



**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.*

eine Erhöhung der Milchrentensollmenge und des dafür bereitgestellten Budgets sowie eine weitere Verlängerung der Antragsfrist und möglicherweise eine lukrativere Ausgestaltung der Milchrente abzuwenden ist. Einzelne Bundesländer haben bereits im Rahmen spezieller Länderprogramme eine Erweiterung des Milchquotenankaufs über Ländermittel vorgesehen (AgE, 42/1984, III/10).

**Zusammenfassung**

Die drei in der EG durchgeführten Prämienaktionen zur Verringerung des Milchangebots, insbesondere die Nichtvermarktungs- und Umstellungsaktion 1977-1981, konnten die angestrebten Ziele bei weitem nicht erfüllen. Mittel- bis langfristig war kein Einfluß auf das Milchangebot festzustellen. Bei allen drei Prämienaktionen wurde mit Nachdruck deutlich, daß die Wirksamkeit von angebotsbegrenzenden Maßnahmen in entscheidender Weise von der gleichzeitig durchgeführten Preispolitik abhängig ist. Die Milchprämien erhielten damit mehr oder weniger die Funktion von Einkommenstransfers.

Alle drei Aktionen hatten aufgrund der dadurch ausgelösten Kuhschlachtungen eine destabilisierende Wirkung auf den Rinder- und Kälbermarkt, die sich in Zeiten der Überversorgung besonders negativ auswirkte.

Die 1984 in einigen Mitgliedstaaten eingeführte Milchrente hat das primäre Ziel der Bereitstellung von Milchquoten für die aufgrund der Garantiemengenregelung entstandenen Härtefälle. Die Milchkontingentierung setzt für diese Aktion völlig andere Rahmenbedingungen und erschwert daher einen Vergleich mit früheren Prämienregelungen. Die Wirksamkeit der Milchrente ist jedoch allein deswegen günstiger zu beurteilen, weil ohne sie das Problem der Härtefälle nicht zu lösen wäre.

**Premium Measures on the EG milk market**

The paper presents the premium measures, practised in the EC, to reduce the supply of milk. The influence on the supply of milk and on the market for beef and veal was examined.

It has been shown, that there was only as small influence of the premium measures of the 70's on the milk market and an unfavourable effect on the market for beef and veal.

In the last section of the paper, the 'Milk-Annuity', which is introduced in some EC-members within the EC-Milk-Quota-Regulation for the first time in 1984, is compared with the premium measures of previous years.

# Analyse temporär unvollständiger Märkte

Ein Beitrag zur Kausalität oder Interdependenz auf regionalen Märkten geschlachteter Schweine

Dr. H. Becker, Braunschweig-Völkenrode\*)

**Einleitung**

Regionale Märkte, auf denen geschlachtete Schweine gehandelt werden, sind eng miteinander verbunden. Man unterstellt dabei, daß hier mittel- und langfristig ein vollkommener Markt besteht, denn es wird ein homogenes Gut angeboten und nachgefragt. Ist dies der Fall, dann sind die Märkte interdependent\*1).

**Literaturverzeichnis**

Agra-Europe (AgE): Unabhängiger europäischer Presse- und Informationsdienst für Agrarpolitik und Agrarwirtschaft.

Agrarbericht der Bundesregierung 1972.

Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaft (Abl. EG), verschiedene Ausgaben.

Bundesministerium für Ernährung, Landwirtschaft und Forsten (BML): Milch- und Molkereiwirtschaft, 1982 sowie frühere Ausgaben.

G a y , J.: Abschlußbericht zur Nichtvermarktungs- und Umstellungsaktion. - Agra-Europe 24 (1982), Nr. 40, V/1-11.

G u t h , D.: Ziel der EG-Kuhprämien nicht erreicht. - Agra Europe, 23 (1981), Nr. 13, V/8-9.

K e r s t e n , L.: Die Märkte für Milch und Fette. - Agrarwirtschaft 27 (1978), H. 12, S. 404.

Kommission der Europäischen Gemeinschaft (KOM-EG): 12. Finanzbericht des Europäischen Ausrichtungs- und Garantiefonds (EAGFL). - KOM (82) 446 endg., Brüssel 1982 sowie frühere Ausgaben.

KOM-EG: Bericht über die Anwendung der Prämienregelung für die Nichtvermarktung von Milch und Milcherzeugnissen und die Umstellung der Milchkuhbestände. - KOM (78) endg. Brüssel 1978, S. 31-58.

M e t z d o r f , H.-J.: Die Märkte für Milch und Fette. - Agrarwirtschaft 22 (1973), H. 12, S. 432-434 sowie frühere Ausgaben.

P r o b s t , F.-W.: Die Märkte für Schlachtvieh und Fleisch. - Agrarwirtschaft 23 (1974), H. 12, S. 424 sowie frühere Ausgaben.

R e i n h a r d , W. und R u e t h e r , W.: Kritische Analyse der Vorschläge zur Beseitigung des Ungleichgewichts auf dem EG-Milchmarkt unter Berücksichtigung der Interdependenzen zum EG-Rindermarkt. - Deutsche Milchwirtschaft 27 (1976), H. 19/20, S. 547-558.

S c h r a d e r , J.-V.: Kosten-Nutzen-Untersuchung der Rindfleischmarktpolitik der Europäischen Gemeinschaft im Auftrag des BMELF. - Landwirtschaft - Angewandte Wissenschaft, H. 195, Teil 3. Münster-Hiltrup 1977, S. 60-64.

S c h r a d e r , J.-V.: Beurteilung von Prämienaktionen zur Reduzierung der Milchproduktion. - Agra Europe 22 (1980), Nr. 4, I/22-25.

W o l f f r a m , R. und H o f f , K.: Kosten-nutzen-analytischer Vergleich von Milchmarktordnungssystemen. - Agra-Europe 23 (1983), V1-24.

Vollkommene Märkte zeichnen sich immer durch die Erfüllung der Homogenitätsbedingungen und durch voll-

\*1) Arbeit aus dem Institut für Betriebswirtschaft der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft Braunschweig-Völkenrode (FAL), Leiter: Prof. Dr. K. Meinhold.

\*1) Interdependenz ist definiert als die gegenseitige Abhängigkeit sämtlicher Preise.

ständige Markttransparenz aus. Nach Ott (1970, S. 33) kann der vollkommene Markt „definiert werden durch das Nichtvorhandensein sachlicher, persönlicher, räumlicher und zeitlicher Differenzierungen und das Vorhandensein vollständiger Markttransparenz“. Strukturelle Einflüsse können dazu führen, daß die Homogenitätsbedingungen nicht erfüllt sind.

Trifft letzteres zu, so dürfte es sich bei den regionalen Schlachtschweinemärkten nicht um solche handeln, die durch Assoziation und Interdependenz zu charakterisieren sind, sondern um solche, zwischen denen im Grangerschen Sinne kausale Zusammenhänge bestehen\*2). Solche kausalen Zusammenhänge meint Müller (1984, S. 36 ff. und Gupta und Müller, 1982 a und b), teilweise nachgewiesen zu haben, indem er mit Hilfe von bivariaten verzögerten Regressionsrechnungen die These belegt, daß einseitige Abhängigkeiten zwischen einigen regionalen Preisreihen bestehen. Die Märkte lassen sich demzufolge nach Müller nicht durch Begriffe wie Assoziation und Interdependenz beschreiben\*3).

Stimmte nun der Nachweis der kausalen Zusammenhänge, so würde dies bedeuten, daß die Homogenitätsbedingungen bezüglich eines vollkommenen Marktes nicht erfüllt sind. Denn es existieren dann zeitliche und räumliche Differenzierungen, über die wiederum Hypothesen aufzustellen wären. Derartige Hypothesen müßten die Kausalitäten dafür aufzeigen, warum Qualitätsunterschiede, persönliche Präferenzen und/oder räumliche und zeitliche Vorteile bestehen, die zu unterschiedlichen Preisbildungen führen.

Unserer Meinung nach ist aber die von Müller gewählte Methode nicht geeignet zu zeigen, daß bei regionalen Schweinemärkten kausale Strukturen vorliegen.

Unsere Hypothese dagegen lautet: Aufgrund eines nicht abgestimmten Anbieter- und Nachfrageverhaltens kann es kurzfristig zu abweichenden Preisreaktionen auf den verschiedenen lokalen Märkten kommen, die nicht kausal mit einem bestimmten anderen regionalen Markt zusammenhängen. In einer solchen Situation sprechen wir mit Ott von unzureichender Markttransparenz. Der Markt ist temporär unvollständig. Preisunterschiede, die nicht auf Transportkosten beruhen, sind nur eine kurzfristige Erscheinung. Preisänderungen sind mittel- und langfristig gleichförmig (Ott, 1970, S. 35).

Im folgenden geht es deswegen um zweierlei:

1. zu analysieren, welchen Aussagewert die von Müller (1984, S. 38 ff.) vorgenommene Anwendung der auf Granger (1980) und Sims (1972) basierenden empirischen Methode von kausalen Strukturen hinsichtlich wöchentlich ausgewiesener regionaler Schlachtschweinepreise hat und
2. zu zeigen, wie mit Hilfe der Kreuzspektralanalyse die Hypothese gestützt werden kann, daß es sich beim Markt für geschlachtete Schweine um temporär unvollkommene Märkte handelt, hervorgerufen durch eine unvollständige Markttransparenz.

## 1 Zum Begriff der Kausalität

Müllers Analyse von Preiszusammenhängen regionaler Schweinemärkte basiert auf den o.a. Arbeiten von Granger und Sims. Grangers Konzept der Kausalität ist folgendes: Eine Zeitreihe  $P_i(t)$  bestimmt eine andere Zeitreihe  $P_j(t)$ , wenn die Vorhersage der gegenwärtigen Werte  $P_j$  verbessert wird, indem die vergangenen Werte von  $P_i$  genutzt werden. Dieses Kausalitätskonzept ist also

gänzlich auf bivariate Fragestellungen gerichtet. Nach dieser Definition gilt, wenn ein gegebener zweidimensionaler Kovarianzstationärer stochastischer Prozeß  $P_i(t)$ ,  $P_j(t)$  eine vektor-autoregressive Repräsentation besitzt, dann wird  $P_i$  nur dann keine Kausalität bezüglich  $P_j$  im Grangerschen Sinne erzeugen, wenn die Koeffizientenmatrix des Prozesses triangulär im oberen Bereich ist. Triangularität im oberen Bereich der Koeffizientenmatrix bedeutet, daß  $P_i(t)$  ausgedrückt werden kann als eine Verzögerungsstruktur der laufenden und vergangenen  $P_j(t)$  und einer Störgröße  $e_t$ . Die vergangenen eigenen Werte von  $P_i(t)$  stellen dagegen keine Verbesserung der Vorhersage der eigenen Gegenwartswerte bei gegebenen Werten von  $P_j(t)$  dar (Conway u. a., 1984, S. 1 ff.).

Unter Zugrundelegung des obigen Kausalitätskriteriums schätzt Müller mit Hilfe von wöchentlichen Preisen insgesamt 110 Kombinationen für 11 Märkte ( $11^2 - 11$ ). Die wöchentlichen Preise wurden dazu in logarithmierte Differenzen umgewandelt. Die gewählte Schätzgleichung lautet dann:

$$P_i(t) = \sum_{k=-n}^n \beta_k P_j(t-k) + e_t$$

Für den Fall, daß  $n$  gleich zwei gesetzt wird, ergibt sich Kausalität in 7 von 110 Fällen. Wird  $n$  gleich 12 gewählt, so stellt sich „wie erwartet“ (Müller, S. 39) Kausalität nur noch in einem von 110 Fällen ein.

Die signifikanten Kausalitäten für 7 von 110 Möglichkeiten dürften einerseits auf Unzulänglichkeiten des Granger-Simschen Kausalitätstests beruhen (Conway u. a., 1984, S. 11 ff.) und andererseits in einer Überbeanspruchung des Datenmaterials begründet sein. Conway u. a. weisen darauf hin, daß die Triangularitätsannahmen nur für unendliche Prozesse gelten, der Test jedoch auf einem Schätzmodell mit endlichen Variablen beruht. Darüber hinaus stellen sie fest, daß der vorgenommene Test, nämlich daß die Koeffizienten  $\beta_k$  für alle zukünftigen  $P_j(t)$  Null sind, nur eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für die Kausalität oder Nichtkausalität ist.

In der Müllerschen Arbeit über Preiszusammenhänge regionaler Schweinemärkte fehlt ferner jegliche theoretische Begründung dafür, weshalb es auf Teilmärkten eine nicht widerlegte Kausalität gibt. Aufgrund der Tatsache, daß der Test für lebend vermarktete Schweine die Hypothese kausaler Abhängigkeiten nicht belegte, hätte eine Theorie partieller Kausalität bei den geschlachtet vermarkteten Schweinen sicherlich starkes Interesse gefunden. Nur dürfte es sehr schwerfallen, Hypothesen aufzustellen, warum die Schweine erst geschlachtet sein müssen, damit die Homogenitätsbedingungen nicht mehr erfüllt sein sollen. Für beide Märkte trifft sicher zu, daß interdependente Verteilungen, die nicht signifikant voneinander verschieden sind und die der gleichen Grundgesamtheit zugehören, jedes weitere  $P_i(t)$  bestimmen. Denn handelt es sich um vollkommene Märkte, so ist  $P_j(t)$  ausschließlich eine Funktion des gegenwärtig verfügbaren Angebotes und der tatsächlichen Nachfrage

\*2) Zur Definition siehe Kap. 1.

\*3) Leider werden die Begriffe Interdependenz und Assoziation bei Müller nicht klar definiert. Welche Unterschiede zwischen beiden bestehen, muß dem Leser verständlich bleiben, wenn Müller schreibt: „Interdependenz der Preise heißt jedoch Assoziation der Preisveränderungen und gleichzeitig Abwesenheit von einseitiger Abhängigkeit der Preisentwicklung eines Marktes von der auf dem anderen Markt“, Müller 1982, S. 37. Also gehen wir davon aus, daß es sich um vollkommene Märkte nach Ott handelt, wenn sich die Märkte durch Assoziation und Interdependenzen auszeichnen.



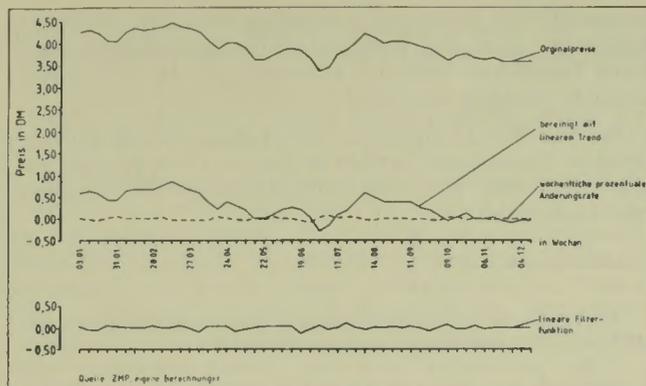


Schaubild 1: Vergleich von tatsächlichen und gefilterten Preisen –Weser-Ems, wöchentliche Preise für geschlachtete, vermarktete Schlachtschweine–

2.2 Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse

2.2.1 Daten und Datenaufbereitung

Die Spektraldichtefunktion zeigt für die Verteilung der Varianz aus den gefilterten Zeitreihen eine Konzentration bei den Schwingungen mit einer Schwingungsdauer von kleiner als 16 Wochen. Wie oben beschrieben, ist dies ein Resultat der vorgenommenen Datentransformation. Für die nach obigem Verfahren gefilterten Zeitreihen ist die anhand der Spektraldichtefunktion ermittelte Verteilung der Varianz auf 9 Frequenzbänder in Übersicht 1 angegeben. Der Trend ist so gut wie ganz ausgeschaltet, denn der Varianzanteil im Frequenzband mit niedrigster Frequenz (Trend) ist relativ klein (H a x s e n , 1976, S. 96 ff.).

Der Unterschied beider Filterprozesse besteht vornehmlich darin, daß die lineare Filterfunktion dazu führt, daß der überwiegende Teil der Gesamtvarianz im höheren Frequenzbereich mit einer Schwingungsdauer kleiner als 4 Wochen konzentriert ist.

Will man zeigen, daß die Interdependenz zwischen den Märkten lang- und mittelfristig bedeutend ausgeprägter ist, hat man sich Filterfunktionen zu bedienen, die langfristige Preisschwankungen (Schwingungen) nicht eliminieren. Eine Möglichkeit dazu besteht darin, die Originaldaten mit einer linearen Trendfunktion umzurechnen.

Die Daten für die einzelnen Märkte wurden den Mitteilungen der ZMP entnommen. Es handelt sich um die durchschnittlichen Schlachtschweinepreise, Schlachtgewicht der Klasse II, vom 3.2.1973 bis zum 19.12.1983. Insgesamt standen 547 Beobachtungen zur Verfügung. Es wurden die regionalen Märkte in die Analyse einbezogen, die für den Zeitraum Preisnotierungen vollständig gemeldet hatten. Dies sind elf Märkte (siehe dazu Übersicht 1)\*10).

2.2.2 Ergebnisse für Preisreihen regionaler Schweinemärkte

Die Kreuzspektralanalyse der gefilterten Preisreihen der 11 betrachteten regionalen Schweinemärkte wurde mit dem Ziel durchgeführt, Hinweise dafür zu finden, ob es sich beim Markt für geschlachtete Schweine um einen Markt mit temporär unvollständiger Markttransparenz handelt. Es wurden zwischen allen Teilmärkten für Frequenzbänder kleiner gleich 16 Wochen Kreuzspektren ausgerechnet, die anhand

\*10) Die Rechnungen wurden an der Rechenanlage der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft Braunschweig-Völkenrode (FAL) durchgeführt. Das Programm der Spektral- und Kreuzspektralanalyse ist beschrieben in K a r r e m a n , 1963. Herrn K u b e r t sei für die Implementierung des Programms und für die Unterstützung bei den Rechenarbeiten gedankt.

Übersicht 1: Varianzanteile der Spektraldichtefunktion gefilterter Preiszeitreihen für geschlachtete Schweine BR Deutschland (Spektraldichtefunktion für 8 Frequenzbänder) 1)

A. wöchentliche prozentuale Preisveränderungen Schweinemarkt	Trend	Frequenzbänder bzw. durchschnittliche Schwingungsdauer in Wochen							
		16	8	5,3	4,0	3,2	2,7	2,3	2,0
1. Schleswig-Holstein	6,89	14,51	15,68	15,98	15,21	12,95	9,40	6,56	2,82
2. Hamburg	6,50	13,64	14,89	15,58	15,18	13,36	10,20	7,43	3,22
3. Hannover	6,61	14,30	15,94	16,13	15,12	12,96	9,53	6,61	2,79
4. Bremen	6,53	14,00	15,26	15,30	14,62	13,01	10,22	7,69	3,38
5. Weser-Ems	7,75	16,65	17,89	16,82	14,46	11,45	7,81	5,08	2,09
6. Nordrh.-Westf. (N) Münsterland	8,46	17,89	18,69	16,78	13,13	9,65	7,03	5,68	2,69
7. Nordrh.-Westf. (S) Rhein-Ruhr	10,49	21,00	19,66	15,99	11,90	8,66	6,03	4,35	1,92
8. Hessen Nord	8,93	18,40	18,64	16,57	13,05	9,83	7,06	5,21	2,31
9. Nordbayern	11,15	21,21	18,49	14,48	10,39	7,93	6,86	6,37	3,11
10. Südbayern	12,35	24,02	21,11	15,56	9,95	6,46	4,63	3,96	1,95
11. Freiburg	10,57	21,14	19,58	14,73	9,35	6,92	6,81	7,22	3,69
B. lineare Filterfunktion 2)									
1. Schleswig-Holstein	0,78	2,99	6,95	12,55	17,90	19,86	17,60	14,59	6,76
2. Hamburg	0,71	2,68	6,30	11,62	17,10	19,82	18,42	15,88	7,47
3. Hannover	0,79	3,11	7,09	12,70	18,46	20,56	17,61	13,63	6,04
4. Bremen	0,77	2,97	6,73	11,92	17,09	19,57	18,24	15,55	7,17
5. Weser-Ems	1,07	4,01	8,61	14,24	19,05	19,81	16,01	11,94	5,27
6. Nordrh.-Westf. (N) Münsterland	1,13	4,19	8,77	13,58	16,81	17,44	16,01	14,79	7,29
7. Nordrh.-Westf. (S) Rhein-Ruhr	1,43	5,05	9,95	14,82	17,85	17,70	14,98	12,43	5,79
8. Hessen Nord	1,17	4,47	9,29	14,09	17,21	17,41	15,44	14,03	6,89
9. Nordbayern	1,20	4,36	8,53	11,95	13,63	14,81	16,72	18,89	9,92
10. Südbayern	1,76	6,21	11,61	15,24	16,06	15,26	13,88	13,29	6,69
11. Freiburg	1,37	4,91	9,01	11,42	12,40	14,27	17,11	19,40	10,10

1) Die Summe der Varianzanteile ist immer 100 %. - 2) Verwendeter linearer Filter -1/3; +2/3; -1/3.

Quelle: ZMP, Daten vom 3.12.1973 bis 18.12.1983. - Eigene Berechnungen.

der drei Parameter: Kohärenz, Gain und Phase\*11) interpretiert werden. Die Hypothese temporär unvollständiger Märkte soll nicht verworfen, sondern gestützt werden, wenn die Kohärenz sich zunehmend verkleinert und der Gainkoeffizient zunehmend vom Wert 1 abweicht mit Erhöhung der Frequenz oder Verkürzung der Schwingungsdauer. Insgesamt wurden bei 11 Teilmärkten 55 unabhängige Kreuzspektralanalysen durchgeführt. Für jede dieser Analysen liegen bei einer Aufteilung des Frequenzbereichs in neun Intervalle insgesamt jeweils neun Koeffizienten für die Kohärenz, den Gain und die Phasenverschiebung vor\*12). Bei 55 unabhängigen Beziehungen zwischen Teilmärkten ergeben sich also annähernd 500 Kohärenz-, Gain- und Phasenkoeffizienten.

Diese können nicht alle bei der Interpretation berücksichtigt werden. Aus diesem Grund sollen daher zunächst die Ergebnisse für die Teilmärkte einiger ausgewählter Frequenzen dargestellt werden\*13). Danach werden wir die Mittelwerte obiger Koeffizienten interpretieren, die sich für die Kovarianz eines Teilmarktes mit allen anderen Teilmärkten im Durchschnitt ergeben\*14). Letzteres zeigt die „durchschnittliche“ Interdependenz eines Marktes mit den anderen Teilmärkten.

In Übersicht 2 sind die Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse beispielhaft für das Frequenzband mit 4 Wochen

Übersicht 2: Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse für gefilterte Schlachtschweinepreise, BR Deutschland, Durchschnittliche Zykluslänge: 4 Wochen

		SH	HH	H	BR	W.EMS	NW(N)	NW(S)	HE(N)	N.BAY	S.BAY	FRB	$\bar{x}$	s
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11		
1. Schleswig-Holstein	1. Kohärenz	-	0,898	0,732	0,644	0,722	0,690	0,675	0,508	0,365	0,438	0,299	0,597	0,188
	2. Gain	-	0,940	0,931	0,861	0,810	0,682	0,575	0,532	0,372	0,352	0,335	0,639	0,240
	3. Phase	-	0,070	-0,574	-0,593	-0,668	-0,174	-0,067	0,249	0,375	0,985	1,151	0,075	0,633
2. Hamburg	1.			0,661	0,593	0,639	0,635	0,604	0,463	0,345	0,423	0,287	0,555	0,179
	2.			0,892	0,833	0,768	0,659	0,549	0,512	0,365	0,348	0,331	0,620	0,232
	3.			-0,643	-0,657	-0,713	-0,214	-0,114	0,233	0,364	0,905	1,048	0,028	0,625
3. Hannover	1.				0,832	0,920	0,727	0,702	0,579	0,399	0,402	0,276	0,623	0,206
	2.				0,899	0,840	0,643	0,539	0,522	0,358	0,309	0,296	0,623	0,255
	3.				-0,041	-0,124	0,346	0,466	0,815	0,914	1,563	-1,511	0,121	0,893
4. Bremen	1.					0,833	0,680	0,648	0,534	0,390	0,342	0,277	0,577	0,192
	2.					0,811	0,631	0,525	0,509	0,359	0,290	0,300	0,602	0,239
	3.					-0,081	0,371	0,503	0,831	0,938	1,538	-1,451	0,136	0,884
5. Weser-Ems	1.						0,794	0,746	0,577	0,425	0,391	0,291	0,634	0,208
	2.						0,767	0,635	0,595	0,422	0,349	0,347	0,634	0,197
	3.						0,452	0,577	0,927	1,000	-1,535	-1,413	-0,158	0,911
6. Nordrh.-Westf. (N) (Münsterland)	1.							0,812	0,579	0,437	0,474	0,312	0,614	0,163
	2.							0,769	0,692	0,496	0,446	0,416	0,620	0,126
	3.							0,163	0,426	0,568	1,113	1,330	0,438	0,490
7. Nordrh.-Westf. (S) (Rhein-Ruhr)	1.								0,546	0,431	0,427	0,285	0,588	0,165
	2.								0,788	0,578	0,496	0,467	0,592	0,109
	3.								0,301	0,414	0,949	1,223	0,442	0,416
8. Hessen Nord	1.									0,565	0,471	0,193	0,502	0,117
	2.									0,620	0,488	0,361	0,562	0,118
	3.									0,054	0,663	0,950	0,545	0,330
9. Nordbayern	1.										0,452	0,193	0,400	0,094
	2.										0,579	0,436	0,459	0,102
	3.										0,472	0,663	0,576	0,303
10. Südbayern	1.											0,230	0,405	0,073
	2.											0,552	0,421	0,104
	3.											0,164	0,682	0,890
11. Freiburg	1.												0,264	0,043
	2.												0,384	0,082
	3.												0,215	1,201

$\bar{x}$  = Mittelwert, s = Standardabweichung insgesamt 8 Frequenzbänder.  
 Quelle: Eigene Berechnungen, lineare Filterfunktion (siehe Text).

dargestellt\*15). Übersicht 3 enthält die durchschnittlichen Kohärenz-, Gain- und Phasenwerte für die jeweiligen regionalen Teilmärkte. Nach den errechneten Koeffizienten sind folgende Aussagen berechtigt:

1. Bei dem Markt für geschlachtete Schweine in der Bundesrepublik Deutschland handelt es sich um einen solchen, der sich durch eine temporäre unvollkommene Markttransparenz auszeichnet.

\*11) Phase ist in den Übersichten in Bogenmaß angegeben. Dieses kann in Wochen umgerechnet werden durch:

$$P_w = \frac{P_b}{2\pi} \cdot Z$$

wobei  $P_w$  = Phasenverschiebung in Wochen,  $P_b$  = Phasenverschiebung in Bogenmaß und  $Z$  = Zykluslänge ist.

\*12) Siehe Fußnote 11.

\*13) Hierbei werden nur die Ergebnisse der linearen Filtertransformation berücksichtigt.

\*14) Es handelt sich bei 11 Teilmärkten um jeweils 10 Beziehungen.  $P_i(t)$  zu  $P_j(t)$  mit  $P_i =$  konstant und  $j = 1, \dots, 11$ , wobei  $j \neq i$  ist.

\*15) Die Einzelergebnisse für die übrigen Frequenzbänder sind auf Anfrage vom Autor zu beziehen.

2. Zwischen den Teilmärkten ergeben sich durch die Kreuzspektralanalyse keine Hinweise kausaler Abhängigkeiten\*16).

Die obige Aussage ist durch die Werte der Kohärenz, des Gain und der Phase belegt:

1. Mit Erhöhung der Frequenz und zunehmender Entfernung zwischen Teilmärkten sinkt die Kohärenz. D. h. die Abhängigkeit zwischen den Märkten ist umso größer, je länger die betrachtete Preiszykluskomponente ist. Die Interdependenz sinkt mit verkürzter Schwingungsdauer. Dieses wird auch durch Übersicht 4 veranschaulicht, wo durchschnittliche Kohärenzwerte für Teilmärkte und unterschiedliche Frequenzen gegeben sind. Die Verringerung der Abhängigkeit bei erhöhter Frequenz, die mit den Kohärenzkoeffizienten veranschaulicht wird, ist ein eindeutiger Hinweis auf eine temporär unvollkommene Markttransparenz.

2. Die Gain-Koeffizienten sinken mit Erhöhung der Frequenz. Sie sinken auch tendenziell mit der Entfernung zwischen den Teilmärkten (siehe dazu auch die durchschnittlichen Werte in Übersicht 4). Dieses deutet ebenfalls auf unvollkommene Markttransparenz und nicht auf eine Verletzung der Homogenitätsbedingungen hin.

3. Bezüglich der Phasenverschiebung ergibt sich für die betrachteten Frequenzbänder keine eindeutige Aussage. Teilmärkte einzeln betrachtet, sind z. T. verzögert zu anderen Teilmärkten, z. T. gehen sie jedoch anderen in der Preisfindung wiederum voraus. Dies steht im Widerspruch zur Aussage von Müller, daß partielle Kausalitäten bestehen können. Darüber hinaus ist festzustellen, daß die

\*16) Die Kreuzspektralanalyse mit wöchentlichen Preisänderungsraten führt ebenfalls zu Ergebnissen, die nur diese Interpretation zulassen.

Übersicht 3: Interdependenz der regionalen Märkte für geschlachtete Schweine, BR Deutschland

Durchschnittliche Werte der Kohärenz, des Gain und der Phase für die jeweiligen Teilmärkte bei unterschiedlicher Frequenz

- A wöchentliche Preisänderungsraten
- B lineare Filterfunktion

Wochenzykluskomponente	Koeffizient	8 Wochen				4 Wochen				3 Wochen (2,7)			
		A		B		A		B		A		B	
		$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s	$\bar{x}$	s
Schweinemarkt													
1. Schleswig-Holstein	1. Kohärenz	0,78	0,11	0,74	0,13	0,61	0,18	0,60	0,19	0,38	0,21	0,38	0,22
	2. Gain	0,86	0,14	0,79	0,16	0,67	0,23	0,64	0,24	0,51	0,25	0,50	0,24
	3. Phase	0,05	0,32	0,07	0,42	0,07	0,58	0,08	0,63	0,05	0,73	0,04	0,69
2. Hamburg	1.	0,74	0,11	0,70	0,14	0,56	0,17	0,56	0,18	0,33	0,20	0,33	0,21
	2.	0,86	0,14	0,80	0,16	0,64	0,22	0,62	0,23	0,47	0,24	0,46	0,23
	3.	0,01	0,32	0,04	0,42	0,05	0,57	0,03	0,63	-0,07	0,72	-0,08	0,69
3. Hannover	1.	0,80	0,11	0,78	0,13	0,63	0,20	0,62	0,21	0,39	0,23	0,39	0,24
	2.	0,82	0,16	0,78	0,18	0,64	0,25	0,62	0,26	0,49	0,26	0,49	0,25
	3.	0,24	0,42	0,30	0,53	0,50	0,64	0,12	0,89	-0,16	0,88	-0,18	0,86
4. Bremen	1.	0,77	0,12	0,74	0,14	0,59	0,19	0,57	0,19	0,33	0,21	0,32	0,22
	2.	0,81	0,16	0,76	0,18	0,62	0,24	0,60	0,24	0,44	0,26	0,44	0,24
	3.	0,24	0,40	0,32	0,54	0,11	0,85	0,14	0,88	-0,13	0,91	-0,13	0,92
5. Weser-Ems	1.	0,82	0,11	0,80	0,13	0,64	0,20	0,63	0,21	0,42	0,23	0,42	0,24
	2.	0,83	0,14	0,80	0,15	0,65	0,20	0,63	0,20	0,50	0,18	0,50	0,18
	3.	0,24	0,43	0,30	0,54	0,11	0,88	-0,16	0,91	-0,07	0,90	-0,09	0,90
6. Nordh.-Westf. (N) Münsterland	1.	0,81	0,10	0,79	0,11	0,64	0,16	0,61	0,16	0,35	0,16	0,36	0,16
	2.	0,83	0,10	0,79	0,09	0,65	0,13	0,62	0,13	0,46	0,13	0,47	0,13
	3.	0,22	0,29	0,29	0,35	0,41	0,44	0,44	0,49	0,15	0,66	0,13	0,67
7. Nordrh.-Westf. (S) Rhein-Ruhr	1.	0,79	0,10	0,77	0,11	0,60	0,16	0,59	0,17	0,34	0,16	0,35	0,17
	2.	0,81	0,05	0,77	0,07	0,61	0,11	0,59	0,11	0,43	0,10	0,44	0,09
	3.	0,23	0,20	0,30	0,27	0,41	0,38	0,44	0,42	0,47	0,50	0,45	0,47
8. Hessen Nord	1.	0,76	0,07	0,72	0,09	0,54	0,12	0,50	0,12	0,23	0,09	0,23	0,09
	2.	0,79	0,05	0,76	0,08	0,59	0,12	0,56	0,12	0,38	0,11	0,39	0,11
	3.	0,28	0,16	0,37	0,20	0,50	0,31	0,54	0,33	0,65	0,44	0,63	0,41
9. Nordbayern	1.	0,74	0,06	0,67	0,08	0,46	0,10	0,40	0,09	0,17	0,09	0,16	0,10
	2.	0,76	0,08	0,69	0,10	0,50	0,10	0,46	0,10	0,31	0,11	0,32	0,12
	3.	0,31	0,15	0,41	0,20	0,54	0,27	0,58	0,30	0,72	0,44	0,67	0,43
10. Südbayern	1.	0,68	0,06	0,65	0,07	0,42	0,08	0,41	0,07	0,14	0,04	0,14	0,04
	2.	0,70	0,10	0,65	0,12	0,44	0,11	0,42	0,10	0,24	0,08	0,24	0,08
	3.	0,50	0,23	0,67	0,30	0,89	0,41	0,68	0,89	0,14	1,08	0,12	1,07
11. Freiburg	1.	0,60	0,04	0,53	0,04	0,27	0,03	0,26	0,04	0,10	0,03	0,11	0,03
	2.	0,73	0,09	0,67	0,10	0,39	0,09	0,38	0,08	0,26	0,08	0,29	0,09
	3.	0,62	0,25	0,80	0,32	0,47	1,12	0,21	1,20	0,21	1,25	0,14	1,22
BR Deutschland insgesamt 1)	1.	0,75	0,06	0,72	0,08	0,54	0,12	0,52	0,12	0,29	0,03	0,29	0,11
	2.	0,80	0,05	0,75	0,06	0,58	0,09	0,56	0,09	0,40	0,08	0,41	0,10
	3.	0,26	0,17	0,35	0,22	0,37	0,26	0,28	0,27	0,18	1,26	0,15	0,30

1) Durchschnitt aus 11 obigen Werten.  
 $\bar{x}$  = Mittelwert, s = Standardabweichung, insgesamt 8 Frequenzbänder.

Quelle: ZMP, wöchentliche Preise für geschlachtete Schweine, Klasse II. - Eigene Berechnungen.

Phasenverschiebung wohl mit wachsender Entfernung zwischen den Teilmärkten zunimmt \*17), jedoch im von Müller analysierten Bereich von 1-2 Wochen nie über einen Wert von einer Woche steigt. In diesem kurzfristigen Bereich beträgt die Phasenverschiebung im Durchschnitt weniger als zwei Tage. Bei den errechneten Phasenverschiebungen, die für alle Frequenzbänder kleiner als eine Woche sind, dürfte es sich eher um unterschiedliche Preisfestsetzungsverfahren bzw. Preisfindungen handeln. Preisnotierungen werden wöchentlich durchgeführt, Phasenverschiebungen im Bereich eines Bruchteils einer Woche sind sicherlich nicht systematischer Natur. Auf keinen Fall deuten die hier errechneten Phasenverschiebungen im Frequenzbereich auf Kausalität hin. Würden auf den Teilmärkten Kausalitäten bezüglich der Preisfindung bestehen, so dürfte man annehmen, daß die Märkte mit einem hohen Marktanteil in der Preisfindung anderen Märkten vorangehen und untereinander keine Verzögerungen aufweisen. Eine solche Feststellung läßt sich anhand der errechneten Werte jedoch nicht belegen. Die Phasenanalyse ist also auch ein Hinweis darauf, daß es eine Kausalität im Granger'schen Sinne zwischen den betrachteten Teilmärkten nicht gibt.

Zusammenfassend zeigt sich (siehe Übersicht 3), daß die Mittelwerte der Kohärenz und des Gain mit erhöhter Frequenz bei gleichzeitiger Erhöhung der jeweiligen Standardabweichung sinken\*18). Dies gilt einheitlich für alle Teilmärkte. Der Variationskoeffizient steigt mit der Frequenz\*19). Übersicht 4 enthält die durchschnittlichen Werte für Kohärenz, Gain und Phase aller 55 unabhängigen Teilmärkte für unterschiedliche Zykluslängen. Je größer die Frequenz oder je kleiner die Schwingungsdauer, desto kleiner werden die Werte für Kohärenz und Gain. Bei gleichzeitiger absoluter Zunahme der Standardabweichung steigt der jeweilige Variationskoeffizient. Gliedert man die Teilmärkte in zwei Untergruppen, nämlich nord- und westdeutsche einerseits und süddeutsche andererseits, so liegen die Mittelwerte für Gain und Kohärenz hinsichtlich der ersten Untergruppe über dem Durchschnitt aller Teilmärkte. Die durchschnittlichen Werte für die süddeutschen Teilmärkte sind dagegen kleiner. Entsprechend gilt für die jeweiligen Variationskoeffizienten, daß diese für die nord- und westdeutsche Untergruppe kleiner als die aller Teilmärkte sind und diejenigen für die süddeutsche Untergruppe größer. Die Mittelwerte der Kohärenz im Frequenzbereich und korrespondierenden Variationskoeffizienten finden sich für alle Teilmärkte und für die beiden Untergruppen im Schaubild 2. Dieses belegt die eingangs formulierte Hypothese, daß die Zusammenhänge zwischen regionalen Märkten geschlachteter Schweine eindeutig zeit- und raumabhängig

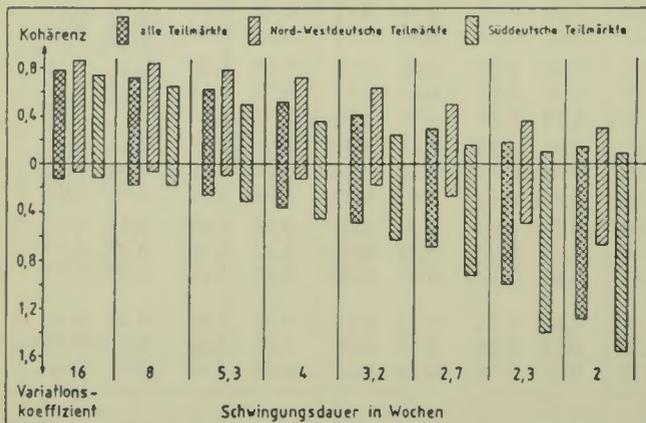


Schaubild 2; Unvollkommene Markttransparenz auf dem Markt für geschlachtete Schweine in der Bundesrepublik Deutschland

Übersicht 4: Kennzahlen temporärer unvollkommener Märkte für regionale Märkte für geschlachtete Schweine in der BR Deutschland

Durchschnittliche Kennzahlen d. Kreuzspektralanalyse	Schwingungsdauer des Frequenzbandes in Wochen							
	16	8	5,3	4,0	3,2	2,7	2,3	2
<b>A) Märkte insgesamt 1)</b>								
1. Kohärenz								
$\bar{x}$	0,78	0,72	0,62	0,52	0,41	0,29	0,18	0,14
s	0,10	0,13	0,17	0,19	0,20	0,20	0,18	0,18
vc	0,13	0,18	0,27	0,37	0,49	0,69	1,00	1,29
2. Gain								
$\bar{x}$	0,82	0,75	0,65	0,56	0,49	0,41	0,33	0,26
s	0,12	0,14	0,17	0,19	0,20	0,19	0,18	0,20
vc	0,15	0,19	0,26	0,34	0,41	0,46	0,55	0,77
3. Phase								
$\bar{x}$	0,27	0,35	0,44	0,28	0,21	0,16	0,22	-
s	0,35	0,43	0,54	0,76	0,80	0,82	0,70	-
vc	1,30	1,23	1,23	2,71	3,81	5,13	3,18	-
<b>B) Nord- und Westdeutsche Teilmärkte 2)</b>								
1. Kohärenz								
$\bar{x}$	0,87	0,84	0,79	0,72	0,63	0,50	0,36	0,30
s	0,06	0,06	0,08	0,09	0,11	0,14	0,18	0,20
vc	0,07	0,07	0,10	0,13	0,18	0,28	0,50	0,67
2. Gain								
$\bar{x}$	0,92	0,87	0,81	0,74	0,68	0,59	0,49	0,44
s	0,08	0,09	0,11	0,14	0,15	0,15	0,17	0,19
vc	0,09	0,10	0,14	0,19	0,22	0,25	0,35	0,43
<b>C) Süddeutsche Teilmärkte 3)</b>								
1. Kohärenz								
$\bar{x}$	0,74	0,65	0,50	0,35	0,24	0,15	0,10	0,09
s	0,09	0,12	0,16	0,16	0,15	0,14	0,14	0,14
vc	0,12	0,19	0,32	0,46	0,63	0,93	1,40	1,56
2. Gain								
$\bar{x}$	0,86	0,77	0,64	0,51	0,42	0,35	0,28	0,23
s	0,08	0,07	0,09	0,10	0,11	0,15	0,19	0,23
vc	0,09	0,09	0,14	0,20	0,26	0,43	0,68	1,00

$\bar{x}$  = Mittelwert über die Teilmärkte; s = Standardabweichung; vc = Variationskoeffizient (Koeffizient aus s durch  $\bar{x}$ ).

1) Insgesamt 55 unabhängige Kombinationen bei 11 regionalen Teilmärkten. - 2) Teilmärkte: Schleswig-Holstein, Hamburg, Hannover, Bremen, Weser-Ems, Nordrh.-Westfalen Nord (Münsterland), Nordrh.-Westfalen Süd (Rhein-Ruhr). 7 Teilmärkte mit 21 unabhängigen Kombinationen. - 3) Teilmärkte: Hessen, Nordbayern, Südbayern und Freiburg. 4 Teilmärkte mit 6 unabhängigen Kombinationen.

Quelle: Siehe Übersicht 3, Kreuzspektralanalyse für den Zeitraum vom 3.2.1973 bis zum 19.12.1983. Ergebnisse der linear gefilterten Zeitreihen, siehe Kap. 3.1.

ist. Je größer die Frequenz (je kürzer die Schwingungsdauer, d. h. die Zeit, die zur Anpassung zur Verfügung steht), desto unvollkommener ist der Zusammenhang zwischen Preiszeitreihen. Die unvollkommene Markttransparenz ist ausgeprägter zwischen den süddeutschen als zwi-

\*17) Die zeitliche Verzögerung in der Phase der Preisreihen ist am kleinsten innerhalb der Gruppe nord- und westdeutscher Märkte.

\*18) Siehe Fußnote 14.

\*19) Der Variationskoeffizient dient zur Herstellung der Vergleichbarkeit von Verteilungen mit stark voneinander abweichenden Mittelwerten. Dazu bezieht man die Standardabweichung s, die ein absolutes Streuungsmaß ist, auf den Mittelwert  $\bar{x}$  und erhält als relatives Streuungsmaß den Variationskoeffizienten VC.

schon den nord- und westdeutschen Märkten. Die Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse belegen die Aussage, daß zwischen den Teilmärkten für geschlachtete Schweine in der Bundesrepublik eine unvollständige Markttransparenz vorliegt und daß es sich um einen temporär unvollkommenen Markt handelt. Hinweise auf kausale Abhängigkeiten zwischen Teilmärkten finden sich nicht.

3 Schlußfolgerungen

Mit Hilfe der Kreuzspektralanalyse konnte gezeigt werden, daß sich die Teilmärkte für geschlachtete Schweine durch eine unzureichende Markttransparenz auszeichnen. Hinweise auf Granger'sche Kausalität ergaben sich anhand der Koeffizienten der Kreuzspektren nicht. Die zusammenfassende Interpretation der Ergebnisse zeigt eindeutig, daß die Preiszusammenhänge zwischen regionalen Teilmärkten unvollkommener werden, je kurzfristiger die Möglichkeit zur Anpassung ist.

Darüber hinaus ergab die Analyse, daß die Preiszusammenhänge auch raumspezifisch sind. In einer solchen Situation ist nicht auszuschließen, daß Produzenteneinkommen kurzfristig mit einem Risiko behaftet sind. Ein solches Risiko läßt sich durch die Schaffung von Warentermingeschäften verringern (Newberry und Stiglitz, 1981, S. 177 ff.). Wie von Schmidt dargelegt, bietet der Abschluß von Hedgegeschäften den Schweineproduzenten die Möglichkeit, Preis- und Einkommensrisiko zu mindern (Schmidt, 1978, S. 152 ff.). Darüber hinaus dürften Arbitragegeschäfte zu einer Erhöhung der Markttransparenz beitragen (Schmidt, S. 39 ff. und Newberry und Stiglitz, S. 179). Wie von Newberry und Stiglitz (S. 180) abgeleitet, lassen Warentermingeschäfte auch eine Verringerung zyklischer Preisschwankungen erwarten.

Zusammenfassung

Ziel der Ausführungen ist es zu zeigen, daß die regionalen Märkte für geschlachtete Schweine in der Bundesrepublik Deutschland durch eine temporär unvollständige Markttransparenz gekennzeichnet sind. Daher kann es zwischen diesen keine kausalen Abhängigkeiten geben. Aufgrund unkoordinierten Anbieter- und Nachfrageverhaltens sind abweichende regionale Preisreaktionen kurzfristig möglich. Dagegen ist die Gleichförmigkeit der Preisbildung umso ausgeprägter, je größer einerseits der Zeitraum zur Anpassung ist und je enger andererseits die Märkte räumlich miteinander verbunden sind.

Der Nachweis temporär unvollständiger Markttransparenz wird mit der Kreuzspektralanalyse erbracht. In diesem Zusammenhang zeigt die Analyse der Kovarianz im Frequenzbereich zwischen 11 Zeitreihen der regionalen wöchentlichen Preise geschlachteter Schweine, daß die Kohärenz im jeweiligen Schwingungsbereich umso kleiner wird, je kürzer der Anpassungszeitraum ist. Mit anderen

Worten: die Marktunvollkommenheit ist eine Funktion des Anpassungszeitraumes. Die Interpretation der Kenngrößen der Kreuzspektralanalyse, die die Zusammenhänge im Frequenzbereich erfassen, ergibt keine Hinweise auf Kausalitäten.

Analyzing intertemporal incomplete markets

In this paper a method is suggested for analyzing intertemporal market relationships. The method is based on the concept of cross-spectral-analysis. It is applied to weekly price series for eleven regional slaughter hog markets in the Federal Republic of Germany.

The results of the cross-spectral-analysis indicate that temporal market information between markets becomes more incomplete the shorter the period of time for adjustment. The absence of any lead/lag structures between the price series implies that there is no incidence of causality in the sense that one time series causes another one.

Literaturverzeichnis

Conway, R. K., Swamy, P. A. V. B., Yanagida, J. F. und von zur Muehlen, P.: The Impossibility of Causality Testing. - Agricultural Economic Research 36 (1984), Nr. 3, S. 1-19.

Granger, C. W. J.: Testing for Causality: A Personal Viewpoint. - Journal of Economic Dynamics and Control 2 (1980), S. 329-352.

Gupta, S. und Müller, R. A. E.: Analyzing the Pricing Efficiency in Spatial Markets: Concept and Application. - European Review of Agricultural Economics 9 (1982), S. 301-312.

Gupta, S. und Müller, R. A. E.: Intertemporal Pricing Efficiency in Agricultural Markets: The Case of Slaughter Hogs in West Germany. - European Review of Agricultural Economics 9 (1982), S. 25-40.

Haxsen, G.: Spektralanalytische Untersuchungen zur Preisentwicklung auf den Produkt- und Betriebsmittelmärkten des Agrarsektors im Konjunkturverlauf. - Dissertation, Göttingen 1976.

Karremann, H. F.: Computer Programs for Spektral Analysis of Economic Time Series. - Econometric Research Program, Research Memorandum No 59. Princeton 1963.

Müller, R. A. E.: Zum Preiszusammenhang zwischen Schlachtschweinemärkten. - Agrarwirtschaft (1984), S. 36-41.

Newberry, D. M. G. und Stiglitz, J. E.: The Theory of Commodity Price Stabilization. - A Study in the Economics of Risk. - Clarendon Press. Oxford 1981.

Ott, A. E.: Grundzüge der Preistheorie. - Grundriß der Sozialwissenschaft, Bd. 25. Göttingen 1970.

Schmidt, F.: Theorie der Warentermine Märkte und Möglichkeiten ihrer Einführung auf Getreide- und Schlachtschweinemärkten unter besonderer Berücksichtigung der EG-Agrarmarktsituation. - Agrarwirtschaft, Sh. 74. Hannover 1978.

Sims, C. A.: Money, Income and Causality. - American Economic Review 62 (1972), S. 540-552.

Diskussionsbeitrag

Wieviel Bauern unterschreiten die amtliche Armutsgrenze?\*)

Anmerkungen: Sozialhilfe für Landwirte?

Dipl.-Ing. agr. R. H. Gebauer, Göttingen\*1) und  
Dipl.-Volksw. R. Plankl, Braunschweig\*2)

I Zur Problematik

Sozialhilfe für Landwirte? - Mit diesem Problem haben sich seit Beginn der 80er Jahre mehrere Untersuchungen und hat sich jüngst

\*) Ergänzende Bemerkungen zum gleichnamigen Beitrag von H. Krüll in Agrarwirtschaft 33 (1984), Heft 9, S. 261-264.

\*1) Institut für Agrarökonomie der Georg-August-Universität Göttingen.

\*2) Institut für Strukturforchung der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft Braunschweig-Völkenrode (FAL), Leiter: Prof. Dr. E. Neander.