



**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](mailto: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.*

---

Wöhlken, E.: Analysen des Marktablaufs bei landwirtschaftlichen Erzeugnissen mit vierteljährlichen und monatlichen Daten. 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. 343-356.

---



# Analysen des Marktablaufs bei landwirtschaftlichen Erzeugnissen mit vierteljährlichen und monatlichen Daten

Von Dr. E. WÖHLKEN, Göttingen

1	Bedeutung .....	343
2	Probleme (Methodische Alternativen zur Berücksichtigung von saisonalen Einflüssen) .....	345
2.1	Gleichzeitige Berücksichtigung der Saisonschwankungen im ökonometrischen Modell .....	345
2.1.1	durch Strohvariable (0-1 Variable) .....	345
2.1.2	durch die erklärenden Variablen des ökonometrischen Modells	346
2.2	Vorherige Ausschaltung von Saisonschwankungen aus den Zeitreihen .....	346
2.2.1	Gruppierung in gleichnamige Saisonabschnitte .....	347
2.2.2	Beschränkung auf die Analyse der mittelfristigen Schwankungen (Veränderungen gegenüber dem Vorjahr) .....	347
2.2.3	Erstellung saisonbereinigter Reihen .....	348
3	Erfahrungen .....	349
3.1	Vergleich der Ergebnisse aus Jahres- und Monatsdaten am Bei- spiel der Eiernachfrage .....	349
3.1.1	Frühzeitigere Ermittlung der Abnahme der Elastizitäten .....	349
3.1.2	Getrennte Erfassung direkter Preiselastizitäten als Jahres- und Saisonelastizitäten .....	350
3.1.3	Quantifizierung latenter Kreuzpreisbeziehungen .....	351
3.1.4	Zusätzliche Einsicht in die Marktbesonderheiten bei beweglichen Festen .....	352
3.2	Vergleich der Ergebnisse aus Analysen mit unterschiedlicher Berücksichtigung der Saisonschwankungen .....	353
3.2.1	am Beispiel der Eiernachfrage .....	354
3.2.2	am Beispiel der Veränderungen des Sauenbestands .....	354
4	Schlußfolgerungen .....	356

## 1 Bedeutung

Quantitative Analysen des Marktablaufs bei landwirtschaftlichen Erzeugnissen, die bisher überwiegend auf der Basis von Eingleichungsmodellen und mit Hilfe von Jahresdaten erstellt wurden, können in zwei Richtungen ausgebaut und verfeinert werden. Zum einen können die untersuchten Märkte durch Mehrgleichungsmodelle dargestellt und deren strukturelle Parameter durch aufwendigere Schätzmethoden bestimmt wer-

den. In diesen Fällen wird man vorerst ebenfalls von Jahresdaten ausgehen, um Erfahrungen zu sammeln und dabei den Rechenaufwand in Grenzen zu halten. Zum anderen können den bewährten Eingleichungsmodellen als empirische Basis anstelle von Jahresdaten Vierteljahres- oder Monatsdaten zugrundegelegt werden. Der Wechsel in der Periodenlänge ist vornehmlich aus zwei Gründen erstrebenswert.

1. Jahresdaten ebnen in manchen Fällen durch die breite zeitliche Basis für die Summen- bzw. Durchschnittsbildung markante Schwankungen der Mengen und Preise soweit ein, daß in den Jahresdaten ein wesentlicher Teil der extremen Konstellationen im mittelfristigen (zyklischen) Ablauf nicht mehr erkennbar ist (vgl. Abb. 1).

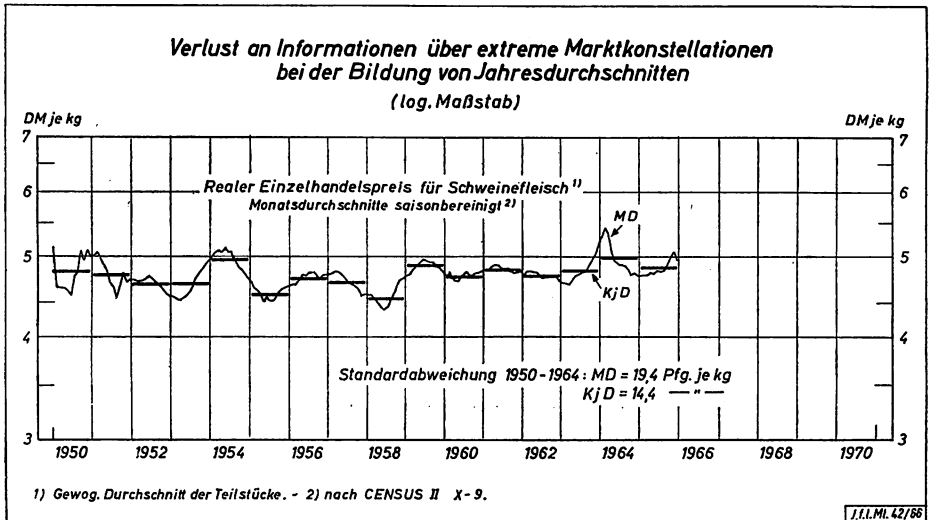


Abb. 1

Eine treffsichere Zuordnung der Einflüsse der erklärenden Variablen auf die zu erklärende Variable kann jedoch nur erfolgen, wenn die der Analyse zugrundegelegten Zeitreihen genügend Veränderungen aufweisen. Die extremen Situationen im mittelfristigen Marktverlauf, die häufig nur einige Monate andauern, sollten daher möglichst in die Analyse eingebracht werden und nicht vorher durch Summen- oder Mittelbildung verloren gehen.

2. Zeitreihenanalysen des Marktverlaufs erfordern eine gewisse Mindestzahl von Beobachtungsdaten. 10–15 Beobachtungen sind vom Standpunkt des Statistikers eine kleine Stichprobe. Innerhalb der letzten 10–15 Jahre haben jedoch in der Wirtschaft im allgemeinen und besonders auf einzelnen Märkten beträchtliche Veränderungen stattgefunden. Bei einer Zeitreihenanalyse mit 10–15 Jahresdaten können somit die Beziehungen zwischen den Marktgrößen am Anfang und Ende des untersuchten Zeitraums sich derart unterscheiden, daß es nicht ratsam ist, alle verfügbaren Jahresdaten in einer einzigen Analyse zu vereinen, zumal wenn die Ergebnisse der Analysen zu Voraussagen herangezogen werden sollen (vgl. dazu [12; 13; 17]). Hier können Zeitreihenanalysen mit monatlichen oder vierteljährlichen Daten ein Ausweg sein und sogar zusätzliche Einsichten bringen.

Die Verwendung monatlicher und vierteljährlicher Daten in quantitativen Analysen wirft allerdings zusätzliche Probleme auf, die teils durch die regelmäßig wiederkehrenden Saisonschwankungen bedingt sind, teils aber allein dadurch entstehen, daß grundsätzlich mit kürzerer Periodenlänge die Reaktionen der Marktpartner auf kurzfristige Marktphänomene erfassbar werden. Dabei ist es gleich, ob sie regelmäßig wiederkehren oder einmalige Konstellationen sind.

Für die Märkte der landwirtschaftlichen Erzeugnisse und zum Teil auch für die Märkte der daraus hergestellten Nahrungsmittel sind die regelmäßig wiederkehrenden Saisonschwankungen so charakteristisch, daß ihrer Berücksichtigung im folgenden besondere Aufmerksamkeit gewidmet werden muß, zumal durchaus vermutet werden kann, daß die Marktpartner auf die regelmäßig wiederkehrenden saisonalen Marktconstellationen allein deswegen anders reagieren, weil ihr Eintreffen erwartet wird. Ob die Marktpartner auf länger anhaltende Veränderungen der Marktgrößen anders reagieren als auf kurzfristige Veränderungen, obwohl beide unerwartet eintreffen, ist eine weitere Frage, die zu beantworten nur mit verfeinertem methodischen Rüstzeug möglich ist.

## 2 Probleme (Methodische Alternativen zur Berücksichtigung von saisonalen Einflüssen)

### 2.1 Gleichzeitige Berücksichtigung der Saisonschwankungen im ökonomischen Modell

#### 2.1.1 durch Strohvariable (0-1 Variable)

Oft werden bei Analysen mit Monats- oder Vierteljahresdaten die Saisonschwankungen der zu erklärenden Variablen in der Weise abzufangen versucht, daß das ökonomische Modell für jeden gleichnamigen Monat oder jedes gleichnamige Vierteljahr um eine Strohvariable erweitert wird. (In der Praxis werden für die zwölf Monate nur elf, für die vier Vierteljahre nur drei 0-1 Variablen eingesetzt, weil dadurch die Niveauunterschiede zum nicht gekennzeichneten Monat oder Vierteljahr bereits erfaßt werden und gleichzeitig Singularität in der Momentenmatrix vermieden wird [2; 11; 18; 19]). Diese rechnerisch recht einfache Lösung setzt jedoch voraus, daß die Saisonschwankungen der einbezogenen Variablen im Untersuchungszeitraum keine Änderungstendenzen aufweisen, weil bei der Erklärung der abhängigen Variablen unabhängig vom betrachteten Jahr im gleichnamigen Monat jeweils ein gleichbleibender Betrag durch die 0-1 Variable beigesteuert wird. Ist die genannte Voraussetzung „Konstante Saisonfigur“ nicht gegeben<sup>1)</sup>, so erklären die einzelnen 0-1 Variablen die saisonbedingten Niveauunterschiede in den Variablen zwar in den mittleren Jahren des untersuchten Zeitraums recht gut. Für die Jahre am Anfang und am Ende des Untersuchungszeitraums treffen die durchschnittlichen Regressionskoeffizienten der 0-1 Variablen aber um so weniger zu, je stärker die Änderungstendenz der Saisonfigur ist. Größere durch die 0-1 Variablen unerklärt gebliebene Reste von Saisonschwankungen in diesen Bereichen sind die Folge. Sie führen zu verzerrten Jahreselastizitäten, wenn zwischen den jährlichen und saisonalen Relationen Unterschiede bestehen [8, S. 16].

<sup>1)</sup> Je nach der für die ökonomischen Variablen gewählten Funktionsform ist die geforderte Konstanz der Saisonfigur unterschiedlich (in der jeweiligen Maßskala) definiert: bei arithmetisch-linearem Glied – Saisonfigur additiv konstant, bei logarithmisch-linearem Glied – Saisonfigur multiplikativ konstant, bei inversem Glied – Saisonfigur der reziproken Werte konstant.

### 2.1.2 durch die erklärenden Variablen des ökonomischen Modells

Wesentlich erstrebenswerter als das Abfangen der Saisonschwankungen in den erklärenden Variablen durch Strohvariable ist ihre Erklärung durch die gleichen Variablen des ökonomischen Modells, die bereits bei Analysen mit Jahresdaten herangezogen wurden, u. U. ergänzt um die eine oder andere spezifische Variable, die kurzfristige Besonderheiten erklärt, die innerhalb einzelner Monate oder Vierteljahre auftreten.

Dieses Vorgehen ist zwar außerordentlich schwierig und nicht in allen Fällen anwendbar. Wegweisend und erfolgreich hat in dieser Richtung GOLLNICK [8; 9; 10] mit der Durchrechnung von Komponentenanalysen gearbeitet. Durch die Aufspaltung der Zeitreihe in die Komponenten Jahresschwankungen, regelmäßig wiederkehrende Saisonschwankungen und außerordentliche Saisonschwankungen wird es möglich, in einer Analyse einem unterschiedlichen Verhalten der Marktpartner auf mittelfristige (jährliche), saisonale und sonstige kurzfristige Veränderungen Rechnung zu tragen. Eine kausale Interpretation der mit Hilfe der Komponentenanalyse ermittelten saisonalen Beziehungen ist naturgemäß nur da geboten, wo ein Einfluß der Komponentenbewegungen der erklärenden Variablen des ökonomischen Modells auf die Komponentenbewegungen der zu erklärenden Variablen zu erwarten ist. Zwei Beispiele mögen das verdeutlichen:

1. Die niedrigeren Eierpreise im Frühjahr sind durchaus der Anreiz zum höheren Eierverbrauch im Frühjahr und umgekehrt die höheren Eierpreise im Herbst ein Anlaß zur Verbrauchseinschränkung. Die saisonale Gegenläufigkeit von Preisen und Mengen bei der Nachfrage nach Eiern ist somit (zumindest weitgehend) ökonomisch bedingt und ihre Erfassung in der Analyse sinnvoll.
2. Der saisonalen Einkommensspitze im Dezember infolge der Weihnachtswendungen steht beim Geflügelfleischverbrauch der Haushalte im gleichen Monat eine ausgeprägte Spitze gegenüber (vgl. Abbildung 2). Hier wird erkennbar, daß mit der Analyse zwar ein straffer Zusammenhang der saisonalen Ausschläge nachweisbar wäre, dieser entbehrt jedoch der ursächlichen Verknüpfung. Bekanntermaßen ist der hohe Geflügelfleischverbrauch zum Weihnachtsfest gewohnheitsmäßiges Verhalten.

Ist für die saisonalen Relationen eine kausal erklärbare Verknüpfung zwischen den unabhängigen Variablen einerseits und den abhängigen Variablen andererseits nicht möglich, sollte die Interpretation der saisonalen Beziehungen unterbleiben. Dieser Teil der Komponentenanalyse entspricht dann de facto einer Saisonausschaltung mittels 0-1 Variablen.

Die Beschränkung für die Anwendung der Komponentenanalyse liegt — wie bei der Verwendung der 0-1 Variablen — in der Voraussetzung einer konstanten Saisonfigur, wenn in der Komponentenanalyse, wie es (wegen der einfacheren Berechnung) meist der Fall sein wird, Additivität und Konstanz der regelmäßig wiederkehrenden saisonalen Veränderungen unterstellt wird. Die absolute (oder auch relative) Konstanz der Saisonschwankungen ist aber eine Bedingung, die bei landwirtschaftlichen Erzeugnissen erfahrungsgemäß selten zutrifft. Die Auswirkungen einer unberechtigterweise unterstellten konstanten Saisonfigur wurden bei der Berechnung der Strohvariablen bereits erörtert. Sie grenzen die Anwendbarkeit der Komponentenanalyse auf die Trennung der jährlichen Relationen von den übrigen Beziehungen ein.

### 2.2 Vorherige Ausschaltung von Saisonschwankungen aus den Zeitreihen

Verzichtet man auf die gleichzeitige Berücksichtigung saisonaler Einflüsse im ökonomischen Modell, so kann eine vorherige Eliminierung der Saisonschwankungen aus

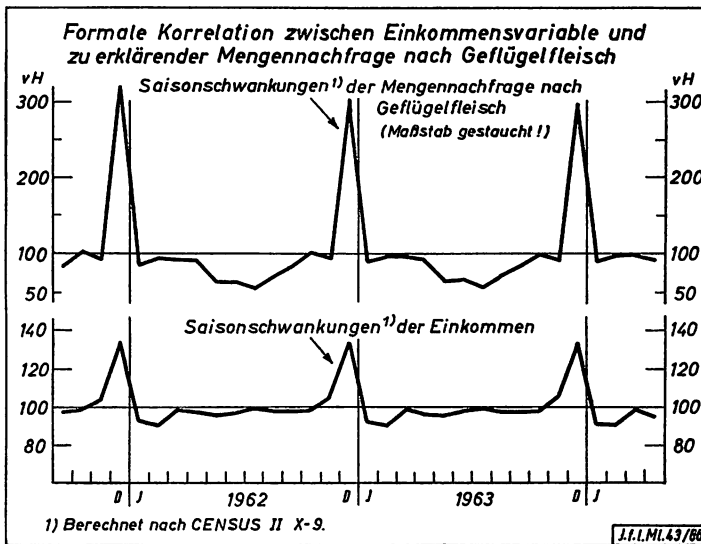


Abb. 2

den Zeitreihen auf drei grundsätzlich verschiedenen Wegen erfolgen: 1. durch die Bildung von Zeitreihengruppen aus gleichnamigen saisonalen Zeitabschnitten (Monaten, Vierteljahren oder anders abgegrenzten charakteristischen Perioden), 2. durch die Hervorhebung der mittelfristigen Schwankungen (gewonnen als Abweichungen von der Vorjahresperiode) bei gleichzeitiger Unterdrückung der Saisonschwankung und der langfristigen Tendenz oder 3. durch die Erstellung saisonbereinigter Reihen.

### 2.2.1 Gruppierung in gleichnamige Saisonabschnitte

Bei der Bildung von Gruppen aus den Zeitreihen ausgewählt nach gleichnamigen saisonalen Zeitabschnitten vervielfacht sich die Zahl der notwendigen Einzelanalysen im Maße der gebildeten Gruppen. Da sich die Daten einer Gruppe auf den gleichnamigen Saisonabschnitt beziehen, entfallen die regelmäßig wiederkehrenden saisonalen Unterschiede. Die mittelfristigen (jährlichen) und die langfristigen (tendenziellen) Änderungen verbleiben in den Reihen. Der Vorteil dieses Verfahrens liegt in der Möglichkeit, Unterschiede in dem Verhalten der Marktpartner zwischen den einzelnen Saisonabschnitten aufzudecken. Als Nachteil ist zu werten, daß, wie bei Jahresdaten, die empirische Basis wegen der sonst zu geringen Zahl der Beobachtungsdaten zu weit in die Vergangenheit zurückreichen muß.

### 2.2.2 Beschränkung auf die Analyse der mittelfristigen Schwankungen (Veränderungen gegenüber der entsprechenden Vorjahresperiode)

Mit der Verwendung der Veränderungen gegenüber dem Vorjahr ist eine Beschränkung auf die Analyse mittelfristiger Schwankungen verbunden. Durch den Bezug auf die Vergleichsperiode des Vorjahres wird außer den Saisonschwankungen auch der Trend weitgehend eliminiert, so daß in umgewandelten Zeitreihen die mittelfristigen Schwankungen vorherrschen und lediglich durch die irregulären kurzfristigen Veränderungen überlagert sind.



Da seit dem Bestehen der Bundesrepublik Deutschland die Verbrauchereinkommen ziemlich stetig gestiegen sind, bedeutet die Umwandlung der Reihen in Veränderungen gegenüber dem Vorjahr, daß in fast allen Nachfrageanalysen der Einfluß der Einkommensvariablen auf den Verbrauch nicht mehr statistisch gesichert nachweisbar ist. Diese Alternative zur Eliminierung der Saisonschwankungen ist aus diesem Grunde zwar zusätzlich zu Vergleichszwecken recht brauchbar, aber letztlich keine Lösung, wenn auch der (Trend-)Einfluß des Einkommens auf den Verbrauch gemessen werden soll.

### 2.2.3 *Erstellung saisonbereinigter Reihen*

Die Berechnung saisonbereinigter Reihen ist als methodische Alternative zur Berücksichtigung saisonaler Einflüsse bei der Analyse von Monats- und Vierteljahresdaten wegen der Komponentenverknüpfung und Komponentenabgrenzung gleichfalls nicht ohne Probleme. Wie bei der Berechnung der Veränderungen gegenüber dem Vorjahr und deren Verwendung zur Analyse wird bei der Analyse mit saisonbereinigten Reihen von vornherein auf die Ermittlung der Relationen zwischen saisonalen Schwankungen der erklärenden Variablen und saisonalen Veränderungen der zu erklärenden Variablen verzichtet. Die langfristige Tendenz bleibt jedoch — im Gegensatz zur Berechnung von Veränderungen gegenüber dem Vorjahr — in den saisonbereinigten Zeitreihen erhalten, so daß die langfristigen Änderungen in den erklärenden Variablen in ihrer Auswirkung auf die zu erklärende Variable erfaßt werden können.

Neben diesem Vorteil bietet die Saisonbereinigung der Reihen vor der eigentlichen Marktanalyse die Möglichkeit, eine Änderungstendenz der Saisonfigur zu berücksichtigen. Die neu entwickelten Verfahren zur Saisonbereinigung von Zeitreihen sind heute so weit ausgebaut und verfeinert, daß bei Vorhandensein einer variablen Saisonfigur mit stetiger Änderungstendenz der Rechengang dieser ebensogut angepaßt ist, wie bei einer konstanten Saisonfigur. Das gilt sowohl für die Saisonbereinigungsverfahren, bei denen Regressionen der Ursprungswerte auf den Trend (Verfahren der Deutschen Bundesbank [1; 5; 6; 7] oder Regressionen der Abweichungen vom (bzw. Relationen zum) gleitenden Mittel auf die Zeit [4; 21] errechnet werden, als auch für die Verfahren, bei denen aus den Relationen zum gleitenden Mittel wiederum gleitende Mittel gebildet werden (Verfahren des Bureau of Labor Statistics [20]; Verfahren des Bureau of the Census [16]). Die beiden letzteren Verfahren sind im Hinblick auf die Berücksichtigung variabler Saisonschwankungen besonders anpassungsfähig, werden aber dennoch weiter zu verfeinern versucht [3; 14; 15].

Den modernen Saisonbereinigungsverfahren gemeinsam sind die programmintern vorgesehenen Iterationen zur Erreichung bester Anpassungen. Einzelne Verfahren ermöglichen sogar die Wahl eines additiven oder multiplikativen Zusammenhangs zwischen Saisonkomponente und Trend-Zyklus-Komponente je nach der zu bereinigenden Reihe (u. a. CENSUS II X-11). Außerdem ist für das CENSUS-Verfahren eine im Bedarfsfall vorzuschaltende Bereinigung von Kalenderunregelmäßigkeiten entwickelt worden [23].

### 3 Erfahrungen

#### 3.1 *Vergleich der Ergebnisse aus Jahres- und Monatsdaten am Beispiel der Eiernachfrage<sup>1)</sup>*

##### 3.1.1 *Frühzeitigere Ermittlung der Abnahme der Elastizitäten*

Mit steigenden Realeinkommen und fallenden Realpreisen nehmen bekanntlich die Elastizitäten der mengenmäßigen Nachfrage ab. Die Abnahme der Einkommenselastizität zu kennen, ist besonders für Nachfragevorschätzungen wichtig, und die Veränderungen der Preiselastizitäten sind zur Abschätzung der zu erwartenden Preisschwankungen bei mittelfristigen Diskrepanzen zwischen Angebotsmenge und Nachfragepotential relevant.

Die Veränderungen der Elastizitäten bei im Zeitablauf veränderten Realeinkommen und Realpreisen läßt sich bei Jahresdaten über die unterschiedlichen Funktionsformen erfassen. Alle im doppellogarithmischen Maßstab nicht-linearen Funktionstypen implizieren Elastizitäten, die sich entlang der Kurve ändern. Unterschiedlich gute Anpassungen an die Daten — also eine Wahlmöglichkeit unter den einzelnen Funktionen — ergeben die verschiedenen Kurvenformen jedoch erst, wenn die Daten einen genügend großen Bereich bestreichen. Für die Einkommenselastizität der Nachfrage bedeutete das bei dem stetigen Einkommenswachstum in den letzten 10–15 Jahren, daß möglichst alle verfügbaren Jahresdaten in die Analyse einzubeziehen waren. Damit wurde allerdings den ersten und den mittleren Jahren die gleiche Bedeutung zugemessen wie den letzten Jahren, obwohl die Aussagekraft der letzteren für Vorausschauen und Projektionen erheblich größer ist als die der weiter zurückliegenden Jahre. Die Elastizitäten für die jüngste Vergangenheit können somit über unterschiedliche Funktionsformen nur angenähert ermittelt werden. Ein Ausweg bietet sich mit der Analyse von Vierteljahresdaten und Monatsdaten an. Bei diesen kann infolge der größeren Zahl von Beobachtungswerten in der Analyse viel eher auf die zurückliegenden (für heutige Entscheidungen bereits irrelevanten Jahre) verzichtet werden als bei Jahresdaten. Voraussetzung dafür ist allerdings eine sachgerechte Lösung des Saisonproblems in den Zeitreihen.

Als Beispiel läßt sich die Analyse der Mengennachfrage nach Eiern anführen. Aus der Regression mit Jahresdaten bei einer Funktionsform mit bester Anpassung (Tab. 1, Analyse 1) muß — infolge der Berücksichtigung längst vergangener Konstellationen für heutige Verhältnisse auf eine Einkommenselastizität der Mengennachfrage nach Eiern von 0,2 geschlossen werden. Aus der Analyse mit saisonbereinigten Monatsdaten für das Jahrfünft 1960–64 kann dagegen ein Einfluß der Realeinkommen auf den Eierverbrauch überhaupt nicht mehr nachgewiesen werden (Tab. 2, Analyse 5). Dieses Ergebnis steht mit der tatsächlichen Entwicklung viel besser im Einklang als das aus den Jahresdaten von 1950–1964.

Für die Preiselastizität der Mengennachfrage nach Eiern läßt sich bei der langfristig abnehmenden Tendenz der Realpreise für Eier das Entsprechende zeigen. Aus der Analyse mit Jahresdaten (Tab. 1, Analyse 1) mußte man für das Jahrfünft 1960–64 bei den mittleren Preisen dieser fünf Jahre auf eine direkte Preiselastizität von  $-0,5$  schließen, auf Grund der Analyse mit saisonbereinigten Monatsdaten für den gleichen Zeitraum (Tab. 2, Analyse 5) ist die entsprechende Elastizität jedoch nur mit  $-0,3$  anzusetzen. Dieses Ergebnis entspricht ebenfalls besser der abnehmenden Reagibilität der Haushalte mit ihrem Eierverbrauch auf Preisveränderungen.

<sup>1)</sup> Die im folgenden angeführten Beispiele sind teilweise aus einer noch unveröffentlichten Studie über die Substitutionsbeziehungen bei der Mengennachfrage nach Fleisch und Eiern entnommen, die in Zusammenarbeit mit Herrn H. LAUENSTEIN entstanden ist.

TABELLE 1 Vergleich von Analysen mit Jahres- und Monatsdaten am Beispiel der Mengennachfrage nach Eiern von 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalten. Funktion mit den Variablen  $\ln d^1$

Analyse — Freiheits- grade	Abk. <sup>2)</sup>	Partielle Koeffizienten zu den unabhängigen Variablen				Gemeinsame Koeffizienten
		reale ausga- bef. Einnah- men (1000/DM)	Realpreise für Eier (Pf je Stck)	0-1 Variable		
				Ostern	Pfingsten	
Jahresdaten (Kj 1950-1964)						
1	$\eta$	0,346	-0,711			$a = 105,843$ $S = 1,592$ $d = 1,921$ $\bar{R}^2 = 0,970$
	$b$	-10,418**	-1,523**			
	$s$	(1,939)	(0,272)			
	$t$	5,37	5,60			
12	$\beta$	0,456	0,537			
Saisonbereinigte Monatsdaten <sup>3)</sup> (Jan. 1950-Dez. 1964)						
2	$\eta$	0,400	-0,656			$a = 104,901$ $S = 2,828$ $d = 1,066^*$ $\bar{R}^2 = 0,914$
	$b$	-11,974**	-1,397**	4,076**	1,696*	
	$s$	(0,810)	(0,105)	(0,769)	(0,791)	
	$t$	14,78	13,26	5,30	2,14	
175	$\beta$	0,529	0,478	0,118	0,048	

<sup>1)</sup> Beziehung Einkommen-Menge invers-linear (arithmetisch-linear im Kehrwert), übrige Beziehungen arithmetisch-linear. — <sup>2)</sup>  $\eta$ : Elastizitätskoeffizient,  $b$ : Regressionskoeffizient,  $s$ : Standardfehler des Regressionskoeffizienten,  $t$ : Sicherheitsgrad (Regressionskoeffizient dividiert durch seinen Standardfehler),  $\beta$ :  $\beta$ -Koeffizient (mißt die relative Bedeutung der Bestimmungsgründe),  $a$ : Konstante der Regressionsgleichung,  $S$ : Standardfehler der Schätzung,  $d$ : d-statistic nach DURBIN und WATSON,  $\bar{R}^2$ : multipler Determinationskoeffizient unter Berücksichtigung der Freiheitsgrade. — <sup>3)</sup> Saisonbereinigt nach CENSUS II X-9 mit vorgeschalteter Bereinigung von Kalenderunregelmäßigkeiten.

Anmerkung: Regressionskoeffizienten mit \*\* sind (unter Voraussetzung der Normalverteilung) mit 99% Sicherheitswahrscheinlichkeit, mit\* mit 95% Sicherheitswahrscheinlichkeit von Null wesentlich verschieden; ohne Stern statistisch nicht gesichert. — Eine Reihenkorrelation der Residuen ist bei zweiseitiger Fragestellung mit der d-statistic bei \* mit 95% Sicherheitswahrscheinlichkeit nachweisbar, ohne Stern statistisch gesichert nicht nachzuweisen.

### 3.1.2 Getrennte Erfassung direkter Preiselastizitäten als Jahres- und Saisonelastizitäten

Die Analyse von Monats- oder Vierteljahresdaten schafft, wie erwähnt, überhaupt erst die Möglichkeit, der Frage nachzugehen, ob die Marktpartner auf erwartete saisonale Marktveränderungen anders reagieren als auf unerwartete kurz- oder mittelfristige Veränderungen am Markt. Als schlagendes Beispiel sei wiederum die Mengennachfrage nach Eiern erwähnt. Ein entsprechender Nachweis ist jedoch auch für den Butterverbrauch geführt worden [9; 10]. Auf eine jedes Jahr wiederkehrende saisonale Preisveränderung reagierten die Verbraucher wesentlich stärker als auf die unvorhergesehenen jährlichen Preisveränderungen. Für die Zeitspanne von Juli 1950 bis Juni 1962 konnte gezeigt werden, daß auf eine saisonale Veränderung der Realpreise um 1% die Haus-

halte mit einer Mengenveränderung um  $-2\%$  reagierten, während auf die entsprechende Realpreisveränderung von Jahr zu Jahr nur eine Mengenänderung um  $-0,4\%$  erfolgte [22].

Liegt ein gesicherter Unterschied zwischen Saisonelastizität und Jahreselastizität vor, was mit der Komponentenanalyse herausgearbeitet und geprüft werden kann, so kann eine Analyse der Monats- oder Vierteljahresdaten ohne Berücksichtigung der Saisonschwankungen vor oder in der Regression nicht erfolgreich durchgeführt werden. Es würden verzerrte Elastizitäten berechnet, die in der Größenordnung zwischen den Jahres- und Saisonelastizitäten lägen.

### 3.1.3 *Quantifizierung latenter Kreuzpreisbeziehungen*

Ein weiterer Vorteil der Analysen mit Monats- und Vierteljahresdaten gegenüber den Analysen mit Jahresdaten liegt in der Möglichkeit, Kreuzpreisbeziehungen, die sich aus Jahresdaten nicht oder nicht statistisch gesichert nachweisen lassen, erfolgreich herauszuarbeiten. Das ist verständlich, wenn man bedenkt, daß die Substitutionsvorgänge bei der Nachfrage nach Nahrungsmitteln besonders bei extremen Preiskonstellationen stattfinden. Diese werden bei der Jahressummen- und -durchschnittsbildung nur zu leicht eingeebnet, so daß die zum statistischen Nachweis notwendige Streuung verlorengeht (vgl. Abb. 1).

Hinzu kommt die allgemein erkennbare Entwicklung einer Umschichtung in der Bedeutung der Bestimmungsfaktoren für die Änderung der Nachfrage. In dem Maße wie mit steigendem Lebensstandard der Einfluß der Verbrauchereinkommen auf die Mengennachfrage nach Nahrungsmitteln abnimmt, verändert sich die relative Bedeutung der Bestimmungsfaktoren Einkommen, Eigenpreis und Kreuzpreis derart, daß der bisher wichtigste Faktor, das Verbrauchereinkommen, weniger Nachfrageveränderungen erklärt als der Eigenpreis und schließlich sogar in seiner Bedeutung hinter dem Einfluß des Kreuzpreises zurücktreten kann, sofern bei dem betrachteten Gut Substitutionsmöglichkeiten bestehen.

Die Mengennachfrage nach Eiern ist wiederum ein gutes Beispiel für dieses Phänomen. Früher oder später werden auch andere Nahrungsmittel, deren Verbrauch heute noch vergleichsweise stark von Einkommenssteigerungen abhängt, dieses Stadium durchlaufen. Im Jahrfünft 1950-54 haben die realen Einkommensveränderungen und die realen Veränderungen der Einzelhandelspreise noch gleich viel zur Erklärung der Veränderungen der Mengennachfrage nach Eiern beigetragen, was an den fast gleich großen  $\beta$ -Koeffizienten zu erkennen ist (vgl. in Tab. 2 die Analysen 4 und 5). Im Jahrfünft 1955-59 war der Beitrag der Einkommensvariablen zur Erklärung der Mengenveränderung nur noch halb so groß wie der der Preisveränderungen, und im Jahrfünft 1960-64 lieferte die Einkommensvariable zur Erklärung der Mengenveränderungen überhaupt keinen Beitrag mehr. In diesem Zeitraum war jedoch der Einfluß des Kreuzpreises (des Realpreises für Fleisch und Fleischwaren) auf den Eierverbrauch statistisch gesichert nachweisbar (vgl. Tab. 2, Analyse 6).

Wann bei den einzelnen Nahrungsmitteln der Einkommenseinfluß auf den Verbrauch so stark an Bedeutung verliert, daß er in der Rangfolge der Bestimmungsfaktoren an die letzte Stelle rückt, ist eine Frage, die brennend interessiert und sicherlich am ehesten mit Monats- und Vierteljahresdaten zuerst nachweisbar ist. Soviel kann aber wohl schon jetzt gesagt werden: Bei all den Nahrungsmitteln, die leicht substituierbar sind und sich noch nicht im Stadium der absoluten Inferiorität befinden, wird bei rückläufigem Einfluß der Einkommensvariablen auf den Verbrauch der Einfluß der Eigen- und Kreuzpreise auf den Verbrauch auch dann noch vorhanden sein, wenn eine Steigerung der Realeinkommen keine Auswirkung mehr hat.

TABELLE 2 Vergleich von Analysen mit saisonbereinigten Monatsdaten<sup>1)</sup> für Teilperioden am Beispiel der Mengennachfrage nach Eiern von 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalten. Funktion mit den Variablen wechselnd<sup>2)</sup>

Analyse — FG	Abk. <sup>3)</sup>	Partielle Koeffizienten zu den unabhängigen Variablen				Gemeinsame Koeffizienten
		reale ausga- bef. Ein- nahmen (1000/DM)	Realpreise im Ein- zelhandel Eier (Pf je Ei)	0-1 Variable Fleisch <sup>4)</sup> Ostern	Pfingsten	
Januar 1950 bis Dezember 1954						
3	$\eta$	0,577	-1,288	.	.	$a = 114,885$ $S = 2,911$ $d = 1,022^*$ $\bar{R}^2 = 0,688$
	$b$	-10,410**	-1,902**	.	.	
	$s$	(1,533)	(0,275)	.	(1,370) (1,367)	
	$t$	6,79	6,93	.	2,11 1,63	
55	$\beta$	0,507	0,523	.	0,155 0,119	
Januar 1955 bis Dezember 1959						
4	$\eta$	0,535	-0,721	.	.	$a = 119,526$ $S = 2,296$ $d = 1,689$ $\bar{R}^2 = 0,829$
	$b$	-17,551**	-1,591**	.	3,224** 1,530	
	$s$	(3,655)	(0,193)	.	(1,138) (1,077)	
	$t$	4,80	8,24	.	2,83 1,42	
55	$\beta$	0,358	0,643	.	0,163 0,077	
Januar 1960 bis Dezember 1964						
5	$\eta$	0,048	-0,328	.	.	$a = 86,609$ $S = 2,463$ $d = 1,521$ $\bar{R}^2 = 0,499$
	$b$	-2,249	-0,952**	.	5,815**	
	$s$	(3,303)	(0,149)	.	(1,156)	
	$t$	0,68	6,37	.	5,03	
56	$\beta$	0,062	0,593	.	0,466	
6	$\eta$	.	-0,287	0,582	.	$a = 41,980$ $S = 2,347$ $d = 1,666$ $\bar{R}^2 = 0,545$
	$b$	.	-0,833**	0,346*	5,658**	
	$s$	.	(0,150)	(0,139)	(1,103)	
	$t$	.	5,52	2,48	5,13	
56	$\beta$	.	0,519	0,232	0,453	

1) Saisonbereinigt nach CENSUS II X-9 mit vorgeschalteter Bereinigung von Kalenderunregelmäßigkeiten. — 2) Beziehung Einkommen-Menge invers-linear, übrige Beziehungen arithmetisch-linear. — 3) Siehe Fußnote 2 zu Tabelle 1. — 4) Untergruppe Fleisch, Fleischwaren und Geflügel aus dem Preisindex für die Lebenshaltung.

Anmerkung: Siehe Anmerkung zu Tab. 1.

### 3.1.4 Zusätzliche Einsicht in die Marktbesonderheiten bei beweglichen Festen

Als letzter Punkt zum Vergleich der analytischen Ergebnisse aus Jahres- und Monatsdaten ist die zusätzliche Einsicht in die Marktconstellationen bei beweglichen Festen anzuführen. Die Analysen mit Monatsdaten lassen eine Zuordnung des veränderten

Verhaltens der Marktpartner bei beweglichen Festen zu. Beispielsweise ist der Eierverbrauch unter sonst gleichen Bedingungen im März höher als im April, wenn das Osterfest in den März fällt und umgekehrt im März geringer als im April, wenn das Osterfest in den April fällt. Der Einfluß, der von den Verbrauchsgewohnheiten anläßlich der beweglichen Feste auf die Mengennachfrage nach Eiern ausgeht, läßt sich bei den Analysen mit Monatsdaten über 0-1 Variable quantifizieren (Tab. 1, Analyse 2; Tab. 2, Analysen 3, 4 und 5). Diese Möglichkeit besteht grundsätzlich auch für Preisanalysen, nur liegen hierfür noch keine eigenen Erfahrungen vor.

### 3.2 Vergleich der Ergebnisse aus Analysen mit unterschiedlicher Berücksichtigung der Saisonschwankungen

#### 3.2.1 am Beispiel der Eiernachfrage

Die Saisonschwankungen der Mengennachfrage nach Eiern der 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalte sind seit 1950 beträchtlich zurückgegangen (vgl. Abb. 3). Es liegt hier eine ausgeprägt variable Saisonfigur vor. Die Aufnahme von Strohvariablen in das ökonomische Modell zur Berücksichtigung der Saisonschwankungen in der Analyse

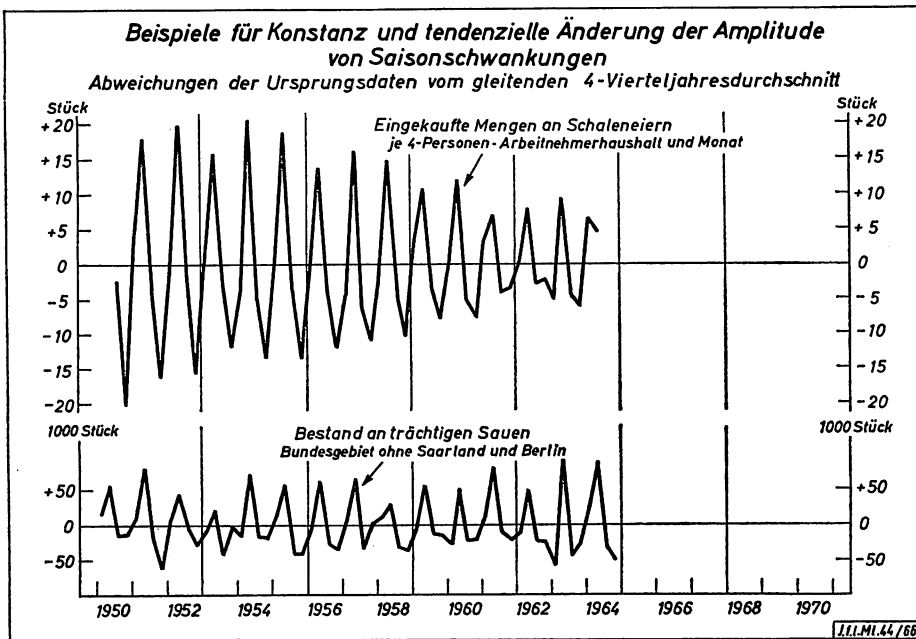


Abb. 3

ist mithin streng genommen nicht zulässig. Dennoch wurde dieser Ansatz gerechnet, um die Schätzwerte mit denen aus Analysen mit saisonbereinigten Daten vergleichen zu können. Die saisonbereinigten Daten wurden mit Hilfe von variablen Saisonindizes erstellt und tragen somit der Änderungstendenz der Saisonfigur in allen zur Analyse herangezogenen Variablen Rechnung. Die aus beiden Ansätzen geschätzten Elastizitäten der Mengennachfrage weisen die erwarteten Unterschiede auf. Die Preiselastizi-

TABELLE 3 Vergleich von Analysen mit unterschiedlicher Berücksichtigung der Saisonschwankungen am Beispiel der Mengennachfrage nach Eiern<sup>1)</sup> von 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalten. Zweimonatsdaten Jan.-Febr. 1950 bis Nov.-Dez. 1963. Funktion mit den Variablen wechselnd<sup>2)</sup>

Analyse - FG	Abk. <sup>3)</sup>	Partielle Koeffizienten zu den unabhängigen Variablen							Gemeinsame Koeffizienten
		reale ausgabef. Einnahmen (log DM)	realer Eierpreis <sup>4)</sup> (Pf. je Ei)	0-1 Variable					
Saisonschwankungen vorher eliminiert <sup>5)</sup>									
7	$\eta$	0,416	-0,657						$\bar{R}^2 = 0,937$
	$b$	48,592**	-1,476**						$a = -48,799$
	$s$	(4,27)	(0,148)						$S = 2,255$
81	$t$	11,38	10,01						
Saisonschwankungen durch 0-1 Variable abgefangen									
8	$\eta$	0,303	-0,920						$\bar{R}^2 = 0,953$
	$b$	35,332**	-2,066**	-1,2	15,6**	10,4**	-0,3	-4,1*	$a = -2,700$
	$s$	(5,426)	(0,182)	(1,2)	(1,2)	(1,2)	(1,2)	(1,5)	$S = 3,019$
76	$t$	6,51	11,35	1,1	12,9	8,6	0,3	2,8	

<sup>1)</sup> Einge kaufte Mengen je Haushalt und Monat (Stück). — <sup>2)</sup> Beziehung Einkommen-Menge halb logarithmisch-linear; übrige Beziehungen arithmetisch-linear. — <sup>3)</sup> Siehe Fußnote 2 zu Tabelle 1. — <sup>4)</sup> Im Einzelhandel. — <sup>5)</sup> Saisonbereinigt mit Hilfe gleitender Saisonindices aus Regressionen (Relationen der Ursprungsdaten zum gleitenden Mittel bezogen auf die Zeit).  
Anmerkung: Siehe Anmerkung zu Tab. 1.

tät der Mengennachfrage nach Eiern ist im Durchschnitt der Jahre 1950-63 berechnet aus den saisonbereinigten Daten -0,66 und stimmt recht gut mit der aus Jahresdaten berechneten Preiselastizität von -0,71 überein (vgl. Tab. 3, Analyse 7, und Tab. 1, Analyse 1). Die entsprechende Preiselastizität der Mengennachfrage nach Eiern aus dem Ansatz mit 0-1 Variablen liegt mit -0,92 über der erwarteten Größenordnung (vgl. Tab. 3, Analyse 8). Dies ist leicht erklärbar, weil die für die 0-1 Variablen ermittelten Regressionskoeffizienten sich auf den Durchschnitt der gesamten analysierten Periode beziehen. Sie werden jedoch auch auf die ersten und letzten Jahre des Untersuchungszeitraums angewendet. Dort erfassen sie die Saisonschwankungen am Anfang und Ende des Gesamtzeitraums nicht korrekt. Die durch die 0-1 Variablen nicht erfaßten Saisonschwankungen am Anfang und Ende der Periode werden in die Jahreselastizitäten verrechnet und verzerren diese nach oben. Das ist zu erwarten, weil, wie mit Hilfe der Komponentenanalyse nachgewiesen werden konnte, bei Eiern die Saisonelastizitäten beträchtlich größer sind als die Jahreselastizitäten.

### 3.2.2 am Beispiel der Veränderungen des Sauenbestands<sup>1)</sup>

Die Saisonschwankungen des Bestandes an trächtigen Sauen weisen seit 1950 etwa die gleiche Amplitude auf (vgl. Abb. 3).

<sup>1)</sup> Die folgenden Analyseergebnisse sind einer noch unveröffentlichten Studie über die Bestimmungsfaktoren der zyklischen Veränderungen der Sauenbestände entnommen.

Die Saisonfigur des Sauenbestands unterlag somit nur geringfügigen Veränderungen. Die konstante Saisonfigur erlaubt mithin die Aufnahme von Strohvariablen zur Berücksichtigung der Saisonschwankungen in das ökonomische Modell. Zum Vergleich wurde die Analyse der Veränderungen des Sauenbestands außerdem mit saisonbereinigten Reihen durchgerechnet, obwohl die in der Saisonbereinigung vorgesehene Berücksichtigung einer etwaigen Änderungstendenz der Saisonfigur sich hier kaum auswirken konnte.

Die aus beiden Ansätzen errechneten Elastizitäten sind fast gleich. Die Elastizität des Sauenbestands in bezug auf Veränderungen der Schweine-Gerste-Preisrelation ist in beiden Analysen +0,55 und in bezug auf die Veränderungen der aus Inlandserzeugung zur Verfügung stehenden Futtermengen an Kartoffeln und Futterrüben in beiden Fällen +0,40 (vgl. in Tab. 4 Analyse 9 und 10).

TABELLE 4 Vergleich von Analysen mit unterschiedlicher Berücksichtigung der Saisonschwankungen am Beispiel der Veränderungen des Bestands an trächtigen Sauen<sup>1)</sup> Bundesgebiet ohne Saarland und Berlin. Zählquartale Dezember 1951 bis September 1959. Arithmetisch-lineare Funktion

Analyse - FG	Abk. <sup>2)</sup>	Partielle Koeffizienten zu den unabhängigen Variablen					Gemeinsame Koeffizienten	
		Zeit <sup>3)</sup>	Preisrelation Schweine zu Gerste	Futtermenge Kart. u. F.-rüben <sup>4)</sup>	0-1 Variable			
					März	Juni	Dez.	
Saisonschwankungen vorher eliminiert <sup>5)</sup>								
9	$\eta$	.	0,546	0,397	.	.	.	$a = -200,150$ $S = 17,963$ $d = 1,094^*$ $\bar{R}^2 = 0,956$
	$b$	8,175**	65,621**	56,503**	.	.	.	
	$s$	(0,420)	(8,191)	(10,557)	.	.	.	
	$t$	19,48	8,01	5,35	.	.	.	
28	$\beta$	0,887	0,328	0,240	.	.	.	
Saisonschwankungen durch 0-1 Variable abgefangen								
10	$\eta$	.	0,539	0,402	.	.	.	$a = -195,746$ $S = 19,093$ $d = 1,791$ $\bar{R}^2 = 0,957$
	$b$	7,961**	68,419**	57,259**	25,7*	17,3	1,2	
	$s$	(0,430)	(8,928)	(11,248)	(9,6)	(12,3)	(9,6)	
	$t$	17,89	7,66	5,09	2,7	1,4	0,1	
25	$\beta$	0,784	0,423	0,229	0,13	0,09	0,01	

<sup>1)</sup> Einheit: 1 000 Stück. — <sup>2)</sup> Siehe Fußnote 2 zu Tabelle 1. — <sup>3)</sup> Beginnend Dezember 1951 mit 14. — <sup>4)</sup> Verfügbare Futtermengen an Kartoffeln und Futterrüben aus Inlandserzeugung (Mill. t GE). — <sup>5)</sup> Saisonbereinigt mit Hilfe gleitender Saisonindices aus Regressionen (Relationen der Ursprungsdaten zum gleitenden Mittel bezogen auf die Zeit).

Anmerkung: Siehe Anmerkung zu Tab. 1.

Die Übereinstimmung ist so gut, daß damit die Erwartung bestätigt wird, bei konstanter Saisonfigur führe die Anwendung von Strohvariablen zur Berücksichtigung der Saisonschwankungen zu gleichen Ergebnissen wie die vorherige Eliminierung der Saisonschwankung aus den Zeitreihen durch Saisonbereinigung.



#### 4 Schlußfolgerungen

Bei raschem wirtschaftlichen Wachstum ändern sich die Bedingungen für das Verhalten der Marktpartner u. U. so schnell, daß es — vor allem wegen der erstrebten Auswertbarkeit zu Voraussagen — wünschenswert sein kann, möglichst nur die jüngst vergangenen Relationen zwischen den Marktgrößen in die Analysen des Marktablaufs einzubeziehen. Dies kann durch die Analyse vierteljährlicher oder monatlicher Daten erreicht werden.

Bereits bei den empirischen Marktanalysen, denen als ökonomisches Modell eine Einzelgleichung zugrundeliegt und die mit Jahresdaten durchgeführt werden, ist zur Ermittlung des besten Ansatzes eine Reihe von theoretischen Überlegungen und eine empirische Klärung von Einzelfragen notwendig. Diese betreffen neben dem Aufbau des ökonomischen Erklärungsmodells vor allem bei der Spezifizierung des Schätzungsmodells die Wahl der Funktionsform, die Frage, ob eine Trendeliminierung notwendig ist und evtl. die Klärung, ob im Einzelfall Wirtschaftsjahresdaten den Kalenderjahresdaten oder Kalenderjahresdaten den Wirtschaftsjahresdaten vorzuziehen sind, wenn bei den beiden Alternativen eine unterschiedliche Einebnung der extremen Konstellationen zu vermuten ist.

Die Analysen von Monats- und Vierteljahresdaten erfordern gegenüber denen mit Jahresdaten noch einige zusätzliche Überlegungen und Klärungen zur Wahl methodischer Alternativen. Vorweg ist zu entscheiden, ob sowohl Jahres- als auch Saisonelastizitäten berechnet werden sollen. Ein solches Vorhaben kann wegen der eingebauten statistischen Prüfungen am besten mit der Komponentenanalyse durchgeführt werden. Es ist jedoch auch möglich, Jahres- und Saisonelastizität getrennt zu errechnen, nachdem zuvor die Zeitreihen durch ein geeignetes Saisonbereinigungsverfahren in Komponenten zerlegt wurden. Diese Möglichkeit ist vorzuziehen, wenn eine Änderungstendenz der Saisonschwankungen vorliegt bzw. die einzige Alternative, wenn die Änderungstendenz der Saisonfigur für die zu erklärende Variable sehr ausgeprägt ist und nicht in der Änderungstendenz der Saisonfigur einer erklärenden Variablen eine Entsprechung hat, durch die sie erklärt wird.

Für die relative Vorzüglichkeit der einzelnen methodischen Alternativen zur Berücksichtigung der Saisonschwankungen ist nicht nur bei der Zielsetzung: Berechnung von Jahres- und Saisonelastizitäten, sondern in allen Fällen zu klären, ob konstante oder variable Saisonschwankungen vorliegen. Bei ausgeprägter Änderungstendenz der Saisonfigur ist die Zahl der Alternativen geringer. Die Lösung mit den Strohvariablen entfällt, und mit Hilfe der Komponentenanalyse ist nur eine Trennung der jährlichen Veränderungen von der Summe aus regelmäßig wiederkehrenden und außerordentlichen Saisonschwankungen möglich. Die auf vorheriger Ausschaltung der Saisonschwankungen basierenden Alternativen bleiben anwendbar. Allerdings ist die Erstellung saisonbereinigter Reihen in der Regel vorzuziehen, weil bei dieser Alternative im Gegensatz zur Bildung von Veränderungen gegenüber dem Vorjahr die langfristige Tendenz in den Reihen verbleibt. Dadurch gewinnt die Frage nach dem leistungsfähigsten Saisonbereinigungsverfahren auch von seiten der Analyse des Marktablaufs bei landwirtschaftlichen Erzeugnissen erneut an Bedeutung.

#### *Literatur*

1. Bank deutscher Länder: Zur Ausschaltung der Saisonbewegungen aus wirtschaftsstatistischen Reihen. Monatsberichte der Bank deutscher Länder, März 1957, S. 40
2. BEN-DAVID, S. und W. G. TOMEK: Allowing for Slope and Intercept Changes in Regression Analyses. Cornell University Agr. Exp. Stat. A. E. Res. 179, Ithaca/N. Y. 1965

3. BURMAN, J. P.: Moving Seasonal Adjustment of Economic Time Series. J. Royal Statist. Soc. Ser. A, 128 Part 4, 534 (1965)
4. CROXTON, F. E. und D. J. COWDEN: Applied General Statistics, 2. Aufl. London 1955. S. 340
5. Deutsche Bundesbank: Anwendung der Regressionsrechnung auf die Analyse statistischer Zeitreihen. Frankfurt/Main 1959
6. Deutsche Bundesbank: Die Praxis der Saisonbereinigung mit Regressionsgleichungen. Frankfurt/Main 1960
7. Deutsche Bundesbank: Erfahrungen mit der Anwendung der Regressionrechnung auf die Saisonbereinigung statistischer Zeitreihen. Monatsberichte der Deutschen Bundesbank 13, Nr. 8, 19 (1961)
8. GOLLNICK, H.: Einige Bemerkungen zur Theorie und Technik der Korrelation monatlicher Zeitreihen. Allg. Statist. Arch. 45 H. 1, 2 (1961)
9. Ders.: Verhaltensforschung und makroökonomische Zeitreihenanalyse. „Agrarwirtschaft“, Jg. 11, H. 11 (November 1962), S. 359–365.
10. Ders.: Probleme der Stabilisierung des Buttermarkts durch staatliche Maßnahmen in den Ländern der EWG. Hausmitteilungen über Landwirtschaft, Nr. 5. Brüssel 1965.
11. JOHNSTON, J.: Econometric Methods. New York 1963, S. 221
12. MENGES, G.: Die ökonometrische Struktur und die Frage ihrer Konstanz. In: Strukturwandlungen einer wachsenden Wirtschaft. Schriften des Vereins für Socialpolitik. 30/II Berlin 1964, S. 989
13. Ders. und H. DIEHL: Das Stabilitätsproblem in der Ökonometrie. Statistische Hefte 6 H. 1, 27 (1965)
14. NERLOVE, M.: A Comparison of a Modified „Hannan“ and the BLS Adjustment Filters. J. Amer. Statist. Assoc. 60, No. 310, 442 (1965)
15. ROSENBLATT, H. M., Spectral Analysis and Parametric Methods for Seasonal Adjustment of Economic Time Series. U. S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Working Paper, No. 23. Washington, D. C., 1965
16. SHISKIN, J., The X—11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program. U. S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Technical Paper, No. 15. Washington, D. C., November (1965)
17. STÖWE, H.: Bemerkungen zur empirischen Basis makroökonomischer Untersuchungen. Allg. statist. Archiv 48 H. 2, 105 (1964)
18. SUTTS, D. B.: Use of Dummy Variables in Regression Equations. J. Amer. Statist. Assoc. 52, No. 280, 548 (1967)
19. TOMEK, W. G.: Using Zero-One Variables with Time Series Data in Regression Equations. J. Farm Econ. 45, No. 4, 814 (1963)
20. U. S. Department of Labor: The BLS Seasonal Factor Method (1966) Washington, D. C., May 1966.
21. WÖHLKEN, E.: Entwicklungstendenz und Saisonschwankungen der Milcherzeugung in der BR Deutschland. Ein Beitrag zur Berechnung und Ausschaltung von Saisonschwankungen bei variabler Saisonfigur. Agrarwirtschaft 14, H. 6, 272 (1965)
22. Ders. und H. E. BUCHHOLZ: Jahres- und Saisonelastizitäten der Nachfrage nach Eiern. Agrarwirtschaft 11, H. 11, 381 (1962)
23. YOUNG, A.: Estimating Trading-Day Variation in Monthly Economic Time Series. U. S. Department of Commerce, Bureau of the Census, Technical Paper, No. 12. Washington, D. C., April 1965.