



AgEcon SEARCH
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

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

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

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

Hanf, E.: Zur Prognose der Zahl der Arbeitskräfte im Agrarsektor. In: Schmitt, G.: Mobilität der landwirtschaftlichen Produktionsfaktoren und regionale Wirtschaftspolitik. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 9, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1972), S. 283-300.

ZUR PROGNOSE DER ZAHL DER ARBEITSKRÄFTE IM AGRARSEKTOR

von

Ehrhart Hanf, Stuttgart-Hohenheim

1	Allgemeine Vorbemerkungen zum Problem der ökonomischen Analyse	283
2	Die Datengrundlage der Arbeitskräfte-Prognose	285
3	Methoden und ihre Anwendbarkeit	287
3.1	Expertisen	288
3.2	Regressionsanalysen	289
3.2.1	Trendanalysen	290
3.2.2	Eingleichungsmodelle	294
3.2.3	Mehrgleichungsmodelle	295
3.3	Prognosen mit Markov-Ketten	297
4	Zusammenfassung	300

1 Allgemeine Vorbemerkungen zum Problem der ökonomischen Analyse

Nach VALAVANIS (9) ist es die Aufgabe des Ökonometrikers, ökonomische Theorien in mathematischen Formen auszudrücken, um sie durch statistische Methoden zu verifizieren und den Einfluß einer ökonomischen Variablen auf eine andere zu messen, um so in die Lage versetzt zu werden, zukünftige Ereignisse vorauszusagen oder empfehlen zu können, welche Politik verfolgt werden sollte, um dieses oder jenes Resultat zu erreichen. Diese Aufgabenstellung beschreibt die Stufen der ökonomischen Analyse:

- a) Spezifikation oder Modellbau,
- b) Schätzung ökonomischer Konstanten (Parameter),
- c) Testen wirtschaftstheoretischer Hypothesen (Verifikation),
- d) Prognosen - durch Modifikation der erstellten Erklärungsmodelle zu Prognose-Modellen (G. MENGES, 8).

Die Bedeutung ökonomischer Prognosen liegt in der Quantifizierbarkeit der Interdependenzen, obgleich statistische Methoden nicht die einzige Grundlage für Prognosen bilden.

In der folgenden Darstellung soll insbesondere auf die Probleme der Anwendung statistischer Methoden auf die spezielle Frage der Entwicklung der Arbeitskräfte im Agrarsektor eingegangen werden.

Es wird davon ausgegangen, daß die erwähnten mathematischen Modelle und ihre Schätzmethoden hinreichend bekannt sind, so daß auf spezielle Methoden und Schätz-Techniken nur insoweit eingegangen wird, als es im Zusammenhang mit den besonderen Verhältnissen des vorliegenden Problems notwendig ist.

Folgende Aspekte des Prognoseproblems seien kurz beleuchtet:

- a) Falls die Hauptaufgabe einer ökonomischen Untersuchung die Prognose einer wirtschaftlich relevanten "Variablen" oder "Größe" ist, dann wird das vornehmliche Ziel sein, Angaben zu machen, welchen Wert oder welche Werte diese Größe in einem relevanten zukünftigen Zeitpunkt annehmen wird bzw. annehmen kann. Eine Prognose ist auf mehrere Arten bedingt. Die zukünftige Entwicklung der zu prognostizierenden Größe wird im allgemeinen geknüpft sein an Veränderungen anderer Wirtschaftsgrößen und bei gewissen Annahmen über deren Entwicklung zutreffen (JÖHR und KNESCHAUREK, 19). Prognosen sind, sofern sie sich mathematischer Methoden bedienen, stochastisch (MENGENS, 8), d.h. mit der Angabe eines prognostizierten Wertes wird eine gewisse Eintreffenswahrscheinlichkeit verknüpft. Im allgemeinen wird man sich der Konfidenzprognosen (MENGENS, 8) bedienen, dann besteht eine Bedingtheit der Prognose in der Angabe der Wahrscheinlichkeit, mit der eine Variable Werte in einem begrenzten Intervall annimmt 1).

Die ökonomische Bedingtheit der Prognose erfordert also stets, daß die zu prognostizierende Größe im Rahmen der für ihre Entwicklung relevanten Interdependenzen untersucht wird. Inwieweit diese Einflußgrößen in einem Prognosemodell zu berücksichtigen sind, ist abhängig von der ökonomischen Relevanz, von der Durchschaubarkeit der Zusammenhänge, von der Verfügbarkeit der Informationen.

Die Entwicklung der Zahl der Arbeitskräfte im Agrarsektor wäre demzufolge z.B. im Zusammenhang mit der Entwicklung der Produktion, der Kapitalbildung, des technischen Fortschritts, des Einkommens und der Löhne und der Beschäftigung im Agrar- und in den anderen Wirtschaftssektoren zu sehen.

- b) Soll die Prognose über das bloße Aufzeigen der möglichen zukünftigen Werte hinaus Aufschluß über sinnvoll einzusetzende agrarpolitische Instrumente zur Erreichung gewünschter Entwicklungen geben, dann rückt die Spezifikation und Verifikation eines problemadäquaten Erklärungsmodells der vergangenen Entwicklung in den Vordergrund der Analyse. Die Koeffizienten eines Regressionsmodelles sind unter günstigen Umständen Maße für den Effekt gewisser exogener Einflußnahmen auf die Entwicklung. Ist die untersuchte Größe, wie im anstehenden Fall, ein Aggregat handelnder Individuen, dann tritt zur Problematik des Ursache-Effekt-Zusammenhanges die Untersuchung der Motivationen und des Verhaltens des Individuums und der Masse hinzu.

Die Feststellung psychologisch und soziologisch bedingter Verhaltensweisen geht über die ökonomische Fragestellung hinaus. Gegenstand ökonomischer Analysen sind im allgemeinen die ökonomisch erklärbaren Phänomene, d.h. die ökonomischen Ursachen der Veränderung ökonomisch relevanter Größen.

- c) Weitere Aufschlüsse über differenzierte Ursachen der Variation der Größen erhält man aus der Untersuchung von Teilgrößen und Disaggregaten. Typische Beispiele sind die Untersuchung regionaler Differenzierungen, Untersuchung der Teilgrößen Familien- und Lohnarbeit bzw. der ständig oder nichtständig in der Landwirtschaft Beschäftigten und die Differenzierung nach Betriebsgrößenklassen.

1) Ein typisches Beispiel ist die Angabe der Standardabweichung des Regressionskoeffizienten, aus der sich Konfidenzintervalle zu unterschiedlichen Sicherheiten angeben lassen.

Die Untersuchung der Disaggregate ist sinnvoll,

1. wenn die Entwicklung in den Teilen nicht parallel verläuft und zu unterschiedlichen Grenzentwicklungen in der Zeit tendiert,
2. wenn aufgrund der unterschiedlichen Entwicklung in den Disaggregaten Informationen über Ursachen, Verhalten und Motivationen gewonnen werden können,
3. wenn über die Teilentwicklungen bessere Informationen vorliegen als für das Aggregat.

Der Grad der Aggregation ist eine Funktion der Verfügbarkeit über Informationen.

- d) Aussagen über die zukünftigen Entwicklungen ökonomischer Größen werden durch die zur Prognose verwendeten Methoden beeinflusst. Unterschiede ergeben sich in Bezug auf Informationsgehalt, Genauigkeit und Fristigkeit der Prognosen. Empirische Analyseverfahren verlängern Erfahrungen aus den Entwicklungen in der Vergangenheit in die Zukunft und spiegeln im wesentlichen das Verhalten wider. Normative Verfahren untersuchen zukünftige Entwicklungen mehr unter dem Gesichtspunkt der Rationalität und Optimalität bei gewissen Annahmen über die zukünftige ökonomische Umwelt. Durch Vergleich normativer ex-post-Analysen mit den tatsächlichen Entwicklungen der Vergangenheit und Korrektur der unter der Annahme der Rationalität berechneten Werte mit Verhaltensparametern werden sie mit den Ergebnissen empirischer Analysen vergleichbar.
- e) Nach dem Zweck der Untersuchung treten in ökonometrischen Modellen unterschiedliche Aspekte in den Vordergrund. In Erklärungsmodellen liegt das Hauptgewicht auf der Erforschung der Ursache-Wirkungskette und der Quantifizierung der Effekte, korrekte Auswahl der erklärenden Variablen und korrekte Spezifizierung der Koeffizienten sind die wichtigsten Kriterien für die Güte des Modelles. In Beschreibungsmodellen vergangener Entwicklungen liegt das Hauptgewicht auf bestmöglicher Anpassung der Modellrechnungen an die Realität. Hauptkriterium bei der Auswahl von Prognosemodellen ist die Extrapolierbarkeit. Allerdings wird im allgemeinen ein Prognosemodell umso höher eingeschätzt, je besser es die vergangene Entwicklung beschreibt, und je besser es diese durch exogene Variablen erklärt. Trotzdem sind sowohl für Erklärungs- als auch Prognoseaspekt der Modelle nicht-statistische Gütekriterien maßgebend. Statistische Gütemaße - wie Korrelation, Signifikanz u.a. - sind wesentlich dem Beschreibungsaspekt zuzuordnen.

Der Erklärungswert eines Modelles ist weitgehend abhängig von der Qualität der verfügbaren bzw. verwertbaren Information. Bei mangelhafter Datenqualität treten also zur Beurteilung eines Prognosemodells andere Kriterien in den Vordergrund, wobei subjektive Wertmaßstäbe eine große Rolle spielen. Die Datengrundlage bedarf daher einer genaueren Untersuchung.

2 Die Datengrundlage der Arbeitskräfte-Prognose

Unter Arbeitskräften im Agrarsektor sollen im folgenden die (in 30, 31) statistisch ausgewiesenen "landwirtschaftlichen Arbeitskräfte in Betrieben ab 0,5 ha LN und ihren Haushalten" mit den Gliederungen in

"ständige bzw. nichtständige Familienarbeitskräfte" (kurz mit SFA bzw. NFA bezeichnet) und "ständige bzw. nichtständige Lohnarbeitskräfte" (SLA bzw. NLA) und das daraus durch Wichtung nach Beschäftigungszeit im Betrieb und nach Alter berechnete Aggregat "betrieblicher Arbeitsaufwand der Landwirtschaft in Vollarbeitskräften" (VAK).

Diese ausgewiesenen Daten werden auf unterschiedlicher Basis gewonnen:

- a) aufgrund von im Abstand von ca. zehn Jahren (erstmal 1949) stattfindender Totalerhebungen,
- b) aufgrund in unregelmäßigen Abständen, ab 1964 alle zwei Jahre durchgeführter größerer Stichprobenerhebungen mit Hochrechnungen unter Hinzuziehung der vorangegangenen Totalerhebung als Vergleichsbasis

c) durch Interpolation der Größen in den Zwischenzeitpunkten.

Durch diese Erhebungsmethode wird ein Teil der ökonomischen Variabilität, die man mit ökonomischen Methoden erklären will, geglättet. Andererseits wird durch Änderungen der regionalen Bezugsbasis (z. B. Einbeziehung des Saarlandes) oder der Definition der Größen (z. B. Ausgliederung der Arbeitskräfte, die in Betrieben arbeiten, die nicht für den Markt produzieren), Variabilität erzeugt, die ökonomisch nicht erklärt werden soll. Der Erklärungswert der mit diesen Daten geschätzten ökonomischen Strukturen ist daher von vornherein eingeschränkt. Mit besonderer Vorsicht ist der "betriebliche Arbeitsaufwand" zu interpretieren, insbesondere wegen des hohen Anteils der Teilzeitbeschäftigten, der Schwierigkeiten der Ermittlung der Arbeitszeit in den Haushalten und der regional und in der Zeit unterschiedlichen Intensität des Arbeitseinsatzes.

Als Informationen sind in den Zeitreihen enthalten:

- a) die exakten Veränderungen der Arbeitskräfte über größere Zeiträume (Totalerhebungen),
- b) die näherungsweise Veränderungen von einer größeren Stichprobenerhebung zur nächsten (in letzter Zeit in zweijährigem Abstand),
- c) durchschnittliche jährliche Veränderungen in den Zwischenzeiten.

Zeitliche Veränderung wird also offenbar nur in ihrer - mehr oder weniger - groben Tendenz wiedergegeben. Ziel einer Untersuchung dieser Größen kann daher nur sein, den ungefähren Trend zu verfolgen. Dabei ist zu berücksichtigen, daß die Abwanderung von Arbeitskräften in den Teilperioden der Referenzperiode 1951 - 1970 unterschiedliche Hauptantriebe hatte, zunächst die Beseitigung versteckter Arbeitslosigkeit, dann Ersatz von Arbeit durch Kapital und in letzter Zeit Abwanderung im Zusammenhang mit Veränderungen der Agrarstruktur (WEIN-SCHENCK, E. HANF, UHLEMANN, 28).

Die Problematik wird umfangreicher, wenn man exogene Variablen zur Erklärung und Beschreibung der Entwicklung hinzuzieht.

Zwischen den meisten ökonomisch sinnvollen Erklärungsvariablen und der Zeit besteht eine hohe Korrelation (Übersicht 4), d. h., zwischen den potentiellen Erklärungsvariablen besteht Multikollinearität (GOLLNICK, 5). Das bedeutet, daß in der Vergangenheit kaum unabhängige Veränderungen der erklärenden Variablen und Größen stattgefunden haben. Die in Regressionsmodellen errechenbaren Koeffizienten sind also als ceteris-paribus-Veränderungen, als Wirkung der Änderung einzelner exogener Variablen, kaum zu interpretieren.

Das beeinträchtigt entscheidend den Erklärungswert der Modelle, während der Einfluß auf den Wert als Prognosemodelle geringer einzuschätzen ist. Die exogenen Variablen treten hier als komplizierte Zeit-Transformationen auf.

Ein weiterer Umstand, der die ökonomische Analyse erschwert, ist - das gilt natürlich für alle Untersuchungen in der BRD - die Kürze der verfügbaren Zeitreihen. Während für vergleichbare Aufgabenstellung in den USA Zeitreihen von ca. 1930 bis heute untersucht werden können, kann man in Deutschland - mit Einschränkungen - auf die Entwicklung der letzten zwanzig Jahre zurückgreifen. Dabei ist zu berücksichtigen, daß für viele Variablen gänzlich verschiedene Einflüsse in einzelnen Phasen der Vergangenheit wirksam waren. In längeren Zeitreihen ist es durch Untersuchung der Einzelphasen eher möglich, nur zeitlich begrenzt wirkende Einflußfaktoren zu isolieren.

Multikollinearität und Kürze der Zeitreihe wirken gemeinsam einschränkend auf die Zahl der zur Erklärung in den Modellen verwendbaren exogenen Variablen und vermindern im allgemeinen den Anteil der erklärbaren Varianz.

Die Mängel der Datengrundlage legen eine Beschränkung der ökonomischen Analyse auf Untersuchung der tendenziellen zeitlichen Veränderung, d. h. des Trends, nahe, da sinnvolle

Informationen über ökonomische Zusammenhänge aus Erklärungsmodellen nicht erwartet werden können. Die hohen Anforderungen, die sophistischere Modelle und Schätzmethoden an die Qualität der verwendeten Daten stellen 1), können im Falle der Schätzung der Entwicklung der Arbeitskräfte im Agrarsektor nicht erfüllt werden.

Verbesserung der Prognose-Ergebnisse wird im allgemeinen auf zwei Wegen versucht,

- a) durch Übergang zu komplexeren Modellen mit verbesserten Schätzmethoden und
- b) durch Untersuchung von Teilgrößen und Disaggregaten.

Der erste Weg verspricht bei den vorliegenden Verhältnissen keine nennenswerte Verbesserung der Qualität der Ergebnisse. Der Übergang zu Differenzierungen der Aggregate läßt prinzipiell einen Informationszuwachs erwarten. Die wichtigste Differenzierung für Arbeitskräfte, nämlich die regionale Untergliederung, bringt allerdings weitere Komplizierungen. Zunächst ist die Qualität der regional gegliederten Daten nicht besser als die des Aggregates, darüber hinaus liegen Gliederungen auf Länderebene nur für die Totalerhebungen und die zweijährigen Stichprobenerhebungen der letzten Jahre vor, tiefere Gliederungen - etwa auf Regierungsbezirksebene - nur für die großen Erhebungen. Darüber hinaus ist zu erwarten, daß auf der Ebene von Kleinregionen sich die Veränderung der regionalen Zuordnungen gravierender auswirkt als im Aggregat.

Die Untersuchung der regional aufgegliederten Daten hat dennoch ihren Sinn:

- a) zur Untersuchung ökonomischer Bestimmungsgründe für Abwanderung durch Querschnittsvergleiche in der Zeit,
- b) zur Gewinnung von groben Kontrollrechnungen zur Prüfung der Relevanz der Prognose des Aggregates.

Letzteres gilt auch für andere als regionale Differenzierungen, z. B. für eine Aufgliederung nach Betriebsgrößenklassen.

3 Methoden und ihre Anwendbarkeit

Im folgenden sollen einige der häufig angewandten Prognosemodelle im Hinblick auf die vorliegende Fragestellung betrachtet werden. Eingegangen wird auf

- a) Expertisen,
- b) Regressionsanalysen,
- c) spezielle Anwendungen 2) von MARKOV-Ketten.

1) "Ökonometrische Theorie ist wie ein außergewöhnliches französisches Rezept, das genau angibt, mit wieviel Drehungen die Soße angerührt wird, wieviel Milligramm der verschiedenen Gewürze beigefügt werden sollen, wieviel Millisekunden man die Mischung bei 472° C kochen lassen soll. Wenn aber dann der statistische Koch zu den Rohstoffen greift, findet er, daß Herzen von Kaktusfrüchten nicht verfügbar sind, statt dessen nimmt er Rübenstrünke, wo das Rezept Fadennudeln vorschreibt, nimmt er Sägespäne und Curry ersetzt er durch grüne Kleiderfarbe, Truthahneier durch Tischtennisbälle und statt einer Flasche echten 1883er Beaujolais verwendet er eine Kanne Terpentin" (Deutsch nach S. VALAVANIS, 9, S. 83).

2) Wichtiges Anwendungsgebiet der MARKOV-Ketten ist die Mobilitätsforschung. Auf die dort verwendeten Wanderungsmodelle soll hier nicht eingegangen werden. Sie sind Gegenstand anderer Untersuchungen, z. B. C.H. HANF (16).

3.1 Expertisen

Die Expertise (AYRES, 1, S. 143) ist wesensmäßig eine "intuitive Methode" (JÖHR u. KNESCHAUREK, 19). Sie ist ein häufig angewandtes Verfahren. Sie wird hier in den Katalog der Methoden aufgenommen, obgleich sie nur in geringem Maß Gebrauch von statistisch-mathematischen Rechentechniken macht, weil ihr eine zentrale und übergeordnete Bedeutung zukommt.

In Bezug auf die Prognose gesamtwirtschaftlicher Entwicklungen und der Konjunktur meinen JÖHR und KNESCHAUREK (19), man stütze sich bei intuitiven Prognosen "auf gewisse Erfahrungen und Kenntnisse der wirtschaftlichen Zusammenhänge, läßt sich aber bei Beurteilung der künftigen Wirtschaftssituation vom Fingerspitzengefühl leiten". Trotz zahlreicher positiver Ergebnisse, die mit dieser Methode erzielt wurden, "erhebt sich die Frage, ob diese Volltreffer der Intuition nicht weitgehend dem Zufall zuzuschreiben sind".

Angewandt auf speziellere Fragestellungen, wie z.B. die Entwicklung der Arbeitskräfte im Agrarsektor, kann das Verfahren, das ich als "Expertise" bezeichnen möchte, allerdings als weniger intuitiv und mehr sachbezogen gedeutet werden. Der "Experte" wird durch intensive, qualitative Untersuchung der Entwicklung auf Ursachen und Motivationen und durch Zuhilfenahme einfacher statistischer Größen - wie durchschnittliche jährliche Veränderungen oder Änderungsraten - unter erfahrungsgemäßer Wichtung der Perioden der Vergangenheit, die das künftig zu erwartende Gewicht der Einflüsse auf die in Frage gestellte Entwicklung spiegelt, einen erwarteten Wert für den Prognosezeitpunkt festlegen. Durch Überprüfung dieser Schätzung auf Konsistenz durch Vergleich mit den zu erwartenden Veränderungen anderer relevanter Variablen kann die Ursprungshypothese revidiert werden. Das Prüfungsverfahren wird wiederholt, bis sich ein befriedigendes Ergebnis einstellt.

Zur Überprüfung einer intuitiven Schätzung der Arbeitskräfte eignen sich zum Beispiel die Zahl der Betriebe, die Arbeitskräfte - Fläche - Relation, die Entwicklung von Disaggregaten wie in Regionen bzw. Betriebsgrößenklassen.

Zu einem gewissen Ansehen ist diese Methode für langfristige Prognosen durch Einschaltung einer größeren Gruppe von Experten als eine "Methode der Befragung" (JÖHR und KNESCHAUREK, 19) in mehreren Runden gelangt, die unter dem Namen "Delphi-Methode" (AYRES, 1) bekannt geworden ist.

Für die ökonometrische Analyse hat das oben beschriebene Ein-Mann-Delphiverfahren eine eigene Bedeutung. Es wird, bewußt oder unbewußt angewandt, als Kriterium für die Güte einer Prognose mit allen anderen Verfahren oder Methoden herangezogen.

Ein Prognosemodell ist nur dann gut, wenn die damit erzielbaren Ergebnisse "einleuchtend" oder "vertretbar" erscheinen. Das bedeutet, daß der Prognostizierende im allgemeinen ein Vor-Urteil über die zukünftige Entwicklung hat und - im wesentlichen - akzeptiert, was dieses Urteil bestätigt.

In dieser bewußt oder unbewußt anerkannten Kriteriumseigenschaft der Expertise liegt deren Bedeutung auch für ökonometrische Untersuchungen. Sie gestattet einen umfangreichen Einsatz von Erfahrungen und Wissen um ökonomische Zusammenhänge und fordert kaum mathematische Kenntnisse. Der Verzicht auf ausdrückliche Darstellung der ökonomischen Interdependenzen ist das ihr innewohnende intuitive Element. Das Verfahren kann mal als konsequente Fortsetzung des Plausibilitätskriteriums (MENGENS, 8, bzw. GRUBER, 6), hier statt auf die Regressionskoeffizienten direkt auf den extrapolierten und prognostizierten Wert der Variablen angewandt, ansehen. Die Vertrauenswürdigkeit der so gewonnenen Prognose ist eine Funktion der Vertrauenswürdigkeit des Experten.

3.2 Regressionsanalysen

Die Zahl der Arbeitskräfte im Agrarsektor ist eine Funktion der Produktion, vom Faktoreinkommen, von der Zahl der Betriebe und von der Kapitalbildung der Betriebe, andererseits ist jede dieser Größen nicht unabhängig von der Zahl der Arbeitskräfte im Agrarsektor, und es existieren darüber hinaus zwischen ihnen Interdependenzen, z.B. zwischen Einkommen und Kapitalbildung. Ein Gesamtmodell, von dem Teile auch sinnvoll als Partialmodelle untersucht werden können, sollte (nach G. WEINSCHENCK, E. HANF, P. UHLEMANN, 28) folgende Funktionen enthalten:

1. Angebots- und Nachfragefunktionen für landwirtschaftliche Produktion,
2. Angebots- und Nachfragefunktionen für landwirtschaftliche Arbeit, eventuell gegliedert nach verschiedenen Arbeitsqualitäten bzw. unter den speziellen Verhältnissen in der BRD eine Verhaltensfunktion des Faktors landwirtschaftlicher Arbeit,
3. eine Produktionsfunktion, die die technischen Relationen zwischen Faktoreinsatz und Produktion berücksichtigt,
4. eine Produktions-Kostenfunktion (ohne Zinsen und Arbeitskosten),
5. eine Funktion zur Entwicklung der Zahl der Betriebe,
6. eine Investitionsfunktion, die das Investitionsverhalten im Agrarsektor beschreibt,

und die zugehörigen Gleichgewichtsbedingungen und Definitionsgleichungen.

Als Partialmodelle wären zwei Typen denkbar:

- a) ein Arbeitsmarktmodell für den Agrarsektor der USA wird von TYRCHNIEWICZ und SCHUH (24) beschrieben. Das Modell besteht aus sechs Gleichungen mit den Nachfrage- bzw. Angebotsfunktionen für Familien-, Lohn- bzw. Betriebsleiterarbeit mit den weiteren endogenen Variablen Familienarbeitseinkommen der Landwirtschaft pro Familienarbeitskraft, Familienarbeitseinkommen je Betriebsleiter bzw. Agrarlohnindex und den exogenen Variablen Produktpreisindex, Gesamtarbeitskraft in der gesamten Volkswirtschaft, ein Technologie-Index, Trend, durchschnittliches Einkommen der nicht im Agrarsektor Beschäftigten und die Arbeitskräfte im Agrarsektor zur Zeit $t-1$,
- b) ein partielles Produktionsmodell mit den endogenen Variablen Produktion, Arbeitseinsatz, Kapitalstock oder Stand der Technik oder Mechanisierung.

Die Spezifikation solcher Modelle bringt große statistische und methodische Schwierigkeiten mit sich:

- a) wegen des Fehlens statistisch ausgewiesener Informationen, z.B. Kapitalstock und Technologiekoeffizient zur Charakterisierung des Standes der technischen Entwicklung,
- b) wegen der mangelhaften Qualität der Daten über die Entwicklung der Arbeitskräfte im Agrarsektor. Da die interdependenten Modelle in erster Linie Erklärungscharakter haben, die Variablen für solche Modelle aber nur wenig geeignet erscheinen, ist nicht mit signifikanten und ökonomisch sinnvollen Resultaten zu rechnen,
- c) wegen der schwierigen Schätzung von Angebotsfunktionen für landwirtschaftliche Produkte (G. WEINSCHENCK, C.H. HANF, K.O. HÖRNER, 27). "Man muß aus theoretischen Gründen annehmen, daß die Preis-Angebotsfunktionen sich durch technische Fortschritte und Strukturveränderungen in einer Art und Weise verschoben haben, die spezifisch für jedes Produkt oder für jede Gruppe von Produkten ist, und die in vielen Fällen schwierig zu bestimmen ist." Schwierigkeiten ergeben sich insbesondere durch:
 1. das Aggregationsproblem,
 2. die Irreversibilität der Angebotsfunktion,
 3. die Unsicherheit der Preiserwartungen und
 4. das Problem der Bestimmung des Einflusses der technischen Veränderungen (G. WEINSCHENCK, C.H. HANF, K.O. HÖRNER, 27),

- d) wegen der Schwierigkeit bei der Abgrenzung der modellendogenen Variablen, z.B. stehen die Löhne für landwirtschaftliche Lohnarbeit als Tariflöhne im wesentlichen unter exogenen Einflüssen, der Einfluß des Einkommens je Familienarbeitskraft wird durch den hohen Anteil an Nebenerwerbslandwirtschaft verfälscht,
- e) wegen der Notwendigkeit, in interdependenten Modellen eine große Zahl exogener Variablen auf den Prognosezeitpunkt zu schätzen. Oft wird dadurch das eigentliche Prognoseproblem nur auf eine andere, meist vielfältigere Ebene verlagert. Für die Prognose der exogenen Variablen ergeben sich meist ähnliche Schwierigkeiten wie für die Prognose der untersuchten Variablen.

Aus den angeführten Gründen ergibt sich als Folgerung, daß eine Beschränkung auf einfache statistische Methoden angebracht ist, also unabhängige Schätzungen für den Arbeitskräftebesatz im Agrarsektor durchgeführt werden, deren Relevanz anhand anderer Überlegungen (z.B. an Untersuchung von Disaggregaten, Vergleich mit Ergebnissen normativer Modellrechnungen) zu testen ist.

Im folgenden werden Anwendungen einfacher Trendanalysen und von Eingleichungsmodellen zur Schätzung der Entwicklung der Zahl der Arbeitskräfte im Agrarsektor dargestellt, und es wird in einem Exkurs auf die Prognose mit Mehrgleichungsmodellen eingegangen.

3.2.1 Trendanalysen

Trendanalysen geben unter folgenden Bedingungen vergleichsweise akzeptable Informationen für die zukünftige Entwicklung (nach G. WEINSCHENCK, C.H. HANF, K.O. HÖRNER, 27):

1. wenn sie auf einer näherungsweise stabilen Entwicklung der Referenzperiode basieren,
2. wenn die als exogen für die Entwicklung angesehenen Faktoren in der Zukunft ähnlichen Trends folgen wie in der Vergangenheit,
3. wenn die agrarpolitischen Maßnahmen in der Zukunft in ähnlichem Maße und mit vergleichbaren Zielrichtungen aufrechterhalten werden,
4. wenn es gelingt, Einflüsse zu isolieren, die in der Zukunft nicht in gleicher Stärke wirken werden wie in der Vergangenheit,
5. wenn in allen Regionen eine homogene Entwicklung stattfindet, oder Regionen mit abweichenden Entwicklungen separiert werden können.

Diese Bedingungen sind für die Entwicklung der Arbeitskräfte im Agrarsektor nur partiell erfüllt.

Für eine Anwendung von Trendanalysen spricht die sich gleichmäßig ändernde Zahl der ständigen und nichtständigen Familienarbeitskräfte (SFA bzw. NFA), der ständigen Lohnarbeitskräfte (SLA) und des betrieblichen Arbeitsaufwandes in Vollarbeitskräften (VAK). Allerdings ist es aufgrund dieser stabilen und homogenen Entwicklung nicht möglich, die Effekte der vornehmlich in der Vergangenheit wirksamen Ursachen - Intensivierung der Arbeitseffektivität, wachsende Mechanisierung - von den Wirkungen der gegenwärtigen und zukünftigen Hauptursache - dem Strukturwandel in der Landwirtschaft - zu isolieren. Teilweise erfüllt wird die Bedingung der Homogenität der regionalen Entwicklungen. In allen Regionen hat Abwanderung von Arbeitskräften - allerdings in unterschiedlichem Maße - stattgefunden. Für die Entwicklung der agrarpolitischen Einflußnahmen kann man lediglich die Hypothese gleichbleibender Einflußrichtung und -stärke annehmen, um unter dieser Annahme bedingt zu prognostizieren. Insgesamt gesehen, ist die Möglichkeit, akzeptable Ergebnisse mit Trendanalysen zu erzielen, nicht völlig auszuschließen.

Die Trendanalyse ist die einfachste Form der Beschreibung und Prognose zeitlicher Veränderung. Dabei wird angenommen, daß alle von anderen ökonomischen Größen auf die zu untersuchende Variable zu einem zeitlich konstanten oder zeitlich sich gesetzmäßig ändernden Effekt zusammenwirken. Im einfachen linearen Trendmodell

$$(1) \quad y = a + bt \quad (1)$$

ist die zeitliche Änderung $dy/dt = b$ konstant für Referenzperiode und Prognosezeitraum. Zur Berücksichtigung zeitlich sich ändernder Gesamteffekte und damit zur besseren Anpassung der geschätzten Funktionen an die Daten der Referenzperiode ergeben sich folgende Möglichkeiten:

a) Transformationen $f(t)$ der Größe "Zeit",

$$(2) \quad y = a + b f(t) \quad \text{mit} \quad dy/dt = b df/dt,$$

b) Transformationen $g(y)$ der zu untersuchenden Variablen,

$$(3a) \quad g(y) = a + b t \quad \text{mit} \quad dy/dt = b/(dg/dy) \quad \text{bzw.}$$

$$(3b) \quad g(y) = a + b f(t) \quad \text{mit} \quad dy/dt = b df/dt/(dg/dy),$$

c) zeitliche variable Regressionskoeffizienten,

$$(4) \quad y = a + b(t) t \quad \text{mit} \quad dy/dt = b(t) + t db/dt, \quad \text{z.B.}$$

$$y = a + (b_0 + b_1 t) t = a + b_0 t + b_1 t^2 = a + b_0 f(t),$$

d) Benutzung von Dummyvariablen, z.B. von (0-1)-Variablen, eine solche Variable läßt sich als stetige Funktion

$$D(t) = \begin{cases} 1 & \text{für alle } t < t_0, & (dD/dt = 0) \\ 1+t_0-t & \text{für alle } t \text{ mit } t_0 \leq t < t_0 + 1, & (dD/dt = -1) \\ 0 & \text{für alle } t \geq t_0 + 1, & (dD/dt = 0) \end{cases}$$

schreiben. Dummyvariablen sind also spezielle Fälle von a) mit nicht stetigen 1. Ableitungen der Zeit-Transformationen.

Die dargestellten Möglichkeiten haben also die Aufgabe, zeitlich veränderliche Gesamteffekte der exogenen Variablen darzustellen. Welche der Möglichkeiten gewählt wird, wird im allgemeinen bei einigermaßen gleicher statistischer Qualität der Funktionen (Korrelation, Standardabweichung der Regressionskoeffizienten) durch Vergleich der Trendextrapolation mit dem Ergebnis einer Expertise festgestellt.

Nach G. WEINSCHENCK, E. HANF, P. UHLEMANN (28) werden die in Übersicht 1 und 2 zusammengestellten "besten Schätzungen" für die einzelnen Arbeitskräfte-Größen ermittelt.

Für die vorliegende Untersuchung wurden folgende Dummyvariablen bzw. Zeittransformationen zur besseren Anpassung benutzt:

$$a) \quad \text{die Dummyvariable } D_1 \quad \text{mit} \quad D_1 = \begin{cases} 1 & \text{für } t \leq 14 \\ 0 & \text{für } t > 14 \end{cases}, \quad \text{zur Berücksichtigung der ab 1964}$$

1) Im folgenden werden nur die systematischen, d.h. nicht-stochastischen Komponenten der Trendmodelle geschrieben.

Übersicht 1: Resultate der Trendanalyse

Variable	Trend-funktion	Regressionskoeffizienten (in Klammern die Standardabweichung)			Korrelations-Koeffizient
VAK	(Methode II)	6.014(+0.004)	0.048(+0.015)	-0.057(+0.02)	0.998
SFA		6.120(+0.007)	0.032(+0.026)	-0.046(+0.004)	0.992
SLA		6.709(+0.013)	0.122(+0.050)	-0.105(+0.008)	0.994
NFA		2.414(+0.019)	0.355(+0.072)	-0.065(+0.011)	0.851 1)
NLA		6.096(+0.026)	0.669(+0.102)	-0.176(+0.016)	0.974
VAK	(Methode I)	6.046(+0.005)	-0.050(+0.001)		0.997
SFA		6.141(+0.007)	-0.042(+0.001)		0.992
SLA		6.790(+0.015)	-0.088(+0.003)		0.991
NFA		2.650(+0.030)	-0.014(+0.06)		0.449 1)
NLA		6.540(+0.051)	-0.079(+0.010)		0.899 1)

1) Diese Ergebnisse sind nur schwach korreliert, sie wurden nicht zur Trendextrapolation verwendet.

Übersicht 2: Resultate der Trendextrapolation - Arbeitskräfte 1980/81 (in 100.000)

Variable	Statistische Werte in den Jahren				geschätzter Wert 1980/81		Geschätzte jährl. Abnah- merate (in %)
	1950/51	1955/56	1960/61	1965/66	Funktion	Wert	
a) VAK	58,85	31,72	24,00	18,45	I II	8,5 9,0	5
b) SFA	43,80	35,80	30,06	22,78	I II	12,6 12,2	4
c) NFA	11,60	14,50	12,60	9,76	-	-	-
d) SLA	7,66	5,62	3,27	2,17	I II	1,1 1,2	8
e) NLA	4,50	5,20	2,86	1,65	II	0,6	7,5

erfolgten Ausgliederung der Beschäftigten in nicht für den Markt produzierenden Betrieben,

b) die Dummyvariable D 14 mit $D_{14} = \begin{cases} A - (A/14)t & \text{für } t \leq 14 \\ 0 & \text{für } t > 14 \end{cases}$, um eine eventuelle

zeitliche Abnahme der Beschäftigten in nicht für den Markt produzierenden Betrieben festzustellen, dabei wurde der Wert von A simuliert (beste Ergebnisse wurden mit A = 1,4 erzielt).

c) die (ungewöhnliche) Zeit-Transformation

$$\text{FIT} = - 0,005 t^2 + 0,315 t - 0,300$$

mit $d\text{FIT}/dt = 0,315 - 0,01 t$. Sie hat die spezielle Eigenschaft, ihr Maximum für $t = 31,5$, also in unmittelbarer Nähe eines hypothetischen Prognose-Zeitpunkts 1980, anzunehmen.

Mit $(d\text{FIT}/dt)$ geht auch die Änderung der erklärenden Variablen, $b (d\text{FIT}/dt)$ gegen Null.

Damit wurden die in Übersicht 3 aufgeführten Ergebnisse ermittelt.

Übersicht 3: Resultate von Trendregressionen

Variable	Funktionen	Korrelations-Koeffizient	Geschätzter Wert für 1980 (in 100.000)
VAK	28.390 - 0.618 T + 7.767 D 14 + 0.088 D 10 (0.089) (0.122) (1.250) (0.371)	0.999	9.9
SFA	43.830 + 1.944 D 1 - 0.812 T - 2.801 lnT (0.096) (0.425) (0.083) (0.476)	(B = 99.729) 1.000	9.9
SLA	9.103 - 2.389 lnT (0.122) (0.160)	r = 0.964	1.0
NFA 1)	9.230 - 3.683 D 1 + 0.044 T 8.427 - 3.823 D 1 + 0.548 lnT	-	10.5 10.3
NLA	5.895 - 1.122 FIT (0.181) (0.152)	r = 0.872	0.7

1) Die beiden angeführten Funktionen sind statistisch schwach gesichert, entsprechen jedoch in ihrem Prognoseergebnis der aus der Zeitreihe zu gewinnenden Information.

Die in den Übersichten 2 und 3 dargestellten Schätzungen stimmen im wesentlichen überein. Die in Übersicht 2 geschätzten Werte für 1980 wurden auf mehrfache Weise auf ihre Konsistenz mit anderen Entwicklungen geprüft:

1. Die Abnahmeraten der Arbeitskräfte in den Betriebsgrößenklassen wurden untersucht. Unter der Annahme konstanter Raten wurde die Entwicklung auf das Jahr 1980 extrapoliert und mit den Trendextrapolationen verglichen. Beide Methoden lieferten näherungsweise gleiche Schätzungen (G. WEINSCHENCK, E. HANF, P. UHLEMANN, 28).
2. Eine unabhängige Prognose der Zahl der Betriebe, basierend auf einer Untersuchung der Änderungsraten in Betriebsgrößenklassen, ergab ein kompatibles Ergebnis (28).
3. Mit einem interregionalen L.P.-Modell wurde geprüft, ob die prognostizierten Werte innerhalb der Grenzen technischer Möglichkeiten lagen. Die Resultate zeigten, daß die geschätzten Werte innerhalb der Grenzen der bereits verfügbaren Technik bleiben (28).

3.2.2 Eingleichungsmodelle

Die Anwendung von Eingleichungsmodellen $y = f(x)$, worin y die zu erklärende Variable, x der Vektor der zur Erklärung herangezogenen (modell-exogenen) Variablen ist, beruht auf der Annahme, daß Effekte lediglich von den exogenen Variablen auf die endogene Variable wirken. Es finden keine Rückwirkungen von Änderungen in y auf die Werte der exogenen Variablen statt, und diese variieren unabhängig voneinander. Diese letzte Annahme trifft oft dann nicht zu, wenn die potentiellen exogenen Variablen hoch korreliert mit der Zeit sind (Übersicht 4), und dazu hohe Korrelation der exogenen Variablen untereinander besteht (Multikollinearität).

Übersicht 4: Die in den Schätzfunktionen vorkommenden Variablen und ihre Korrelation zur Zeit

Name	Definition	Korrelation zur Zeit
ERZ	Nettonahrungsmittelproduktion insgesamt (in Mill.t)	0.947
WSA	Nettoinlandsprodukt zu Faktorkosten (Wertschöpfung), Beitrag Land- und Forstwirtschaft, in jeweiligen Preisen, (in 100 Mill. DM)	0.980
WST	Nettoinlandsprodukt, wie oben, alle Wirtschaftsbereiche	0.992
GLL	Index der Gesamtlöhne in der Landwirtschaft, 1962 = 100	0.977
JSV	Index der Bruttostundenverdienste der Industriearbeiter, 1962 = 100	0.981
EPJ	Index der Erzeugerpreise landw. Produkte 1961/62 . 1962/63 = 100	0.898
PMJ	Index der Einkaufspreise landw. Betriebsmittel insgesamt, 1962/63 = 100	0.966
BES	Betriebseigene Schlepper insgesamt (in 1000 Stück)	0.991
SUT	Summe aus direkten Einkommensübertragungen und Investitionsbeihilfen für die Landwirtschaft, (Quelle: Haushaltspläne des Bundes) (in 100.000 DM)	0.904

Die exogenen Variablen sind dann als komplizierte Zeittransformationen aufzufassen. Das Eingleichungsmodell mit exogenen Variablen wird zur modifizierten Trendanalyse. Das wird besonders deutlich, wenn man die Prognosetechnik betrachtet. Um den Schätzwert $y(t_p)$ für einen Prognosezeitpunkt t_p zu berechnen, braucht man Prognosen $x(t_p)$ für die exogenen Variablen in diesem Zeitpunkt. In vielen Fällen wird man direkt auf Trendextrapolationen dieser Variablen zurückgreifen, das Ergebnis

$$y(t_p) = a + \sum_i b_i x_i(t_p) = a + f(t_p)$$

ist dann nichts anderes als der Wert einer modifizierten Trendfunktion.

Von größerer Bedeutung für die Ergebnisse der Schätzungen ist aber die Verzerrung der Regressionskoeffizienten, die durch Multikollinearität bei gleichzeitigem Auftreten von Fehlern in den

erklärenden Variablen verursacht wird (GOLLNICK, 5). Solche Fehler in den exogenen Variablen sind nicht auszuschließen. Sie beeinträchtigen den Wert der Eingleichungsmodelle als Erklärungsmodelle, nicht in gleichem Maße trifft dies für den Beschreibungs- bzw. Prognoseaspekt zu. Diese Fehlerquelle ist insbesondere bei der Interpretation der Regressionskoeffizienten als Effekte auf die abhängige Variable zu berücksichtigen, wenn es sich bei den exogenen Größen um ökonomische Instrumente – wie Subventionen etc. – handelt.

Einige wenige, für die Gesamtheit der gerechneten statischen Modelle aber typische Ergebnisse, wurden in Übersicht 5 zusammengefaßt. Da die meisten der vorkommenden exogenen Variablen durch stabile Entwicklungen in der Vergangenheit gekennzeichnet sind, wurden durch Extrapolation dieser Zeitreihen quantitativ akzeptable Schätzungen der jeweiligen endogenen Variablen erhalten. Die Funktionen wurden nach dem Grad der Anpassung und nach Vergleich der extrapolierten Werte ausgewählt. Allen Funktionen gemeinsam ist, daß sie empfindlich auf Veränderungen der gegenseitigen Korrelation für den Prognosezeitraum reagieren und dann zu unkorrekten Prognosen führen. Diese Instabilität unterstreicht, daß es sich hier um modifizierte Trendfunktionen handelt.

Die in Übersicht 5 ausgewiesenen Schätzfunktionen weisen typische Fehlspezifikationen von Koeffizienten aufgrund hoher Multikollinearität der erklärenden Variablen auf. Das Prognoseergebnis wird offenbar solange nicht betroffen, als die enge Korrelation der Variablen erhalten bleibt. Für den vorliegenden Fall kann diese Bindung angenommen werden.

3.2.3 Mehrgleichungsmodelle

Mehrgleichungsmodelle sind wesensmäßig Erklärungsmodelle. Sei y der Vektor der modellendogenen Variablen, x der exogenen Variablen mit den Koeffizientenmatrizen B und G , u der Vektor der Zufallsvariablen, dann heißt

$$B y + G x = u$$

die Strukturform des Modells, Jeder endogenen Variablen wird eine Gleichung des Strukturmodells zugeordnet (Nomierung). Interdependente Modelle sind dadurch gekennzeichnet, daß in einigen Gleichungen mehrere endogene Variablen auftreten. Falls die Koeffizientenmatrizen B und G bekannt sind, für die exogenen Variablen Prognosen x_T vorliegen, berechnet man die Prognose y_T nach

$$y_T = -B^{-1} G x_T$$

simultan für alle Komponenten des Vektors y . Die Form

$$y = P x + v \quad \text{mit} \quad P = -B^{-1} G$$

heißt reduzierte oder Prognoseform (MENGENS, 8). Zur Prognose mit interdependenten Modellen ist also im allgemeinen mindestens erforderlich und ausreichend,

- a) alle endogenen Variablen des Modells und
- b) alle exogenen, zur Erklärung in dem Modell verwendeten Variablen,

zu kennen, um damit die Prognoseform schätzen zu können. 1)

1) Vorausgesetzt wird dabei, daß die Struktur $B y + G x = u$ identifizierbar ist. Schätzmethode für P ist dann die Methode der kleinsten Quadrate (Ordinary Least Square - OLS), angewandt auf jede Gleichung einzeln.

Übersicht 5: Schätzfunktionen für die Entwicklung der Arbeitskräfte im Agrarsektor

Nr.	Abhängige Variable (AK in 100 000)	Konst.	Regressionskoeffizienten der unabhängigen Variablen (in Klammern Standardfehler)											Bestimmtheitsmaß		
			WSA	WST	GLL	ISV	EPJ	PMJ	BES	SUT	T	01	ERZ		WSA/WST	
1	VAK	47.936 (0.043)		-0.003 (0.000)	+0.031 (0.010)			-0.085 (0.017)	-0.013 (0.001)							99.9
2	VAK	47.143 (0.040)		-0.002569 (0.000439)	+0.06353 (0.01822)			-0.09863 (0.01751)	-0.01046 (0.00203)		-0.335 (0.205)	+0.558 (0.273)				99.9
3	SFA	36.706 (0.053)			-0.18550 ¹⁾ (0.05658)	+0.29292 ¹⁾ (0.05986)				-0.01016 (0.00210)	-1.571 (0.174)	+1.968 (0.376)		21.754 (16.608)		99.9
4	SFA	37.716 (0.087)			0.06135 (0.03326)				-0.00450 (-0.00446)	-0.00695 (0.00474)	-1.118 (0.422)	2.667 (0.574)		18.222 (3.0344)		99.8
5	SLA	8.369 (0.024)	+0.02495 (0.00726)	-0.001984 (0.000369)	-0.08502 ¹⁾ (0.05571)	+0.13132 ¹⁾ (0.05645)		-0.02815 (0.01753)				+0.212 (0.136)				99.8
6	SLA	11.642 (0.041)	0.00247 (0.00084)		-0.001610 (0.00044)	0.03601 (0.00934)		-0.05546 (0.01639)	-0.00269 (0.00078)							99.4
7	NLA	1.862 (0.094)			+0.11430 (0.09813)	-0.26886 (0.10660)					+0.930 (0.280)			72.300 (29.663)		95.0

- 1) Durch die Anwesenheit einer Zeitvariablen werden Trendabweichungen korreliert. Durch die hohe Multikollinearität (Korrelation GLL : JSV = 0.999) entsteht für das Beschreibungsmodell kaum ein Fehler durch die Vorzeichenvertauschung. Dabei ist zu berücksichtigen, daß die Funktionen unter Beschreibungs- (Bestimmtheitsmaß) und Prognoseaspekten (Schätzwerte der Extrapolation) ausgewählt wurden.

Für den speziellen Fall, daß von allen endogenen Variablen des Systems nur eine einzige Variable prognostiziert werden soll, genügt daher die Schätzung einer einzigen Gleichung, um die Prognose zu ermöglichen, vorausgesetzt, daß diese alle und nur die exogenen Variablen des Systems enthält.

Für die Arbeitskräfteprognose läge dieser Fall vor. Die Spezifikation des Gesamtmodells wäre dann unnötig, wenn alle exogenen Variablen bekannt wären. Formal ist damit die Prognose mittels Mehrgleichungssystemen auf die Schätzung von geeigneten Eingleichungsmodellen zurückgeführt.

Nimmt man zusätzlich an,

c) daß die Gleichung der interessierenden Variable exakt identifiziert ist,

dann bestünde darüber hinaus die Möglichkeit, die Koeffizienten aller Variablen, auch die der endogenen, zu schätzen. 1)

Notwendig dafür, daß eine bestimmte Gleichung in einem interdependenten System mit n endogenen und $m+1$ exogenen Variablen exakt identifiziert werden kann, ist, daß genau $n-1$ exogene Variablen (Abzählkriterium) des Systems in der bestimmten Gleichung nicht vorkommen (VALAVANIS, 9).

Ein Versuch, für ein Dreigleichungsmodell mit den endogenen Variablen Arbeitskräfte in der Landwirtschaft, Produktion und Mechanisierung, eine solche Strukturgleichung 1) für die Arbeitskräfte bei Verwendung unterschiedlicher statistischer Variablen für Arbeitskräfte, Mechanisierung und Produktion zu bestimmen, scheiterte.

3.3 Prognosen mit MARKOV-Ketten

Einleitend wurden Wanderungsmodelle von der Betrachtung ausgeschlossen. Wanderungsmodelle sind ein spezifisches Anwendungsgebiet für MARKOV-Ketten. Eine Variante solcher Modelle soll hier jedoch beschrieben werden.

1) Für die erste Gleichung der Strukturform (VALAVANIS, 9)

$$\begin{pmatrix} -1 & b_{12} & b_{13} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \end{pmatrix} \begin{pmatrix} AK \\ P \\ M \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} g_{10} & \dots & g_{1M} \\ \cdot & & \\ g_{30} & \dots & g_{3M} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 \\ x_1 \\ \vdots \\ x_M \end{pmatrix} = u$$

ergibt sich wegen $BP = -G$

$$\begin{pmatrix} -1 & b_{12} & b_{13} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \end{pmatrix} \begin{pmatrix} p_{10} & p_{11} & \dots & p_{1M} \\ \cdot & & & \\ p_{30} & p_{31} & \dots & p_{3M} \end{pmatrix} = - \begin{pmatrix} g_{10} & g_{11} & \dots & g_{1M} \end{pmatrix}$$

In diesem linearen Gleichungssystem sind $M+1+2$ Koeffizienten aus $M+1$ Gleichungen zu bestimmen. Existieren für $n-1=2$ exogene Variablen Nullrestriktionen für ihre Koeffizienten g_{ij} , dann ist das Gleichungssystem u.U. lösbar, und alle übrigen Koeffizienten sind zu bestimmen.

Mit den Klassen "ständige Familienarbeitskräfte" (SFA), "ständige Lohnarbeitskräfte" (SLA), "nichtständige Familien-" (NFA) und "Lohnarbeitskräfte" (NLA) und als absorbierenden Zustand "ausgeschiedene Arbeitskräfte" (AAK) wurden aus den aggregierten Zeitreihen Transitionsmatrizen von MARKOV-Ketten 1. Ordnung mit stationären Übergangswahrscheinlichkeiten geschätzt. Die Besetzung der Klasse AAK wurde im Zeitpunkt $t = 1$ der Referenzperiode als Null angenommen, in der Periode t als

$$AAK_t = SFA_t + SLA_t + NFA_t + NLA_t - (SFA_t + SLA_t + \dots + NLA_t).$$

Die Transitionswahrscheinlichkeiten p_{ij} geben dann den Anteil der Besetzung einer Klasse i zum Zeitpunkt $t-1$, der sich zum Zeitpunkt t in der Klasse j befindet.

Insbesondere wäre z. B. $p_{SFA,NFA}$ ein Maß für den jährlichen Anteil an ständigen Familienarbeitskräften, der in Teilerwerb bzw. Nebenerwerb übergeht und $p_{SLA,AAK}$ der Anteil der jährlich ausscheidenden Lohnarbeitskräfte 2).

Zur Schätzung der Transitionswahrscheinlichkeiten wurden drei Varianten der gewöhnlichen Kleinstquadratschätzer angewandt. Die zwanzig verbleibenden - AAK war als absorbierende Klasse definiert - wurden simultan 2) geschätzt,

- in einem iterativen Prozeß mit den Nebenbedingungen $\sum_i p_{ij} = 1$, wobei die jeweils negativen Wahrscheinlichkeiten für den nächsten Lauf Null gesetzt wurden,
- mit einem quadratischen Programm - mit der Zielfunktion "Minimierung der Summe der quadratischen Abweichung von den Regressionshyperebenen" unter den Nebenbedingungen $\sum_j p_{ij} = 1$ und $p_{ij} \geq 0$,
- mit zusätzlichen a-priori-Nullrestriktionen für unerwünschte Übergänge, wie $p_{SFA,SLA} = 0$, den Übergang von ständiger Familienarbeit zu ständiger Lohnarbeit.

Mit den beschriebenen Schätzmethoden wurden folgende Transitionsmatrizen berechnet:

- iterative Kleinst-Quadrat-Schätzung mit a-priori-Nullsetzen negativer Transitionswahrscheinlichkeiten

	SFA	SLA	NFA	AAK
SFA	0,96	0.	0.04	0.
SLA	0.	0,93		0.07
NFA	0.	0.	0,88	0.12
AAK	0.	0.	0.	1,00

-
- Der Anteil der Ausscheidenden wird hier als Differenz zwischen der Zahl der tatsächlich Ausscheidenden und dem Zugang an Jugendlichen und aus anderen Sektoren betrachtet.
 - Siehe dazu auch C.H. HANF (16, S. 17 ff) sowie C.H. HANF und E. HANF (17, S.338).

(b) Quadratische Programmierung ohne a-priori-Nullrestriktionen 1)

	SFA	SLA	NFA	NLA	AAK
SFA	0.96	0.01	0.01	0.	0.02
SLA	0.	0.80	0.10	0.10	0.
NFA	0.	0.	0.	0.93	0.07
NLA	0.09	0.05	0.01	0.85	0.
AAK	0.	0.	0.	0.	1.

(c) Quadratische Programmierung mit a-priori-Nullrestriktionen

	SFA	SLA	NFA	NLA	AAK
SFA	0.973	0.	0.025	0.	0.002
SLA	0.	0.969	0.	0.031	0.
NFA	0.	0.	0.882	0.	0.118
NLA	0.	0.	0.	0.958	0.042
AAK	0.	0.	0.	0.	1.

Da alle Matrizen unterschiedlich gute Anpassung an die Daten der Referenzperiode für die verschiedenen Klassen zeigten, wurde versucht, durch Variation dieser Matrizen die Anpassung zu verbessern. Mit ex-post-Prognosen von verschiedenen Basen (50/51, 54/55, 59/60, 64/65) aus wurden die 1969-Werte prognostiziert. Beste Ergebnisse wurden mit einer Variante der Matrix (b)

$$(d) \quad P = \begin{bmatrix} 0.95 & 0.01 & 0.01 & 0. & 0.03 \\ 0. & 0.78 & 0.10 & 0.09 & 0.04 \\ 0. & 0. & 0.93 & 0. & 0.07 \\ 0.09 & 0.05 & 0.01 & 0.79 & 0.06 \\ 0. & 0. & 0. & 0. & 1.00 \end{bmatrix}$$

erzielt.

Die ex-post-Prognose auf 1969 von 54/55 aus ergab (in 100.000)

$$\begin{array}{cccc} \text{SFA (69)} = 20.50 & \text{SLA (69)} = 1.65 & \text{NFA (69)} = 10.31 & \text{NLA (69)} = 1.06 \\ (20.56) & (1.65) & (10.27) & (0.98) \end{array}$$

(in Klammer darunter die statistisch ausgewiesenen Werte).

Die Extrapolation dieser MARKOV-Kette (Basis 54/55) ergab für 1980

$$\text{SFA (80)} = 12.21 \quad \text{SLA (80)} = 0.86 \quad \text{NFA 2) (-)} \quad \text{NLA (80)} = 0.46 ,$$

im Durchschnitt über die Basen (50/51, 54/55, 59/60, 64/65) waren die Schätzungen

$$\text{SFA (80)} = 11.97 \quad \text{SLA (80)} = 0.85 \quad \text{NFA 2) (-)} \quad \text{NLA (80)} = 0.46.$$

Durch Auswerten der Simulationsergebnisse [von Matrix (a) wurden drei, von (b) vier und von (c)] acht Varianten untersucht von jeweils vier ex-post-Prognosen und der Prognose von der Basis 68/69 auf das Jahr 1980 erhält man die folgenden Ergebnisse:

- 1) Die Transitionswahrscheinlichkeiten sind ökonomisch nicht sinnvoll zu interpretieren, dennoch beschreibt die Matrix die zeitliche Entwicklung der Vergangenheit am besten.
- 2) Eine Prognose für die nichtständigen Familienarbeitskräfte ist auf statistisch-ökonomischem Wege nicht zu gewinnen.

SFA: Der Durchschnitt aus 17 Simulationen mit einer ex-post-Prognosegenauigkeit 1) auf 1969 von durchschnittlich 2 % ergab für 1980: SFA (80) = 12.6.

SLA: Der Durchschnitt aus 10 Simulationen mit einer ex-post-Prognosegenauigkeit auf 1969 von durchschnittlich 6 % ergab für 1980: SLA (80) = 0.93.

NLA: Der Durchschnitt aus 12 Simulationen mit einer ex-post-Prognosegenauigkeit bis 10 % ergab für 1980: NLA (80) = 0.46.

Bei Auswertung der Prognosen aus den Simulationen ergab sich ferner, daß die Ergebnisse der ex-ante-Prognosen auf 1980 weniger streuen als die entsprechenden ex-post-Prognosen auf 1969, sowohl in bezug auf die Wahl der Prognosebasis, als auch auf die Simulationsstufe. Der Grund liegt darin, daß bei längerfristigen Prognosen der Einfluß des absorbierenden Zustandes (AAK) stärker zur Geltung kommt. Die abnehmende Streuung ist hier also kein Beweis für gute Prognose-Eigenschaften.

Die Anwendung der nach den Methoden a), b), c) geschätzten MARKOV-Ketten zur Beschreibung und Prognose von Zeitreihen wird beeinträchtigt durch die Eigenschaft der Stationarität der Transitionswahrscheinlichkeiten über die gesamte Referenzperiode und den Prognosezeitraum. Durch die sich im Laufe der Referenzperiode ändernden Hauptursachen der Arbeitskräfte-Abwanderung aus dem Agrarsektor ist die Annahme, Stationarität trafe für die Entwicklung zu, sicher aus ökonomischen Gründen nicht haltbar, selbst wenn sie aufgrund statistischer Tests als gesichert angenommen werden könnte (relative Homogenität der Entwicklung der Variablen).

Die Variabilität der Transitionswahrscheinlichkeiten kann berücksichtigt werden (ausführliche Darstellung und Literaturhinweise bei C.H. HANF (16) durch Schätzung der Transitionswahrscheinlichkeiten als Funktion a) von der Zeit, b) von exogenen Variablen.

Das hier angewandte Simulationsverfahren, das Variation der Transitionswahrscheinlichkeiten im Hinblick auf bessere Anpassung, ex-post-Prognosen von verschiedenen Basen der Referenzperiode aus und Auswahl der zu prognostizierenden Matrizen nach dem Grad einer Prognosegenauigkeit umfaßt, berücksichtigt - allerdings nicht als systematische Komponente - die zeitliche Variabilität der Transitionswahrscheinlichkeiten.

4 Zusammenfassung

1. Prognosen werden unter verschiedenen Aspekten erstellt.

Die Problemstellung kann lauten:

- a) wie wird die Entwicklung in Zukunft verlaufen, wenn sich die in der Vergangenheit beobachteten Tendenzen fortsetzen?
- b) wie wird die weitere Entwicklung verlaufen, wenn einschneidende Veränderungen in den Ursachen, z.B. durch Interventionen, auftreten?

Methoden, die es gestatten, die zweite Frage zu beantworten, werden in der Regel auch Antworten auf die erste Frage liefern, aber nicht umgekehrt.

2. Die Möglichkeit, Antworten zu geben, ist informationsabhängig. Die Informationsgrundlage für eine Erklärung der Entwicklung des Arbeitskräftebesatzes im Agrarsektor mit ökonomischen Methoden ist unzulänglich. Die verfügbaren Zeitreihen basieren auf unterschiedlichen,

1) Ist x der wahre Wert für t , x_i für $i=1, \dots, N$ die Prognosen, dann heiße

$$p = \sqrt{\frac{\sum_i (x_i - x)^2 / N}{x^2}} \cdot 100 \quad \text{die durchschnittliche ex-post-Prognosegenauigkeit.}$$

die ökonomische Variabilität glättenden Erhebungsmethoden. Die exogenen Variablen sind in der Regel hoch korreliert (Multikollinearität). Die wichtigste Disaggregation, die regionale Untergliederung, erfolgt in zu großen Zeitabständen. Hinzu kommt, daß die Daten, z.T. als Wichtungen von Arbeiten unterschiedlicher Qualität und Intensität ausgewiesen werden und daher mit Vorsicht zu interpretieren sind. Der Erklärungswert der Modelle ist deshalb von vornherein eingeschränkt.

3. Die Datenqualität beeinflusst die Möglichkeiten der Prognosetechniken. Als umfassendste und zugleich Normen schaffende Methode erweist sich die Expertise. Sie gestattet im weitesten Rahmen den Einsatz von Erfahrung, Intuition und beliebiger mathematischer Hilfsmittel zur Überprüfung der intuitiv gewonnenen Prognosewerte. Durch sie ist es möglich, die Ergebnisse normativer und empirischer Analysen zu verknüpfen.
4. Empirische Analysen bedienen sich ökonomischer Methoden. Ökonomische Erklärungsmodelle sind zur Prognose verwendbar, wenn:
 - a) für den Prognosezeitraum bessere Informationen über die Entwicklung der modellexogenen Variablen verfügbar sind als für die endogenen, da sonst die Problematik des Prognostizierens lediglich von den endogenen auf die erklärenden Variablen verlagert wird. Sie finden daher sinnvolle Anwendung bei kurzfristigen Prognosen,
 - b) die Qualität der Daten vernünftige Ergebnisse erwarten läßt.

Beide Voraussetzungen sind für die Arbeitskräfteentwicklung nicht erfüllt.

5. Trendanalysen und MARKOV-Ketten beschreiben Entwicklungen unter der Annahme kompakter, zeitlich sich gesetzmäßig ändernder Einflußaggregate. Ihre Anwendung ist nur im Zusammenhang mit Expertisen zur Überprüfung ihrer ökonomischen Relevanz sinnvoll. Die in Übersicht 6 zusammengefaßten Ergebnisse zeigen, daß die Streuung der mit verschiedenen Techniken erzielbaren Resultate in der Größenordnung der Konfidenz der Einzelergebnisse liegt. Allerdings wird ein Prognoseergebnis nicht dadurch gut, daß es mit verschiedenen Methoden verifizierbar ist.
6. Sinnvoll verifizierbar scheinen Ansätze, die nach HENRICHSMEYER
 - a) empirisch-statistische Methoden zur unabhängigen Beschreibung und Prognose der tatsächlichen Entwicklung verknüpfen mit
 - b) normativen Ansätzen, die unter bestimmten rationalen Zielvorstellungen die Interdependenzen der gegenseitig abhängigen Größen - wie Arbeit, Kapital, Einkommen, Betriebsgrößenstruktur und Produktion - und die regionale Differenzierung berücksichtigen.

Hypothesen über zukünftige Entwicklungen lassen sich u.U. ableiten aus den Trends der Aggregate, durch Vergleich regionaler und nach Betriebsgruppen gegliederter Disaggregate (z.B. für die Zeitpunkte der Landwirtschaftszählungen) zur Feststellung der differenzierenden Ursachen, durch Vergleich "optimaler" Entwicklungen der Vergangenheit - ermittelt in normativen Modellen - mit den empirisch festgestellten tatsächlichen Entwicklungen und Anwendung der dadurch abgeleiteten Verhaltensrestriktionen auf normative Modelle für den Prognosezeitpunkt.

Die sinnvolle Methode zur Prognose der Arbeitskräfteentwicklung ist also die komplexe, auf umfangreichen, quantifizierbaren Resultaten beruhende Expertise. Ökonomische Verfahren können nur die Entwicklungstendenzen aufzeigen.

Übersicht 6: Zusammenstellung der Prognoseergebnisse auf 1980 der Arbeitskräfteentwicklung

Nr.	Variable	Methode	Prognostizierter Wert (1980) (in 100.000 AK)
1	VAK	Tab.1,I Trend	8,5
2	VAK	Tab.1, II Trend	9,0
3	VAK	Tab.3 Trend	9,9
4	VAK	Tab.5, Nr.1., modif.Trend	(10,1) ¹⁾ 9,5(± 1,0) (10,5%)
5	VAK	Tab.5, Nr.2., modif.Trend	(9,9)
6	SFA	Tab.1,I, Trend	12,6
7	SFA	Tab.1,II, Trend	12,2
8	SFA	Tab.3, Trend	9,9
9	SFA	Tab.5,Nr.3, modif.Trend	(11,3) 12,0(± 1,0)
10	SFA	Markovkette A: Matrix d), Basis 54/55	12,2 (8,3%)
11	SAF	Markovkette B: Matrix d), Durchschnitt aller Basen	12,0
12	SFA	Markovkette C: Simulation	12,6
13	SLA	Tab.1,I, Trend	1,1
14	SLA	Tab.1,II, Trend	1,2
15	SILA	Tab.3, Trend	1,0
16	SLA	Tab.5,Nr.5, modif.Trend	(1,3) 1,0(± 0,1)
17	SLA	Markovkette A;	0,9 (10%)
18	SLA	Markovkette B,	0,9
19	SLA	Markovkette C,	0,9
20	NLA	Tab.1,II, Trend	0,6
21	NLA	Tab.3, Trend	0,7
22	NLA	Tab.5,Nr.7, modif.Trend	(0,7) 0,6(± 0,1)
23	NLA	Markovkette A,	0,5 (15,5%)
24	NLA	Markovkette B,	0,5
25	NLA	Markovkette C,	0,5
26	NFA	(Bei Anhalten der beobachteten Entwicklung:	10,5)

¹⁾ Die eingeklammerten Schätzwerte sind von begrenztem Informationsgehalt. Die angenommenen Werte der exogenen Variablen beruhen auf plausiblen Zeitreihen-Extrapolationen, deren ökonomische Relevanz als nicht hinreichend geprüft anzusehen ist.

Literatur

Bücher

- 1 AYRES, R.U.: Technological Forecasting and Long-Range Planning, S. 143 ff, Mac Graw-Hill Book Comp., 1969.
- 2 DUESENBERY, J.S., FROMM, G., KLEIN, L.R., KUH, E. (Herausgeber): The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States. Rand Mc Nally Comp.-Chicago, 1965.
- 3 FISCHER, F.M.: The Identification Problem in Econometrics. Mac Graw-Hill Book Company, New York, St. Louis, San Francisco, Toronto, London Sydney,
- 4 GIERSCH, H. und BORCHARDT, K. (Herausgeber): Diagnose und Prognose als wirtschaftswissenschaftliche Methodenprobleme. Berlin, 1962.
- 5 GOLLNICK, H.: Einführung in die Ökonometrie, S. 105 ff, Stuttgart, 1968.
- 6 GRUBER, J.: Ökonometrische Modelle des COWLES-Commission-Typs: Bau und Interpretation, S. 273, Hamburg und Berlin, 1968.
- 7 JOHNSTON, J.: Econometric Methods. Mac Graw-Hill Book Comp., 1963.
- 8 MENGES, G.: Ökonometrische Prognosen, S. 10 ff, Köln, Opladen, 1967.
- 9 VALAVANIS, S.: Econometrics. An Introduction to Maximum Likelihood Methods, S. 85 ff. Mac Graw-Hill Book Comp. in New York, Toronto, London, 1959.

Veröffentlichungen

- 10 BARTON, A.P.: Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. European Economic Review, Vol. 1, No. 1, 1969, S. 7 ff.
- 11 CHENNAREDDY, V. und JOHNSON, G.L.: Projections of Age Distribution of Farm Operators in the United States Based upon Estimates of the Present Value of Income. American Journal of Agricultural Economics, Vol. 50, No. 3, August 1968, S. 606-620.
- 12 COLMAN, D.R.: The Application of MARKOV-Chain Analysis to Structural Change in the Northwest Dairy Industry. Journal of Agricultural Economics. Vol. XVIII, No. 3, Sept. 1967, S. 351 - 362.
- 13 EGBERT, Alvin C.: An Aggregate Model of Agriculture-Empirical Estimates and some Policy Implications. American Journal of Agricultural Economics. Vol. 51, No. 1, Febr. 1969.
- 14 GEARY, R.C.: Comparative Efficiency of Maximum Likelihood and Ex Ante Reduced Form for Forecasting: Study of a Simple Model. European Economic Review, Vol. 1, No. 1, 1969.
- 15 HALLBERG, M.C.: Projecting the Size Distribution of Agricultural Firms An Application of MARKOV-Process with Non-Stationary Transition Probilities. In: American Journal of Agricultural Economics, Vol. 51, No. 2, May 1969, S. 289-302.
- 16 HANF, C.H.: Zum gegenwärtigen Stand der angewandten Mobilitätsforschung, S. 16 ff, Referat, GeWiSoLa, Münster, 1971.
- 17 HANF, C.H. und HANF, E.: Modelle zur Schätzung der Getreideproduktion in der BRD. In: Agrarwirtschaft, Jhg. 20, H. 10, 1971.

- 18 HATHAWAY, E. and PERKINS, B.: Farm Labor Mobility, Migration and Income Distribution. *American Journal of Farm Economics*, 50, May 1968.
- 19 JÖHR, W.A. und KNESCHAUREK, F.: Die Prognose als Basis der Wirtschaftspolitik. In: *Diagnose und Prognose als wirtschaftswissensch. Methodenprobleme*. Herausgeber: GIERSCH, H., BORCHARDT, K.; S. 415 ff.
- 20 RAY, G.F.: Short Term Economic Forecasting in Europe—Forecasting Methods of 18 European Research Institutes. *European Economic Review*, Vol. 1, No. 2, 1969, S. 275 ff.
- 21 PERKINS, B., HATHAWAY, D.: The Movement of Labor between Farm and Nonfarm Jobs, *Mich. State University Agr. Exp. Sta. Res. Bul.* 5, 1966.
- 22 STEKLER, H.O.: Forecasting with Econometric Models: An Evaluation *Econometrica*, Vol. 36, No. 3 - 4, 1968.
- 23 TA CHUNG LIU: A Monthly Recursive Model of United States: A Test of Feasibility. *The Review Economics and Statistics*, Vol. L I, Nr. 1, 1969, S. 1 ff.
- 24 TYRCHNIEWICZ, E.W. und SCHUH, G.: Econometric Analysis of the Agricultural Labor Market. *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 51, Nr. 4, November 1969, S. 770 - 787.
- 25 VERNON, J.M., RIVES jr. N.W., NAYLOR, R.H.: An Econometric Model of the Tobacco Industry. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. L I, May 1969, No. 2, S. 149 - 158.
- 26 WALLACE, W.H., NAYLOR, W.H., SASSER, W.E.: An Economic Model of the Textile Industry in the United States. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. XLX, No. 1, 1968, S. 13 ff.
- 27 WEINSCHENCK, G., HANF, C.H., HÖRNER, K.-O.: Possibilities and Limits of the Estimation of Agricultural Supply for Long Run Prediction in Western Germany. *Vervielfältigtes Manuskript*, Stuttgart 1971, S. 2 ff.
- 28 WEINSCHENCK, G., HANF, E., UHLEMANN, P.: A Pilot Study on the Projection of Income, Man-power, Number of Farms and Capital Use in the Agricultural Sector of the German Federal Republic. *Vervielfältigtes Manuskript*, Stuttgart, September 1969, S. 12 ff.
- 29 WILKINSON, M.: European Migration to the United States: An Econometric Analysis of the Aggregate Labor Supply and Demand. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. L II, No. 3, S. 272 ff.

Daten

- 30 STATISTISCHES BUNDESAMT WIESBADEN: Land- und Forstwirtschaft, Fischerei. Reihe 5, II. Arbeitskräfte.
- 31 Statistisches Jahrbuch über Ernährung, Landwirtschaft und Forsten der Bundesrepublik Deutschland, jährlich, herausgegeben vom BMELF.