



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.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.

Vereinbarungen über die Periodizität von Leistungen, über Leistungszeitpunkte, Mengen und Qualitäten beinhaltet sowie einen Einfluß auf Struktur, Organisation und Dispositionsfreiheit der Unternehmen ausübt. Akzeptiert man die aufgeführte Definition zur Vertragslandwirtschaft, so ist für die Beurteilung der Vertragssituation die Bindungsintensität vertraglicher Übereinkünfte mindestens ebenso wichtig wie das quantitative Ausmaß der Bindungen. Der vorliegende Beitrag versucht durch die Bildung eines neu entwickelten Intensitätsmaßstabes dieser Definition Rechnung zu tragen.

Zur Klassifizierung vertraglicher Übereinkünfte dienen dabei drei verschiedene Dimensionen: Zentralisationsgrad, Bindungsgrad und Investitionsgrad. Die genannten Eigenschaftsdimensionen, jede charakterisiert ein Spezifikum (Baustein) eines Vertrages, werden sodann in einen Koordinationsraum eingebettet. Mit Hilfe einer solchen Positionierung in einen Koordinationsraum ist eine differenziertere Aussage zur Gestaltung und zum Umfang der Vertragslandwirtschaft als auch zur Beantwortung der Frage, inwieweit Verträge die unternehmerische Freiheit der Landwirte einengen, möglich.

Summary

On measuring vertical contractual relations

The vertical contractual cooperation of legally independent firms includes arrangements to the periodicity of services, time of services, quantities and qualities which can have an influence on structure, organization and disposition of the firm. For the evaluation of vertical contractual relations within definition, it is of equal importance also to observe the depth of a relation rather than to focus only on the extent of contractual arrangements between farmers and upstream and downstream industries. For this, the main objective of this paper is to develop an intensity-index to measure vertical contractual relations.

For classification of contractual relations we can apply three different dimensions: The degree of centralization, the intensity of linkage and the level of investment. Each of these three dimensions characterises a specific component of a contract and is placed in a coordination-matrix. This method will allow more differentiated judgements on structure and volume of contract farming. This method will also answer the question on how strong the farmers' freedom of decision will be limited through contracts.

Literaturverzeichnis

AHLERT, D.: Vertragliche Vertriebssysteme zwischen Industrie und Handel. Eine allgemeine, marketingorientierte Grundlegung.- Arbeitspapier Nr. 2 des Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre. (Eigenverlag des Lehrstuhls) Münster 1977. - ALVENSLEBEN, R. VON: Vertikale Integration und Verträge in der Landwirtschaft. I. Bundesrepublik Deutschland.- Kommission der Europäischen Gemeinschaften, Generaldirektion Landwirtschaft (Hrsg.): Hausmitteilungen über Landwirtschaft, Nr. 106. Brüssel, Juni 1973. - BOETTCHER, E.: Die Genossenschaft in der Marktwirtschaft.- Schriften zur Kooperationsforschung, C. Berichte, Bd. 10.- Tübingen 1980. - DIRSCHEL, C.: Bäuerliche Freiheit und genossenschaftliche Koordination; Untersuchung zur Landwirtschaft in der vertikalen Integration.- Dissertation. Wiesbaden 1989. - DRESCHER, K.: Vertraglich vertikale Koordination in der deutschen Landwirtschaft.- Dissertation. Kiel 1992. - GROSSEKETTLER, H.: Die volkswirtschaftliche Problematik von Vertriebskooperationen - Zur wettbewerbspolitischen Beurteilung Vertriebsbindungs-, Alleinvertriebs-, Vertragshändler- und Franchisesystemen.- Zeitschrift für des gesamte Genossenschaftswesen 28 (1978), Heft 4, S. 325-374. - GROSSEKETTLER, H.: Wirtschaftspolitische Funktionen von Genossenschaften und sonstigen Kooperationsgruppen.- Unveröffentlichtes Vorlesungsmanuscript. Münster 1981. - HÜLSEMEYER, F.: Formen, Möglichkeiten und Grenzen der Kooperation im Agrarbereich. Agrarwirtschaft 19 (1970), S. 297-302. - MEULENBERG, W.: Agrarische Marketing: Grondslagen en Ontwikkelingen.- Tijdschrift voor sociaal wetenschappelijk onderzoek von de landbouw, Vol. 2 (1987), S. 259-280. - SCHMITT, G.: Einige Bemerkungen zum Begriff und zur Theorie der "vertikalen Integration" in der Landwirtschaft.- Agrarwirtschaft 13 (1964), S. 341-355. - SCHOPEN, W.: Die vertikale Integration in der Landwirtschaft - Erscheinungsformen und Entwicklungstendenzen mehrstufiger Zusammenarbeit.- Landwirtschaft - Angewandte Wissenschaft, H. 125. Münster-Hiltrup 1966. - STRECKER, O., ROLLER, G., SAFT, A. und SCHUCH, W.H.: Neue Formen der Zusammenarbeit zwischen der Landwirtschaft und ihren Marktpartnern.- Institut für Agrarpolitik und Marktforschung der Universität Bonn. Bonn 1962. - STRECKER, O., ROLLER, G., SAFT, A. und SCHUCH, W.H.: Die Landwirtschaft und ihre Marktpartner.- Landwirtschaft - Angewandte Wissenschaft, H. 118. Münster-Hiltrup 1963. - THIES, G.: Vertikales Marketing, Marktstrategische Partnerschaft zwischen Industrie und Handel.- Berlin - New York 1976.

Versasser: Dr. KLAUS DRESCHER, Institut für Agrarökonomie der Christian-Albrechts-Universität Kiel, Olshausenstr. 40-60, D 24118 Kiel

Der chaotische Schweinezyklus

Analyse der Schweinepreise mit Instrumenten der Chaostheorie

CHRISTIAN HOLZER UND MANFRED PRECHT

1 Einleitung

Seit Jahren werden die zyklischen Mengen- und Preisschwankungen auf dem Schweinemarkt analysiert (z.B. HANAU, 1930; BUCHHOLZ, 1982). Um den zukünftigen Schweinepreis zu prognostizieren, gibt es viele verschiedene mathematische Modelle und statistische Methoden, etwa ökonometrische Ein- und Mehrgleichungsmodelle (z.B. KARG, 1975; HOFF, 1982), Zeitreihenmodelle bzw. Box-Jenkins-Methoden (z.B. MOHR, 1980), Fortschreibeverfahren (z.B. BÖCKENHOFF, 1980; BÖCKENHOFF bzw. PLATE, 1957-1992) oder neuere Fehlerkorrekturmodelle (FUCHS, 1991). Die Prognosen der Schweinepreise weichen jedoch sehr häufig von den tatsächlich eintretenden Preisen ab. Der Schweinemarkt ist ein komplexes System, das durch unvorhergesehene Ereignisse - etwa politischer Art, z.B. staatliche Kontingentierungen, die Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten, der wirtschaftliche Zusammenbruch Osteuropas und die resultierenden Hilfsexporte, unvorhersehbare Entscheidungen der EG, Zinsniveauänderungen usw., oder witterungsbedingter Art, z.B. eine Mißernte,

eine Seuche usw., oder auch ein Hormonskandal und ein plötzlicher Verbraucherumschwung und vieles mehr - aus dem Gleichgewicht geworfen werden kann. Diese unvorhersagbaren Schocks erschweren Prognosen und lassen sie unsicher oder sogar falsch werden.

In den vergangenen zehn Jahren haben einige Wirtschaftswissenschaftler ökonomische Zeitreihen mit neueren Methoden der nichtlinearen Dynamik bzw. der Chaostheorie untersucht. Vor allem Börsenkurse und makroökonomische Kennzahlen wurden eingehend studiert (z.B. BARNETT und CHEN (1986), SCHEINKMAN und LEBARON (1989), BLANK (1991) und HSIEH (1991)). Dabei hat sich herausgestellt, daß sehr viele ökonomische Zeitreihen, die sich scheinbar zufällig verhalten, einen deterministischen Grundcharakter besitzen. Man nennt diese Dynamik deterministisch chaotisch. Eine Einführung in die Chaostheorie geben z.B. PRECHT et al. (1991), ECKMANN und RUELLE (1985) oder SCHUSTER (1988).

In dieser Arbeit werden Schweinepreise mit verschiedenen Methoden der Chaostheorie untersucht. Dazu zählt die Bestimmung des maximalen Liapunov-Exponenten und der

Korrelationsdimension sowie die Untersuchung der Residuen von approximierten Zeitreihenmodellen, insbesondere der Residuentest von BROCK (1986) und BROCK, DECHERT und SCHEINKMAN (1987). Es wird sich zeigen, daß sich die Schweinepreisreihe deterministisch chaotisch verhält und daher insbesondere weder exakt zyklisch noch rein zufällig ist. Prognosen der Schweinepreise, die sich auf bisherige lineare oder nichtlineare Modelle stützen, die die Möglichkeit chaotischen Verhaltens unberücksichtigt lassen, oder in denen Chaos sogar ausgeschlossen ist, sind daher anzuzweifeln.

2 Klassische und chaotische Zeitreihenanalyse

Eine Zeitreihe $\{z(t)\}$ ist eine Reihe von N Beobachtungswerten $z(1), z(2), \dots, z(N)$, die zu den diskreten Zeitpunkten $t=1, 2, \dots, N$ gemessen werden. Die beobachteten Zeitreihenwerte stellen Realisationen von Zufallsvariablen dar. Die Folge $\{z(t)\}_{t \in T}$ ($T = \{1, 2, \dots, N\}$) dieser Zufallszahlen nennt man einen stochastischen Prozeß. Ein stochastischer Prozeß ist ein dynamischer Prozeß, der sich mit der Zeit nach Wahrscheinlichkeitstheoretischen Gesetzen weiterentwickelt (BOX und JENKINS, 1976). Die empirische Untersuchung von Zeitreihen bzw. von stochastischen Prozessen wird allgemein als Zeitreihenanalyse bezeichnet. Die Zeitreihenanalyse ist schon seit den fünfziger Jahren bekannt und hat vor allem durch BOX und JENKINS große Bedeutung erlangt.

Zur klassischen Analyse von Zeitreihen gehört die Darstellung des zeitlichen Verlaufs in einem Zeitdiagramm, das Streudiagramm, bei dem die Zeitreihe $\{z(t)\}$ gegen die um eine bestimmte Zeitdifferenz l verschobene Reihe $\{z(t+l)\}$ aufgetragen wird, das Korrelogramm, d.h. die Darstellung der Autokorrelationsfunktion, sowie die Spektral- oder Fourier-Analyse, d.h. die Darstellung des Leistungsspektrums. Ergänzt werden diese Analysen durch das Anpassen von linearen, neuerdings auch nichtlinearen ARIMA-Zeitreihenmodellen, z.B. autoregressive Modelle (AR), Moving-Average-Modelle (MA), gemischte autoregressive Moving-Average-Modelle (ARMA) und autoregressive integrierte Moving-Average-Modelle (ARIMA). Zur Beschreibung und Definition dieser klassischen Analysemethoden wird etwa auf BOX und JENKINS (1976) verwiesen.

Zusätzlich kann man mit der R/S-Analyse langfristige bzw. Langzeitkorrelationen erkennen. Langfristige Korrelationen sind globale Zyklen bzw. Abhängigkeiten, die erst bei Betrachtung der Zeitreihe über einen langen Zeitraum hinweg entdeckt werden können. Langzeitkorrelationen wurden zum erstenmal von HURST (1951) bei Wasserständen von Flüssen, genauer vom Nil, festgestellt. Die historischen Aufzeichnungen von Hoch- und Tiefwasserständen des Nils über einen Zeitraum von etwa 600 Jahren zeigten, daß immer mehrere Jahre der Trockenheit aufeinanderfolgten bevor ebenfalls mehrere Jahre lang Hochwasser verzeichnet wurde. Die von HURST entwickelte R/S-Analyse (engl. rescaled range analysis) kann langfristige Korrelationen in empirischen Zeitreihen aufdecken. Dabei gibt der Hurst-Exponent Aufschluß darüber, ob ein reiner Zufallsprozeß, weißes Rauschen genannt, vorliegt oder gewisse deterministische Strukturen, also langfristige (und auch kurzfristige) Periodizitäten, vorhanden sind. Bei weißem Rauschen ist der Hurst-Exponent etwa 0,5, bei langfristigen Korrelationen größer als 0,5 und bei kurzfristigen Korrelationen kleiner als 0,5. Der Hurst-Exponent und die

R/S-Analyse ist im Buch von FEDER (1988) sehr anschaulich erklärt. Die praktische Bestimmung des Hurst-Exponenten ist in HOLZER (1993) beschrieben.

In den letzten Jahren wurden Zeitreihen neben den klassischen Analysen auch mit Instrumenten der nichtlinearen Dynamik bzw. Chaostheorie untersucht. Das Hauptproblem chaotischer Analysen an realen Datenreihen stellt hier die meist geringe Zahl von Datenpunkten dar. Deshalb werden nur solche Methoden der Chaostheorie angewandt, die auch für Zeitreihen mit wenigen, bis zu 1000 oder 2000 Daten sinnvolle Ergebnisse liefern.

Hinter jeder experimentellen Meßreihe steht ein häufig hochdimensionales nichtlineares System. Ziel der Chaostheorie ist, die Dynamik des Systems aus dem beschränkten Datensatz zu rekonstruieren. Dazu wird nach einer Idee von TAKENS bei realen Datenreihen ein künstlicher n -dimensionaler Einbettungsraum oder Phasenraum geschaffen, indem aus den N skalaren Zeitreihenwerten $z(1), z(2), \dots, z(N)$ n -dimensionale Vektoren $Z(t) = (z(t), z(t+\tau), z(t+2\tau), \dots, z(t+(n-1)\tau))'$ mit $t=1, \dots, N-(n-1)\tau$ konstruiert werden. Der Phasenraum ist allgemein ein abstrakter Raum, der von den linear unabhängigen Komponenten des Systems aufgespannt wird. Bei der Rekonstruktion aus einer Zeitreihe wird der Phasenraum durch die n Variablen $z(t), z(t+\tau), z(t+2\tau), \dots, z(t+(n-1)\tau)$ aufgespannt (TAKENS, 1981). Die Anzahl der konstruierten Vektoren, die mit N_n bezeichnet werden soll, ist etwas geringer als die Gesamtzahl N der Zeitreihenwerte und hängt von der Einbettungsdimension n und einem Zeitverschub τ ab: $N_n = N - (n-1)\tau$. Die Vektoren $Z(t)$ sind ebenfalls abhängig von der Einbettungsdimension n und der Zeitverschiebung τ und werden n -histories der Datenreihe genannt. Die Einbettungsdimension ergibt sich aus der Beziehung: $n \geq 2v+1$, wobei v die Korrelationsdimension des realen Systems ist (TAKENS, 1981). Die Bestimmung der Korrelationsdimension sowie deren Zusammenhang mit der Einbettungsdimension wird später erläutert. Der Zeitverschub τ kann nach TAKENS nahezu beliebig gewählt werden, nur so, daß die Variablen $z(t), z(t+\tau), z(t+2\tau), \dots$ linear unabhängig sind, d.h., daß sie linear unabhängige Basisvektoren des Einbettungsraums bilden. Außerdem muß man darauf achten, daß der Zeitverschub nicht gerade mit der Länge einer vorhandenen Periode zusammentrifft. Die vorliegende Arbeit hält sich an die Empfehlung von SCHUSTER (1988), der für τ die Halbirungszeit der Autokorrelationsfunktion $AC(t)$ der Zeitreihe $\{z(t)\}$ vorschlägt, d.h. τ mit $AC(\tau) = 0,5 \cdot AC(0) = 0,5$. Nach SCHUSTER ist damit die lineare Unabhängigkeit von $\{z(t)\}$ und $\{z(t+\tau)\}$ gesichert.

Verbindet man die n -histories der Reihe nach im rekonstruierten Phasenraum, dann entstehen sogenannte Trajektorien, die sich im Zeitverlauf auf eine geometrische Struktur zurückziehen. Diese geometrische Struktur ist eine Untermenge des Phasenraums und wird Attraktor genannt. Falls die Dynamik des Systems deterministisch chaotisch ist, ergibt sich ein chaotischer oder seltsamer Attraktor. Die Projektion des Attraktors in einen zwei- oder pseudodreidimensionalen Einbettungsraum heißt Wiederkehrabbildung. Die Wiederkehrabbildung ist ein mögliches Mittel, von der geometrischen Struktur auf die Dynamik des Systems zu schließen, ebenso wie niedrigerdimensionale Schnitte durch den rekonstruierten Attraktor, sogenannte Poincaré-Schnitte. Bei einem regulären zyklischen Verlauf der Zeitreihe wäre der Attraktor im Phasenraum eine geschlossene Kurve oder ein Torus, d.h. eine Schraubenlinie auf einer Reifenoberfläche. Die Poincaré-Abbildung würde entsprechend nur 2, 4, 8, ..., in jedem Fall endlich viele Schnittpunkte zei-

gen. Bei weißem Rauschen wäre der gesamte Phasenraum ausgefüllt und es gäbe unendlich viele zufällig verteilte Schnittpunkte bei der Poincaré-Abbildung. Der Liapunov-Exponent ist ein Maß dafür, wie stark sich die Trajektorien eines dynamischen Systems bei anfangs benachbarten Zuständen nach einiger Zeit voneinander entfernen oder aneinander annähern. Wenn alle Liapunov-Exponenten λ_i für $i = 1, 2, \dots, n$ negativ sind, dann findet in jeder Richtung des Phasenraums eine Stauchung statt, und jede Trajektorie läuft unabhängig vom Startpunkt in einen Fixpunkt. Grenzzyklen erhält man, wenn nicht alle Liapunov-Exponenten negativ sind, sondern einige den Wert 0 haben, d.h., in dieser Richtung weder Streckung noch Stauchung erfolgt. Falls mindestens in einer Richtung gestreckt wird, d.h., wenn mindestens einer der n Liapunov-Exponenten positiv ist, hat man einen chaotischen Attraktor vorliegen. Für experimentelle Zeitreihen haben WOLF et al. (1985) eine Methode gefunden, den maximalen Liapunov-Exponenten zu schätzen. Zur Klassifikation der Dynamik reicht das Vorzeichen des maximalen Liapunov-Exponenten aus. Ist der maximale Liapunov-Exponent negativ, so sind alle anderen Liapunov-Exponenten ebenfalls negativ und die Dynamik läuft in einen Fixpunkt. Ist der maximale Liapunov-Exponent gleich Null, so hat man einen Grenzzyklus vorliegen und ist der maximale Liapunov-Exponent positiv, so liegt ein chaotischer Attraktor vor. Der maximale Liapunov-Exponent, bzw. dessen Vorzeichen, ist äußerst nützlich, um zwischen rein deterministischen oder regulären Systemen und irregulären Prozessen zu unterscheiden. Er ist jedoch nicht brauchbar, um chaotische Systeme von Zufallsprozessen zu trennen, da der maximale Liapunov-Exponent von zufälligen Zeitreihen wie auch bei chaotischer Dynamik positiv ist (BARNETT und CHEN, 1986). Der Wolf-Algorithmus ist als FORTRAN-Quellprogramm in WOLF et al. (1985) abgedruckt.

Ein sehr wichtiges Instrument der nichtlinearen Dynamik ist die Dimensionsanalyse. Die hierbei nach der Methode von GRASSBERGER und PROCACCIA (1983) geschätzte Korrelationsdimension mißt den Grad der gegenseitigen Beeinflussung der Zeitreihenwerte bzw. der rekonstruierten n -histories und läßt einen Schluß auf die Dimensionalität des zugrundeliegenden dynamischen Systems zu, da sie eine untere Schranke für die Anzahl der Komponenten, die zur Erklärung des Systems mindestens notwendig sind, angibt. Bei deterministischer Dynamik ist die Korrelationsdimension gleich der topologischen Attraktordimension (BARNETT und CHEN, 1986) und insbesondere endlich und ganzzahlig. Bei deterministisch chaotischer Dynamik ist sie in jedem Fall endlich, während reine Zufallsprozesse eine unendliche Korrelationsdimension besitzen.

Eine Verbindung zwischen Zeitreihenmodellen der klassischen Box-Jenkins-Analyse und chaotischer Analysen wird in den Residuentests hergestellt. BROCK erkannte die nützliche Eigenschaft deterministischer und damit auch deterministisch chaotischer Systeme, daß die Dynamik bei einer linearen Transformation der Zeitreihenwerte erhalten bleibt. Insbesondere bleibt auch die Korrelationsdimension und der maximale Liapunov-Exponent unverändert. Man paßt deshalb z.B. ein lineares autoregressives Zeitreihenmodell (AR(p)) an die empirische Zeitreihe an und vergleicht die Residuen dieses Modells mit der Originalzeitreihe. Wenn die Zeitreihe deterministischen Charakter hat, müssen die Residuen den gleichen maximalen Liapunov-Exponenten und dieselbe endliche Korrelationsdimension wie die Originalzeitreihe haben (BROCK (1986): 'Residual Test Theorem'). Wenn die Zeitreihe aus einem Zufallspro-

zeß entstanden ist, haben die Residuen eine unendliche Korrelationsdimension. BROCK, DECHERT und SCHEINKMAN (1987) schlagen einen statistischen Test, BDS-Test genannt, vor, der die Residuen eines autoregressiven Modells AR(p) mit weißem Rauschen, also einem Zufallsprozeß aus unabhängig identisch verteilten (kurz: IID) Zufallsvariablen, vergleicht. Die nach BROCK, DECHERT und SCHEINKMAN benannte BDS-Statistik oder auch W-Statistik gibt an, ob die Hypothese der Zufälligkeit H_0 : "Die Residuen entsprechen einem IID-Zufallsprozeß" abgelehnt werden kann oder nicht. Die W-Statistik ist standardnormalverteilt. Die Nullhypothese wird auf dem 5%-Signifikanzniveau abgelehnt, wenn die W-Statistik betragsmäßig größer als 1,96 ist. Bei Ablehnung folgt, daß der zugrundeliegende Prozeß nicht aus einem Zufallsprozeß entstanden ist, sondern nichtlineare deterministische Strukturen beinhalten muß. Die Definition der BDS-Statistik findet man in BROCK, DECHERT und SCHEINKMAN (1987), Anwendungen des BDS-Tests bei BROCK und SAYERS (1988), SCHEINKMAN und LEBARON (1989), BLANK (1991), HSIEH (1991) oder HOLZER (1993).

3 Untersuchung des Schweinepreises

Für die praktischen Analysen des Schweinezyklus dient eine Schweinepreisreihe mit insgesamt 1815 Daten. Es handelt sich um wöchentlich erfaßte gewichtete Durchschnittspreise von Schweinen der Klasse c (80-119,5 kg) in DM pro 100 kg Lebendgewicht an den sechs bzw. fünf bayerischen Schlachtviehgroßmärkten München, Nürnberg, Augsburg, Regensburg, Würzburg (nur bis 1980) und Memmingen. Die Schweinepreisreihe beginnt im Januar 1957 und endet im Dezember 1991. Die Daten stammen vom Bayerischen Landesamt für Ernährungswirtschaft und den Marktberichten des Bayerischen Bauernverbands. Je nach Konstellation der Werkzeuge bzw. der Weihnachts- und Neujahrsfeiertage entfällt in manchen Jahren die Notierung der 52. Woche oder der 1. Woche oder es kommt eine 53. Woche hinzu. Es wird jedoch davon ausgegangen, daß in Wochen, an denen kein Schweinemarkt stattfindet, auch die Preisentwicklung nicht mehr oder weniger fortschreitet, als an anderen Wochen, d.h., man geht von einer äquidistanten Zeitmessung aus und vernachlässigt Lücken.

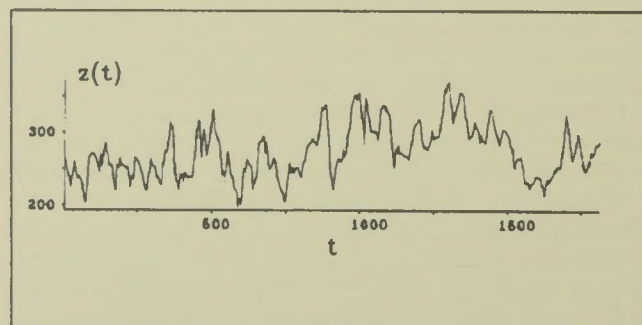


Schaubild 1: Zeitdiagramm der Schweinepreisreihe

Das Zeitdiagramm (Schaubild 1) der Schweinepreise zeigt einigermaßen zyklische Schwankungen. Häufungen von mehreren Zeiträumen eines höheren oder niedrigen Preises, also langfristig positive Korrelationen, sind in der ersten Hälfte des beobachteten Zeitraums kaum, später etwas stärker zu erkennen. Gerade im ersten Drittel der Beobachtungen ähnelt die Dynamik der Schweinepreiszeitrei-

he eher einem kontinuierlichen Zyklus als einem Zufallsprozeß.

Die Autokorrelationsfunktion der Schweinepreisreihe (Schaubild 2) zeigt mit Zunahme der Lags schwächer werdende fast zyklische Schwankungen um Null. Das Korrelogramm ist dem eines wirklich periodischen Grenzzyklus sehr ähnlich und unterscheidet sich ganz wesentlich von dem eines reinen Zufallsprozesses, bei dem für positive Lags keine Autokorrelation vorhanden ist. Das Korrelogramm läßt also auf eine "ziemlich regelmäßige" Dynamik der Schweinepreise schließen. Für die Berechnung der Autokorrelationsfunktion wurde die FORTRAN-Routine ACF der IMSL-Bibliothek verwendet. Die Grafik wurde, wie auch alle anderen Grafiken dieser Arbeit, mit dem Grafiksystem des Leibniz-Rechenzentrums der Bayerischen Akademie der Wissenschaften in München (LRZ-Grafik) erstellt.

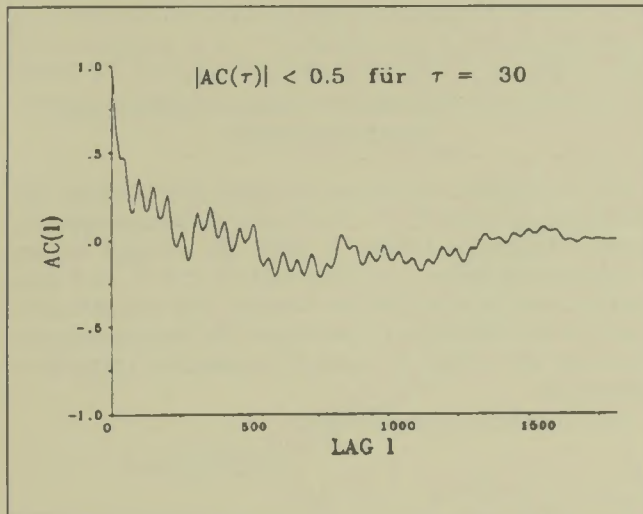


Schaubild 2: Korrelogramm der Schweinepreisreihe

Das Leistungsspektrum der Schweinepreise (Schaubild 3) zeigt zwar eine verrauschte Grundstruktur, aber auch deutliche isolierte Leistungsspitzen. Diese ausgeprägten Peaks lassen auf eine periodische oder zumindest eine deterministische chaotische Dynamik schließen, denn das Leistungsspektrum eines Zufallsprozesses ist durch ein über dem gesamten Frequenzbereich gleichmäßig verteiltes Breitbandrauschen gekennzeichnet und besitzt keine klar hervortretenden Leistungsspitzen. Das Leistungsspektrum wurde mit der IMSL-Routine PFFT berechnet. Um kleine Ausschläge zu verstärken und extreme Amplituden etwas zu dämpfen, wurde die vierte Wurzel der Leistung $P(\omega)$ gegen die Kreisfrequenz ω aufgetragen.

Um langfristige Korrelationen aufzudecken, wurde die R/S-Analyse durchgeführt. In Schaubild 4 sind die standardisierten Spannweiten R/S gegen verschiedene Zeiten t doppeltlogarithmisch aufgetragen. Die Steigung einer angepaßten Regressionsgeraden ergibt den Hurst-Exponenten. Bei der Regression werden robuste Schätzmethoden von Huber und Tukey verwendet (vgl. HOLZER (1993) und die dort angegebene weiterführende Literatur zur robusten Statistik). Der Hurst-Exponent der Schweinepreisreihe beträgt 0,82 bzw. 0,83 und weist auf vorhandene Langzeitkorrelationen hin. Das bedeutet, die Schweinepreise bleiben über die Jahre betrachtet immer einige Zeit hoch, bevor sie dann wieder mehrere Wochen auf einem Tiefstand verweilen. Man kann also einen gewissen globalen bzw. langfristigen

"Schweinezyklus" bestätigen.

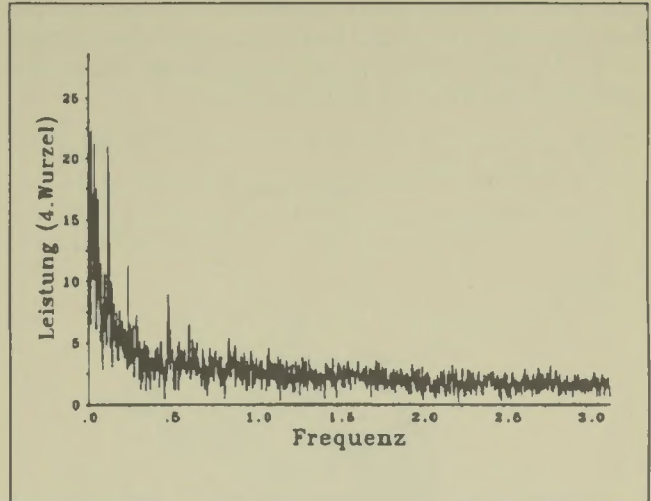


Schaubild 3: Leistungsspektrum der Schweinepreisreihe

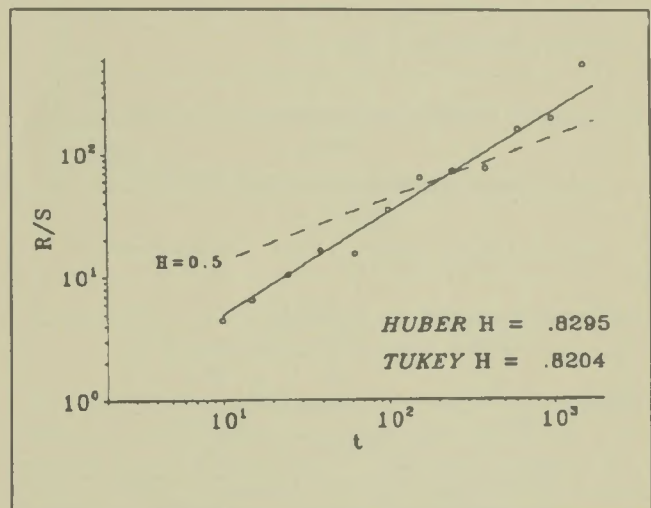


Schaubild 4: Hurst-Exponent der Schweinepreisreihe

Schaubild 5 zeigt die pseudodreidimensionale Wiederkehrabbildung im rekonstruierten Phasenraum. Da gemäß dem Korrelogramm (Schaubild 2) $AC(\tau \leq 29) > 0,5$ und $AC(30) \leq 0,5$ ist, wurde als Zeitverschub für die Rekonstruktion des Phasenraums $\tau = 30$ gewählt. Es sind zwar keine auffallend regelmäßigen Attraktorstrukturen zu erkennen; allerdings sind die Attraktorpunkte auch nicht rein zufällig verstreut. Die Wiederkehrabbildung deutet auf einen chaotischen oder seltsamen Attraktor hin.

In den Schaubildern 6 a-d sind vier Poincaré-Schnitte der Wiederkehrabbildung dargestellt. Der Attraktor wird jeweils mit der Ebene $z(t + 2\tau) = \text{konstant}$ geschnitten. Die Durchlaufrichtung ist durch zwei verschiedene Symbole (x und +) angedeutet. Es sind keine deutlichen deterministischen Strukturen oder Gleichmäßigkeiten der Schnittpunkte zu erkennen, die Schnittpunkte scheinen wahllos verteilt.

Der maximale Liapunov-Exponent wurde nach dem Wolf-Algorithmus bestimmt. Dazu vergleicht man jeweils den euklidischen Abstand zweier benachbarter rekonstruierter Zeitreihenpunkte $Z(t)$ und $Z_0(t)$ mit dem Abstand der beiden von diesen Nachbarn aus um eine feste Schrittlänge et entwickelten Punkten $Z(t+et)$ und $Z_0(t+et)$. Zum neuen Entwicklungspunkt wird ein neuer Nachbar gesucht. Wie-

derum werden die Abstände von diesen beiden Nachbarn und von den beiden um et fortgeschritten Punkten verglichen. Das Verfahren geht in dieser Weise weiter, bis das Zeitreiheneende erreicht ist. Das durchschnittliche Verhältnis der Abstände ergibt eine Schätzung für den maximalen Liapunov-Exponent zur Evolutionszeit et.

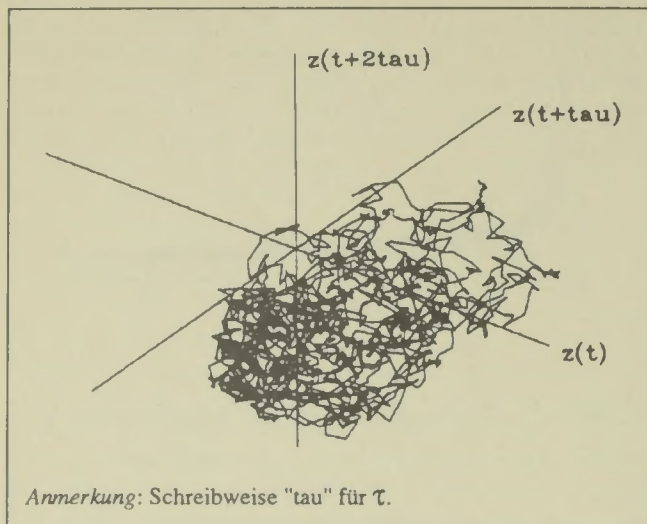


Schaubild 5: Wiederkehrabbildung der Schweinepreisreihe

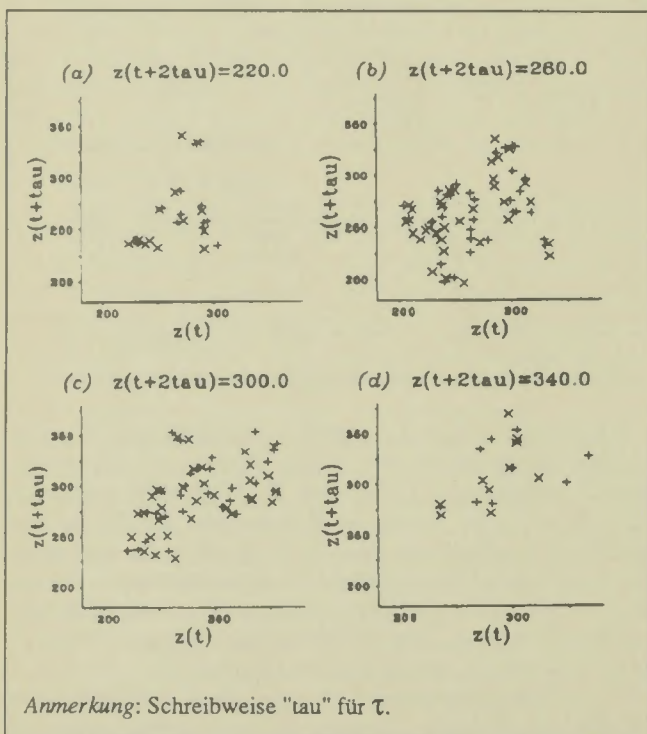


Schaubild 6: Poincaré-Schnitte der Schweinepreisreihe

In Schaubild 7 sind die Liapunov-Exponenten für verschiedene Entwicklungszeiten et aufgetragen. Die maximalen Liapunov-Exponenten nehmen für wachsende Evolutionszeiten ab und pendeln sich etwa bei einem Wert von $\lambda \approx 0,006$ ein. Der Wert, bei dem die Liapunov-Exponenten nahezu konstant bleiben und der somit unabhängig von der Evolutionszeit et ist, dient als endgültige Schätzung für den maximalen Liapunov-Exponenten. Bei der Schweinepreisreihe ergibt sich in jedem Fall ein positiver maximaler Liapunov-Exponent.

Die Dynamik ist also nicht rein deterministisch, sondern beinhaltet eindeutig chaotisches Verhalten.

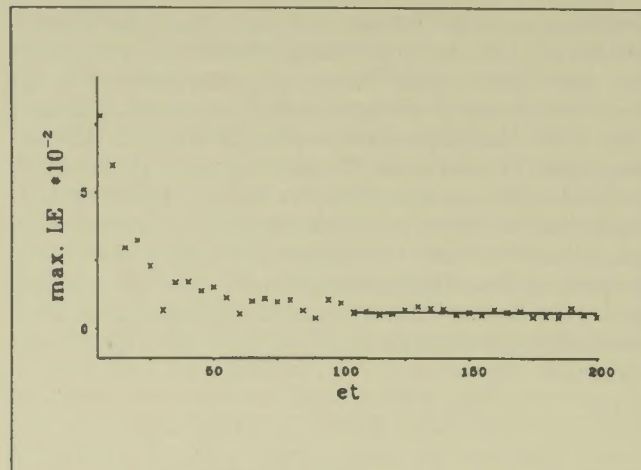


Schaubild 7: Maximaler Liapunov-Exponent der Schweinepreisreihe

Für die Dimensionsanalyse berechnet man zunächst das Korrelationsintegral $C_n(r)$, das für alle N_n Bezugspunkte Z_i jeweils diejenigen Punkte Z_j zählt, die weniger als ein vorgegebener Radius r entfernt sind. Z_i und Z_j sind zwei nicht notwendig verschiedene Vektoren $Z(t)$ des rekonstruierten n -dimensionalen Phasenraums. Zur Bestimmung der Abstände der n -histories wurde die euklidische Vektornorm verwendet.

Das Korrelationsintegral lautet:

$$C_n(r) = \frac{1}{N_n^2} \sum_{i,j=1}^{N_n} \Theta(r - |Z_i - Z_j|)$$

wobei

$$\Theta(x) = \begin{cases} 1 & \text{für } x > 0 \\ 0 & \text{für } x \leq 0 \end{cases}$$

die Heaviside-Funktion ist. Der Index n verdeutlicht die Abhängigkeit des Korrelationsintegrals von der Einbettungsdimension. Berechnet man das Korrelationsintegral für verschiedene Radien und trägt es doppeltlogarithmisch gegen den Radius r auf, dann ist die Steigung der approximierten Regressionsgeraden die Dimension $D(n)$, die ebenfalls von der Einbettungsdimension n abhängt:

$$D(n) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{\log C_n(r)}{\log r}$$

Wenn sich bei steigender Einbettungsdimension n die Werte von $D(n)$ auf einen Wert D stabilisieren, dann ist dieser gesättigte Wert D die Korrelationsdimension:

$$D = \lim_{n \rightarrow \infty} D(n)$$

Bei deterministischer und auch deterministisch chaotischer Dynamik findet in jedem Fall eine Sättigung für eine endliche Einbettungsdimension statt, während für Zufallsprozesse keine Sättigung erreicht wird, d.h. die Korrelationsdimension unendlich ist.

Im oberen Teil des Schaubildes 8 sind für die Einbettungsdimensionen $n=3$ (oberste Kurve) bis $n=10$ (unterste

Kurve) die Korrelationsfunktionen $C(r) := C_n(r)$ doppeltlogarithmisch gegen die Radien r aufgetragen. Bei der praktischen Bestimmung der Steigung werden die Korrelationsfunktionen im mittleren Radiusbereich durch eine robuste Regressionsgerade approximiert. Dabei wird wie bei der R/S-Analyse das robuste Schätzverfahren von Tukey verwendet (vgl. HOLZER, 1993 und die dort angegebene Literatur zur robusten Statistik). Im unteren Teil von Schaubild 8 sind diese robusten Schätzungen der Steigung, d.h. die Dimensionen $D(n)$, gegen die anwachsende Einbettungsdimension n aufgetragen. Die Korrelationsdimension $D(n)$ der Schweinepreisreihe erreicht bei der Einbettungsdimension $n=8$ einen Sättigungswert, bei noch höheren Einbettungen nimmt die Dimension $D(n)$ wieder ab. Es ergibt sich also eine Korrelationsdimension D von etwa 3,6. Dies läßt den Schluß zu, daß mindestens vier Komponenten für eine sinnvolle Modellierung des Schweinezyklus herangezogen werden müssen. Andererseits reichen $n = 8 \approx 2D + 1$ Komponenten für die Beschreibung des komplexen Systems der Schweinepreise aus. Die Sättigung der Korrelationsdimensionen bei endlicher Einbettung zeigt zudem deutlich den deterministischen Grundcharakter der Schweinepreisreihe.

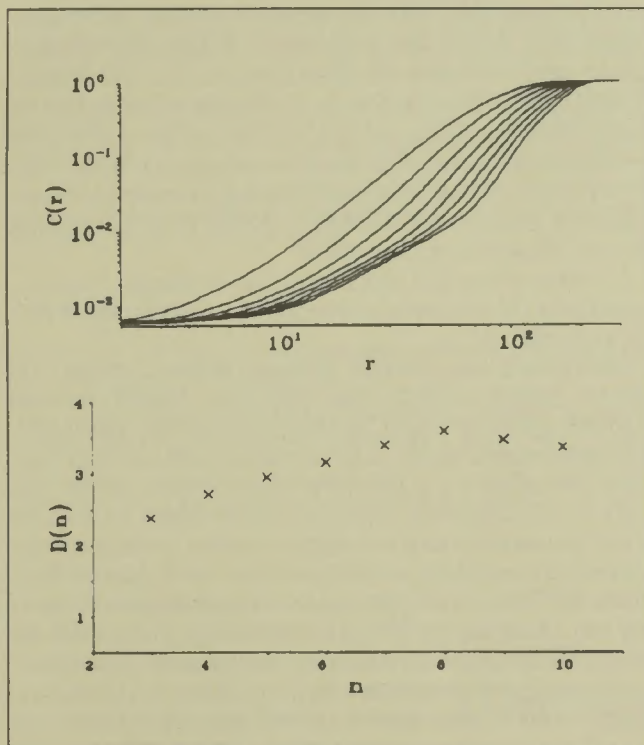


Schaubild 8: Dimensionsanalyse der Schweinepreisreihe

Häufig werden ökonomische Zeitreihen durch sogenannte Irrfahrten oder random-walk-Prozesse modelliert. Ein random walk entsteht z.B. durch sukzessives Aufsummieren von IID-Zufallsvariablen und beschreibt etwa den Weg eines sich zufällig bewegenden Teilchens in Wasser (siehe etwa BOX und JENKINS, 1976). Eine Irrfahrt ist mit den herkömmlichen Instrumenten der Zeitreihenanalyse, wie Korrelogramm oder Leistungsspektrum, von einer empirischen ökonomischen Zeitreihe i.a. nicht zu unterscheiden, obwohl sie einem reinen Zufallsprozeß entspringt. Der maximale Liapunov-Exponent einer Irrfahrt ist positiv und die Korrelationsdimension i.a. wie bei deterministisch chaotischen Zeitreihen endlich.

Die Schaubilder 9 a,b,c zeigen Zeitdiagramm, Korrelo-

gramm und Leistungsspektrum eines random-walk-Prozesses. Der maximale Liapunov-Exponent dieser Irrfahrt beträgt etwa 0,001 und die geschätzte Korrelationsdimension ist 2,1.

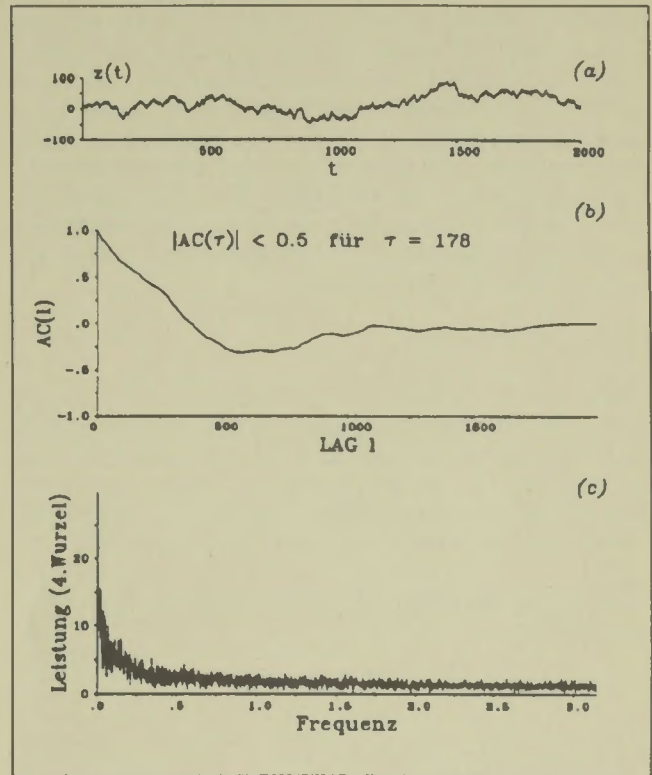


Schaubild 9: (a) Zeitdiagramm, (b) Korrelogramm und (c) Leistungsspektrum einer Irrfahrt

Um deterministisch chaotische Zeitreihen von Zufallsprozessen zu unterscheiden, vergleicht man die Residuen von linearen Zeitreihenmodellen. Für die nachfolgenden Residuentests wird speziell ein autoregressives Modell zweiter Ordnung herangezogen (BROCK et al., 1987). Das AR(2)-Modell für die Schweinepreisreihe lautet:

$$\hat{z}(t) = 3,98370 + 1,12036 z(t-1) - 0,13495 z(t-2).$$

Die Berechnung erfolgt mit Hilfe der IMSL-Routine ARMMA.

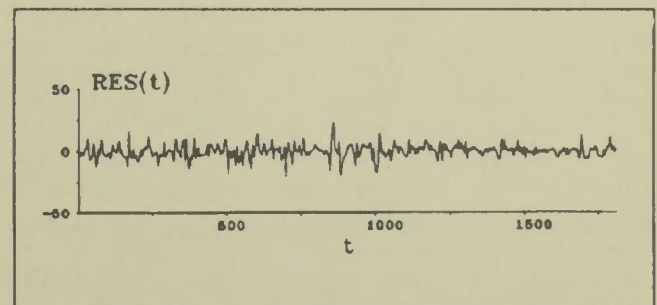


Schaubild 10: Residuen des AR(2)-Modells der Schweinepreisreihe

In Schaubild 10 sind die Residuen des obigen AR(2)-Modells im Zeitverlauf aufgetragen. Das Zeitdiagramm der Residuen der Schweinepreisreihe weicht deutlich von einem reinen weißen Rauschen ab. Die

Korrelationsdimension der Residuen beträgt etwa 5,4. Sie liegt damit zwar etwas höher als die Korrelationsdimension der Originalpreisreihe, erreicht aber in jedem Fall eine Sättigung bei endlicher Einbettung, während die Korrelationsdimension der Residuen der Irrfahrt, die einen reinen Zufallsprozeß ergeben, unendlich ist und damit insbesondere nicht "gleich" der Dimension der ursprünglichen Irrfahrt. Nach dem "Residual Test Theorem" von BROCK (1986) ist die Schweinepreisreihe kein Zufallsprozeß, sondern hat einen deterministischen Hintergrund. Schließlich vergleicht der Residuentest von BROCK, DECHERT und SCHEINKMAN (1987) die Residuen des AR(2)-Modells der Schweinepreisreihe mit weißem Rauschen, indem Korrelationsintegrale bei verschiedenen Radien r und Einbettungen n berechnet werden. Für weißes Rauschen gilt:

$$C_n(r) = (C_1(r))^n, \quad n = 1, 2, \dots$$

Führt man den BDS-Test für die Radien 0,5s, 1,0s, 1,5s, wobei s die Standardabweichung der Residuen ist, und für die Einbettungsdimensionen 2, 3, 4 und 5 durch, dann kann die Hypothese der Zufälligkeit der Residuen zum 5%-Niveau deutlich abgelehnt werden (bei n=5 und r=0,5s zumindest auf dem 10%-Niveau, vgl. Übersicht).

Übersicht: W-Statistik und Signifikanzniveau (p-Wert) beim BDS-Test

n	Radius / s		
	0,5	1,0	1,5
2	16,533 0,0000	27,282 0,0000	3,121 0,0018
3	6,367 0,0000	96,056 0,0000	2,661 0,0078
4	3,187 0,0014	48,112 0,0000	3,216 0,0013
5	1,661 0,0967	17,645 0,0000	4,910 0,0000

4 Schlußfolgerungen und Ausblick

Zieht man die klassischen Methoden der Zeitreihenanalyse heran, kann man tatsächlich einen gewissen "Zyklus" der Schweinepreise erkennen. Die zeitliche Entwicklung der Schweinepreise zeigt irreguläre Zickzackbewegungen auf einem langfristig schwingenden Grundtrend. Leistungsspektrum, Korrelogramm und R/S-Analyse weisen auf kurz- und langfristige Korrelationen und starke deterministische Elemente der Schweinepreise hin. Der "Zyklus" der Schweinepreise wird dennoch durch plötzliche Preisstürze oder -erhöhungen gestört. Es stellte sich die Frage, ob die Schweinepreisreihe aus einem zufälligen Prozeß entstanden ist oder eine komplexe Dynamik besitzt, die nicht zufällig ist, sondern aus deterministischen Gesetzen abgeleitet werden kann. Durch die Analyse der Residuen eines AR(2)-Modells und insbesondere durch den Ausgang des BDS-Tests kann man zufälliges Verhalten ausschließen. Die Residuen eines AR(2)-Modells zeigen klare Strukturen und nichtzufällige Schwankungen und weichen bereits optisch von einem IID-Zufallsprozeß ab. Statistisch unterstrichen wird diese Aussage durch den BDS-Test, bei dem die Hypothese der Zufälligkeit der Residuen fast risikolos verworfen werden kann. Die Residuen haben auch etwa dieselbe endliche Korrelationsdimension wie die Schweinepreisreihe

selbst, was nach dem Residuentest-Theorem von BROCK eindeutig gegen einen Zufallsprozeß, dessen Residuen hoch- bzw. unendlichdimensional sind, spricht. Ein positiver maximaler Liapunov-Exponent ($\lambda \approx 0,006$) und eine gebrochene Korrelationsdimension von 3,6 sowie die bereits erwähnte "Gleichheit" der Korrelationsdimension von der Originalpreisreihe und den Residuen eines AR(2)-Modells sind Beweise für ein niedrigdimensionales chaotisches Verhalten der Schweinepreise.

Es ist also beim Schweinezyklus theoretisch möglich, das zugrundeliegende nichtlineare Differenzen- oder Differentialgleichungssystem zu rekonstruieren. Die Dimensionsanalyse liefert Informationen über die benötigten Komponenten; mindestens vier und höchstens acht Systemkomponenten sind wesentlich und müssen bei der Modellierung des komplexen Systems "Schweinezyklus" mit einbezogen werden. Die Wahl der Einflußgrößen und der Systemparameter wird aufgrund von a priori Informationen und Erfahrungswerten getroffen. So hängen die Schweinepreise etwa von den Rindfleischpreisen, von Futtermittelpreisen, von der Bevölkerungszahl und vom pro-Kopf-Einkommen, vom Zinsniveau und den Kapitalkosten, vom Außenhandel und den Import- und Exportpreisen für Schweine oder Getreide, von Lagerhaltungs- und Investitionskosten und vieles mehr sowie nicht zuletzt vom allgemeinen Verbraucherverhalten sowie vom Verhalten der Schweinehalter ab. Die Rekonstruktion eines entsprechenden mathematischen Modells ist jedoch sehr schwierig und nur bei einer großen Anzahl von unverschänten, d.h. nicht durch systematische Fehler oder Notierungs- und Meßungenauigkeiten gestörten, und kontinuierlich erfaßten Daten möglich. HSIEH (1991) beschreibt diesen Sachverhalt recht treffend:

"... Even if we had found evidence of chaotic behavior, estimating the unknown parameters of a chaotic map is next to impossible ..."

Selbst wenn es dennoch entgegen dieser Aussage von HSIEH gelingen würde, ein geeignetes Modell für den Schweinepreis zu finden, das die gleichen Maßzahlen, z.B. Korrelationsdimension, Liapunov-Exponent, Hurst-Exponent usw., liefert wie die Schweinepreisreihe, ist das Verhalten bei bestimmten Parameterwerten dieses Modells regulär, bei anderen aber chaotisch und daher nicht prognostizierbar. Es muß dann versucht werden, durch gezielte Kontrolle der Einflußvariablen und der entsprechenden Parameter den Übergang ins Chaos zu verhindern. Wenn etwa der Rindfleischpreis im Modell einen nichtlinearen Zusammenhang mit dem Schweinepreis hat, so daß nur ein Einfluß erfolgt, wenn er eine relative Grenze vom eininhalbfachen des Schweinepreises unterschreitet, dann müßte man das Verhältnis der Preise so kontrollieren, daß es niemals unter die Grenze 1,5 sinkt. Für alle anderen Komponenten des Systems "Schweinepreis", bei denen je nach Parameterwert ein Übergang ins Chaos möglich ist, müßte man entsprechende Grenzwerte der Parameter einhalten, um insgesamt einen vorhandenen Zyklus der Schweinepreise nicht zu stören und chaotisches Verhalten zu verhindern. Solange man Prognosen des Schweinepreises auf herkömmliche, meist lineare Modelle stützt, die chaotisches Verhalten unberücksichtigt lassen, können diese nur unsicher und oft unzutreffend sein.

Zusammenfassung

Die Chaostheorie gibt in vielen Wissenschaftsbereichen Erklärungsansätze für nichtlineare komplexe Systeme in der Natur, die mit linearen Modellen nicht ausreichend erfaßt werden können. Mit Methoden der Chaostheorie, insbesondere durch Zuhilfenahme von Korrelationsintegral und -dimen-

sion, kann man für viele ökonomische Zeitreihen, die zunächst zufällig erscheinen, feststellen, daß sie streng deterministischen nichtlinearen Grundgleichungen unterliegen. In dieser Arbeit wurde eine Schweinepreisreihe auf deterministisch chaotisches Verhalten hin untersucht. Die empirischen Untersuchungen (vgl. auch HOLZER, 1993), lieferten einen positiven maximalen Liapunov-Exponenten und eine gebrochene Korrelationsdimension von 3,6. Die Residuen bei der Anpassung eines autoregressiven Zeitreihenmodells zweiter Ordnung besitzen etwa dieselbe endliche Korrelationsdimension und weichen deutlich von einem reinen Zufallsprozeß ab. Der BDS-Test bestätigt diese Nichtzufälligkeit der Residuen. Diese Ergebnisse sind eindeutige Beweise für ein niedrigdimensionales chaotisches Verhalten der Schweinepreise. Die Dynamik deterministisch chaotischer Systeme kann durchaus für einen längeren Zeitraum vorhersagbar sein, unvorhersagbare Ereignisse können die Regelmäßigkeit aber jederzeit zerstören und Prognosen unbrauchbar und falsch werden lassen. Die Schweinepreise bewegen sich zwar sicher zwischen bestimmten Grenzen, die niemals über- oder unterschritten werden, der genaue Preis läßt sich aber zu keiner Zeit exakt vorhersagen. Um die Prognosemöglichkeit des zukünftigen Schweinepreises zu verbessern, ist es daher wichtig, deterministische Modelle des Schweinepreises zu entwickeln, bei denen auch chaotisches Verhalten berücksichtigt wird.

Summary: The chaotic hog cycle – Analysis of hog prices by chaos theory instruments

Chaos analysis is very assistant in natural science to describe complex nonlinear systems that can not be sufficiently explained by linear models. Especially using correlation integrals and correlation dimensions many economic time series that seem random can be specified to behave deterministic chaotic. In this paper the hog prices are analysed with nonlinear methods. The empirical tests yield a positive maximal Liapunov exponent and a fractal correlation dimension of 3,6 (see also HOLZER, 1993). The residuals of an approximated second-order autoregressive time series model have about the same finite correlation dimension and can be distinguished clearly from white noise. The BDS-test confirms the non randomness of the residuals. These results proof the low-dimensional deterministic chaotic behaviour of hog prices. The dynamic of deterministic chaotic systems can behave regular for a long time period but unseem occurrences may disturb the regularity and make forecasts unstable and false. Hog prices range certainly between some limits but the exact price can never be predicted. Justifying forecasts it is necessary to develop models that allow chaotic behaviour.

Literaturverzeichnis

BARNETT, W. und CHEN, P.: The aggregation-theoretic monetary aggregates are chaotic and have strange attractors: an econometric application of mathematical chaos.- In: BARNETT, W.A. et al. (Hrsg.): Dynamic econometric modeling. Cambridge University Press. Cambridge 1988, S. 199-245. - Bayerischer Bauernverband: bbv-Marktberichte, versch. Jgg. - Bayerische Landesanstalt für Ernährung: Vieh- und Fleischmarktberichte, versch. Jgg. - BLANK S.C.: "Chaos" in Futures Markets? A Nonlinear Dynamical Analysis.- The Journal of Futures Markets 11 (1991), Nr. 6, S. 711-728. -

BÖCKENHOFF, E.: Prognose und Prognosekontrolle. Zuverlässigkeit der kurzfristigen Produktionsprognosen für Schlachtschweine und Schlachtrinder.-In: HENRICHSMAYER, W. (Hrsg.): Prognose und Prognosekontrolle. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 17. Münster-Hiltrup 1980, S. 517-539. - BÖCKENHOFF, E. bzw. PLATE, R.: Vorausschau auf den Schweinemarkt. - Agrarwirtschaft, versch. Jgg. - BOX, G.E.P. und JENKINS, G.M.: Time Series Analysis: Forecasting and Control.- Revised Edition, Holden-Day Inc., San Francisco 1976. - BROCK W.A.: Distinguishing Random and Deterministic Systems: Abridged Version.- Journal of Economic Theory 40 (1986), S. 168-195. - BROCK, W.A., DECHERT, W.D. und SCHEINKMAN, J.A.: A test for independence based on the correlation dimension.- SSR working paper Nr. 8702. Department of Economics, University of Wisconsin. Madison 1987. - BROCK, W.A. und SAYERS, C.L.: Is the business cycle characterized by deterministic chaos? - Journal of Monetary Economics 22 (1988), S. 71-90. - BUCHHOLZ, H.E.: Zyklische Preis- und Mengenschwankungen auf Agrarmärkten.- In: BUCHHOLZ, H.E. et al. (Hrsg.): Landwirtschaft und Markt. Verlag Alfred Strothe, Hannover 1982. - ECKMANN, J.-P. und RUELLE, D.: Ergodic theory of chaos and strange attractors.- Reviews of Modern Physics 57 (1985), Nr. 3, Part I, S. 617-656. - FEDER, J.: Fractals.- Plenum Press, New York 1988. - FUCHS, C.: Prognosen mit Fehlerkorrekturmodellen: Eine Anwendung am Beispiel des Schweinepreises.- Agrarwissenschaft 40 (1991), Heft 7, S. 205-215. - GRASSBERGER, P. und PROCACCIA, I.: Characterization of Strange Attractors.- Physical Review Letters 50 (1983), Nr. 5, S. 346-349. - HANAU, A.: Die Prognose der Schweinepreise.- Berlin 1930, Nachdruck in: BUCHHOLZ, H.E. et al. (Hrsg.): Landwirtschaft und Markt. Verlag Alfred Strothe, Hannover 1982. - HOFF, K.: Ein Mehrgleichungsmodell für den Schlachtschweinemarkt der Bundesrepublik Deutschland.- Dissertation, Bonn 1982. - HOLZER, C.: Analyse empirischer Datenreihen in der Ökonomie mit Instrumenten der nichtlinearen Dynamik.- Dissertation, Weihenstephan 1993. - HSIEH, D.A.: Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets.- The Journal of Finance 46 (1991), Nr. 5, S. 1839-1877. - HURST, H.E.: Long-term storage capacity of reservoirs.- Transactions of the American Society of Civil Engineers 116 (1951), S. 770-808. - KARG, G.: Ein Preisprognosemodell für den Rindfleisch- und Schweinefleischmarkt der Bundesrepublik Deutschland.- Habilitation, Weihenstephan 1975. - MOHR, W.: Prognosen der Schweinepreise auf der Grundlage von Zeitreihenanalysen (Box-Jenkins-Methode).- In: HENRICHSMAYER, W. (Hrsg.): Prognose und Prognosekontrolle. Schriften der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften des Landbaues e.V., Band 17. Münster-Hiltrup 1980, S. 541-564. - PRECHT, M., VOIT, K. und KRAFT, R.: Mathematik 2 für Nichtmathematiker.- 4. Auflage, R. Oldenbourg Verlag GmbH, München 1991. - SCHEINKMAN, J.A. und LEBARON, B.: Nonlinear Dynamics and Stock Returns.- Journal of Business 62 (1989), Nr. 3, S. 311-337. - SCHUSTER, H.G.: Deterministic Chaos.- VCH Verlagsgesellschaft mbH, Weinheim 1988. - TAKENS, F.: Detecting strange attractors in turbulence.- In: RAND, D.A. und YOUNG, L.-S. (Hrsg.): Dynamical Systems and Turbulence. Warwick 1980. Lecture Notes in Mathematics 898. Springer-Verlag, Berlin Heidelberg 1981, S. 366-381. - WOLF, A., SWIFT, J.B., SWINNEY, H.L. und VASTANO, J.A.: Determining Lyapunov exponents from a time series.- Physica 16D (1985), S. 285-317.

Verfasser: Dr. CHRISTIAN HOLZER und Prof. Dr. MANFRED PRECHT, Lehrereinheit Mathematik und Statistik, Datenverarbeitungsstelle Weihenstephan d. TU München, W-85350 Freising

Wirtschaftsumschau

Widersprüchliches

über die sozialökonomische Betriebsstruktur der westdeutschen Landwirtschaft

GÜNTHER SCHMITT

In einem im Februar-Heft 1993 dieser Zeitschrift veröffentlichten Beitrag „Was ist eigentlich ein 'Vollerwerbsbetrieb', was ein 'Nebenerwerbsbetrieb' und wieviele gibt es davon in der BR Deutschland?“ (SCHMITT, 1993a) habe ich die Problematik der in den Agrarberichten der Bundesregierung vorgenommenen Definition und Abgrenzung der landwirtschaftlichen Betriebe nach Maßgabe ihres sog. "Erwerbscharakters" und die damit verbundene Problematik der Schätzung der Zahl der als Voll-, Zu- und Nebenerwerbsbetriebe definierten landwirtschaftlichen Betriebe aufgezeigt. Die wesentliche Erkenntnis dabei war, daß so-

lange die Einkommens- oder- (Erwerbs-) Tätigkeitenstruktur aller, den landwirtschaftlichen Haushalten angehörigen Personen nicht berücksichtigt wird, keine befriedigende Aussage und zutreffende Quantifizierung der haupt- und nebenberuflich bewirtschafteten Betriebe vorgenommen werden kann. Deshalb führt die in der Agrarstatistik bisher übliche Beschränkung auf die Beschäftigungs- und Einkommensstruktur des Betriebsinhaberehepaares zu irreführenden und widersprüchlichen Einschätzungen, ganz abgesehen davon, daß damit das Bild des agrarstrukturellen Anpassungsprozesses verschleiert wird.