein einheitliches ökonomisches Optimum zu entwickelt, sondern nachweislich auch langfristig durch die Ausgangssituation mitbestimmt wird.² Diese Pfadabhängigkeit bedeutet, dass die aktuelle Entwicklung der Agrarstruktur nicht mehr in jedem Fall durch

¹ Die folgenden Beispiele beziehen sich auf Studien, die die Entscheidung zum Wachstum und/oder zur Betriebsaufgabe auf einzelbetrieblicher Ebene, oder aber die Entwicklung der Anzahl der Betriebe insgesamt oder in bestimmten Betriebsgruppen auf aggregierter Ebene, analysieren. Vgl. z.B. für einen Überblick über aktuelle empirische Arbeiten in Europa, oft auf der einzelbetrieblichen Ebene: MANN (2006); für eine beispielhafte Querschnittsanalyse auf der Ebene europäischer Regionen: BREUSTEDT und GLAUBEN (2007); für eine Querschnittsanalyse über den Zeitraum 1991 bis 1999 auf der Ebene der westdeutschen Kreise: GLAUBEN et al. (2006); Für eine Analyse auf Betriebsgruppenebene für die Schweiz: MANN (2003); für eine faktorenanalytische Regression auf Ebene der Schweizer Bezirke: BALTENSWEILER und ERDIN (2005); für eine „klassische“ Analyse aus Großbritannien basierend auf einzelbetrieblichen Buchführungs- und Befragungsdaten mit einer Varianzanalyse und dem Plädoyer für weitere dynamische Analysen auf der Mikroebene: UPTON und HAWORTH (1987); für eine wichtige US-amerikanische Studie zum Einfluss des Nebenerwerbs auf die Aufgabendeckung auf der Ebene aggregierter Daten auf County-Ebene: GOETZ und DEBERTIN (2001)

² Für einen kurzen unvollständigen Literaturüberblick über Arbeiten, die die endogene Dynamik des Agrarstrukturwandels empirisch analysiert haben, vgl. MARGARIAN (2007a).

heute beobachtbare Einflüsse erklärt werden kann, so dass die strukturelle Entwicklung auf den gleichen Einflussfaktor in unterschiedlichen Regionen unterschiedlich reagiert: Geschätzte Koeffizienten dürften dann nicht mehr als Konstantem mit einem wahren „fixen“ Wert interpretiert werden, sondern im Bayesianischen Sinne als stochastische Größen. Gleichzeitig sind auch die Restriktionen, die Pfadabhängigkeit erzeugen könnten, nicht als fix zu betrachten,³ sondern unterliegen aufgrund ihrer eigenen Abhängigkeit von der agrarstrukturellen Situation selbst einem zeitlichen Wandel. Parameter, die den Einfluss exogener Größen auf die agrarstrukturelle Entwicklung abbilden, unterscheiden sich demnach vermutlich in Raum und Zeit, wobei die Entwicklung in der Zeit durch nicht mehr beobachtbare Einflüsse in der Ausgangssituation in verschiedenen Regionen beeinflusst wird. PASSEL et al. (2006: 16) schreiben im Hinblick auf die Ergebnisse ihrer einzelbetrieblichen Analyse, in der die Region als ein Erklärungsfaktor für die technische Effizienz von Betrieben neben den betrieblichen Einflussgrößen steht: „The effect of farm location on efficiency is significant, but certainly not easy to explain. Differences in soil-type, landscape, erosion, easiness of cultivation are possible explanations but all these characteristics are linked and the reality is too complex to give a clear explanation of the significant different effect on efficiency of those Flemish regions.“

Vor diesem Hintergrund sollen hier Mehr-Ebenen-Modelle als eine Methode zur Darstellung möglicher hierarchischer kausaler Beziehungen vorgestellt werden. Mehr-Ebenen-Modelle sind darüber hinaus in der Lage, die gesamte in einem Panel-Datensatz vorhandene Information systematisch zu erfassen, darzustellen und zu analysieren. In der Analyse des Agrarstrukturwandels sind sie nach Wissen der Autorin bisher nicht zum Einsatz gekommen, wohl aber im Fachgebiet der Ökonomischen Geographie (vgl. z.B. JONES und BULLEN, 1994 sowie JONES, 1991). Das im vorliegenden Artikel im Folgenden beschriebene „Wachstumsmodell“ findet weit verbreitete Anwendung in naturwissenschaftlichen, psychologischen und pädagogischen Kontexten (vgl. die Anwendungsbeispiele in SINGER und WILLETT, 2003).

Das Modell wird im Folgenden auf die Analyse der Entwicklung des Anteils der ausscheidenden Betriebe Westdeutschlands auf Kreisebene im Zeitablauf zwischen den Jahren 1991 und 2003⁴ angewendet. Es dient dabei eher der systematischen Erfassung von in den Daten vorhandenen

Informationen, als dem strukturellen Test bestimmter Theorien. Die folgenden generellen Fragestellungen zum Agrarstrukturwandel haben dabei die Modellspezifizierung geleitet:

- Welchen Einfluss haben kurz- und langfristige konjunkturelle Einflüsse im Agrarsektor auf die Betriebsaufgabeentscheidung?
- In welchem Verhältnis stehen in diesem Zusammenhang Angebots- und Nachfrageeffekte?
- Wie wirken die sonstigen ökonomischen Rahmenbedingungen auf die Betriebsaufgabeentscheidung?
- Gibt es einen generellen Trend in der Entwicklung?
- Wie unterscheiden sich diese Entwicklungen und Bestimmungsgründe je nach struktureller Ausgangssituation und vorherrschender Produktionsrichtung in den Regionen?

Im 2. Kapitel werden zunächst die Motivation und die theoretischen Hintergründe der Mehr-Ebenen-Modellierung erläutert. Im 3. Kapitel wird dann die konkrete Implementierung des Modells im Anwendungsbeispiel und seine endgültige Spezifizierung dargestellt, bevor im 4. Kapitel die Schätzergebnisse präsentiert und interpretiert werden. Das 5. Kapitel bildet mit einer Zusammenfassung und einem Ausblick auf mögliche und nahe liegende Erweiterungen des Modells den Schluss.

2. Das Mehr-Ebenen-Modell

2.1 Warum mehrere Ebenen?

In einfachen Regressionen wird eine Unabhängigkeit der Residuen voneinander unterstellt. Für Panel-Analysen ist bekannt, dass diese Annahme kaum haltbar ist, sondern dass vielmehr die Beobachtungen, die sich auf eine einzelne Beobachtungseinheit im Zeitablauf beziehen zumeist untereinander korreliert sind. Im gleichen Sinne können auch räumliche⁵ oder andere Zusammenhänge vermutlich oft unentdeckte Heteroskedastizität verursachen. Die Mehr-Ebenen-Analyse ermöglicht die Modellierung solcher Art zusammenhängender Beobachtungen trotz Abhängigkeit ihrer Residuen.

Ein Beispiel ist der Einfluss des Betriebsleiteralters. Empirische Analysen zeigen, dass die agrarstrukturelle Entwicklung in Regionen mit erhöhtem durchschnittlichem Betriebsleiteralter, z.B. gemessen an der technischen Effizienz der Betriebe, negativer verläuft als in anderen Regionen. Ist das Betriebsleiteralter damit als Ursache für dieses Ergebnis anzusehen? In welchem Ausmaß ist die schlechtere Effizienzentwicklung dem Alter der Betriebsleiter und in welchem ist sie den regionalen Bedingungen, die das höhere Durchschnittsalter mit verursachen, geschuldet? Vernachlässigt man den Zusammenhang zwischen regionalen Charakteristika und persönlichen Charakteristika, technisch gesprochen die Heteroskedastizität der Residuen, oder versäumt, sie angemessen zu kommunizieren, so kann dies beispielsweise in der Politikberatung fatale Folgen haben, indem z.B. die Junglandwirteförderung in Regionen, in

³ Die Bedeutung versunkener Kosten ist unterschiedlich je nach Produktionssystem und technischem Stand, die Arbeitsverfassung von Betrieben ändert sich in Abhängigkeit von ihrer Größe und Organisation, auch Besitz- und Pachtverhältnisse des Faktors Boden wandeln sich mit dem strukturellen Wandel selbst, die Einheit von Unternehmen und Haushalt ändert sich ihrerseits mit der Arbeitsverfassung und letztlich ändern sich, vermutlich nicht unbeeinflusst voneinander, auch Verhaltensdispositionen von Agenten, vgl. hierzu die empirischen Ergebnisse zur Bedeutung von Nebenerwerb für die Betriebsaufgabe und den „beaten path effect“ bei GOETZ und DEBERTIN (2001).

⁴ Diese Analyse kann damit als eine um die zeitliche Komponente erweiterte Analyse des Querschnittsvergleichs von GLAUBEN et al. (2006) betrachtet werden, die mit ähnlichen Daten gearbeitet haben.

⁵ „Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things“ (Tobler’s First Law of Geography, zitiert nach JONES, 1991).

denen rentable Landwirtschaft generell kaum oder nicht in der jetzigen Form möglich ist, als das adäquate Mittel zum Erhalt der Betriebe angesehen wird. ROBERTS et al. (1980, zitiert nach JONES, 1991) beschreiben den Kern des Problems so: „The fallacy of the wrong level occurs when properties or relations developed at one level are inappropriately translated to another level ... The fallacy can be committed working downwards or upwards”.

Mehr-Ebenen-Modelle werden meist mit der Maximum-Likelihood- (ML) oder der Restricted-Maximum-Likelihood-Methode (REML) geschätzt, aber auch Generalized-Least-Square-Schätzungen (GLS) sind prinzipiell möglich. Diese Schätzmethoden ermöglichen eine hohe Flexibilität in der unterstellten Varianzstruktur, z.B. die Integration multiplikativer Wirkungen zwischen Variablen. Das eigentlich Charakteristische der Mehr-Ebenen-Modelle ist aber ihr Umgang mit Heteroskedastizität: Die Gesamt-Varianz wird in den Teil zerlegt, der den übergeordneten Beobachtungseinheiten, also z.B. dem Kreis, bei einer Beobachtung über mehrere Jahre oder Betriebe hinweg, zugeordnet werden kann⁶ und in eine verbleibende Restvarianz. Von beiden Varianzkomponenten wird dann angenommen, dass ihre Residuen homoskedastisch und unkorreliert mit den anderen Koeffizienten sind. Aufgrund der simultanen Schätzung von fixen Koeffizienten, den fixen Effekten und der Varianz, die den Koeffizienten zugeschrieben werden kann, den zufälligen Effekten oder Random Effects werden diese Modelle auch „Mixed Models“ genannt. Die folgende kurze Darstellung der Methodik der Panel-Schätzung mithilfe von Mehr-Ebenen-Modellen erfolgt in Anlehnung an SINGER et al. (2003). Zur Modellierung dieses Modelltyps stehen Anwendungen in verschiedenen Software-Paketen zur Verfügung. Für die in diesem Artikel dargestellten Modelle wurde mit Proc Mixed von SAS gearbeitet.

2.2 Theorie der Mehr-Ebenen-Modelle

Im Folgenden wird die Panel-Analyse mithilfe der Mehr-Ebenen-Modellierung dargestellt. Es sei aber nochmals betont, dass die Anwendung dieser Modelle bei weitem nicht auf Panel-Analysen beschränkt ist.⁷ Um von Anfang an eine gewisse Anschaulichkeit zu erzeugen und den Bezug zum späteren konkreten Modell darzustellen, wird der theoretische Rahmen schon in Bezug auf das Anwendungsbeispiel präsentiert. Erklärt werden soll die relative Veränderung der Betriebszahl (PAUS) in den 323 westdeutschen Kreisen (ohne Berlin) in den Jahren zwischen 1991 und 2003. Die erste Ebene des Modells enthält damit die Beobachtungen für einzelne Jahre, während auf der zweiten Modellebene die Unterschiede zwischen den verschiedenen Kreisen erklärt werden.

⁶ Eine Erweiterung des Modells über mehrere Ebenen hinweg ist hier nahe liegend, so dass z.B. die Entwicklung mehrerer Betriebe in verschiedenen Kreisen über mehrer Jahre hinweg effizient und konsistent abgebildet werden kann: Die Beobachtung der Situation in einem bestimmten Jahr auf einem Betrieb wäre die erste Ebene, die Betriebseinheiten selbst wären die zweite Ebene und die Kreise, in denen die Betriebe sich befinden, wären die dritte Ebene.

⁷ Für eine weiterführende Einführung in das, was speziell mit Proc Mixed von SAS an Analyse-Designs für den Model-Typ denkbar ist, siehe LITTELL et al. (2006).

Das Ausgangsmodell der folgenden Überlegungen ist eine echte Panelschätzung mit Fixen Effekten, die nicht nur einen durchschnittlichen Trend schätzt, sondern erlaubt, dass der Trend und der Achsenabschnitt sich zwischen den Beobachtungseinheiten (hier den Kreisen) unterscheiden:

$$(1) \text{ PAUS}_{it} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\text{JAHR}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Das Subskript i bezeichnet den einzelnen Kreis und das Subskript t das jeweilige Jahr. Im Mixed Model werden nun nicht nur diese Fixen Effekte geschätzt, sondern auch noch die Varianzkomponenten ausgewählter Parameter, der „Random Effects“. Diese Parameter, denen ein systematischer Einfluss auf die Gesamtvarianz der Beobachtungen unterstellt wird, sind in diesem Fall die Region, also der jeweilige Landkreis, und die Zeit:

$$(2) \pi_{0i} = \gamma_{00} + \xi_{0i}$$

$$(3) \pi_{1i} = \gamma_{10} + \xi_{1i}$$

Indem für diese Parameter eigene Varianzkomponenten (ξ_{0i} und ξ_{1i}) geschätzt werden, lässt sich ihre Variation durch das Einsetzen von erklärenden Variablen, z.B. der charakteristischen Produktionsrichtung einer Region (REGALF), erklären:

$$(4) \pi_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{REGALF}_i + \xi_{0i}$$

$$(5) \pi_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{REGALF}_i + \xi_{1i}$$

In diesem Fall wird demnach davon ausgegangen, dass REGALF sowohl einen Einfluss auf das Ausgangsniveau im Anteil der ausscheidenden Betriebe (π_{0i}) hat, als auch auf die zeitliche Entwicklung des Anteils der ausscheidenden Betriebe (π_{1i}) und dass REGALF sowohl ξ_{0i} als auch ξ_{1i} signifikant wird verringern können. Durch einfaches Einsetzen von (4) und (5) in (1) lassen sich die Schätzmodelle für die Fixen Effekte der verschiedenen Ebenen und die Random Effects integrieren:

$$(6) \text{ PAUS}_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{REGALF}_i + \gamma_{10}\text{JAHR}_{it} + \gamma_{11}\text{REGALF}_i * \text{JAHR}_{it} + \xi_{0i} + \xi_{1i}\text{JAHR}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Hier beschreiben

- γ_{00} die durchschnittliche anfängliche Rate ausscheidender Betriebe,
- γ_{01} den Unterschied in dieser Ausgangssituation je nach charakteristischer Produktionsrichtung,
- γ_{10} den durchschnittlichen Trend in der Zeit
- γ_{11} die Unterschiede im Trend je nach charakteristischer Produktionsrichtung,
- ξ_{0i} die unerklärte Varianz des Achsenabschnitts,
- $\xi_{1i}\text{JAHR}_{it}$ die unerklärte Varianz des Trends und
- ε_{it} die unerklärten Schwankungen um den Trend in den einzelnen Kreisen.

Die ausformulierte Gleichung zeigt, dass Variablen, hier REGALF, die die Varianz eines Random Effects, hier der Zeit, erklären sollen, als multiplikativer Term mit dem Random Effect selbst in die Schätzgleichung eingehen. $\text{REGALF}_i * \text{JAHR}_{it}$ beschreibt demnach, wie sich die Entwicklung in der Zeit in den verschiedenen Produktionsregionen unterscheidet. Durch einen Blick auf die Varianzterme

zeigt sich auch, dass bei diesem Vorgehen der Fehlerterm nicht mehr unabhängig ist von den als Random Effect modellierten exogenen Variablen (ξ_{1i} JAHR_{it}) und dass Autokorrelation der Residuen im Modell integriert wird (ξ_{0i}).

Das Mixed Model bietet darüber hinaus die Möglichkeit, die Annahmen über die Residuen des zweiten Levels, die Varianz der ξ_{0i} und ξ_{1i} , noch weiter zu entspannen. So kann zusätzlich die Kovarianz zwischen ξ_{0i} und ξ_{1i} geschätzt werden, wenn die durch einen Random Effect (hier das Ausgangsniveau in den Kreisen) erzeugte Varianz nicht unabhängig ist von der durch einen zweiten Random Effect (hier die zeitliche Entwicklung in den Kreisen) erzeugten Varianz. Grundsätzlich wird also die Gesamtvarianz der Daten durch das Mixed Model wie in einer Varianzanalyse (ANOVA) zerlegt. Der Varianzanteil, der durch die verschiedenen exogenen Variablen erklärbar ist, wird dabei ebenso als Schätzergebnis ausgewiesen, wie die ins Modell integrierten Fixen Effekte, also die aus der „normalen“ Regression bekannten Regressionskoeffizienten.⁸

2.3 Die Basismodelle (unconditional models)

Die geschätzten Varianzkomponenten enthalten oft wichtige Informationen. Die Diagnose einer Kovarianz zwischen Achsenabschnitt und Trend ist oft genug schon für sich genommen eine wichtige Erkenntnis. In folgendem Modell wird zunächst nur der Achsenabschnitt und der den einzelnen Beobachtungseinheiten zuzuschreibende Varianzanteil geschätzt:

$$\text{PAUS}_{it} = \pi_{0i} + \varepsilon_{it}$$

$$\pi_{0i} = \gamma_{00} + \xi_{0i} \quad \text{bzw.}$$

$$(7) \quad \text{PAUS}_{it} = \gamma_{00} + \xi_{0i} + \varepsilon_{it}$$

Mit diesem ersten sonst nicht weiter spezifizierten ‘Unconditional Means Model’ kann geklärt werden, ob überhaupt signifikante Unterschiede zwischen den Einheiten des zweiten Levels (hier also zwischen den Kreisen) bestehen und die Schätzung eines Mixed Models damit indiziert ist. Die Wald-Z-Statistik ist geeignet, die Signifikanz der Varianz-Parameter im Modell zu überprüfen. Alle im Folgenden angegebenen Signifikanzen von geschätzten Varianzanteilen beruhen auf diesem Testwert, der durch die Division des geschätzten Parameterwertes durch den asymptotischen Standardfehler berechnet wird (LITTELL et al., 2006: 754). Eine zweite Möglichkeit für den Vergleich zweier aufeinander aufbauender („nested“) Kovarianz-Modelle besteht im Rahmen der Maximum-Likelihood-Schätzmethode (ML) in einem „likelihood ratio test“, wobei die Zahl der

Freiheitsgrade dem Unterschied in der Zahl der Parameter der beiden Modelle entspricht.

Es wird sich allerdings im folgenden Abschnitt zeigen, dass unabhängig von der Testmethode die Ergebnisse bei Vorliegen einer ausgeprägten Kovarianz zwischen Achsenabschnitt und Trend mit Vorsicht zu interpretieren sind.

Fügt man zusätzlich die Zeit als Fixen und als Random-Effekt ein, so erhält man das ‘Unconditional Growth Model’:

$$\text{PAUS}_{it} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\text{JAHR}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\pi_{1i} = \gamma_{10} + \xi_{1i}$$

$$\pi_{0i} = \gamma_{00} + \xi_{0i} \quad \text{bzw.}$$

$$(8) \quad \text{PAUS}_{it} = \gamma_{00} + \gamma_{10}\text{JAHR}_{it} + \xi_{0i} + \xi_{1i}\text{JAHR}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Es kann als Referenzmodell für einen „likelihood ratio test“ genutzt werden und auch, um später die Erklärungskraft des voll spezifizierten Modells im Hinblick auf die unterschiedlichen Varianzterme zu bewerten.

Ein Vorteil der Mehr-Ebenen-Modellierung, der sich aus der Zerlegung des Varianzterms ergibt, ist, dass Informationen parallel effizient und konsistent verwertet werden können, die für verschiedene Aggregationsebenen vorliegen. So können folgende Arten von Daten Beachtung finden:

1. Einflüsse, die für alle Regionen gelten und den zeitlichen Verlauf überall beeinflussen (Beispiel: Politik- und konjunkturelle Einflüsse),
2. Einflüsse, die auf regionaler Ebene die Entwicklungen voneinander unterscheiden (Beispiel: agrarstrukturelle Ausgangslage) und
3. solche, die für einzelne Jahre in den einzelnen Kreisen einen Einfluss haben (Beispiel: Gewinnsituation einzelner Kreise in einzelnen Jahren).

3. Anwendungsbeispiel⁹

3.1 Daten

Datengrundlage der Analyse der relativen Änderung der Anzahl der Betriebe in den westdeutschen Kreisen außer Berlin in den Jahren zwischen 1991 und 2003 sind in erster Linie die Daten der bis 1999 jährlich und danach in zweijährigem Abstand erfolgten Bodennutzungshaupterhebung, in der Angaben über die Anzahl der Betriebe in verschiedenen Betriebsgrößenklassen, die genutzten Hektar in den Betriebsgrößenklassen und in einzelnen Jahren zur Bodennutzung und Viehhaltung enthalten sind. Die Statistiken zu den kontinuierlichen Variablen finden sich in Tabelle 1.

⁸ Eine andere und vielleicht intuitiv besser zu erfassende Erklärung der Random Effects ist die, dass sie den Fixen Effekten π_{ji} , also den Regressionskoeffizienten selbst, eine Varianz zuschreiben. Ein Parameter wird dann nicht mehr als fixer Wert im Sinne einer Naturkonstanten geschätzt, sondern im Bayesianischen Sinn als unsichere Größe: „The Bayesian viewpoint can actually simplify interpretation of mixed models. [...]. Random effects are simply those effects in the model whose parameters have a Gaussian prior distribution, whereas fixed effects have an improper flat prior equal to 1 across the real line.“ (LITTELL et al., 2006: 498)

⁹ Ein ähnliches Modell, in dem ausschließlich die räumlichen Unterschiede im linearen Trend und nicht weitere zeitliche Phänomene erklärt wurden findet sich für den längeren Zeitraum zwischen 1979 und 2003 in MARGARIAN (2007a).

Tabelle 1. Deskriptive Statistiken zu den kontinuierlichen Erklärungsvariablen

Variablenbezeichnung	Bedeutung	Einheit	Durchschnitt	Standardabweichung	Min	Max
Gini	Ginikoeffizient	Dimensionslos zwischen 0 und 1	0,45	0,10	0,27	1,05
arblos	Arbeitslosigkeit	Prozent	8,42	2,75	3,40	18,40
arblos9503	Entwicklung der Arbeitslosigkeit zw. '95 und '03	Prozent	0,31	1,52	-8,00	4,80
dldwkred	Entw. der Inanspruchnahme langfristiger ldw. Kredite zum Vorjahr	Mrd. €	1790,96	4353,78	-8915,00	10132,65
dgewneg	negative Entwicklung der Gewinne der Ldw. im Bundesland vom vorletzten aufs letzte Jahr	Relativzahl, bezogen auf das Ausgangsjahr	-0,10	0,08	-0,29	0,00
dgewpos	positive Entwicklung der Gewinne der Ldw. im Bundesland vom vorletzten aufs letzte Jahr	Relativzahl, bezogen auf das Ausgangsjahr	0,13	0,18	0,00	1,09

Quelle: eigene Berechnungen, basierend auf Daten der Bodennutzungshaupterhebung, des BMELV (versch. Jahrg.), der DBB (2006) und des BBR (2003)

Die folgenden Variablen stellen die zeitliche Entwicklung dar, ohne selbst auf Kreisebene differenziert zu sein: Zunächst die konjunkturelle Variable für die Entwicklung der Inanspruchnahme langfristiger Kredite durch die Landwirtschaft (DLWDKRED) (DBB, 2006), die als Indikator für die langfristigen Erwartungen der Landwirte gewertet wird. Die Gewinnentwicklung der landwirtschaftlichen Betriebe liegt für die einzelnen Jahre in den Agrarberichten für Bundeslandebene (BMELV, versch. Jahre) vor. Da es aus anderen empirischen Untersuchungen (ZEPEDA, 1995) ebenso wie aus eigenen vorläufigen Schätzungen Hinweise darauf gibt, dass die Wirkung der Gewinnentwicklung auf den Anteil ausscheidender Betriebe im Folgejahr nicht symmetrisch ist, wurde die Variable in eine Variable für positive Gewinnentwicklungen in der Vorperiode (DGEWPOS) und eine für negative Gewinnentwicklungen in der Vorperiode (DGEWNEG) geteilt.

Die anderen Variablen der Tabelle 1 liegen nach Kreisen differenziert vor. Zur Verdeutlichung der starken langfristigen Pfadabhängigkeit des Phänomens Strukturwandel wurde der Gini-Koeffizient für die Flächenverteilung zwischen den verschiedenen Betriebsgrößenklassen des Jahres 1979 errechnet (GINI). Er ist die erste erklärende kontinuierliche Variable für die regionalen Unterschiede. Die beiden anderen beschreiben anhand der Arbeitslosigkeit (BBR, 2003) im Jahre 1995 (ARBLOS) und der Entwicklung der Arbeitslosigkeit zwischen 1995 und 2003 (ARBLOS9503) die ökonomische Situation im Kreis. Zusätzlich zu den kontinuierlichen Variablen der Tabelle 1 wurde als erklärende Variable LAGPAUS eingeführt, die den Anteil der ausscheidenden Betriebe in der vorausgegangenen Periode und damit eine Autoregression abbildet.

Die anderen Daten wurden genutzt, um die Regionen nach vorherrschendem Produktionsschwerpunkt (PRODREG), ihrer „Zentralität“ (ZENTRAL) und ihrer Struktur in der Ausgangssituation (STRUK79) zu klassifizieren. Die entsprechenden erzeugten Indikatoren und die ihnen zugrunde liegenden Variablen werden in Tabelle 2 dargestellt.

Die Klassifizierung von Regionen nach ausgewählten Variablen bedeutet zwar einen Informationsverlust, wurde aber

gewählt, um die Komplexität des Modells zu reduzieren. Wie GINI beschreibt die Klassifizierungsvariable STRUK79 die strukturelle Situation im Kreis im Jahre 1979. Sie wurde durch Clustern der Kreise nach dem Anteil der kleinen, dem Anteil der großen und der durchschnittlichen Betriebsgröße in 1979 gebildet, wobei die Kreise dann in vier Clustern nach sehr klein, klein, mittel und groß strukturiert zusammengefasst wurden. Aufgrund ihrer unterschiedlichen Skalierung und weil die Variablen vor der Clustering nicht standardisiert worden waren, dominiert die durchschnittliche Betriebsgröße die Einteilung der Cluster, eine Situation, die sich vor dem Hintergrund der Interpretation des Einflusses des Ginis auf der einen und des agrarstrukturellen Clusters auf der anderen Seite als vorteilhaft erwies.

3.2 Schätzung des Basismodells

Es wird generell die Maximum-Likelihood-Schätzung unter Optimierung der Loglikelihood-Funktion verwendet, eine Kontrollschätzung mit Restricted-Maximum-Likelihood (REML) für die komplizierteren Modelle ergab vergleichbare Ergebnisse in Richtung und Niveau der Schätzer. Schätzt man zunächst das 'Unconditional Means Model' (7), in das neben dem Intercept keine weiteren erklärenden Variablen eingehen, so erhält man mit γ_{00} den durchschnittlichen Anteil ausgeschiedener Betriebe über alle Kreise und alle Jahre hinweg. Die Ergebnisse werden in Tabelle 3 (Modell 2) dargestellt.

Der Schätzwert für den Intercept, also den durchschnittlichen Anteil ausscheidender Betriebe, liegt bei 2,9 %. Der Varianzanteil, der dem Achsenabschnitt π_{0i} und damit den Kreisen i an der Gesamtvarianz ($\text{Var}_{\text{Kreis}}/(\text{Residual} + \text{Var}_{\text{Kreis}})$) zugeschrieben wird, die Interclass-Korrelation, beträgt in diesem Modell lediglich knapp 2 %. Der Wald-Z-Test zeigt eine Signifikanz des Varianzparameters bei 2%iger Fehlerwahrscheinlichkeit. Der Vergleich der Modelle mit Random Effect (Modell 2 in Tabelle 3) und ohne Random Effect (Modell 1) insgesamt über den Log-Likelihood-Test zeigt eine noch knappere Vorzüglichkeit des komplizierteren Modells bei 3%iger Fehlerwahrscheinlichkeit.

Tabelle 2. Eigenschaften der regionalen Klassen

Variable	Bedeutung	Ausprägungen	Anzahl Kreise	Klasseneigenschaften			
prodreg	charakteristische Produktionsrichtung der Region			Hierarchische Zuordnungsregel			
		Garten	32	mehr als 5% der Fläche gartenbaulich genutzt			
		Veredlung	54	mehr als 1,89 Schweine-VE je ha und nicht Klasse "Garten"			
		Gruen	90	mehr als 40% der Fläche Grünland und nicht Klasse "Garten" oder "Schwein"			
		Acker	64	mehr als 30% der Fläche intensiver ackerbau und nicht Klasse "Garten", "Schwein" oder "Gruen"			
		Misch	84	keiner der anderen Klassen zugeordnet			
zentral	charakteristisches regionales Cluster in Nähe zu einem Oberzentrum			Arbeitslosigkeit 95	Entfernung Oberzentrum in Minuten	Beschäftigungsentwicklung '90-'96 in Prozent	Bruttowertschöpfung der Landwirtschaft '94
		0	256	7,7	31,84	3,77	2,24
		1	68	11,15	1,13	-4,21	0,2
Struk79	agrарstrukturelle Cluster nach Betriebsgrößen/-verteilung in '79			Anteil kleiner Betriebe '91	Anteil großer Betriebe '91	Durchschnittliche Betriebsgröße '91 (ha)	
		gross	85	0,41	0,25	31,6	
		mittel	100	0,57	0,1	19,58	
		klein	100	0,69	0,06	15,1	
		sehr klein	38	0,82	0,06	9,36	

Quelle: eigene Berechnungen, basierend auf Daten der Bodennutzungshaupterhebung und des BBR (2003)

Tabelle 3. Fixe Effekte und Varianzparameter der Basismodelle (Unconditional Models)

	Model1	Model2	Model3	Model4	Teststatistik		
					Pr Z (Model)	Pr > t	Pr > ChiSq
Fixer Effekt							
Intercept	2,89	2,90	2,78	2,98		<.0001	
Jahr			0,03	-0,01		>.10	
Varianzanteile							
Kreis		-2,55	-39,05	0	0.02 (2)	<.0001 (3)	
Kovarianz von Kreis und Jahr			5,87	-0,20	<.0001 (3)	0.02 (4)	
Jahr			-0,99	0		<.0001	
Residual	159,36	161,92	177,81	161,89		<.0001	
-2 Log-Likelihood	27 539	27 535	27 357	27 535			0.0331 (Model2)

Quelle: eigene Berechnungen mit SAS, Proc Mixed

Durch Einfügen einer Variablen für die Zeit (JAHR) erhält man das 'Unconditional Growth Model' (8), das es zunächst ermöglicht, nun auch den durchschnittlichen Trend der Entwicklung über alle Kreise hinweg zu schätzen (Modell 3 in Tabelle 3). Über alle Kreise hinweg ergibt sich in der Schätzung kein signifikanter Trend (0,03 bei einem Standardfehler von 0,03). Mit Blick auf die geschätzten Varianz-Anteile (die „Random Effects“) ergibt sich jetzt aber ein völlig neues Bild: Das Ausgangsniveau, also der Achsenabschnitt, zeigt hochsignifikante Unterschiede zwischen den Kreisen, seine Varianz entspricht 28 % der Gesamtvarianz im Modell. Gleichzeitig sind auch die Varianz in der zeitlichen Entwicklung zwischen den Kreisen sowie die Kovarianz zwischen Achsenabschnitt und Trend hochsignifikant. Das Auftreten negativer Varianzen in den Schätzergebnissen ist erklärungsbedürftig, da es sie per definitionem nicht geben dürfte: „However, there is no conceptual reason why correlation within the same [...] unit must be nonnegative. [...] What appears as a negative variance component estimate in the analysis [...] may in fact be negative interclass correlation“ (LITTELL et al., 2006: 152). In der Tat kann im vorliegenden Modell mit der Schätzung einer alternativen Varianzstruktur, die eine Korrelation der

Residuen der Schätzungen für die einzelnen Kreise zulässt, gezeigt werden, dass eine negative räumliche Korrelation existiert.¹⁰ Da der Erklärungsschwerpunkt in diesem Modell allerdings eher auf der zeitlichen als auf der räumlichen Entwicklung liegt und eine simultane Modellierung der Kovarianz von Intercept und Trend und der räumlichen Korrelationen nicht ohne weiteres möglich ist, wird auf die Modellierung des letzten Effektes im Folgenden verzichtet, und negative Varianzanteile werden in Kauf genommen. Setzt man statt dessen die negativ geschätzten Varianzen im 'Unconditional Growth Model' gleich null, wie es der Standardeinstellung des Programms entspricht,¹¹ so ergibt sich eine starke negative Kovarianz zwischen Intercept und Trend (Modell 4 in Tabelle 3). Dieser Befund erklärt gleichzeitig die geringe Signifikanz des Varianzanteils des Intercepts im ersten Modell: Im Schnitt ist es so, dass eine

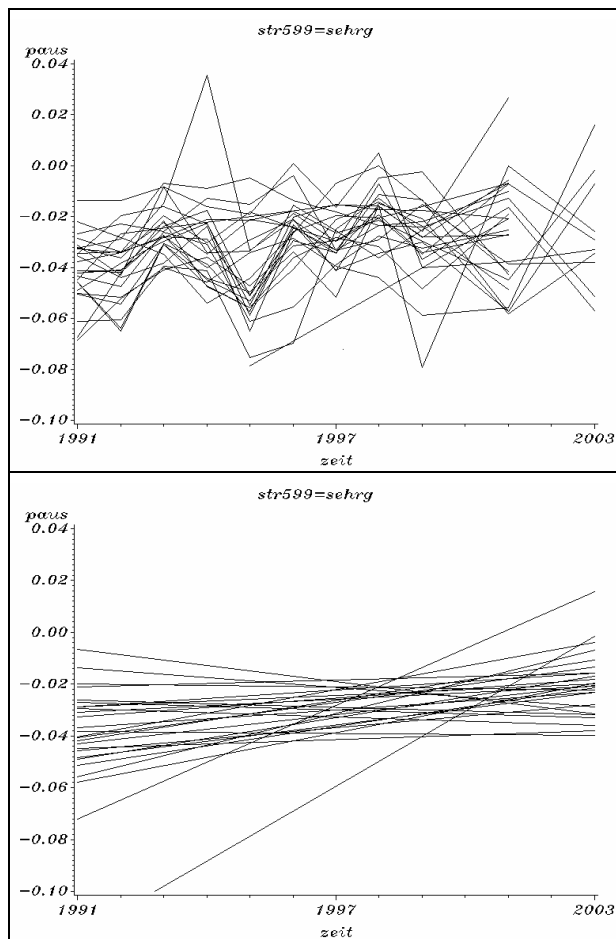
¹⁰ Aus Platzgründen werden die entsprechenden Ergebnisse im vorliegenden Beitrag nicht präsentiert, sie können aber von der Autorin angefordert werden.

¹¹ Bei dieser Option besteht die Gefahr, dass die Beurteilung der Signifikanz der geschätzten Fixen Effekte anhand des F-Tests auf einer falschen Grundlage geschieht (LITTELL et al., 2006).

langsame strukturelle Entwicklung zu Beginn kompensiert wird durch einen im Zeitablauf zunehmenden Strukturwandel und umgekehrt.

Die Abbildung 1 verdeutlicht graphisch die Entwicklung der Veränderung der Betriebszahl für die einzelnen Kreise und deren Trends für den gesamten Datenzeitraum 1991-2003.

Abbildung 1. Die Entwicklung der Veränderung der Betriebsanzahl zwischen 1991 und 2003 in sehr groß strukturierten Kreisen und der Trend



Quelle: eigene Darstellung, erstellt in SAS basierend auf Daten der Bodennutzungshaupterhebungen

Die optische Auswertung der Graphik zeigt ebenso wie die Ergebnisse der Varianzanalyse des 'Unconditional Growth Models' deutlich, dass sich die Entwicklung des Anteils der ausscheidenden Betriebe zwischen den Kreisen signifikant unterscheidet und zwar sowohl im Hinblick auf die Anfangssituation, als auch im Hinblick auf den Trend der folgenden Entwicklung. Darüber hinaus unterstreicht die Abbildung den Befund der negativen Kovarianz zwischen Achsenabschnitt und Trend im 'Unconditional Growth Model': Dort, wo zunächst ein hoher Anteil der Betriebe ausscheidet, nimmt der Anteil ausscheidender Betriebe in den Folgejahren ab, während umgekehrt ein langsam beginnender Strukturwandel eine spätere Beschleunigung desselben bedingt. Aus der linken Abbildung wird aber auch deutlich, dass ein großer Teil der Varianz aus jährlichen Schwankungen um den Trend besteht, also nur über in der Zeit variable Einflussfaktoren wird erklärt werden kön-

nen. Das entspricht dem Ergebnis der Varianzanalyse, dass etwa 80 % der Gesamtvarianz nicht durch Unterschiede in den Kreisen oder im Trend erklärt werden können.

3.3 Endgültige Modellspezifizierung

Zur weiteren Erklärung dieser Beobachtungen wurden auf den verschiedenen Modellebenen weitere Erklärungsvariablen eingefügt (siehe Tabellen 1 und 2). Außerdem wurde, da die deskriptive Analyse der Daten im Zeitverlauf dies nahelegte, eine Lagvariable für den Anteil der ausscheidenden Betriebe (PAUS) eingeführt (LAGPAUS), von der vermutet wurde, dass sie den erwarteten Effekt, dass eine hohe Anzahl ausscheidender Betriebe in einem Jahr einen verringerten Anteil im Folgejahr bedeutet, abbilden würde.

Die fixen Erklärungsvariablen der ersten Ebene sind dadurch gekennzeichnet, dass sie ein Subskript „i“ für die zeitliche Differenzierung, aber kein „t“, für eine regionale Differenzierung aufweisen. Das Schätzmodell der ersten Ebene sieht dann folgendermaßen aus:

$$(9) \text{ PAUS}_{it} = \pi_{0i} + \pi_{1i}\text{JAHR}_t + \pi_{2i}\text{LDWKRED}_t + \pi_{3i}\text{DGEWPOS}_t + \pi_{4i}\text{DGEWNEG}_t + \pi_{5i}\text{LAGPAUS}_t + \varepsilon_{it}$$

Als erklärende Variable für die beobachteten regionalen Unterschiede im Niveau der Entwicklung, also als Erklärungsvariablen für die Varianz des Achsenabschnitts (π_{0i}), wurden drei kontinuierliche und eine Klassifizierungsvariablen eingesetzt. Die Parameter dieser zweiten Modellebene sind gekennzeichnet durch ein Subskript i für die Kennzeichnung des jeweiligen Kreises, aber kein Subskript t für die Zeit. Das Modell zur Erklärung der Unterschiede im Niveau der Entwicklung sieht dann folgendermaßen aus:

$$(10) \pi_{0i} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\text{GINI79}_i + \gamma_{02}\text{STRUK79}_i + \gamma_{03}\text{ARBLOS}_i + \gamma_{04}\text{ARBLOS9503}_i + \xi_{0i}$$

Die beobachteten Unterschiede in der regionalen Entwicklung im Zeitablauf (π_{1i}) schließlich werden ebenfalls durch den Gini des Jahres 1979 sowie durch eine Dummy-Variable für durch ihre zentrale Lage gelegene Regionen (ZENTRAL) und eine Klassifizierungsvariable für die jeweils charakteristische Produktionsrichtung einer Region (PRODREG) erklärt. Das entsprechende Modell sieht dann folgendermaßen aus:

$$(11) \pi_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11}\text{GINI79}_i + \gamma_{12}\text{PRODREG}_i + \gamma_{13}\text{ZENTRAL}_i + \xi_{1i}$$

Integriert man nun diese Modelle (10) und (11) in (9) so ergibt sich folgendes Mehr-Ebenen-Schätzmodell:

$$(12) \text{ PAUS}_{it} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}\text{GINI79}_i + \gamma_{02}\text{STRUK79}_i + \gamma_{03}\text{ARBLOS}_i + \gamma_{04}\text{ARBLOS9503}_i) + (\gamma_{10}\text{JAHR}_t + \gamma_{11}\text{GINI79}_i * \text{JAHR}_t + \gamma_{12}\text{PRODREG}_i * \text{JAHR}_t + \gamma_{13}\text{ZENTRAL}_i * \text{JAHR}_t) + (\pi_{2i}\text{LDWKRED}_t + \pi_{3i}\text{DGEWPOS}_t + \pi_{4i}\text{DGEWNEG}_t + \pi_{5i}\text{LAGPAUS}_t) + (\xi_{0i} + \xi_{1i} * \text{JAHR}_t + \varepsilon_{it})$$

Die Klammern dienen dabei nur der Verdeutlichung der verschiedenen Erklärungsteile des Modells: Innerhalb der ersten Klammer werden die Niveau-Unterschiede zwischen den verschiedenen Kreisen erklärt, innerhalb der zweiten Klammer die Unterschiede in der linearen zeitlichen Entwicklung und in der vierten werden die Schwankungen um

den linearen Trend erklärt. Die fünfte Klammer enthält die Komponenten der verbleibenden Varianz.

Weitere Versuche, die Erklärungsgüte des Modells zu erhöhen, zeigten den Einfluss einer hochsignifikanten Vier-Jahres-Periode. Eine Nachfrage beim Rheinland-Pfälzischen Landesamt für Statistik ergab, dass insbesondere sehr kleine Betriebe ihre Betriebsaufgabe nicht unbedingt bei den jährlichen Bodennutzungshaupterhebungen offiziell machen, sondern eher im Laufe der aufwändigeren großen Agrarstrukturserhebungen (ASE), die alle vier Jahre stattfinden: der ASE-Effekt. Da dieser Effekt hochsignifikant war, konnte er im Modell nicht ignoriert werden, und es wurde zunächst durch die vierjährige Dummy-Variable ASE dafür kontrolliert. Darüber hinaus zeigte aber die Berechnung eines 'Unconditional Growth Models' mit der ASE-Variablen als Random Effect, dass die Wirkung von ASE zwischen den Kreisen sehr stark variiert. Diese Varianz ist hochsignifikant und gleichzeitig zeigt sich, dass ein Großteil der Gesamtvarianz zwischen den Ländern in den ASE-Jahren besonders deutlich auftritt, so dass sie in der Schätzung der Varianzen allgemein, also für Nicht-ASE-Jahre, verringert ist. Diese Beobachtungen führten dazu, dass ASE als Random Effect eingeführt wurde. Die Varianz des ASE-Einflusses konnte insbesondere durch den Gini, aber auch durch die langfristigen konjunkturellen Erwartungen, ausgedrückt über die Entwicklung der Inanspruchnahme langfristiger landwirtschaftlicher Kredite (LDWKRED), verringert werden. Das endgültige Modell hat dann die folgende Form:

$$(13) \text{PAUS}_{it} = (\gamma_{00} + \gamma_{01}\text{GINI79}_i + \gamma_{02}\text{STRUK79}_i + \gamma_{03}\text{ARBLOS}_i + \gamma_{04}\text{ARBLOS9503}_i) + (\gamma_{10}\text{JAHR}_t + \gamma_{11}\text{GINI79}_i * \text{JAHR}_t + \gamma_{12}\text{PRODREG}_i * \text{JAHR}_t + \gamma_{11}\text{ZENTRAL}_i * \text{JAHR}_{it}) + (\gamma_{20}\text{ASE} + \gamma_{21}\text{GINI79}_i * \text{ASE}_t + \gamma_{22}\text{LDWKRED}_t * \text{ASE}_t) + (\pi_2\text{LDWKRED}_t + \pi_3\text{DGEWPOS}_t + \pi_4\text{DGEWNEG}_t + \pi_5\text{LAGPAUS}_t) + (\xi_{0i} + \xi_{1i} * \text{JAHR}_t + \xi_{2i} * \text{ASE}_t + \varepsilon_{it}).$$

4. Ergebnisinterpretation

4.1 Die Fixen Effekte

4.1.1 Modelle 1 und 2

Die Koeffizienten des 'Unconditional Means und Growth Models' wurden bereits in Tabelle 3 präsentiert. Die geschätzten Koeffizienten der Fixen Effekte der weiteren Modelle werden in Tabelle 4 vorgestellt und im folgenden Text nacheinander erläutert.

Die Betriebe in Regionen mit unterschiedlichen Produktionsschwerpunkten reagieren auf verschiedene ökonomische Bedingungen unterschiedlich. Daher wurde für jede Produktionsklasse (PRODREG) eine eigene Varianzstruktur geschätzt. Da entsprechend viele Varianz-Parameter geschätzt werden mussten, wurden diese in einer eigenen Tabelle präsentiert. Zuerst sollen aber die Ergebnisse mit Blick auf die Fixen Effekte interpretiert werden. Das 'Unconditional Growth Model' in Tabelle 4 (Modell 1) zeigt die Schätzergebnisse des Modells mit der gruppierten Varianzstruktur. Die Fixen Effekte sind nicht wesentlich anders als die im

Modell mit der einfachen Varianzstruktur (Tabelle 3, Modell 3), doch das Gesamtmodell wird anhand der verwendeten Beurteilungskriterien als vorteilhaft bewertet. Die Kriterien, die zur Bewertung der Modelle im Vergleich untereinander herangezogen wurden, finden sich in den untersten vier Zeilen der Tabelle 4. Es handelt sich dabei um das Log-Likelihood-Kriterium, das Akaike-Informationskriterium (AIC), das korrigierte Akaike-Informationskriterium (AICC) und das Bayesianische Informationskriterium (BIC). Für alle gilt: je kleiner umso besser. Das BIC ist das strengste Kriterium insofern, als es nicht nur Abschläge in der Güte für jeden zusätzlich eingeführten Koeffizienten vornimmt, sondern auch für große Stichproben im Verhältnis zur Erklärungskraft eines zusätzlichen Parameters. Im Modell 2 der Tabelle 4 wurde der ASE-Effekt, also die Wirkung verstärkter Abmeldungen von Betrieben in Jahren mit Agrarstrukturhaupterhebungen, als Fixer Effekt und als Random-Effekt modelliert. Der fixe ASE-Effekt ist hochsignifikant und bestätigt, dass im Schnitt über die Jahre und Kreise die Zahl der laut Statistik ausscheidenden Betriebe in ASE-Jahren um fast 50 % erhöht ist ($100 * \text{Koeff}_{\text{ASE}} / \text{Koeff}_{\text{Intercept}}$, da ASE ein Dummy ist).

4.1.2 Modelle 3 und 4

Es liegen also zwei Basismodelle vor: Ein 'Unconditional Growth Model' mit ASE-Effekt und eines ohne. Da die Zusammenhänge, die zu den signifikanten Varianzen zwischen den Kreisen mit Blick auf den ASE-Effekt führten, gänzlich im Dunklen lagen, wurde zunächst ein erweitertes Modell ohne diese Varianz-Komponente geschätzt, in das jetzt alle in Tabelle eins und zwei beschriebenen Variablen sowie die Lagvariable LAGPAUS eingingen (Tabelle 4, Modell 3).

Einen signifikanten Einfluss auf den Anteil der ausscheidenden Betriebe in den einzelnen Jahren haben demnach die kurz- und langfristigen konjunkturellen Einflüsse der Gewinnentwicklung in den Vorjahren und die Inanspruchnahme langfristiger landwirtschaftlicher Kredite in den Vorjahren. Während eine erhöhte Kreditaufnahme (DLDWKRED) in den Vorjahren zu einem erhöhten Anteil ausscheidender Betriebe zu führen scheint, was für einen starken Nachfrageeffekt auf die Entscheidung zur endgültigen Betriebsaufgabe sprechen würde, zeigt sich im Hinblick auf den Einfluss der Gewinnentwicklung in den Vorjahren der erwartete ambivalente Effekt. Der Anteil ausscheidender Betriebe sinkt sowohl mit einem absoluten Ansteigen der prinzipiell negativ skalierten negativen Gewinnentwicklung (DGEWNEG) als auch mit einem Anstieg der positiven Gewinnentwicklung im Vorjahr (DGEWPOS). Das unterstreicht, dass neben dem Nachfrageeffekt, der ein Absinken der Betriebsaufgaben nach schlechten Jahren zur Folge hat, weil die Zahlungsbereitschaft der anderen Betriebe für Produktionsfaktoren sinkt, auch ein Angebotseffekt besteht, der zur Folge hat, dass sich nach Jahren mit positiver Gewinnentwicklung weniger Betriebe zur Aufgabe entscheiden. Der Einfluss einer einzelnen Variablen 'Gewinnentwicklung' wäre daher nicht symmetrisch und schwer nachzuweisen. Auch der vermutete Effekt eines negativen Zusammenhangs zwischen dem aktuellen Anteil der ausscheidenden Betriebe und dem Anteil der ausscheidenden Betriebe im Vorjahr (LAGPAUS) wird bestätigt.

Tabelle 4. Erklärung der relativen Änderung der Zahl der Betriebe auf Kreisebene

		Modell				
		1	2	3	4	5
		unconditional growth, gruppiert	unconditional growth mit ASE, gruppiert	conditional growth, gruppiert, ohne Land	conditional growth mit ASE, gruppiert, ohne Land	conditional growth mit ASE, gruppiert, mit Land
Variable	Klassen					
Intercept		3.05***	2.72***	3.27***	3.65***	8.24***
Jahr		0,02	0,02	0.09*	0.90***	0.79***
ASE			1.32***	2.79***	-5.31**	-9.81*
dgewneg				7.33**	6.84**	10.25*
dgewpos				-5.10***	-3.23**	-3.41°
dldwkred				0.90***	-0.78	-0.88
ASE*dldwkred					1.90**	1.97**
lagpaus				-0.37***	-0.25***	-0.24***
Gini				0.63***	-0.24	-3.67*
ASE*Gini					16.82***	20.88***
Jahr*Gini				-0.18***	-1.76***	-1.49***
Arbeitslos95				0.17***	0.16***	0.08*
Arbeitslos9503				-0.08	-0.07	0
Jahr*prodreg	Misch			-0.21**	-0.18**	-0.16*
	Gruen			-0.11**	-0.12**	-0.11**
	Acker			-0.09	0,02	0,06
	Garten			-0.21**	-0.09°	-0.17**
	Vered			0	0	0
Jahr*zentral				-0.30***	-0.24***	-0.20***
Struk79	gross			-0.94**	-1.08***	-1.41***
	mittel			-0.38	-0.56*	-0.69**
	klein			0,28	-0.12	-0.23
	sehrklein			0	0	0
Land					s. Tabelle 5	
-2 Log-Likelihood		26911	26239	26113	25563	25436
AIC		26947	26307	26183	25667	25582
AICC		26948	26308	26184	25668	25585
BIC		27016	26436	26315	25863	25857

Anmerkung: ° = 10 %-Signifikanzniveau * = 5 %-Signifikanzniveau
 ** = 1 %-Signifikanzniveau *** = 0.1 %-Signifikanzniveau

Quelle: eigene Berechnungen mit SAS, Proc Mixed, basierend auf Daten der Bodennutzungshaupterhebung, des BMELV (versch. Jahrg.), der DBB (2006) und des BBR (2003)

Die dann folgenden Variablen erlauben die Erklärung der regionalen Unterschiede in der Entwicklung. Die Vermutung einer starken Pfadabhängigkeit bestätigt sich durch den nach wie vor hochsignifikanten Einfluss des Gini-Koeffizienten für die Landverteilung des Jahres 1979 auf den Achsenabschnitt (GINI) und auf den Trend (GINI*JAHR). Dabei verursacht ein höherer Gini, also eine höhere Ungleichverteilung der Fläche unter den Betrieben im Jahr 1979, einen höheren Anteil ausscheidender Betriebe in 1991, während sich der Strukturwandel in den Folgejahren in den entsprechenden Regionen stark verlangsamt, denn mit jedem Gini-Punkt und jedem Jahr verringert sich der Anteil ausscheidender Betriebe (JAHR*GINI).¹²

¹² Hier verbleibt noch Arbeit im Hinblick auf den funktionellen Zusammenhang zwischen der Entwicklung von Gini, die ja

In Bezug auf die Arbeitslosigkeit finden wir den gleichen theoretisch unerwarteten Effekt, den auch GLAUBEN et al. (2006) bereits ausgemacht hatten: Der Anteil ausscheidender Betriebe steigt mit höherer Arbeitslosigkeit in einer Region. Zwei Erklärungen bieten sich an: Zum einen kann man GLAUBEN et al. folgen, die vermuten, diese Beobachtung könnte durch einen Effekt nachholenden Strukturwandels zu erklären sein. Gerade die Beobachtung der starken Kovarianz zwischen Achsenabschnitt und Trend macht eine solche Erklärung noch wahrscheinlicher. Es kann aber ebenso gut sein, dass die Variable „Arbeitslosigkeit“ mit anderen regionalen Eigenschaften korreliert ist, die im Modell nicht adäquat abgebildet wurden. Darüber hinaus könnte auch der potentiell stabilisierende Einfluss von stärkerer Nebenerwerbslandwirtschaft bei geringerer Arbeitslosigkeit in einer Region hier eine Rolle spielen. Einen gegenteiligen, allerdings in diesem Modell nicht signifikanten Effekt, hat die Entwicklung der Arbeitslosigkeit (ARBEITSLOS9503): Je stärker die Arbeitslosigkeit abnimmt, umso höher ist der Anteil ausscheidender Betriebe.

Auch die produktionsorientierten regionalen Klassen (JAHR*PRODREG) haben signifikanten Einfluss auf den Verlauf des Strukturwandels. Die Referenzklasse der Schätzung waren die durch Veredlung geprägten Regionen (VERED). Hier nimmt der Strukturwandel im Zeitablauf leicht zu (JAHR), während

in Ackerbauregionen und auch in Grünlandregionen insgesamt (JAHR+JAHR*PRODREG) kein deutlicher Trend existiert und in Misch- und Gartenbauregionen der Strukturwandel sich ceteris paribus im Zeitablauf abzuschwächen scheint. Auch für zentral gelegen Regionen mit den charakteristischen Eigenschaften solcher Regionen gilt in besonderem Maße, dass der Strukturwandel dort sich zwischen 1991 und 2003 im Zeitablauf abschwächt

dem Strukturwandel endogen ist, und der Entwicklung der Strukturwandeldynamik selbst. Es kann aber durch eine Erweiterung des Modells um den aktuellen Gini-Koeffizienten für 1991 gezeigt werden, dass es sich insofern um „echte“ Pfadabhängigkeit handelt, als die weitere Entwicklung durch den Gini von 1979 dominiert wird: Der aktuelle Gini hat zwar einen Effekt, dieser aber wird durch den stärkeren Einfluss des Ginis der Vergangenheit gleichsam „kanalisiert“.

(JAHR*ZENTRAL). In groß strukturierten Regionen ist wie erwartet der Strukturwandel insgesamt geringer (STRGR).

Das Modell 4 unterscheidet sich von Modell 3 durch die Schätzung des ASE-Einflusses als Random Effect und die zusätzlichen Parameter zur Erklärung dieses Effekts. Die unter Modell 4 beschriebenen Ergebnisse bleiben hier außer für den Trend im Wesentlichen stabil. Indem allerdings ein erheblicher Teil der beobachteten Varianz den vierjährigen ASE-Haupterhebungen zugeschrieben wird, ist der Trend nun insgesamt und für alle Regionen mit hoher Signifikanz positiv, das heißt, der Strukturwandel beschleunigt sich in Regionen, die in 1979 nicht groß strukturiert waren oder die nicht in 1979 eine sehr ungleiche Landverteilung hatten, tendenziell im Zeitablauf.

Der ASE-Effekt tritt stärker in Regionen mit einem hohen Gini auf (ASE*GINI), was die Vermutung bestärkt, dass der ASE-Effekt besonders bei sehr kleinen Betrieben gilt. Gilt die Annahme, dass der ASE-Effekt vor allem für kleine Betriebe auftritt, so kann man aus dem Ergebnis, dass die Inanspruchnahme landwirtschaftlicher Kredite in den Vorjahren vor allem auf den Anteil ausscheidender Betriebe in ASE-Jahren wirkt (ASE*DLWKRED), schließen, dass DLWKRED die Aufgabeentscheidung vor allem von kleinen Betrieben positiv beeinflusst. Die Beobachtung, dass sich bessernde langfristige konjunkturelle Erwartungen die Betriebe nicht vom Ausstieg abhalten, sondern vielmehr vermutlich aufgrund der gestiegenen Zahlungsbereitschaft der anderen Betriebe diese Entscheidung beschleunigen, gilt dann vor allem für kleine Betriebe.

4.1.3 Modell 5

Das Modell 5 unterscheidet sich vom zuletzt beschriebenen Modell 4 durch die Einführung einer Variablen für die Bundesländer (LAND). Zur Verbesserung der Darstellbarkeit sind die Koeffizienten für die Bundesländer aus dem fünften Modell zusammen mit den Ergebnissen eines Tests auf Unterschiede zwischen den Bundesländern in Niveau und Entwicklung in einer eigenen Tabelle 5 enthalten.

Zunächst ist auffallend, dass alle ökonomischen Variablen, wengleich die Koeffizienten im großen und ganzen das gleiche Vorzeichen behalten, durch Einführung der Bundesländer als Erklärende erheblich an Signifikanz verlieren; das betrifft die Gewinnentwicklung und die Arbeitslosigkeit. Es ist demnach zu vermuten, dass zumindest ein Teil des in Tabelle 5 beschriebenen Bundeslandeffekts auf beobachtete und unbeobachtete ökonomische Unterschiede zwischen den Bundesländern zurückzuführen ist. Inwiefern der Unterschied auch auf einen Politikeinfluss zurückgeht, ist eine Frage, die es zukünftig zu beantworten gilt.

Die Tabelle 5 zeigt neben den geschätzten Koeffizienten für den Unterschied im Achsenabschnitt (LAND) und für den Trend (JAHR*LAND) zwischen dem Saarland und den anderen Ländern in der vierten Spalte auch die Ergebnisse eines ergänzenden statistischen Tests auf Länderunterschiede zwischen Vergleichspaaren von Ländern. Insgesamt wird deutlich, dass die größten Unterschiede in den Achsenabschnitten, also im allgemeinen Niveau des Strukturwandels bestehen und demnach nicht unbedingt von einem „aufholenden“ Strukturwandel in den hinterherhinkenden Ländern ausgegangen werden kann. Der Vergleich zeigt, dass in 1991 in Niedersachsen der Strukturwandel am

Tabelle 5. Ländereinfluss aus Modell 5 in Tabelle 4 und Test auf Länderunterschiede

	Schätzwerte für Ländereinfluss im Modell		Test auf Signifikanz der Unterschiede	
		Unterschied zum SL im Model	Vergleichspaare	Schätzer für Länderunterschied
Land	SH	-1.29	sh-ni	-2.74**
	NI	1,45	ni-nw	2.12*
	NW	-0.67	nw-he	1.78**
	HE	-2.45	he-rp	1.23°
	RP	-3.68*	rp-bw	-1.25*
	BW	-2.42°	bw-by	1.83***
	BY	-4.25**	by-sl	-4.26**
	SL	0		
Time* Land	SH	-0.27	sh-ni	0,18
	NI	-0.45*	ni-nw	-0.33*
	NW	-0.12	nw-he	-0.20°
	HE	0,08	he-rp	0,16
	RP	-0.07	rp-bw	-0.19*
	BW	0,11	bw-by	0,01
	BY	0,1	by-sl	0,1
	SL	0		

Quelle und Anmerkungen: siehe Tabelle 4

stärksten verlaufen zu sein scheint, gefolgt vom Saarland. Allerdings verlangsamte er sich in den Folgejahren in Niedersachsen stärker als im Saarland. Das Ergebnis, dass das Saarland durch einen besonders schnellen beständigen Wandel seiner Agrarstruktur geprägt ist, bestätigt die augenscheinliche Beobachtung, denn die Strukturen des Saarlandes sind inzwischen denen Schleswig-Holsteins ähnlicher als denen der anderen Südländer. Betrachtet man aber das Saarland, so liegt die Vermutung nahe, dass dieser rasante Wandel zumindest zum Teil auch den besonderen naturräumlichen Bedingungen dort geschuldet ist. Das zeigt, dass das Modell bei weitem noch nicht alle wichtigen Bestimmungsgründe für Unterschiede im Wandel erfasst, denn für naturräumliche Bedingungen, wie Bodenpunkte oder Niederschläge, wird bisher noch nicht kontrolliert. Deutlich am langsamsten verläuft der Strukturwandel in Bayern und Rheinland-Pfalz. Auch hier gilt wieder, dass das Modell, was Bayern betrifft, eine häufig gemachte empirische Beobachtung nur bestätigen, aber nicht erklären kann. Es sollte daher künftig um weitere naturräumliche und ökonomische Indikatoren erweitert werden.

In seinen sonstigen Koeffizienten unterscheiden sich die Ergebnisse des Modells 5 nicht wesentlich von denen des Modells 4. Das Informationskriterium BIC bewertet das Modell 5 nur ganz leicht vorteilhaft gegenüber dem Modell 4, obwohl beide Ländereffekte, der auf den Achsenabschnitt und der auf den Trend, durch einen F-Test als hochsignifikant eingestuft wurden. Das Kriterium zieht die Korrelation zwischen den erklärenden Variablen in die Bewertung mit ein, und die Ländereffekte sollten vor dem Hintergrund beurteilt werden, dass sie lediglich Bruttoeffekte einer Reihe sonst nicht erfasster Einflussgrößen repräsentieren. Insgesamt zeigt sich, dass die Güte der Modelle in Tabelle 4 von links nach rechts und damit von den einfacheren zu den komplexeren beständig zunimmt.

4.2 Die Random Effects

In der Tabelle 6 werden zunächst die geschätzten Varianzen für die verschiedenen Modelle dargestellt.

Die Varianzgruppen des 'Unconditional Growth Models' (Modell 1) zeigen, dass der Trend eine absolut geringe Bedeutung für die Erklärung der Gesamtvarianz hat (Var(2,2)). Es zeigt sich außerdem in Modell 1, dass sich insbesondere die „Mischregionen“ von den anderen Regionen in ihrer Varianzstruktur abhebt. Eine signifikante Varianz für den Intercept (Var(1,1)) konnte hier, vermutlich aufgrund der insgesamt zu hohen Schwankungen innerhalb der Kreise der Mischregionen, nicht geschätzt werden. Diese Abweichung verringerte sich durch die Einführung von ASE als Random Effect in Modell 2. Seine Varianzkomponenten zeigen zwar, dass der ASE-Effekt in den verschiedenen Regionstypen sehr unterschiedlich auf die Varianz wirkt, gleichzeitig sorgt seine Einführung dafür, dass die geschätzten Varianzanteile für den Intercept in den Mischregionen sich denen in den anderen Regionen angleicht. Darüber hinaus verringert die Einführung von ASE auch die verbleibende Varianz (RESIDUAL) ganz erheblich.

Die verbleibenden drei Modelle, Modell 3, 4 und 5, sind bedingte Modelle mit weiteren Erklärungsvariablen. Der Vergleich zu ihrem jeweiligen Referenzmodell zeigt, wie die Einführung der erklärenden Variablen die verschiedenen Varianzanteile jeweils verringert hat. Das einfachste dieser Modelle, das Modell 3 ohne Ländereinfluss in den exogenen Variablen und ohne ASE als Random Effect, ist, wie der Vergleich mit Referenzmodell 1 zeigt, sehr gut darin, die Varianzen im Trend zu erklären. Sie werden in den verschiedenen Regionsgruppen zu zwischen 20 und 90 % erklärt ($100 * (\text{Var}(2,2)_{\text{neu}} - \text{Var}(2,2)_{\text{alt}}) / \text{Var}(2,2)_{\text{alt}}$). In den Ackerbauregionen wird darüber hinaus durch dieses Modell die Varianz im Achsenabschnitt zu 76 % und die Kovarianz zwischen Achsenabschnitt und Trend zu 57 % erklärt. Das bedeutet, die spezifische regionale Varianz innerhalb der Ackerbauregionen kann ausgezeichnet erklärt werden, während die Erklärungskraft des Modells für nicht ackerbaulich geprägte Regionen sehr viel geringer ist. Die verbleibende Restvarianz, die nach wie vor den größten Teil der Gesamtvarianz ausmacht, wird zu immerhin 22 % in diesem Modell erklärt.

Aus Platzgründen wird auf die Varianzkomponenten der verbleibenden zwei Modelle an dieser Stelle nicht weiter eingegangen, und es sei nur darauf hingewiesen, dass sie insgesamt dazu in der Lage sind, insbesondere die verbleibende

Tabelle 6. Varianzen und Kovarianzen in den verschiedenen Modellen

		Modell				
		1	2	3	4	5
(Ko-) Varianzparameter	Gruppe (Prodeg)	unconditional growth, gruppiert	unconditional growth mit ASE, gruppiert	conditional growth, gruppiert, ohne Land	conditional growth mit ASE, gruppiert, ohne Land	conditional growth mit ASE, gruppiert, mit Land
Var(1,1)	Misch	18.88°	-29.15***	67.71***	8,91	-1.43
Kov(2,1)		2.00*	2.51***	-1.46	-1.78	-0.48
Var(2,2)		-0.70***	0,05	-0.07	0.41°	0,22
Kov(3,1)			62.43***		75.92***	80.74***
Kov(3,2)			-16.68***		-12.08***	-12.63***
Var(3,3)			382.18***		266.78***	258.06***
Var(1,1)	Gruen	-48.41***	-27.28***	-46.34***	-19.97**	-34.94***
Kov(2,1)		6.20***	2.97**	5.43***	2.22*	4.20***
Var(2,2)		-1.08***	-0.57***	-0.80***	-0.45***	-0.70***
Kov(3,1)			-36.53***		-33.85***	-15.00*
Kov(3,2)			5.71***		5.02***	1.90°
Var(3,3)			52.84**		47.51**	30.41*
Var(1,1)	Acker	-28.59***	-35.95***	-6.80	-19.72**	-22.83***
Kov(2,1)		4.36***	3.31***	1.93*	1,17	1.55°
Var(2,2)		-0.91***	-0.46***	-0.38**	-0.22	-0.28*
Kov(3,1)			13.40°		24.84***	28.713***
Kov(3,2)			-3.50*		-2.06°	-2.41*
Var(3,3)			114.56***		56.55**	44.69**
Var(1,1)	Garten	-47.58***	-43.01***	-46.90***	-39.16***	-42.11***
Kov(2,1)		5.98***	5.44***	5.34***	4.91***	4.81***
Var(2,2)		-1.10***	-0.84***	-0.74***	-0.63***	-0.71***
Kov(3,1)			-7.59		-0.31	7.89***
Kov(3,2)			0,34		-0.97	0,18
Var(3,3)			3,83		-5.89	-37.51***
Var(1,1)	Vered	-49.57***	-49.03***	-48.40***	-41.04***	-42.19***
Kov(2,1)		6.33***	5.45***	5.73***	4.60***	4.74***
Var(2,2)		-1.13***	-0.92***	-0.88***	-0.79***	-0.82***
Kov(3,1)			3,18		2,61	3.48*
Kov(3,2)			1.66***		1.43***	1.37***
Var(3,3)			-28.50***		-25.07***	-28.30***
Residual		176.15***	137.27***	136.97***	116.31***	119.30***

Anmerkung: Parameter „1“ = Intercept; Parameter „2“ = Jahr; Parameter „3“ = ASE

Quelle: eigene Berechnungen mit SAS, Proc Mixed; weitere Anmerkungen und Daten: siehe Tabelle 4

Aufgrund der gruppenweise geschätzten Varianzstruktur und der Hinzunahme von ASE als Random Effect ist die Struktur kompliziert geworden. Die Varianzdarstellung ist aber für jede Gruppe identisch zu lesen: Die Ziffern 1, 2 und 3 repräsentieren die Parameter Intercept, JAHR und ASE respektive. Var(1,1) bezeichnet demnach den Varianzanteil des Intercepts und Kov(2,1) die Kovarianz zwischen Intercept und Trend (JAHR). Analoges gilt für die weiteren Notierungen. Zur Abgrenzung von den Kovarianzen wurden die Varianzanteile jeweils grau unterlegt. Die Modellnummerierung entspricht den Modellen in Tabelle 4.

bende Restvarianz zu einem signifikant höheren Ausmaß zu erklären als Modell 3.

Nur um einen auch graphischen Eindruck davon zu vermitteln, inwiefern das Modell 4 der Tabellen 4 und 6 dazu in der Lage ist oder daran scheitern, den Verlauf des Agrarstrukturwandels nachzuzeichnen, werden in der Abbildung 2 die Ergebnisse für Schätzwerte und das 5%-Konfidenzintervall nach geschätzter Varianz sowie der reale Verlauf des Anteils ausscheidender Betriebe für einzelne zufällig ausgewählte Kreise graphisch dargestellt.

Zusätzlich sei mit Blick auf Abbildung 2 darauf verwiesen, wie durch die Schätzung von ASE als Random Effect die Spanne des Konfidenzintervalls in den Jahren der Agrarstrukturhaupterhebungen (1, 5, 9, 13) sichtbar geweitet wird, und wie diese Spanne, weniger gut sichtbar, auch mit den Jahren weiter wird. Diese Beobachtung verdeutlicht anschaulich den Sinn und die Wirkung der Schätzung von Random Effects.

5. Schluss

5.1 Zusammenfassung

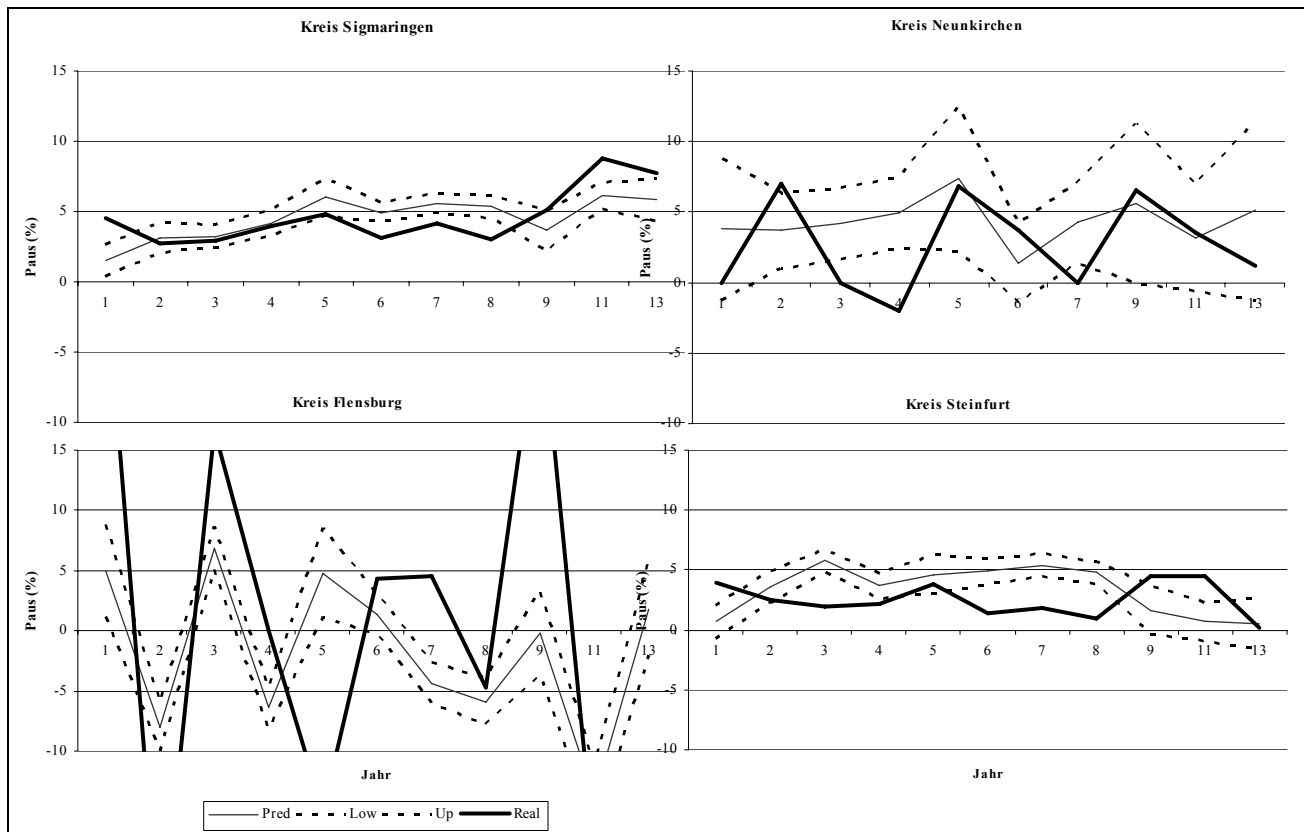
Mit Blick auf die hohe Signifikanz der geschätzten Koeffizienten der Fixen Effekte sowie der verschiedenen Varianzanteile und vor dem Hintergrund, dass im Modell eine starke Pfadabhängigkeit der Entwicklung bestätigt wurde, wie die nachhaltige Wirkung der Landverteilung in 1979 (GINI) zeigt, kann die Anwendung dieser komplizierteren Modelltyps zunächst als gerechtfertigt betrachtet werden. Insgesamt kann der Gini-Koeffizient der Landverteilung als wichtiger neuer Indikator der agrarstrukturellen Situation

betrachtet werden, dessen Bedeutung im vorliegenden Beitrag noch nicht erschöpfend behandelt wurde und die noch theoretisch zu erklären bleibt. Die dynamische Analyse ermöglichte zudem, regionale Unterschiede auch im zeitlichen Verlauf des Strukturwandels zu erfassen und die Bedeutung konjunktureller Einflüsse für die kurzfristige Entwicklung einzuschätzen.

Inhaltlich hat der positive Einfluss der langfristigen konjunkturellen Erwartungen die Wirksamkeit eines Nachfrageeffekts auf die Betriebsaufgabeentscheidung nahe gelegt, und der asymmetrische Effekt der Gewinnentwicklung hat die gleichzeitige Wirksamkeit von Nachfrage- und Angebotseffekt bestärkt. Die einzelbetriebliche Wachstums- und Betriebsaufgabe-Entscheidung ist damit abhängig von den regionalen und strukturellen Rahmenbedingungen sowie von der Situation der anderen Betriebe. Mit Blick auf die Bedeutung der ökonomischen Rahmenbedingungen zeigten sich signifikante Einflüsse der Nähe zu ökonomischen Zentren sowie der Arbeitslosigkeit. Der ambivalente Einfluss der Arbeitslosigkeit und die Diskussion um den Ländereinfluss hat die bisher unvollkommene Abbildung der ökonomischen Einflüsse offenbart.

Methodisch hat sich am Beispiel des ASE-Effekts darüber hinaus gezeigt, dass neben der Zeit auch andere Einflussgrößen der ersten Ebene einen nach Regionen zu differenzierenden Effekt haben können und demnach sinnvoll als Random Effect modelliert werden können. Im Verlauf der Varianzanalyse hat sich herausgestellt, dass die erste einfache Varianzanalyse nicht in der Lage war, die verborgenen Strukturen in den Daten ans Licht zu bringen, sondern dass dazu mindestens die Formulierung des 'Unconditional Growth Models' benötigt wurde.

Abbildung 2. Vorhergesagte Entwicklung mit Konfidenzintervall und reale Entwicklung



Quelle: eigene Darstellung der in SAS, Proc Mixed erzeugten Daten in Excel

5.2 Kritik und Ausblick

Wie immer in empirischen Arbeiten gibt es zwei Ansatzpunkte für Kritik: die methodische und die inhaltliche Ebene. Im Folgenden werden mögliche Erweiterungen mit Blick auf beide Ebenen und ihren Zusammenhang dargestellt.

Der erste nahe liegende inhaltliche Kritikpunkt betrifft die Wahl des Indikators für Strukturwandel in der vorliegenden Arbeit: die relative Änderung der Betriebszahl auf Kreisenebene in verschiedenen Jahren (PAUS). Der Strukturwandel ist ein multidimensionales Phänomen, das nur unter Einbeziehung aller qualitativen Facetten verstanden werden kann. PAUS ist vor diesem Hintergrund hier als ein „Bruttoindikator“ zu verstehen, der seinerseits von bestimmten Prozessen des Strukturwandels beeinflusst ist. Solche Prozesse sind z.B. verstärkte Kooperationen und/oder bessere Möglichkeiten zum Nebenerwerb, die unter vielen Bedingungen zum verzögerten Ausscheiden von Betrieben führen, oder eine verstärkte vertikale Integration der Betriebe in der Wertschöpfungskette, die auch einen gegenteiligen Effekt haben könnte. Die kausale Verknüpfung der verschiedenen Aspekte würde mehrdimensionale Schätzmodelle erfordern, wie sie zum Beispiel mit Strukturgleichungsmodellen geschätzt werden können (siehe z.B. MARGARIAN, 2007b). Ein solcher Ansatz wäre insofern eine wirkliche Erweiterung des hier vorgestellten Modells, als er über die Integration latenter Variablen die Formulierung von Mehr-Ebenen-Modellen gestattet.

Ein zweiter inhaltlicher Kritikpunkt betrifft die Nicht-Beachtung einer ganzen Reihe von exogenen Einflussgrößen. Das Modell sollte sich recht einfach um die Beachtung z.B. naturräumlicher Unterschiede erweitern lassen. Schwieriger wird die Erweiterung um Einflussgrößen, wie dem Bodenmarkt und dem durchschnittlichen Alter der Betriebsleiter, die selbst durch den Strukturwandel beeinflusst sind. Sie müssen auf den richtigen Ebenen des Modells implementiert werden. Im bisherigen Modell könnte der Gini-Koeffizient hier auf der Seite der exogenen Variablen als „Bruttoindikator“ interpretiert werden. Da er hochsignifikant in verschiedenen Spezifizierungen ist, sollte mit seiner Bedeutung im Modell weiter experimentiert werden.

Auch wichtige zeitliche Einflüsse wie die Änderungen politischer Rahmenbedingungen fehlen im bisherigen Modell. Um ihre kurz- und langfristigen Wirkungen fundiert beurteilen zu können, wäre eine genauere Spezifizierung des zeitlichen Funktionszusammenhangs im Modell unter Beachtung zeitlicher Autokorrelationen notwendig. Auf der anderen Seite sind auch die räumlichen Zusammenhänge komplizierter, als die Analyse von artifiziellen Untereinheiten, wie der Landkreise, suggeriert, so dass je nach Fragestellung auch auf die Darstellung räumlicher Korrelationen in der Varianzanalyse weiterer Modelle ein Schwerpunkt gelegt werden könnte.

Eine weitere nahe liegende Erweiterung des Modells bestünde in der Integration der betrieblichen Ebene: Betriebliche Eigenschaften einzelner Jahre stünden dann im Zusammenhang mit der Entwicklung des gleichen Betriebes in den anderen Jahren, und die Entwicklung des Betriebes im Zeitablauf würde mitbestimmt durch die regionalen Bedingungen. Das Modell bietet daher die potentielle, hier nicht ausgeschöpfte Möglichkeit, Einflüsse von der Mikro- über die Meso- bis zur Makroebene zu integrieren.

Insgesamt ist die Mehr-Ebenen-Modellierung ein Instrument von enormer Flexibilität, das in der Anwendung insgesamt und in der Agrarökonomie im Besonderen noch am Anfang ihrer Verbreitung steht. Das vorgestellte Modell selbst hat noch erhebliches Potential zum Ausbau und zur Verfeinerung: Die Fragen werden mit neuen methodischen Entwicklungen nicht weniger, sondern mehr.

Literatur

- ALBISSER, G. and B. LEHMANN (2006): Modeling of Structural Adjustment Processes of Farming Enterprises: The Need for Implementation of Cooperation and Collaboration Strategies. Contributed Paper for 96th EAAE Seminar "Causes and Impacts of Agricultural Structures", 10.-11.01.2006, Taenikon, Schweiz. In: <http://www.fat.admin.ch/eaee96/abstracts/s45.pdf>
- BALMANN, A. (1995): Pfadabhängigkeiten in Agrarstrukturentwicklungen: Begriff, Ursachen und Konsequenzen. Duncker und Humblot, Berlin.
- BALTENSWEILER, M. und D. ERDIN (2005): Ursachen des landwirtschaftlichen Strukturwandels. In: *Agrarforschung* 12 (4): 162-167.
- BBR (Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung) (2003): Indikatoren und Karten zur Raumentwicklung (INKAR). Bonn.
- BMELV (verschiedene Jahrgänge): Agrarbericht. Bonn.
- BREUSTEDT, G. und T. GLAUBEN (2007): Driving Forces behind Exiting from Farming in Western Europe. In: *Journal of Agricultural Economics* 58 (1): 115-127.
- DBB (Deutsche Bundesbank) (2006): http://www.bundesbank.de/statistik/statistik_zeitreihen.php
- GLAUBEN, TH., H. TIETJE und CH. WEISS (2006): Agriculture on the Move: Exploring regional Differences in Farm Exit Rates in Western Germany. In: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* (2006) 26: 103-118.
- GODDARD, E., A. WEERSINK, K. CHEN and C.G. TURVEY (1993): Economics of Structural Change in Agriculture. In: *Canadian Journal for Agricultural Economics* 41 (December): 475-489.
- GOETZ, S.J. and D.L. DEBERTIN (2001): Why Farmers Quit: A County-Level Analysis. In: *American Journal for Agricultural Economics* 83 (4): 1010-1023.
- JONES, K. (1991): Multi-Level Models for Geographical Research. In: *Concepts and Techniques in Modern Geography*. Department of Geography, Portsmouth Polytechnic.
- JONES, K. und N. BULLEN (1994): Contextual Models of Urban House Prices. A Comparison of Fixed- and Random-Coefficient Models Developed by Expansion. In: *Economic Geography* 70 (3): 252-272.
- LITTELL, C.R., G.A. MILLIKEN, W.W. STROUP, D.R. WOLFINGER und O. SCHABENBERGER (2006): SAS for Mixed Models. Second Edition. SAS Institute Inc., Cary, NC.
- MANN, S. (2003): Bestimmungsgründe des landwirtschaftlichen Strukturwandels. In: *Agrarforschung* 10 (1): 32-36.
- (Hrsg.) (2006): *Causes and Impacts of Agricultural Structures*. Nova Science Publishers, Inc., New York.
- MARGARIAN, A. (2007a): Knowledge Based Control of Structural Change. In: Knierim, A. et al. (Hrsg.): *Managing Economic, Social and Biological Transformations*. Proceedings of the First Green Week Scientific Conference. Margraf Publishers, Weikersheim: 88-99.
- (2007b): Empirical assessment of Fuzzy Intervention-Logics: The Case of rural development in East Germany. In: Petrick, M. et al. (Hrsg.): *Sustainable rural development: What is the role of the agri-food sector?* IAMO, Halle: 231-248.
- PASSEL, S. VAN, L. LAUWERS und G. VAN HUYLENBROECK (2006): Factors of Farm Performance: An Empirical Analysis of Structural and Managerial Characteristics. In: Mann (2006): 3-22.

- PFEFFER, M.J. (1989): Part-time farming and the stability of family farms in the Federal Republic of Germany. In: *European Review of Agricultural Economics* 16 (4): 425-444.
- ROBERTS, K.H. and L. BURSTEIN (1980): Editor's notes. In: *New Directions for Methodology of Social and Behavioural Science* 6: vii-ix.
- SCHMITT, G. (1992): Verfügen die Agrarökonomen über eine Theorie des agrarstrukturellen Wandels? Zu einigen jüngeren Untersuchungen zu diesem Thema. In: *Berichte über Landwirtschaft* 70 (2): 213-230.
- SINGER, J.D. und J.B. WILLETT (2003): *Applied Longitudinal Data Analysis. Modelling Change and Event Occurrence*. Oxford University Press, New York.
- UPTON, M. und S. HAWORTH (1987): The Growth of Farms. In: *European Review of Agricultural Economics* 14 (4): 351-366.
- WEISS, C. (1999): Farm Growth and Survival: Econometric Evidence for Individual Farms in Upper Austria. In: *American Journal for Agricultural Economics* 81 (1): 103-116.
- ZEPEDA, L. (1995): Asymmetry and Nonstationarity in the Farm Size Distribution of Wisconsin Milk Producers: An Aggregate Analysis. In: *American Journal for Agricultural Economics* 77 (4): 837-852.

Danksagung

Der Dank der Autorin gilt den anonymen Gutachtern, die die Arbeit in ihrer Rohfassung trotz erheblicher konzeptioneller Mängel gründlich durchgearbeitet und mit ihrer konstruktiven Kritik zur nun hoffentlich besseren Verständlichkeit erheblich beigetragen haben.

Autorin:
ANNE MARGARIAN
Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL)
Bundesallee 50, 38106 Braunschweig
Tel.: 05 31-596 51 40, Fax: 05 31-596 51 99
E-Mail: anne.margarian@fal.de