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.*

SCHRIFTEN DER GESELLSCHAFT FÜR WIRTSCHAFTS- UND SOZIALWISSENSCHAFTEN DES LANDBAUES E.V.

Wolfram, R.: Probleme bei der Ermittlung von Elastizitätskoeffizienten aufgrund von Zeitreihenanalysen mit Jahresdaten. In: Reisch, E.: Quantitative Methoden in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 4, Münster-Hiltrup: Landwirtschaftsverlag (1967), S. 257-276.

Probleme bei der Ermittlung von Elastizitätskoeffizienten aufgrund von Zeitreihenanalysen mit Jahresdaten

Von Dr. R. WOLFFRAM, Kiel

	Einführung	257
1	Probleme bei der Ermittlung von Elastizitätskoeffizienten	257
1.1	Datenfehler	258
1.2	Statistische Störungsfaktoren	258
1.2.1	Multikollinearität	258
1.2.2	Autokorrelation	259
1.2.3	Trend	259
1.3	Methodische Fehler	260
1.3.1	Wahl der Nachfragefunktion	260
1.3.2	Auswahl der Bestimmungsfaktoren	261
1.3.3	Prüfung der Analysenergebnisse	263
2	Möglichkeiten zur Verbesserung der Analysenergebnisse	264
2.1	Ergebnisse einer Modellanalyse	264
2.2	Ergebnisse einer Nachfrageanalyse für Mischfuttermittel	268
2.2.1	Die Nachfrage nach Schweinemischfutter	268
2.2.2	Die Nachfrage nach Geflügelmischfutter	271
2.2.3	Die Nachfrage nach Rindviehmischfutter	273
	Zusammenfassung	275
	Statistischer Anhang	276

Einführung

Der Elastizitätsbegriff ist für die Wirtschaftstheorie zur Erklärung bzw. Darstellung wichtiger ökonomischer Zusammenhänge von grundlegender Bedeutung. Demgegenüber besitzen die aus empirischem Datenmaterial ermittelten Elastizitätskoeffizienten für die praktische Wirtschaftspolitik infolge der noch recht unbefriedigenden Zuverlässigkeit nur einen begrenzten Aussagewert.
Neben den wesentlichsten Problemen der Nachfrageanalyse soll der vorliegende Beitrag Vorschläge zur Verbesserung der Analysenergebnisse aufzeigen. Die Ausführungen beziehen sich vor allem auf Zeitreihenanalysen mit Jahresdaten. Viele der dargestellten Probleme treten jedoch auch bei anderen Analysenarten auf.

1 Probleme bei der Ermittlung von Elastizitätskoeffizienten

Die Schwierigkeiten bei der Ermittlung von aussagefähigen Elastizitätskoeffizienten aus empirischem Datenmaterial ergeben sich dadurch, daß eine Vielzahl von Faktoren die Ergebnisse negativ beeinflussen kann. Die Wirkung dieser Faktoren läßt sich oft nicht eliminieren, z. T. sogar nicht einmal nachweisen.

Zur Erleichterung der systematischen Prüfung des statistischen Materials und der Analysenmethode erscheint es zweckmäßig, die einzelnen Fehlerarten in drei Fehlergruppen aufzugliedern:

1. Datenfehler
2. Statistische Störungsfaktoren
3. Methodische Fehler.

1.1 *Datenfehler*

Die Forderung an das Datenmaterial ist eine möglichst hohe Genauigkeit. Diese wesentliche Voraussetzung für zuverlässige Ergebnisse wird leider von dem wirtschaftsstatistischen Material oft unbefriedigend erfüllt. Wenn die Beobachtungswerte nur aus groben Schätzungen resultieren, kann auch die Anwendung kompliziertester Berechnungsverfahren nicht zu aussagefähigeren Elastizitätskoeffizienten führen. Der Einfluß des Analytikers auf die Datengenauigkeit ist gering. Eine gewisse Kontrolle ist durch die Prüfung evtl. vorhandener vergleichbarer Daten möglich.

1.2 *Statistische Störungsfaktoren*

Die statistischen Berechnungsmethoden und Prüfverfahren sind für ein Datenmaterial entwickelt worden, das als Stichprobe, zufallsbedingt, aus einer Grundgesamtheit ausgewählt wird. Wirtschaftsstatistische Daten und insbesondere Zeitreihendaten erfüllen die hiermit verbundenen Anforderungen oft nicht, wie beispielsweise die Unabhängigkeit der Beobachtungswerte voneinander. Die Folge ist, daß die statistischen Prüfverfahren für die Beurteilung der Analysenergebnisse nur einen geringen Beitrag liefern können.
Die wichtigsten statistischen Störungsfaktoren sind:

1. Multikollinearität
2. Autokorrelation
3. Trend.

1.2.1 *Multikollinearität*

Bestehen zwischen zwei oder mehreren erklärenden Variablen einer Funktion lineare Beziehungen, dann ist es nicht möglich, die Regressionskoeffizienten zu bestimmen; der partielle Einfluß des jeweiligen Bestimmungsfaktors kann nicht exakt quantifiziert werden [31, S. 46]. Auf diese mit Multikollinearität oder Interkorrelation bezeichneten Zusammenhänge hat besonders FRISCH [11] hingewiesen.
Hohe Multikollinearität kann, neben der Verzerrung der Regressionskoeffizienten, auch zu einer Umkehrung der Vorzeichen führen. Bei hoher Korrelation zwischen zwei oder mehreren Variablen erhöhen sich die jeweiligen Standardfehler, was eine Verminderung der statistischen Sicherheit zur Folge hat [22, S. 43].
Im Zusammenhang mit der Prüfung auf Multikollinearität ergeben sich zwei bisher noch unbefriedigend gelöste Probleme:

1. Wie mißt man die Multikollinearität?
2. Lassen sich aufgrund von Prüfkriterien Störungsbereiche festlegen?

Zu 1: Im allgemeinen werden die erklärenden Variablen einer Funktion untereinander korreliert. Aus der Höhe der Einfachkorrelationskoeffizienten wird dann die Abhängigkeit zwischen den Variablen beurteilt. FRISCH [11] entwickelte die Konfluenzanalyse, die in der Bestimmung der sogenannten Büschelkarten besteht. Es handelt sich um eine

rein graphische Methode, bei der nach TINTNER [31, S. 260] das persönliche Urteil einen zu großen Einfluß hat.
Zu 2: Aus den Analysenergebnissen zeigt sich immer wieder, daß ein hoher Korrelationskoeffizient nicht grundsätzlich zuverlässige Ergebnisse ausschließt. Ein wichtiges Beurteilungskriterium ist die Stabilität der Regressionskoeffizienten. Bleibt der betreffende Koeffizient bei der Einbeziehung anderer Einflußgrößen in die Funktion annähernd konstant, so dürfte er die tatsächliche Nachfragereaktion weitgehend wiedergeben. Auch bei niedrigen Einfachkorrelationskoeffizienten, also geringer Interkorrelation, läßt sich eine gegenseitig störende Beeinflussung von zwei Bestimmungsfaktoren innerhalb einer Funktion feststellen. Zweifelsohne ist jedoch die Gefahr negativer Auswirkungen bei hohen Korrelationskoeffizienten am größten, aber Angaben über einen Störungsbereich sind nicht möglich.

1.2.2 *Autokorrelation*

Eine der wesentlichsten Voraussetzungen für die Anwendung der statistischen Berechnungsmethoden ist, daß die Beobachtungswerte unabhängig voneinander sind. Vor allem bei wirtschaftsstatistischem Material ist aber zu erwarten, daß zwischen den aufeinanderfolgenden Daten einer Zeitreihe (X_{11}; X_{12}; X_{13}; ..., X_{1i}) Beziehungen bestehen. Diese Abhängigkeit innerhalb einer Reihe wird als Autokorrelation bezeichnet. ANDERSON [2, S. 113] und FOX [8, S. 14] führen an, daß sich die Autokorrelation in den Variablen nicht störend auswirkt. Dagegen ist die Autokorrelation der Residuen ein bedenkliches Kennzeichen.
Nach COCHRANE und ORCUTT [5, S. 36 ff.] sind vor allem drei Gründe für eine positive Autokorrelation der Residuen ökonomischer Zeitreihen ausschlaggebend:

1. Fehlerhafte Wahl der Form des Regressionsmodells,
2. Nichtberücksichtigung von wichtigen Variablen im Modell,
3. Anwendung von fehlerhaften Variablen oder unzulänglichen Daten.

Die wichtigsten Prüfkriterien sind der von Anderson eingeführte zyklische Autokorrelationskoeffizient und der sogenannte „von Neumannsche Quotient", der folgendermaßen definiert ist:

$$K = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} (Z_{i+1} - Z_i)^2 / N - 1}{\sum_{i=1}^{N} Z_i^2 / N}$$

K = Autokorrelationskoeffizient
Z_i = Unerklärte Restschwankungen im Zeitpunkt „i"
N = Anzahl der Beobachtungswerte
Der errechnete K-Wert wird an Hand einer von HART [6, S. 341] aufgestellten Tabelle geprüft. TINBERGEN [30, S. 110] empfiehlt in den Fällen, in denen die Residuen der Regressionsgleichung autokorreliert sind, an Stelle der ursprünglichen Zeitreihendaten ihre ersten Differenzen zu verwenden. Auf diese Weise läßt sich die Autokorrelation der Originaldaten und in den meisten Fällen auch der Residuen einer Regressionsgleichung weitgehend ausschalten.

1.2.3 *Trend*

Wirtschaftsstatistische Zeitreihen weisen im allgemeinen einen Trend auf. Für die Nachfrageanalyse ergeben sich hieraus gewisse Schwierigkeiten, und zwar insbesondere dann, wenn die abhängige Variable stark trendbedingt variiert. Es besteht die Gefahr, daß

der partielle Einfluß der einzelnen Bestimmungsfaktoren nicht exakt quantifiziert werden kann, da der Trend die tatsächliche nachfragebestimmende Wirkung überdeckt und diese infolgedessen zu hoch oder niedrig geschätzt wird.
Weiterhin ist der Trend häufig die Ursache für hohe Autokorrelation sowie Multikollinearität.
Die trendabhängige Nachfrage resultiert z. T. aus dem Zusammenwirken mehrerer Bestimmungsfaktoren, deren Einfluß sich nicht isoliert ermitteln läßt, so daß der Trend als Sammelbegriff ein wesentlicher Bestimmungsfaktor sein kann (vgl. Milchviehmischfutternachfrage, S. 273).
Zur Ausschaltung eines linearen und auch nichtlinearen Trends sind verschiedene Methoden entwickelt worden. Diese können jedoch nur als sehr grobe Maßnahmen angesehen werden, ihre Anwendung führt nicht unbedingt zu besseren Analysenergebnissen. WOLD [36, S. 240 ff.] spricht sich gegen die Trendbereinigung aus. Sie sollte sowohl aus praktischen als auch aus theoretischen Gründen bei Zeitreihen nicht grundsätzlich vorgenommen werden, um nicht einen brauchbaren Teil der statistischen Information vor der Analyse zu entfernen. Die Frage, ob eine Trendbereinigung erforderlich ist, sollte erst entschieden werden, wenn die Residuen aus einer Regressionsanalyse mit ursprünglichen Daten autokorreliert sind.
Im allgemeinen wird versucht, die innerhalb eines Zeitraums auftretenden Strukturveränderungen durch die Aufnahme der Zeitvariablen in die Regressionsgleichung zu erfassen und zu quantifizieren. Zu Störungen kommt es jedoch häufig dadurch, daß diese Variable mit anderen Bestimmungsfaktoren hoch interkorreliert ist.

1.3 *Methodische Fehler*

Von den vorhandenen Untersuchungsmethoden ist keine eindeutig prädestiniert. Ob die Nachfragenanalyse beispielsweise mit Ein-Gleichungsmodellen oder simultanen Gleichungssystemen durchzuführen ist, kann nur unter Berücksichtigung der zu analysierenden Beziehungen und des Datenmaterials entschieden werden. Jede der einzelnen Methoden hat gegenüber den anderen Vor- und Nachteile, die abzuwägen sind.
Das Ein-Gleichungsmodell, das mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt wird, ist trotz der Kritik in der Nachfrageanalyse für Agrarprodukte am weitesten verbreitet. FOX [9] weist darauf hin, daß auf den Märkten vieler Agrarprodukte einseitig-kausale Beziehungen bestehen und somit der einfache Modellansatz im allgemeinen berechtigt ist.
Auch die in den folgenden Ausführungen aufgezeigten Schwierigkeiten beziehen sich auf Ein-Gleichungssysteme, deren Koeffizienten nach der Methode der kleinsten Quadrate bestimmt werden.

1.3.1 *Wahl der Nachfragefunktion*

Einen entscheidenden Einfluß auf die Höhe und die statistische Sicherheit der Elastizitätskoeffizienten hat die Form der Nachfragekurve, mit der die Regressionsanalysen durchgeführt werden. Zwischen den nach verschiedenen Kurvenformen berechneten Elastizitäten können erhebliche Unterschiede bestehen.
Bei der Wahl der Funktionsform sollten im wesentlichen drei Kriterien ausschlaggebend sein [24, S. 339]:

1. Die statistische Genauigkeit der Anpassung der Funktion an die Beobachtungswerte.
2. Die ökonomische Aussage der gewählten Funktion im Sinne der Verbrauchstheorie. Da mit der verwendeten Kurvenform vorgegeben wird, wie sich die Elastizitäten z. B.

bei variierenden Einkommen und Preisen ändern, muß zunäch st für jedes einzelne Gut geprüft werden, welche sachlogischen Beziehungen zwischen der Nachfrageentwicklung einerseits und Einkommens- sowie Preisänderungen anderseits vorliegen.

3. Die Einfachheit der durchzuführenden Rechenarbeiten. Die Anwendung höhergradiger und gemischter Funktionen kompliziert den Rechenaufwand beträchtlich. Vor allem aber wird es schwierig, bei einem komplexen Zusammenhang zwischen der abhängigen Variablen und mehreren Einflußgrößen für jeden einzelnen Bestimmungsfaktor festzustellen, in welcher Form die Beziehung — ob linear oder nichtlinear — zur Zielgröße besteht.

Eine Beschreibung der verschiedenen Kurvenformen ist hier nicht möglich. Es sei jedoch besonders auf die Arbeit von Goreux [14, S. 2] hingewiesen.
In der Nachfrageanalyse sind vor allem drei Funktionstypen gebräuchlich:

1. $Y = a_0 + a_n \cdot X_n$ (arithmetisch-linear)
2. $Y = a_0 + a_n \cdot \log X_n$ (halblogarithmisch)
3. $\log Y = a_0 + a_n \cdot \log X_n$ (logarithmisch-linear)

Durch die Transformierung der erklärenden Variablen oder auch der gesamten Funktion in Logarithmen ist es im allgemeinen möglich, das keine lineare Abhängigkeit aufweisende Ausgangsmaterial in eine lineare Funktionsform zu bringen.
Zeitreihenanalysen mit Jahresdaten erstrecken sich überwiegend und auf zehn, fünfzehn und mehr Jahre. Es wird unterstellt, daß die Änderungsrate der Nachfrage, bewirkt durch die Schwankung eines Bestimmungsfaktors um eine Einheit, in dem gesamten Untersuchungszeitraum mehr oder weniger konstant ist. In Wirklichkeit dürfte sie jedoch nicht nur von Jahr zu Jahr variieren, sondern auch innerhalb der Untersuchungsperiode eine gewisse Entwicklungstendenz aufweisen. Bedingt durch diese Vereinfachung, kann es zu falschen jährlichen Elastizitäten kommen. Ein wichtiges Problem der Zeitreihenanalyse besteht deshalb darin, die Entwicklungstendenz der Regressions- und Elastizitätskoeffizienten für die einzelnen Bestimmungsfaktoren herauszuarbeiten.
Die mit dem Regressionskoeffizienten vorgegebene jährliche Änderungsrate stellt nur einen groben Näherungswert dar und sollte theoretisch für den mittleren Beobachtungswert einer Zeitreihe die höchste Genauigkeit aufweisen. Der Fehler wäre somit für die ersten und letzten Jahre der Untersuchungsperiode am größten. Da der Regressionskoeffizient die Höhe der Elastizitätskoeffizienten bestimmt, muß deren Zuverlässigkeit mit steigendem Schwankungsbereich der Regressionskoeffizienten innerhalb der Untersuchungsperiode abnehmen. Unberücksichtigt geblieben ist dabei, daß die Koeffizienten außerdem durch den Einfluß der erwähnten Störungsfaktoren verzerrt sein können und somit nicht die tatsächliche Nachfragereaktion wiedergeben. In der Praxis nähert sich der Regressionskoeffizient aber den Änderungsraten die in dem Bereich des Beobachtungszeitraums mit den größten Veränderungen der erklärenden Variablen und damit auch der Nachfrage liegen.

1.3.2 *Auswahl der Bestimmungsfaktoren*

Das Gleichungssystem soll einerseits alle wichtigen nachfragebestimmenden Faktoren erfassen, anderseits jedoch nicht mehr Einflußgrößen enthalten als unbedingt notwendig sind, weil mit der Ausdehnung der Funktion die negativen Auswirkungen der statistischen Störungsfaktoren zunehmen. Die Folge sind verzerrte Regressionskoeffizienten und/oder falsche Vorzeichen. Rojko [22, S. 41] weist darauf hin, daß mit wei-

terer Einführung relevanter Variablen zwar das Bestimmtheitsmaß erhöht wird, nicht aber unbedingt auch immer bessere Resultate zu erzielen sind. Wenn der Anteil der unerklärt gebliebenen Restschwankungen klein ist [36, S. 35], dann sollten nicht noch weitere, unwesentliche Variablen in die Regressionsgleichung eingeführt werden.
LESER [17, S. 78] schlägt vor, an Hand der von FRISCH entwickelten „bunch map analysis" (Konfluenzanalyse) zu prüfen, ob der Einfluß einer Variablen so groß ist, daß die Aufnahme in die Regressionsgleichung die Analysenergebnisse verbessert.
Es empfiehlt sich, zunächst eine Regressionsanalyse mit dem erwartungsgemäß wichtigsten Bestimmungsfaktor durchzuführen und dann sukzessive alle anderen Einflußgrößen als erklärende Variablen in die Regressionsgleichung hineinzunehmen bzw. miteinander zu kombinieren. Der Einfluß einer zusätzlichen Variablen auf die Mengennachfrage nach einem Gut läßt sich aus der Veränderung verschiedener Kennziffern beurteilen. „Diejenige neu hinzugekommene Preisvariable ist am wichtigsten, die

1. den Prozentsatz der insgesamt erklärten Mengenverbrauchsschwankungen ($R^2 \cdot 100$) am stärksten erhöht" [12, S. 53] bzw. den Prozentsatz der bisher unerklärten Restschwankungen des Mengenverbrauchs am stärksten vermindert. Das Maß hierfür ist der Partialkorrelationskoeffizient [7, S. 357 ff.],
2. bei ihrer Einbeziehung in die Korrelation die größten Veränderungen in den Regressionskoeffizienten der bisher korrelierten Variablen hervorruft [11, S. 78 ff.]. Soll dieses Maß benutzt werden, so ist jedoch auch stets die Umkehrung dieser Prüfungsmethode vorzunehmen; die Variable ist als Bestimmungsfaktor am wichtigsten, deren Wert sich bei Einbeziehung anderer Faktoren in die Korrelation nur wenig ändert,
3. „den prozentual höchsten Nettoeinfluß auf die abhängige Variable besitzt" [12, S. 55]. Ausgehend von den Abweichungen vom arithmetischen Mittel ergibt sich der Nettoeinfluß aus folgender Formel [12, S. 49]:

$$|dx_1| = \frac{\sum_{N=1}^{N} |(a_1 \log x_1 \cdot \log y)|}{\sum_{N=1}^{N} |(a_1 \log x_1 \cdot \log y)| + \ldots + \sum_{N=1}^{N} |(a_n \log x_n \cdot \log y)|}$$

dx_1 gibt den Nettoeinfluß der ersten erklärenden Variablen an, y kennzeichnet die abhängige Variable. Bei dieser Berechnungsform werden die Nettoeinflüsse aller Variablen ohne Berücksichtigung des Vorzeichens addiert. Der Nettoeinfluß einer Variablen wird dann zu der Gesamtsumme der Nettoeinflüsse in Beziehung gesetzt, um auf Prozentzahlen zu kommen.
Dieses Merkmal ist gegenüber den unter Punkt 1 und 2 angegebenen Kennziffern am unsichersten. GOLLNICK [12, S. 55] führt das einmal auf die Berechnungsweise der Nettoeinflüsse zurück, zum anderen aber auch darauf, daß die Höhe der Nettoeinflüsse eines Faktors abhängig ist von der Höhe der in der untersuchten Periode eingetretenen Schwankungen der zur Erklärung herangezogenen Zeitreihe und zusätzlich von der Höhe der errechneten Regressionskoeffizienten. Der Einfluß einer Variablen kann gering sein, obgleich sie größere Veränderungen im Zeitablauf durchgemacht hat, und die Höhe ihres Koeffizienten kann unsicher sein oder sich bei näherer Überprüfung als bedeutend kleiner herausstellen,
4. den größten Beta-Koeffizienten aufweist. Bei dieser Kennziffer sind die einzelnen Regressionskoeffizienten in vergleichbare Einheiten transponiert worden [7, S. 363 ff.]. Es wird jeweils nur der direkte Einfluß einer Variablen auf die Abhängige gemessen, während die gemeinsamen Einflüsse unberücksichtigt bleiben. Der

Beta-Koeffizient für die einzelnen Einflußgrößen ist folgendermaßen definiert [7, S. 364]:

$$\beta_{Y,\,X_n,} = b_{Y,\,X_n} \frac{\sigma_{X_n}}{\sigma_{Y_n}} = b_{Y,\,X_n} \sqrt{\frac{\sum\limits_{N=1}^{N} x_n^2}{\sum\limits_{N=1}^{N} y^2}}$$

$\beta_{Y,\,X_n}$ ist der Beta-Koeffizient der einzelnen erklärenden Variablen,
$b_{Y,\,X_n}$ der entsprechende Regressionskoeffizient und
σ_{X_n}/σ_Y das Verhältnis der Standardabweichungen der erklärenden zur abhängigen Variablen.

Es hat sich gezeigt, daß diese vier statistischen Kennziffern in ihrer Wirksamkeit, aus mehreren Einflußgrößen die relevantesten zu bestimmen, nicht vergleichbar sind [26, S. 17]. Eine Gegenüberstellung der einzelnen Bestimmungsfaktoren einer Funktion, nach den verschiedenen Kriterien ausgewählt und nach abnehmender Bedeutung ihres Einflusses auf die zu erklärende Variable geordnet, ergab extrem abweichende Reihenfolgen. Der Partialkorrelationskoeffizient muß als das sicherste Merkmal angesehen werden, ein eindeutiges Auswahlkriterium gibt es nicht. Damit schließt sich auch die Anwendung eines sogenannten Reduktionsprogramms aus, bei dem zunächst eine Funktion mit einer größeren Anzahl an erklärenden Variablen durchgerechnet und dann sukzessive jeweils der Bestimmungsfaktor mit dem geringsten Einfluß herausgenommen wird.

1.3.3 *Prüfung der Analysenergebnisse*

Ein wesentlicher Bestandteil der Regressionsanalyse ist die statistische Signifikanzprüfung der Regressionskoeffizienten. Diese Verfahren basieren auf der zufallsbedingten Stichprobenauswahl aus einer Grundgesamtheit. Bei empirischen wirtschaftsstatistischen Analysen handelt es sich dagegen um Modellgesamtheiten, die aufgrund bestimmter Hypothesen über den Zusammenhang zwischen den interessierenden Variablen gedanklich konstruiert werden. Zur Erklärung derselben wirtschaftlichen Zusammenhänge können jedoch verschiedene, der Wirklichkeit entsprechende ökonomische Modelle aufgestellt werden. Nach ANDERSON [1, S. 482] ist die Signifikanzprüfung erst dann sinnvoll, wenn die empirische Regressionsgleichung als Stichprobenschätzung der linearen Beziehungen in der Modellgesamtheit aufgefaßt werden darf. Einer derartigen Annahme steht nichts entgegen, wenn die Residuen der Regressionsgleichung voneinander stochastisch unabhängig und normal verteilt sind. Die Möglichkeit, daß andere Hypothesen und somit andere wirtschaftliche Modelle in diesem Sinne der Wirklichkeit auch nicht widersprechen, ist jedoch nicht ausgeschlossen.
Hieraus ergibt sich letztlich die Unsicherheit der Signifikanzprüfung für empirische Nachfrageanalysen [24, S. 355] mit gesamtwirtschaftlichen Zeitreihen. Es zeigt sich in den Berechnungen immer wieder, daß trotz hoher t-Werte und damit unterstellter geringer Irrtumswahrscheinlichkeit bereits mit der Änderung der Funktion um eine Variable nicht nur die Höhe der Regressionskoeffizienten beträchtlich variiert, sondern sich auch die Vorzeichen ändern können.
Diese Verzerrungen sind im allgemeinen nicht mit der unterstellten Hypothese zu erklären, sondern resultieren aus dem Einfluß der verschiedenen statistischen Störungsfaktoren. Theoretisch müßte es gleichgültig sein, mit welchem Modell die nachfragebestimmende Wirkung einer Variablen quantifiziert wird, da es nur einen tatsächlichen Wert geben kann. Die Abweichungen der aus den verschiedenen Modellen errechneten

Koeffizienten machen deutlich, wie schwierig es ist, den Einfluß einer Variablen isoliert zu bestimmen. Aus diesem Grunde ist es ebenfalls problematisch, Vertrauensintervalle für einen Regressionskoeffizienten zu ermitteln.
Die Anwendung der statistischen Methoden in der Ökonometrie wird insbesondere von den Biometrikern stark kritisiert. Berechtigt ist vor allem die Kritik an dem Einsatz der Prüfverfahren. Es müssen eigenständigere Verfahren entwickelt werden, die die Gegebenheiten des wirtschaftsstatistischen Materials berücksichtigen. Eine sachliche Beurteilung der Elastizitätskoeffizienten ist nur für einen weiten Erwartungsbereich durchführbar. Neben der sachlichen Beurteilung ist eine empirische Prüfung der Analysenergebnisse durch einen Vergleich der errechneten und der tatsächlichen jährlichen Verbrauchsänderung möglich. Bedingt durch die Anwendung verschiedener Funktionsformen, empfiehlt es sich, von den relativen Änderungen auszugehen.

$$\frac{Y_i - Y_{i-1}}{Y_{i-1}} \cdot 100 = \frac{\hat{Y}_i - \hat{Y}_{i-1}}{Y_{i-1}} \cdot 100 + u$$

$$= \eta_{1i-1} \frac{X_{1i} - X_{1i-1}}{X_{1i-1}} \cdot 100 + \ldots + \eta_{ni-1} \frac{X_{ni} - X_{ni-1}}{X_{ni-1}} \cdot 100 + u$$

Y_i = Beobachtungswert der abhängigen Variablen im Zeitpunkt „i"
$\hat{Y}_i$ = Schätzwert in Zeitpunkt „i"
X_i = Beobachtungswert der Bestimmungsfaktoren im Zeitpunkt „i"
η_i = Jährliche Elastizität
u = Unerklärte Nachfrageschwankung

Aus einer Gegenüberstellung der Beobachtungs- und Schätzwerte kann die Zuverlässigkeit der ermittelten Koeffizienten nicht beurteilt werden, da ein hohes Bestimmtheitsmaß nicht gleichbedeutend ist mit einem hohen Aussagewert. Innerhalb eines geringen Schwankungsbereiches des Bestimmtheitsmaßes können bei unterschiedlichen Nachfragefunktionen stark voneinander abweichende Regressionskoeffizienten auftreten, ohne daß sich die Abweichungen zwischen den Kurven der Beobachtungs- und Schätzwerte merklich ändern.
Die Differenz zwischen den tatsächlichen und den errechneten jährlichen Änderungsraten ist zwar ebenfalls von der Höhe des Bestimmtheitsmaßes der jeweiligen Regressionsgleichung abhängig, die Abweichungen in den einzelnen Jahren sind jedoch wesentlich ausgeprägter. Durch Testrechnungen mit höheren und niedrigeren Koeffizienten läßt sich prüfen, ob die Anpassung in den einzelnen Jahren besser oder schlechter wird.

2 Möglichkeiten zur Verbesserung der Analysenergebnisse

Die folgenden Ausführungen behandeln das auf Seite 261 aufgezeigte Problem der Veränderung des nachfragebestimmenden Einflusses der erklärenden Variablen innerhalb einer sich über mehrere Jahre erstreckenden Untersuchungsperiode. Sowohl an einem Modellbeispiel als auch an empirischem Datenmaterial werden die damit verbundenen Fehlermöglichkeiten bei der Bestimmung von jährlichen Elastizitätskoeffizienten demonstriert und Vorschläge zur Verbesserung der Analysenergebnisse erläutert.

2.1 Ergebnisse einer Modellanalyse

Es wurde von der Überlegung ausgegangen, daß es grundsätzlich möglich sein sollte, mit den gebräuchlichen Berechnungsmethoden an Hand einer Zeitreihenanalyse die in

einem Modellbeispiel vorgegebenen Elastizitätskoeffizienten nachträglich fehlerfrei zu bestimmen, wenn dieses Modell keine statistischen Störungsfaktoren enthält. Erst dann ist es sinnvoll, die Methode auf ein empirisches Datenmaterial anzuwenden, das nicht allen statistischen Anforderungen gerecht wird.
Das den Analysen zugrunde liegende Modell besteht aus einer abhängigen Variablen Y und zwei Bestimmungsfaktoren (X_1 und X_2) mit je 16 Beobachtungswerten.

$$Y = f(X_1; X_2)$$

Es sei unterstellt, daß Y die nachgefragte Menge eines Gutes in den Jahren 1950/51 bis 1965/66 darstelle, X_1 den Preis des Gutes und X_2 den Preis eines Substituts repräsentiere. Vorgegeben wurden die Beobachtungswerte für die beiden Bestimmungsfaktoren sowie jährlich variierende Änderungsraten mit einem negativen Vorzeichen und abnehmender Tendenz (absolut) für die Variable X_1, mit einem positiven Vorzeichen und ansteigender Tendenz für die Variable X_2.
Die Beobachtungswerte der abhängigen Variablen resultieren aus den zum Ausgangswert 200,0 für das Jahr 1950/51 addierten oder von diesem subtrahierten jährlichen nachfragebestimmenden Änderungen der beiden Einflußgrößen.

$$\Delta Y_i = -a_{1i}(X_{1i} - X_{1i-1}) + a_{2i}(X_{2i} - X_{2i-1})$$

Die Schwankungen in der abhängigen Variablen sind damit vollständig auf Änderungen der Bestimmungsfaktoren zurückzuführen. Eine Residualgröße tritt nicht auf. In Übersicht 1 (Spalten 2 und 5) sind die errechneten Elastizitätskoeffizienten den tatsächlichen Werten (Spalten 3 und 6) gegenübergestellt. Den Berechnungen liegt die arithmetisch-lineare Kurvenform zugrunde, die sich den Beobachtungswerten am besten anpaßt. Die Elastizitätskoeffizienten beider Variablen weichen beträchtlich von den vorgegebenen Werten ab. Am größten sind die Abweichungen bei den Koeffizienten der Variablen X_2, wo gegenüber 1950/51 ein Anstieg unterstellt worden ist, die Reihe jedoch eine fallende Tendenz aufweist. Wie bereits ausgeführt, läßt sich die Entwicklungstendenz der Änderungsraten und damit auch der Elastizitätskoeffizienten nicht ohne weiteres aus dem Material ersehen oder nachweisen. Für die Variable X_2 hätte eine Funktion gewählt werden müssen, die steigende Elastizitätskoeffizienten mit steigendem Verbrauch vorgibt. Eine exakte Elastizitätsbestimmung ist in diesem Fall folglich evtl. nur über die Anwendung einer komplizierteren gemischten Funktion möglich.
Es erhebt sich nun die Frage, durch welche Maßnahme eine bessere Anpassung der errechneten an die tatsächlichen Werte zu erreichen ist. In der Wahl anderer Funktionsformen liegt zwangsläufig eine gewisse Willkür. Es bietet sich zunächst eine Verkürzung der Untersuchungsperiode an, um die Abweichung von dem durchschnittlichen Regressionskoeffizienten zu verringern. Bei fehlerfreiem Datenmaterial dürften dadurch die Analysenergebnisse besser approximiert werden. Für das den Nachfrageanalysen zugrunde liegende statistische Material würde die Unsicherheit über die Zuverlässigkeit der ermittelten Koeffizienten jedoch zunehmen, da für beide Perioden extrem voneinander abweichende Werte, evtl. mit anderen Vorzeichen, auftreten können und somit die Beurteilung noch erschweren. Aus diesem Grunde wurden Berechnungen mit gleitenden Perioden über den gesamten Untersuchungszeitraum durchgeführt, wobei jeweils der erste Wert entfällt und ein zusätzlicher in die Regressionsanalyse aufgenommen wird. Eine Periode mit sieben Beobachtungswerten scheint am vorteilhaftesten zu sein, da der Schwankungsbereich der Regressionskoeffizienten relativ gering ist und die Zahl der Beobachtungen für eine zuverlässige Information ausreicht. Anderseits können in die Nachfragefunktion bis zu fünf Einflußgrößen bei positiver Zahl der Freiheitsgrade aufgenommen werden. Aus einer Periode mit nur fünf Beobachtungswerten las-

ÜBERSICHT 1 Vergleich der vorgegebenen mit den errechneten Elastizitäts- und Regressionskoeffizienten eines Modellbeispiels

	Elastizitätskoeffizienten der Variablen						Funktion Nr.	Regressionskoeffizienten der Variablen					
	X_1			X_2				X_1			X_2		
	η_{Y,X_1} [1]	η_{Y,X_1} [2]	η_{Y,X_1} [3]	η_{Y,X_2} [1]	η_{Y,X_2} [2]	η_{Y,X_2} [3]		a_1 [4]	a_1 [5]	a_1 [6]	a_2 [4]	a_2 [5]	a_2 [6]
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1950/51	−0,84	–	–	2,74	–	–	1	−1,68	–	–	2,20	–	–
1951/52	−0,80	−2,38	–	2,68	0,86	–		−1,68	−5,0	–	2,20	0,7	–
1952/53	−0,83	−2,23	–	2,80	1,15	–		−1,68	−4,5	–	2,20	0,9	–
1953/54	−0,98	−2,32	–	3,06	2,09	–	2	−1,68	−4,0	−3,70	2,20	1,5	1,73
1954/55	−0,85	−1,92	−1,63	2,81	2,17	2,12	3 [7]	−1,68	−3,8	−3,27	2,20	1,7	1,50
1955/56	−0,86	−1,78	−1,53	2,84	2,07	2,19	5	−1,68	−3,5	−2,71	2,20	1,6	1,74
1956/57	−0,85	−1,52	−1,42	2,83	2,45	2,49	5	−1,68	−3,0	−3,06	2,20	1,9	1,84
1957/58	−0,75	−1,20	−1,20	2,64	2,52	2,75	6 [7]	−1,68	−2,7	−2,64	2,20	2,1	2,21
1958/59	−0,72	−1,12	−1,13	2,58	2,94	3,31	7 [7]	−1,68	−2,6	−2,39	2,20	2,5	2,82
1959/60	−0,65	−0,97	−0,97	2,41	3,41	3,49	8	−1,68	−2,5	−2,83	2,20	3,1	3,46
1960/61	−0,70	−1,00	−1,04	2,46	3,70	3,86	9 [7]	−1,68	−2,4	−2,35	2,20	3,3	3,24
1961/62	−0,73	−1,00	−1,05	2,49	4,43	4,27	10 [7]	−1,68	−2,3	−2,33	2,20	3,9	3,63
1962/63	−0,77	−1,00	–	2,62	4,89	–	11 [7]	−1,68	−2,2	−2,62	2,20	4,1	4,41
1963/64	−0,72	−0,90	–	2,49	5,09	–		−1,68	−2,1	–	2,20	4,5	–
1964/65	−0,72	−0,86	–	2,44	5,56	–		−1,68	−2,0	–	2,20	5,0	–
1965/66	−0,77	−0,87	–	2,58	6,10	–		−1,68	−1,9	–	2,20	5,2	–

[1]) Errechnet ausdem durchschnittlichen Regressionskoeffizienten für die Jahre 1950/51—1965/66. — [2]) In dem Modell vorgegebene jährliche Elastizitäten. — [3]) Errechnet nach der Methode der gleitenden 7-Jahreswerte. — [4]) Konstante absolute jährliche Änderungsrate (Regressionskoeffizient aus der Analyse für die Jahre 1950/51—1965/66). — [5]) In dem Modell vorgegebene absolute Änderungsrate. — [6]) Errechnet nach der Methode der gleitenden 7-Jahreswerte. — [7]) Den Berechnungen liegt nicht die arithmetisch-lineare Kurvenform zugrunde. Zur Durchführung des Vergleichs erfolgte eine Umrechnung der Regressionskoeffizienten.

sen sich die Regressionskoeffizienten dagegen nur sehr ungenau bestimmen. Ausgehend von der Annahme, daß der Regressionskoeffizient von der tatsächlichen Änderungsrate des mittleren Wertes der Periode am wenigsten abweicht (s. S. 261), wurde eine ungerade Zahl an Beobachtungswerten gewählt. Bedingt durch die Periodenbildung, wird für je zwei Werte am Anfang und Ende des Untersuchungszeitraums keine Information geliefert.

Von Bedeutung ist nun folgender Sachverhalt: Der mittlere Beobachtungswert einer Periode kann bei diesem Verfahren der gleitenden Berechnung mit sieben Werten, in Abhängigkeit von seiner Stellung innerhalb der Zeitreihe, maximal in sieben Perioden die Höhe des Regressionskoeffizienten beeinflussen. Es wäre also die Berechnung von sieben mehr oder weniger voneinander differierenden Elastizitätskoeffizienten für den betreffenden mittleren Beobachtungswert möglich. Da die Regressionskoeffizienten einer Variablen in der Untersuchungsperiode entweder konstant sind, eine steigende oder fallende Tendenz aufweisen, ergibt sich hieraus bei den Berechnungen mit gleitenden 7-Jahreswerten eine wirksame Kontrolle, weil Extremwerte innerhalb einer Reihe auffallen. Für einen bestimmten Regressionskoeffizienten geben die Koeffizienten der vorherigen und folgenden Periode gewissermaßen den Schwankungsbereich an. Dieser Zusammenhang läßt sich nun zu einer wesentlichen Verbesserung des Analysenergebnisses ausnutzen. Mit allen drei Regressionskoeffizienten werden für den mittleren Beobachtungswert — also den vierten Wert — der mittleren Periode die Elastizitäten errechnet. Der Durchschnitt aus diesen drei Werten dürfte mit dem tatsächlichen Wert infolge des zusätzlichen Ausgleichs der individuellen Abweichungen am stärksten übereinstimmen. Die Wahrscheinlichkeit ist im allgemeinen um so größer, je geringer der Schwankungsbereich zwischen den Elastizitätskoeffizienten ist. Da die Möglichkeit besteht, die Regressionskoeffizienten in den einzelnen Perioden mit unterschiedlichen Kurvenformen zu bestimmen, wird bei der Durchschnittsbildung von den Elastizitäten ausgegangen.

Durch die Methode der Analyse mit gleitenden Perioden wird gewissermaßen an jeden Punkt der Nachfragekurve eine Tangente mit variierendem Neigungswinkel gelegt. Wie Übersicht 1 (Spalten 4 und 7) zeigt, führt dieses Verfahren zu einer starken Annäherung der errechneten an die tatsächlichen Werte (Übersicht 1, Spalten 3 und 6). Nachteilig ist der Informationsverlust für die ersten und letzten vier Beobachtungswerte des Untersuchungszeitraums. Entweder auf dem ersten und letzten Regressionskoeffizienten basierend, oder aus einer Trendverlängerung der gefundenen Koeffizienten kann die Höhe der Elastizitäten für die Beobachtungen am Anfang und Ende geschätzt und durch eine vergleichende Gegenüberstellung der tatsächlichen und der errechneten jährlichen Verbrauchsänderung (s. S. 264) überprüft werden. Evtl. ist auch eine exaktere mathematische Berechnung möglich, basierend auf den ermittelten Koeffizienten als Stützstellen der Funktion. Der vermehrte Rechenaufwand läßt sich mit einem entsprechend aufgebauten Programm ohne große Schwierigkeiten bewältigen. Dieses Verfahren bietet zusammenfassend folgende Vorteile:

1. Die Elastizitätskoeffizienten können für die einzelnen Jahre exakter bestimmt werden. Diese Tatsache ist besonders für Vorausschätzungen von Bedeutung.
2. Durch die Vielzahl der Berechnungen wird die Prüfung der Elastizitäten auf Zuverlässigkeit erleichtert, weil innerhalb einer Zeitreihe eine gewisse Regelmäßigkeit der Koeffizienten vorliegt, so daß Extremwerte auffallen.
3. Es besteht die Möglichkeit, die Berechnungen für Teilbereiche des Untersuchungszeitraums mit unterschiedlichen Kurvenformen — je nach Güte der Anpassung — durchzuführen, d. h., es können Ergebnisse aus verschiedenen Kurvenformen kombiniert werden.

4. Da mit diesem Berechnungsverfahren jeweils nur eine Punktbetrachtung durchgeführt wird, ist die Wahl der Kurvenform nur aufgrund der Anpassung an die Beobachtungswerte zu treffen. Die mit der jeweiligen Kurvenform vorgegebene Entwicklungstendenz der Elastizitäten kann somit unberücksichtigt bleiben, während sich dagegen die tatsächliche Entwicklungstendenz infolge der gleitenden Periodenbildung aufzeigen läßt.
5. Auch bei diesem Verfahren können die Koeffizienten einzelner Beobachtungswerte durch statistische Störungsfaktoren verzerrt sein. Hier ist jedoch durch Interpolation eine Korrektur möglich.
6. Es besteht die Möglichkeit, unterschiedliche Einflußgrößen in den einzelnen Teilbereichen der Untersuchungsperiode zu berücksichtigen. Da manche Bestimmungsfaktoren im Zeitablauf an Bedeutung verlieren, während andere an Relevanz gewinnen, ist es unter Umständen vorteilhaft, den Aufbau der Nachfragefunktion zu variieren. Dadurch lassen sich einerseits die Koeffizienten für den eigentlichen Wirkungsbereich exakter bestimmen, anderseits bleibt die Regressionsgleichung auf die wesentlichsten Faktoren beschränkt.
7. Es können im allgemeinen komplizierte, höhergradige Funktionen vermieden werden, da innerhalb eines kurzen Teilbereichs sehr viel eher Linearität gegeben bzw. durch Transformierung der Daten in Logarithmen zu erreichen ist.

Um die Vorteile auszunutzen, die sich aus den Berechnungen mit möglichst vielen Beobachtungswerten, also langen Zeitreihen, ergeben, sollten die Analysen in zwei Stufen durchgeführt werden, und zwar

1. Regressionsanalysen über den gesamten Untersuchungszeitraum zur Auswahl der wichtigsten Bestimmungsfaktoren, zur Bestimmung der Vorzeichen und zur Gewinnung einer Vorstellung über die Höhe der Elastizitätskoeffizienten,
2. Regressionsanalysen mit gleitenden Perioden zur exakteren Bestimmung der Jahreselastizitäten.

2.2 *Ergebnisse einer Nachfrageanalyse für Mischfuttermittel*

In einem weiteren Schritt soll die Wirksamkeit dieses Verfahrens an Hand von empirischem Datenmaterial geprüft werden. Analysiert wurde die Nachfrage nach Schweine-, Geflügel- und Rindviehmischfutter. Grundlage der Nachfrageanalysen bildet die gesamtwirtschaftliche Mischfutterherstellung im Bundesgebiet, weil die Statistik keine Angaben über den Mengenverbrauch ausweist. Die Produktion kann durchaus dem Verbrauch gleichgesetzt werden, ohne daß eine starke Abweichung von den tatsächlich verbrauchten Mengen zu befürchten ist, da sowohl der Mischfutterimport und -export als auch die Lagerhaltung bedeutungslos sind. Die Untersuchungsperiode erstreckt sich auf die Jahre 1953/54–1964/65. Das Schwergewicht dieser Ausführungen soll weniger in der Darstellung der Zusammenhänge zwischen der Mischfutternachfrage einerseits und den einzelnen Bestimmungsfaktoren anderseits als vielmehr in der vergleichenden Beurteilung der nach beiden Verfahren errechneten Regressions- und Elastizitätskoeffizienten liegen.

2.2.1 *Die Nachfrage nach Schweinemischfutter*

In den Jahren 1953/54–1964/65 erfolgte eine Steigerung der Schweinemischfutternachfrage von 0,238 Mill. t auf 1,683 Mill. t. Der relative Anteil am Mischfutterverbrauch insgesamt erhöhte sich von 19,4 v. H. auf 27,6 v. H. Je 100 kg produziertes Schwein (Schlachtgewicht, einschließlich Fett) wurden 1964/65: 73,9 kg Mischfutter verbraucht gegenüber 17,3 kg im Jahre 1953/54.

Im vereinfachten Modell kann die Nachfrage nach Schweinemischfutter (Y_1) als eine Funktion folgender Faktoren angesehen werden:

$$Y_{1_t} = f(S_t; p_1/q_{1_{t-1}}; q_1/q_{2_t}; \ldots; q_1/q_{n_t}; wF_t; T)$$

Das heißt, ein nachfragebestimmender Einfluß ist zu erwarten

1. aus der Entwicklung der Schweineproduktion (S),
2. über die Entwicklung der Preisrelationen für Schlachtschweine zu Schweinemischfutter (p_1/q_1) einerseits sowie für Schweinemischfutter zu den Substituten ($q_1/q_2; \ldots; q_1/q_n$) anderseits,
3. von der Höhe der Produktion der über die Schweine verwertbaren wirtschaftseigenen Futtermittel (wF),
4. durch den Trend (T) zum verstärkten Mischfuttereinsatz in der Schweinehaltung (1. Beobachtungswert = 1).

In Übersicht 2 sind die sowohl aus dem gesamten Untersuchungszeitraum als auch aus den gleitenden 7-Jahreswerten errechneten Regressions- und Elasitizitätskoeffizienten für die aufgrund der Analysenergebnisse wichtigsten Bestimmungsfaktoren dargestellt. Der stärkste nachfragebestimmende Einfluß ging im Untersuchungszeitraum von der Schlachtschweineproduktion aus. Bei nahezu konstanter Erzeugung an wirtschaftseigenen Futtermitteln — von den jährlichen Ernteschwankungen abgesehen — war eine Ausdehnung der Schweineproduktion nur über steigende Futtermittelzukäufe, die vor allem in Form von Mischfuttern getätigt wurden, möglich. Es kann folglich unterstellt werden, daß der Mischfutterbedarf je zusätzlich produziertes Schlachtschwein seit 1953/54 gestiegen ist. Diese Annahme bestätigen die aus den gleitenden 7-Jahreswerten ermittelten jährlichen Regressionskoeffizienten (Übersicht 2, Spalte 9). Während 1956/57 eine Änderung der Schlachtschweineproduktion um 1,0 dz nur zu einer Nachfrageschwankung bei Mischfutter um ca. 0,8 dz führte, waren es 1961/62 bereits ca. 1,7 dz. Die durchschnittliche Änderungsrate ist für die Jahre 1953/54–1964/65 dagegen nur mit 0,89 anzugeben (Übersicht 2, Spalte 9). Aus einer Regressionsanalyse mit den gleichen Variablen resultiert für die Beobachtungsperiode 1953/54–1963/64 demgegenüber ein Koeffizient von 1,38 (Übersicht 2, Spalte 9). Besonders dieses Beispiel macht deutlich, welche Abweichungen der Regressionskoeffizienten auch aus Analysen über längere Zeiträume bei unterstellter konstanter Änderungsrate auftreten können und daß die Zuverlässigkeit nicht nur durch den möglichen Schwankungsbereich der Koeffizienten beeinträchtigt wird, sondern z. T. schon durch geringfügige Variationen des Untersuchungszeitraums.

Der durchschnittliche Regressionskoeffizient für die Variable „Preisrelation Schlachtschweine zu Mischfuttermittel" liegt beträchtlich unter den aus den gleitenden 7-Jahreswerten ermittelten Koeffizienten (Übersicht 2, Spalte 10).

Abweichungen vom Durchschnittswert bestehen auch bei den Regressionskoeffizienten der Variablen „Futterrest der Kartoffelernte" (Übersicht 2, Spalte 11). Die Werte aus der Regressionsanalyse für den Beobachtungszeitraum 1953/54–1963/64 dürften ebenfalls — im Vergleich zur Periode 1953/54–1964/65 — für die letzten Jahre die Nachfragereaktion exakter wiedergeben. Der in den einzelnen Jahren unterschiedlich hohe „Futterrest" führt zu starken Schwankungen in der Mischfutternachfrage. Bei einem annähernd konstanten Speisekartoffelbedarf sind die Landwirte in Jahren mit überdurchschnittlicher Kartoffelerzeugung gezwungen, entsprechend große Futterkartoffelmengen zu verwerten; sie schränken damit notwendigerweise den Futterzukauf ein, während ein niedriger „Futterrest" durch verstärkte Zukäufe ausgeglichen werden muß.

Dagegen war ein nachfragebestimmender Einfluß variierender Futtergetreideernten infolge der geringen Erzeugungsschwankungen in den Jahren 1954/55–1959/60 nicht

ÜBERSICHT 2 Elastizitäts- und Regressionskoeffizienten der mengenmäßigen Nachfrage nach Schweinemischfutter

	Elastizitätskoeffizienten errechnet aus						Funktion. Nr.	Regressionskoeffizienten			
	ØRegressionskoeffizienten (1953/54–1964/65)			gleitenden 7-Jahreswerten							
	η_{Y_1, X_1}	η_{Y_1, X_2}	η_{Y_1, X_3}	η_{Y_1, X_1}	η_{Y_1, X_2}	η_{Y_1, X_3}		a_1	a_2	a_3	a_4
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1953/54	5,14	2,44	−1,99								
1954/55	3,14	1,59	−1,40								
1955/56	2,38	0,95	−0,76								
1956/57	1,94	0,78	−0,69	1,00	0,75	−0,60	12	0,84	6,88	−0,039	77,81
1957/58	2,05	0,77	−0,81	1,86	1,12	−0,78	13	0,53	4,28	−0,040	77,69
1958/59	1,82	0,63	−0,58	2,44	1,09	−0,70	14	1,05	14,25	−0,053	57,97
1959/60	1,48	0,56	−0,45	2,70	1,12	−0,60	15	1,98	11,63	−0,071	–
1960/61	1,61	0,56	−0,54	3,12	1,03	−0,65	16	1,82	9,73	−0,059	23,68
1961/62	1,25	0,41	−0,33	2,51	.	−0,43	17[1])	1,74	.	−0,057	–
1962/63	1,20	0,37	−0,36								
1963/64	1,31	0,39	−0,44								
1964/65	1,20	0,36	−0,33								
Ø1953/54–1963/64							18	1,38	8,98	−0,054	45,40
Ø1953/54–1964/65							19	0,89	5,79	−0,046	69,81

Y_1 = Schweinemischfutternachfrage. — X_1 = Schlachtschweineerzeugung. — X_2 = Preisrelation Schlachtschweine/Mischfutter. — X_3 = Futterrest der Kartoffelernte. — a_1, a_2, a_3 sind die entsprechenden Regressionskoeffizienten für diese Variablen, a_4 = trendabhängige Änderungsrate.

[1]) Den Berechnungen liegt die halblogarithmische Kurvenform zugrunde. Zur Durchführung des Vergleiches erfolgte eine Umrechnung der Koeffizienten.

nachzuweisen. Entsprechend konstant war auch der Eigenverbrauch an Futtergetreide in den landwirtschaftlichen Betrieben. Erst 1964/65 dürfte sich die hohe Futtergetreideernte in größerem Umfang auf den Mischfutterverbrauch ausgewirkt haben.
Eine Fehlbeurteilung der Nachfragesituation ergibt sich ebenfalls aus der für den Zeitraum 1953/54–1964/65 ermittelten jährlichen trendabhängigen Steigerungsrate von 69 810 t (Übersicht 2, Spalte 12). Wie die Berechnungen mit gleitenden 7-Jahreswerten verdeutlichen, hat der Trend zum Einsatz von Mischfutter in der Schweinehaltung — als Folge der Fütterungsumstellung — gegenüber den ersten Jahren der Untersuchungsperiode kontinuierlich abgenommen. Etwa seit 1960/61 dürfte die langfristige Nachfrageentwicklung allein von der Entwicklung der Schweineproduktion abhängen. Die Abweichungen zwischen den Regressionskoeffizienten werden dementsprechend auch aus den nach den beiden Verfahren errechneten Jahreselastizitäten (Übersicht 2, Spalten 2–7) deutlich. Es ist leicht einzusehen, daß es rechentechnisch nahezu unmöglich ist, eine gemischte Funktion anzuwenden, die dem nachfragebestimmenden Einfluß der einzelnen erklärenden Variablen entspricht.

2.2.2 *Die Nachfrage nach Geflügelmischfutter*

Die Statistik weist erst seit dem Wirtschaftsjahr 1964/65 neben dem Geflügelmischfutterverbrauch insgesamt auch den Verbrauch an Mastgeflügelfutter aus, so daß getrennte Analysen für Legehennen- und Mastgeflügelfutter nicht durchführbar sind.
Mit einem Anteil von 42,5 v. H. am Mischfutterverbrauch insgesamt ist Geflügelfutter die wichtigste Mischfutterart. Die mengenmäßige Nachfrage stieg in den Jahren 1953/54–1964/65 von 0,595 Mill. t auf 2,585 Mill. t.
Bedingt durch die Umstellung der Fütterungsmethode und die Intensivierung der Geflügelhaltung, läßt sich das Nachfragemodell erheblich vereinfachen. Aus den Anforderungen der modernen Geflügelhaltung an die Futterzusammensetzung und die Futterqualität ergibt sich zwangsläufig, daß für diese Futtermittelart das Selbstmischen im landwirtschaftlichen Betrieb oder die Substitution durch wirtschaftseigene Futtermittel keine Rolle spielt. In den Ablege- und Mastbetrieben werden nahezu ausschließlich Mischfuttermittel verfüttert. Sie sind die Voraussetzung für optimale Lege- und Mastleistungen. Die Intensivhaltung ist somit von der wirtschaftseigenen Futterversorgung mehr oder weniger unabhängig.
Es kann weiterhin unterstellt werden, daß Änderungen des Eier-Futtermittel-Preisverhältnisses in größerem Umfang nur indirekt, d. h. über Hühnerbestandsänderungen, den Mischfutterverbrauch beeinflussen. Damit hängt die Nachfrage nach Geflügelmischfutter (Y_2) letztlich nur von zwei Faktoren ab, nämlich
1. dem Trend zum verstärkten Mischfuttereinsatz und
2. der Entwicklung der Geflügelbestände.
Die Nachfragefunktion mit diesen beiden Bestimmungsfaktoren erklärt 99,8 v. H. der in der Untersuchungsperiode aufgetretenen Mengenschwankungen in der Mischfutternachfrage, in den Analysen mit gleitenden 7-Jahreswerten teilweise bis zu 100,0 v. H. Aus den Analysenergebnissen wird deutlich, daß die Nachfrageentwicklung in gleichem Maße trend- und bestandsabhängig war. Der Trend resultiert aus der kontinuierlichen Umstellung der Fütterungsmethode bei den noch überwiegend extensiv gehaltenen Hühnern. In den Jahren 1953/54–1964/65 wurde der Hühnerbestand im Bundesgebiet von 50,2 Mill. auf 67,3 Mill. Stück ausgedehnt (Jahresdurchschnittsbestand an Legehennen zuzüglich der auf Hühner umgerechneten Mastgeflügelproduktion, wobei unterstellt worden ist, daß der Futteraufwand je Huhn und Jahr dem Futterbedarf zur Erzeugung von durchschnittlich 14 kg Geflügelfleisch entspricht). Der Mischfutterverbrauch je Huhn und Jahr stieg in diesem Zeitraum von 11,9 auf 38,4 kg.

Unter der Annahme, daß der Bestandszuwachs zumindest seit 1956/57 auf die Intensivhaltung entfällt, ergibt sich der Trend aus dem verstärkten Mischfuttereinsatz bei dem Ursprungsbestand von 50,2 Mill. Hühnern. Der für die Trendvariable Zeit ermittelte Regressionskoeffizient ist gleichbedeutend mit einer durchschnittlichen jährlichen Steigerungsrate des Verbrauchs um 98 120 t, unabhängig von dem Einfluß anderer Bestimmungsfaktoren. Im Gegensatz zur Schweinemischfutternachfrage weichen die Koeffizienten der Trendvariablen aus den gleitenden 7-Jahreswerten (Übersicht 3, Spalte 6) nur geringfügig von dem Durchschnittswert ab.
Die Analyse der Geflügelmischfutternachfrage ist methodisch besonders interessant, da sich infolge des konstanten Mischfutterverbrauchs je Huhn auch bei den Berechnungen mit gleitenden 7-Jahreswerten eine konstante bestandsabhängige Änderungsrate ergeben mußte. Im Durchschnitt der Untersuchungsperiode bewirkten Geflügelbestandsänderungen eine Nachfrageschwankung um 51,9 kg je Huhn und Jahr. Dieser Wert liegt um den Futterverbrauch einer Junghenne bis zur Legereife über dem Jahresfutterbedarf einer Legehenne, weil die Variable „Geflügelbestand" nicht die Legehennen

ÜBERSICHT 3 Elastizitäts- und Regressionskoeffizienten der mengenmäßigen Nachfrage nach Geflügelmischfutter

	Elastizitätskoeffizienten		Funktion Nr.	Regressionskoeffizienten	
	η_{Y_2, X_1} [1])	η_{Y_2, X_1} [2])		a_1	a_2
1	2	3	4	5	6
1953/54	4,38				
1954/55	3,46				
1955/56	3,20				
1956/57	2,96		20	37,38	103,61
1957/58	2,54	2,14	21	41,68	99,73
1958/59	2,25	2,11	22	52,21	92,55
1959/60	1,97	1,95	23	52,46	105,49
1960/61	1,84	1,80	24	49,82	111,93
1961/62	1,62	1,56	25	50,59	106,30
1962/63	1,52				
1963/64	1,43				
1964/65	1,35				
Ø1953/54–1964/65			26	51,88	98,12

Y_2 = Geflügelmischfutternachfrage. — X_1 = Geflügelbestand. — a_1 und a_2 = bestands- bzw. trendabhängige Änderungsrate.
[1]) Errechnet aus dem durchschnittlichen Regressionskoeffizienten für die Jahre 1953/54–1964/65. — [2]) Errechnet aus den Koeffizienten der gleitenden 7-Jahreswerte

unter einem halben Jahr berücksichtigt, während in dem Geflügelmischfutterverbrauch insgesamt das Aufzuchtfutter enthalten ist. Die aus den gleitenden 7-Jahreswerten ermittelten Koeffizienten schwanken mit geringen Abweichungen um den Durchschnittswert (Übersicht 3, Spalte 5). Die beiden ersten Koeffizienten fallen heraus, da die Intensivhaltung etwa bis 1956/57 bedeutungslos war.
Infolge der starken Annäherung des Durchschnittsverbrauchs — von 11,9 auf 38,4 kg —

an die bestandsabhängige Änderungsrate von 51,9 kg nahm die jährliche Elastizität in den Jahren 1953/54–1964/65 von 4,38 auf 1,35 ab (Übersicht 3, Spalte 2). Der Elastizitätskoeffizient kann theoretisch den Wert 1 annehmen, wenn der Durchschnittsverbrauch je Huhn und der Regressionskoeffizient übereinstimmen. In den landwirtschaftlichen Betrieben mit kleinen Geflügelbeständen ist der Anteil des wirtschaftseigenen Futters jedoch noch recht hoch, so daß der Elastizitätskoeffizient immer ein wenig > 1 bleiben wird.
Der Einfluß von Änderungen des Eier-Futtermittel-Preisverhältnisses auf die Mischfutternachfrage konnte nicht quantifiziert werden, da der bestands- und trendabhängige Verbrauchsanstieg den Preiseinfluß überdecken. Die Ausdehnung des Geflügelbestandes und damit die Steigerung des Mischfutterverbrauchs erfolgte trotz sinkender Erzeugerpreise für Eier. Produktionsbestimmend war nicht die ungünstige Entwicklung des Eier-Futtermittel-Preisverhältnisses, sondern die über die Hybridrassen und den technischen Fortschritt in der Fütterung und Haltung erreichte Kostensenkung. Mit einem Anstieg der Preisempfindlichkeit der Geflügelmischfutternachfrage ist zu rechnen, wenn die Umstellungen in der Haltungsform abgeschlossen sind und dadurch der Rationalisierungseffekt nur noch gering ist. Gewinnbestimmend ist dann letzlich das Eier-Futtermittel-Preisverhältnis.

2.2.3 *Die Nachfrage nach Rindviehmischfutter*

Der Nachfrageanalyse für Rindviehmischfutter liegt die Annahme zugrunde, daß die verbrauchten Mischfuttermengen nahezu ausschließlich an die Milchkühe verfüttert werden, während die Rindermast vor allem auf wirtschaftseigenen Futtermitteln basiert.
In den Jahren 1953/54–1964/65 stieg der Rindviehmischfutterverbrauch von 0,346 Mill. t auf 1,475 Mill. t bzw. von 59,0 auf 253,6 kg je Kuh und Jahr. Der relative Anteil am Mischfutterverbrauch insgesamt betrug 1964/65: 24,2 v. H.
Während die Nachfrage nach den beiden anderen Mischfutterarten in starkem Maße von Änderungen der Schweine- und Geflügelbestände abhängt, variierte der Kuhbestand im Untersuchungszeitraum nur unbedeutend und führte somit nicht zu größeren Nachfrageschwankungen. Die gesamtwirtschaftliche Milchviehmischfutternachfrage (Y_3) kann als eine Funktion folgender Faktoren dargestellt werden:

$$Y_{3_t} = f(T; p_1/q_{1_t};\ q_1/q_{2_t}; \ldots; q_1/q_{n_t}; G_t; wF_t)$$

Das heißt, die Nachfrage ist abhängig von
1. dem Trend (T) zur verstärkten Anwendung von Mischfutter in der Milchviehhaltung (1. Beobachtungswert = 1),
2. der Relation Erzeugerpreis für Milch zum Milchviehmischfuttermittelpreis (p_1/q_1),
3. der Preisrelation Milchviehmischfutter zu den Substituten (q_1/q_2); ... ; q_1/q_n),
4. der Grundfuttererzeugung (G),
5. der Erzeugung an wirtschaftseigenem Futtergetreide (wF).

Die langfristige Entwicklung der Nachfrage nach Rindviehmischfutter ist allein eine Folge des Trends zum steigenden Kraftfutteraufwand in der Milchviehhaltung, während sich der Einfluß der anderen Bestimmungsfaktoren im wesentlichen auf eine Beeinflussung der jährlichen Mischfutternachfrage beschränkt, ohne daß diese selbst eine trendähnliche Wirkung ausüben. Im Durchschnitt der Jahre 1953/54–1964/65 betrug die trendabhängige jährliche Steigerungsrate 108 480 t. Von diesem Durchschnittswert weichen die aus den gleitenden 7-Jahreswerten ermittelten Koeffizienten nur wenig ab (Übersicht 4, Spalte 11).
Der nachfragebestimmende Einfluß von Änderungen der Preisrelation Milch zu Misch-

ÜBERSICHT 4 Elastizitäts- und Regressionskoeffizienten der mengenmäßigen Nachfrage nach Rindviehmischfutter

	Elastizitätskoeffizienten errechnet aus								Funktion Nr.	Regressionskoeffizienten				
	Ø Regressionskoeffizienten (1953/54–1964/65)				gleitenden 7-Jahreswerten									
	η_{Y_3, X_2}	η_{Y_3, X_3}	$\eta_{Y_3 X_4}$	$\eta_{Y_3 X_5}$	$\eta_{Y_3 X_2}$	$\eta_{Y_3 X_3}$	$\eta_{Y_3 X_4}$	$\eta_{Y_3 X_5}$		a_1	a_2	a_3	a_4	a_5
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1953/54	0,90	−2,46	−3,31	−1,11										
1954/55	0,71	−2,06	−2,50	−0,92										
1955/56	0,62	−1,84	−2,33	−0,79										
1956/57	0,60	−1,71	−1,99	−0,75	·				27	96,13	·	·	−0,0464	−0,2736
1957/58	0,57	−1,49	−1,67	−0,61	·	·	−1,23	−1,45	28	104,28	·	−0,79	−0,0359	−0 1185
1958/59	0,49	−1,33	−1,63	−0,54	·	−0,53	−1,26	−0,79	29	111,64	·	−3.74	−0,0366	−0,1258
1959/60	0,36	−1,06	−1,04	−0,44	0,80	−0,73	−0,93	−0,47	30	115,58	566,46	−7,54	−0,0528	−0,0735
1960/61	0,43	−1,22	−1,43	−0,56	0,93	−1,03	−1,49	−0,43	31[1])	97,57	1318,39	−9,31	−0,0542	−0,0341
1961/62	0,36	−0,92	−1,19	−0,40	0,94	−0,82	−1,26	−0,31	32	92,71	875,98	−8,60	−0,0604	−0,0568
1962/63	0,32	−0,85	−0,98	−0,48										
1963/64	0,34	−0,85	−1,08	−0,46										
1964/65	0,28	−0,65	−0,71	−0,37										
Ø1953/54–1964/65									33	108,48	421,10	−10,04	−0,0539	−0,0722

Y_3 = Rindviehmischfutternachfrage. — X_2 = Preisrelation Milch/Mischfutter. — X_3 = Preisrelation Mischfutter/Ölkuchen. — X_4 = Grundfuttererzeugung. — X_5 = Futtergetreideerzeugung. — a_1 = trendabhängige Änderungsrate, a_2, a_3, a_4, a_5 sind die Regressionskoeffizienten der entsprechenden Variablen.

[1]) Den Berechnungen liegt die doppellogarithmische Kurvenform zugrunde. Zur Durchführung des Vergleiches erfolgte eine Umrechnung der Koeffizienten.

futter kann für den gesamten Untersuchungszeitraum als unbedeutend beurteilt werden. Die Ursachen für diesen geringen Preiseinfluß sind darin zu sehen, daß die Wirtschaftlichkeit des Kraftfutters als Ergänzungsfutter zu jedem Milchpreis [3, S. 183], aber auch als Leistungsfutter bei der augenblicklichen Preisrelation gegeben ist. Mit einem Anstieg der Grenzkosten und damit auch der Durchschnittskosten je kg produzierter Milch ist zu rechnen durch die infolge der begrenzten Aufnahmefähigkeit an Trockensubstanz erforderliche Verdrängung des wirtschaftseigenen Futters aus der Futterration. Voraussetzung hierfür ist, daß die Kosten der Nährstoffeinheit im zugekauften Kraftfutter höher als im wirtschaftseigenen Futter sind. Kraftfuttergaben über die optimale Aufwandszusammensetzung [33, S. 99 ff] hinaus führen zur Verteuerung der Produktion. Ökonomisches Verhalten der Landwirte unterstellt, muß demnach die Preisempfindlichkeit der Milchviehmischfutternachfrage mit steigendem Verbrauch zunehmen. Diese Aussage gilt zunächst nur für den Kraftfutteraufwand je Kuh; da die Kuhzahl jedoch annähernd konstant ist, dürfte sie auch für die gesamtwirtschaftliche Nachfrage zutreffen.
Eine zunehmende Abhängigkeit der Milchviehmischfutternachfrage von Preisänderungen wird bereits aus den Ergebnissen der Analysen mit gleitenden 7-Jahreswerten deutlich (Übersicht 4, Spalte 12), wobei ein Preiseinfluß für die ersten Jahre der Untersuchungsperiode nicht nachzuweisen war.
Die Möglichkeit, Mischfutter durch Ölkuchen zu substituieren, kommt in einer verhältnismäßig hohen Preiselastizität zum Ausdruck (Übersicht 4, Spalten 3 und 7). Auch bei dieser Variablen ist mit einem weiteren Anstieg des Regressionskoeffizienten zu rechnen. Stärker als Preisschwankungen wirkte sich in den einzelnen Jahren eine quantitativ und qualitativ unterschiedliche wirtschaftseigene Futterversorgung auf die Mischfutternachfrage aus. In dieser mit „Grundfuttererzeugung" bezeichneten Variablen ist auch die Weideleistung berücksichtigt, da eine ungünstige Weideperiode — insbesondere die Verzögerung des Weideauftriebes — einen zusätzlichen Kraftfutteraufwand erforderlich machen kann. Die Abweichungen zwischen den nach den beiden Verfahren errechneten Regressions- und Elastizitätskoeffizienten sind ab 1959/60 verhältnismäßig gering (Übersicht 4, Spalten 4 und 8).
Schwankungen in der Futtergetreideerzeugung beeinflußten — im Gegensatz zur Nachfrage nach Schweinemischfutter — den Milchviehmischfutterverbrauch. Die jährlichen Regressionskoeffizienten aus den gleitenden 7-Jahreswerten weisen eine abnehmende Tendenz auf und entsprechen seit 1959/60 dem Durchschnittswert (Übersicht 4, Spalte 15).

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag zeigt im ersten Teil die wichtigsten Probleme bei der Durchführung von Nachfrageanalysen — vor allem von Zeitreihenanalysen mit Jahresdaten — auf.
Im zweiten Teil wird dann speziell das Problem der Variation des nachfragebestimmenden Einflusses der Bestimmungsfaktoren in einer sich über mehrere Jahre erstreckenden Untersuchungsperiode behandelt. Es wird dargestellt, daß es durch die vereinfachende Annahme der Konstanz der Regressionskoeffizienten zu falschen jährlichen Elastizitäten kommen kann, da die Koeffizienten in Wirklichkeit nicht nur von Jahr zu Jahr variieren, sondern außerdem eine fallende oder steigende Tendenz aufweisen können. An einem Modellbeispiel sowie an empirischen Analysen der Nachfrage nach Schweine-, Geflügel- und Rindviehmischfutter wird demonstriert, welche Verbesserung der Analysenergebnisse durch Berechnungen mit gleitenden 7-Jahreswerten und einen zusätzlichen Ausgleich über die Elastizitätskoeffizienten zu erreichen ist.

Anhang

Das statistische Material

Jahr	Übersicht 1			Übersicht 2			
	Y[1])	X_1[1])	X_2[1])	Schweinemischfutterbrauch[2]) in 1000 t (Y_1)	Schlachtschweineproduktion[3]) in 1000 t (X_1)	Preisrelation Schlachtschweine/Mischfutter[4]) t−1 (X_2)	Futterrest der Kartoffelernte[5]) in 1000 t (X_3)
1950/51	200,0	100	250				
1951/52	208,5	99	255				
1952/53	204,0	101	260				
1953/54	178,0	103	248	237,9	1377	100,0	10 375
1954/55	197,9	100	253	423,8	1501	116,2	13 008
1955/56	200,5	102	259	604,4	1630	98,8	10 103
1956/57	209,4	106	270	744,2	1636	99,9	11 246
1957/58	220,5	98	265	762,2	1764	101,0	13 514[6])
1958/59	228,0	98	268	852,8	1753	92,7	10 778
1959/60	248,5	96	273	1065,7	1779	102,1	10 377
1960/61	248,2	103	278	1022,3	1854	98,2	12 092
1961/62	246,8	107	280	1416,7	1992	100,1	10 359
1962/63	230,7	105	275	1532,2	2074	97,6	12 065
1963/64	246,6	106	279	1403,1	2066	95,3	13 520
1964/65	252,6	108	281	1682,6	2277	103,1	12 268[6])
1965/66	237,0	108	278				

[1]) Vorgegebene Werte, s. S. 14. — [2]) Mischfutterherstellung in 1000 t. Statistisches Jahrbuch über Ernährung. Landwirtschaft und Forsten 1958, Hamburg und Berlin 1959, S. 150 und 1965, S. 159. — [3]) Schlachtgewicht einschließl. Fett. Statistisches Jahrbuch a. a. 0., 1958, S. 103 und 1965, S. 176. — [4]) Schlachtschweine Kl. c, DM je 50 kg (∅ von 24 Märkten). Statistisches Jahrbuch a. a. O., 1958, S. 103 und 1965, S. 227/Preis für Schweinemischfutter. Nachrichtenblatt für die Betriebs- und Marktwirtschaftlichen Meldungen, Bonn (1952/53 = 100, lag = t−1). — [5]) Statistisches Jahrbuch a. a. O., 1958, S. 302 und 1965, S. 161. — [6]) Es wurde der Verbrauch überdurchschnittlich hoher Restbestände aus dem Vorjahr berücksichtigt.

Literatur

1. Anderson jun., O.: Prüfung und rechnerische Tests bei Nachfrage- und Preisanalysen. In: Bedeutung und Anwendung ökonometrischer Methoden in der agrarwirtschaftlichen Forschung. Veröffentlichung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V., *2*, 477 Hiltrup 1963
2. Anderson, R. L.: The Problem of Autocorrelation in Regression Analysis. J. Amer. Statist. Assoc. *49*, 113 (1954)
3. Blohm, G.: Angewandte landwirtschaftliche Betriebslehre. 3. Aufl. Stuttgart 1957
4. Böventer, E. v.: Eine ökonometrische Untersuchung über die langfristige Entwicklung der Düngemittelnachfrage in Deutschland. Z. ges. Staatswiss. *116*, 626 (1960)
5. Cochrane, D. und Orcutt, G. H.: Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms. J. Amer. Statist. Assoc. *44* 32 (1949)

Jahr	Übersicht 3		Übersicht 4				
	Geflügelmischfutterverbrauch[1]) in 1000 t (Y_2)	Geflügelbestand[2]) in 1000 Stück (X_1)	Rindviehmischfutterverbrauch (o. Kälber)[3]) in 1000 t (Y_3)	Preisrelation[4]) Milch/Mischfutter (X_2) 1:	Preisrelation[5]) Mischfutter/Ölkuchen (X_3)	Grundfuttererzeugung[6]) in 1000 t GE (X_4)	Futtergetreide erzeugung[7]) in in 1000 t (X_5)
1953/54	595,1	50,2	345,9	0,736	84,9	21 278	5313
1954/55	757,7	50,6	428,0	0,717	87,7	19 898	5422
1955/56	776,4	47,9	497,2	0,737	91,2	21 517	5442
1956/57	875,7	50,0	551,7	0,787	93,9	20 367	5749
1957/58	1063,7	52,1	671,7	0,901	99,6	20 853	5646
1958/59	1215,2	52,6	736,3	0,861	97,2	22 273	5472
1959/60	1465,4	55,6	956,5	0,807	101,1	18 478	5796
1960/61	1562,0	55,3	835,6	0,846	101,4	22 244	6516
1961/62	1931,0	60,1	1043,8	0,898	95,5	22 972	5711
1962/63	2117,6	61,9	1136,1	0,868	96,5	20 619	7509
1963/64	2338,0	64,2	1123,3	0,917	95,5	22 473	7113
1964/65	2585,4	67,3	1474,7	0,971	96,1	19 394	7499

[1]) Mischfutterherstellung in 1000 t, Statistisches Jahrbuch, a. a. O., 1958, S. 150 und 1965, S. 159. — [2]) Jahresdurchschnittsbestand an Legehennen, a. a. O., 1958, S. 101 und 1965, S. 120 zuzüglich der nach dem Futterverbrauch (1:14) auf Hühner umgerechneten Mastgeflügelproduktion, Zentrale Markt- und Preisberichtstelle der Deutschen Landwirtschaft G. m. b. H., Die Agrarmärkte 1965 in der Bundesrepublik und im Ausland, Schlachtgeflügel, S. 3. — [3]) Mischfutterherstellung in 1000 t. Statistisches Jahrbuch, a. a. O., 1958, S. 150 und 1965, S. 159. — [4]) Erzeugerpreis für Milch. Statistisches Jahrbuch, a. a. O., 1958, S. 203 und 1965, S. 226/Preis für Milchviehmischfutter. Nachrichtenblatt, a. a. O. — [5]) Nachrichtenblatt, a. a. O. — [6]) Futteraufkommen aus der Inlandserzeugung (Futterfrüchte und Nebenerzeugnisse). Statistisches Jahrbuch, a. a. O., 1958, S. 82 und 1965, S. 99. — [7]) Einschließlich Industriegetreide. Statistisches Jahrbuch a. a. O., 1958, S. 145 und 1965, S. 155.

6. Ezekiel, M. und Fox, K. A.: Methods of Correlation and Regression Analysis, 3. Aufl. New York 1959,
7. Ferber, R.: Statistical Techniques in Market Research. New York 1949
8. Fox, K. A.: Econometric Analysis for Public Policy. Ames, Iowa, 1958
9. Ders.: The Analysis of Demand for Farm Products. U. S. D. A., Techn. Bull. No. 1081, Washington 1953
10. Frisch, R. A. und Waugh, F. V.: Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends. Econometrica *1*, 387 (1933)
11. Frisch, R. A.: Statistical Confluence Analysis by Means of Complete Regression Systems. Oslo 1934
12. Gollnick, H.: Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln und ihre Abhängigkeit von Preis- und Einkommensänderungen. Eine ökonometrische Untersuchung. Hefte für landwirtschaftliche Marktforschung *6*, Hamburg und Berlin 1954
13. Ders.: Neuere Entwicklungstendenzen auf dem Gebiet der ökonometrischen Forschung, Sonderdrucke aus: Jahrbuch für Sozialwissenschaft *15*, H. 3, 281 (1964) und *16*, H. 2 239 (1965)
14. Goreux, L. M.: Income and Food Consumption. FAO, Monthly Bulletin of Agricultural Economics and Statistics, Rome. *IX*, No. 10, 1 (1960)
15. Hanau, A.: Schweinezyklus. In: Handwörterbuch der Sozialwissenschaften *9*, 171 Göttingen 1956

16. HERLEMANN, H. H.: Die Einkommenselastizität des Mineraldüngerverbrauchs. Weltwirtsch. Archiv *62* H. 2, 242 (1949)
17. LESER, C. E. V.: The Measurement of Elasticities of Demand. Applied Statistics. A Journal of the Royal Statistical Society, London *3* 74 (1954)
18. MARSHALL, A.: Principles of Economics. An Introductory Volume. 8. Aufl. London 1922
19. MILLS, F. C.: Statistical Methods. New York 1955
20. PEARCE, J. F.: An Exact Method of Consumer Demand Analysis. Econometrica *29*, 499 (1961)
21. PLATE, R.: Struktur- und Standortfragen der tierischen Erzeugung und des Futtermittelbedarfs in der Bundesrepublik Deutschland. Kraftfutter 1964, 589
22. ROJKO, A. S.: Time Series Analysis in Measurement of Demand. Agricultural Economic Research *12*, No. 2, 37 (1961)
23. SCHMUCKER, H.: Zur methodischen Entwicklung der empirischen Nachfrageanalyse in den letzten zwanzig Jahren. Weltwirtsch. Archiv *80*, 1 (1958 I)
24. Dies.: Die Nachfrageanalyse auf Grund von Haushaltsrechnungen, ihr Beitrag zu einem Mehrländervergleich sowie als Ergänzung und Deutung einer Zeitreihenanalyse. In: Bedeutung und Anwendung ökonometrischer Methoden in der agrarwirtschaftlichen Forschung. Veröffentlichung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V. *2*, 333 Hiltrup 1963
25. SCHNEIDER, E.: Einführung in die Wirtschaftstheorie. II. Teil, Wirtschaftspläne und wirtschaftliches Gleichgewicht in der Verkehrswirtschaft, 6. Aufl. Tübingen 1960
26. STAMER, H. und WOLFFRAM, R.: Die Nachfrage nach Agrarprodukten — Elastizitäten und Entwicklungstendenzen. Agrarpolitik und Marktwesen, H. 5. Hamburg und Berlin 1965
27. STÖWE, H.: Ökonometrie und makroökonomische Theorie. Ökonomische Studien, H. 3. Stuttgart 1959
28. STOJKOVIC, G.: Market Models for Agricultural Products (bisher unveröffentliches Manuskript). Uppsala 1964
29. STONE, R.: The Demand for Food in the United Kingdom before the War. Metroeconomica *3*, 8 (1951)
30. TINBERGEN, J.: Einführung in die Ökonometrie. Sammlung „Die Universität" *31*, Wien 1952
31. TINTNER, G.: Handbuch der Ökonometrie. Berlin 1960
32. TOBIN, J.: A Statistical Demand Function for Food in the USA. J. Royal Statist. Soc. *113*, 113 (1950)
33. WEINSCHENCK, G.: Die optimale Organisation des landwirtschaftlichen Betriebes. Hamburg und Berlin 1964
34. WÖHLKEN, E.: Nachfrage- und Preisanalysen aufgrund von Zeitreihen. In: Bedeutung und Anwendung ökonometrischer Methoden in der agrarwirtschaftlichen Forschung. Veröffentlichung der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e. V. *2*, 395 Hiltrup 1963
35. WOLD, H.: Efterfrågan på jordbruksprodukter och dess känslighet för pris- och inkomstförändringar. Stockholm 1940.
36. Ders. und JURÉEN, L.: Demand Analysis. A Study in Econometrics. Stockholm 1952
37. WOLFFRAM, R.: Die Nachfrage nach Mischfuttermitteln. In: H. Stamer und R. Wolffram, Bestimungsgründe und Entwicklungstendenzen der Nachfrage nach Agrarprodukten und landwirtschaftlichen Produktionsmitteln. Arbeitsgemeinschaft für Rationalisierung des Landes Nordrhein-Westfalen. H. 80, 49 Dortmund, 1965
38. WORKING, E. J.: How much Progress has been made in the Study of Demand for Farm Products. J. Farm Econ. *37*, 968 (1955)