

Agrarpreiszyklen und Wirtschaftskonjunktur: Spektralanalytische Untersuchungen zu Kölner Agrarpreisreihen des 19. Jahrhunderts

Metz, Rainer

Veröffentlichungsversion / Published Version

Sammelwerksbeitrag / collection article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Metz, R. (1980). Agrarpreiszyklen und Wirtschaftskonjunktur: Spektralanalytische Untersuchungen zu Kölner Agrarpreisreihen des 19. Jahrhunderts. In W. H. Schröder, & R. Spree (Hrsg.), *Historische Konjunkturanalyse* (S. 255-288). Stuttgart: Klett-Cotta. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-340234>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Agrarpreiszyklen und Wirtschaftskonjunktur. Spektralanalytische Untersuchungen zu Kölner Agrarpreisreihen des 19. Jahrhunderts

Problemstellung

Die gesamtwirtschaftliche Bedeutung von Konjunkturschwankungen im Agrarbereich ist, speziell für den Prozeß der Industrialisierung, noch wenig systematisch erforscht¹. Von Interesse dabei ist, ob sich agrar- und industriegewirtschaftliche Konjunkturen zeitweise überlagert haben², ob, speziell in der frühindustriellen Phase, agrarwirtschaftliche Konjunkturen Ausprägung und Timing spezifischer Branchenkonjunkturen bestimmt haben³ bzw. wann sich die industriegewirtschaftliche Konjunktur, wenn diese je von der Agrarkonjunktur beeinflusst wurde, von dieser abgelöst hat⁴. Einige Teilaspekte dieser Probleme sollen im folgenden mit quantitativen Methoden analysiert werden⁵.

1 Vgl. in dieser Hinsicht Borchardt, Knut, *Wirtschaftliches Wachstum und Wechsellagen 1800–1914*, in: Aubin, Hermann, und Zorn, Wolfgang (Hrsg.), *Handbuch der deutschen Wirtschafts- und Sozialgeschichte*, Bd. 2, Stuttgart 1976, S. 255; Spree, Reinhard, *Wachstumstrends und Konjunkturzyklen in der deutschen Wirtschaft von 1820 bis 1913*, Göttingen 1978, S. 28; Bairoch, Paul, *Die Landwirtschaft und die industrielle Revolution 1700 bis 1914*, in: Cipolla, C. M., und Borchardt, K. (Hrsg.), *Die industrielle Revolution*, Stuttgart und New York 1976, S. 330 (= *Europäische Wirtschaftsgeschichte*, Bd. 3).

2 Borchardt, *Wechsellagen*, S. 255, geht ja von einer solchen Überlappung aus. In einem quantitativen Ansatz halte ich eine mögliche Operationalisierung eines solchen Phänomens für problematisch.

3 Vgl. Spree, Reinhard, *Veränderungen der Muster zyklischen Wachstums der deutschen Wirtschaft von der Früh- zur Hochindustrialisierung*, in: *Geschichte und Gesellschaft*, 5 (1979), 2, S. 242, der zu dem Ergebnis kommt, „daß die konjunkturelle Ausstrahlungskraft der landwirtschaftlichen Entwicklung auf andere Branchen bzw. die Gesamtwirtschaft selbst während der Frühindustrialisierung statistisch kaum nachweisbar ist ...“. Ähnlich auch Ders., *Wachstumstrends*, S. 175.

4 Daß sich bedeutende konjunkturelle Veränderungen abspielten, kann z. B. durch Korrelationsrechnungen gut getestet werden; problematisch ist immer nur die Bestimmung des Zeitraumes, für den Beziehungen getestet werden sollen. Vgl. zu solchen Berechnungen Spree, *Wachstumstrends*, S. 177 ff.

5 Daß ein solcher Ansatz notwendig quantitativ sein muß, leitet sich schon aus dem Begriff der Konjunktur ab, der sich ja auf Größenordnungen bezieht; hierzu auch Spree, *Wachstumstrends*, S. 21. Zum Begriff der Konjunktur auch Borchardt, Knut, *Wandlungen des Konjunkturphänomens in den letzten hundert Jahren*, München 1976 (= *Sitzungsberichte der Bayerischen Akademie der Wissenschaften*. Philosophisch-Historische Klasse, Jg. 1976, H. 1).

Die Veränderung konjunktureller und saisonaler Zyklen im Agrarsektor⁶ soll mit Hilfe eines Vergleichs der Agrarpreisstrukturen⁷ Kölns, die für die Zeit von 1818 bis 1850 und 1876 bis 1912⁸ geschätzt wurden, untersucht werden. Daß sich die Industrialisierung auch in einer Veränderung von Mengen- und Preisrelationen der Agrarprodukte widerspiegelt, zeigen nicht zuletzt Produktions- und Transportstatistiken für landwirtschaftliche Güter⁹. Die Analyse solcher Preisstrukturen kann unter vorgegebenen theoretisch-ökonomischen Hypothesen einen Beitrag zu der Frage der Veränderung zyklischer Verlaufsformen im Agrarsektor leisten.

Die Schätzung eines strukturellen Zusammenhangs zyklisch verlaufender Prozesse im Agrarbereich mit korrespondierenden Prozessen in anderen Sektoren der Volkswirtschaft gibt in ihrer quantitativen Ausprägung Antwort auf Fragen nach Impulsrichtung und Reaktionsverzögerung zwischen ökonomischen Variablen und kann damit notwendig quantitative Hinweise auf ökonomische Verflechtungsstrukturen geben¹⁰. Dabei wird sich zeigen, daß sich Agrarkonjunktur je spezifisch in verschiedenen Indikatoren repräsentiert.

Die überaus interessante Frage nach der Veränderung struktureller Prozesse durch das sich beschleunigende Wachstum der deutschen Volkswirtschaft kann allerdings mit dem hier benutzten Instrumentarium der Spektralanalyse¹¹ und dem zur Verfügung stehenden Quellenmaterial nur bezüglich der Agrarpreisstruktur ansatzweise beantwortet werden. Die strukturellen Verschiebungen zwischen einzelnen volkswirtschaftlichen Branchen können nicht untersucht werden¹².

6 Mit saisonalen Zyklen oder Saisonschwankungen meint man alle Zyklen, die sich in einem Jahr vollenden. Daß solche saisonalen Veränderungen stattgefunden haben müssen, deutet auch Borchardt, *Wechsellagen*, S. 255, an.

7 Struktur meint im folgenden immer die Zusammenfassung quantitativer Relationen zwischen einzelnen Indikatoren oder ökonomischen Variablen bezüglich vorgegebener Kriterien in einer Matrix. Notwendig hängt damit die Struktur von dem schätztheoretischen Ansatz ab und kann nur innerhalb von dessen Aussagefähigkeit interpretiert werden.

8 Zum Quellenmaterial vgl. den Abschnitt Meßprobleme – Indikatorenauswahl, unten. Ich begreife den ersten Zeitraum als Frühindustrialisierung, den zweiten als Hochindustrialisierung; vgl. hierzu Spree, *Veränderungen*, S. 237.

9 Zur landwirtschaftlichen Produktion vgl. Finck von Finckenstein, H. W., *Die Entwicklung der Landwirtschaft in Preußen und Deutschland 1800–1930*, Würzburg 1960; Bittermann, Eberhard, *Die landwirtschaftliche Produktion in Deutschland 1800–1950*, Halle (Saale) 1956 (= Kühn-Archiv, 70. Bd, Heft 1). Angaben zur Transportentwicklung z. B. für Köln finden sich bei Henning, Friedrich-Wilhelm, *Die Stadterweiterung unter dem Einfluß der Industrialisierung*, in: Kellenbenz, Hermann (Hrsg.), *Zwei Jahrtausende Kölner Wirtschaft*, Bd. 2, Köln 1975, S. 316 ff.

10 Zur Relevanz eines solchen Ansatzes für die historische Konjunkturforschung vgl. die Ausführungen bei Spree, *Wachstumstrends*, S. 19 ff.

11 Zur Spektralanalyse vgl. unten Fn. 32, sowie den Abschnitt „Praktische Probleme ...“; auch Spree, *Wachstumstrends*, S. 142–147.

12 Mit einer Erweiterung des statistischen Ansatzes sind jedoch auch spektralanalytische Ergebnisse zu diesem Problem möglich. Vgl. hierzu „Ansätze einer weiterführenden Kritik“, unten. Daß signifikante Strukturverschiebungen stattgefunden haben, belegen auch die Berechnungen von Spree, *Wachstumstrends*, S. 113–141, sowie Ders., *Veränderungen*, S. 235, 237.

Agrarkonjunktur und industriegewirtschaftliche Konjunktur: Überlegungen zu einem methodischen Ansatz

Der Beitrag der Landwirtschaft zur gesamtwirtschaftlichen Produktion vorindustrieller Wirtschaftssysteme ist sehr hoch zu veranschlagen¹³. Insofern haben auch zyklische Variationen der landwirtschaftlichen Produktion für konjunkturelle Verlaufsmuster der Gesamtwirtschaft ein hohes strukturelles Gewicht. Daß sich dieser strukturelle Beitrag der Landwirtschaft durch die einsetzende Industrialisierung verringert hat, ist durch entsprechende Berechnungen bereits nachgewiesen worden¹⁴. Die Frage dabei ist allerdings, wie sich der Einfluß der Agrarkonjunktur auf einzelne Branchen- bzw. die gesamtwirtschaftliche Konjunktur unter diesen strukturellen Verschiebungen gestaltet bzw. verändert hat¹⁵. Da die Industrialisierung auch eine Rückwirkung auf Nachfrage- und Angebotskonstellationen des Agrarbereichs hatte, soll die Analyse in zwei Schritten erfolgen.

Vergleicht man die Agrarpreisstruktur in der Zeit der Frühindustrialisierung mit der der Hochindustrialisierung, so können die Ergebnisse entsprechend vorgegebenen theoretischen Hypothesen Anhaltspunkte für eine durch die Industrialisierung bedingte Veränderung konjunktureller und saisonaler Prozesse im Agrarbereich liefern. Diese Hypothesen¹⁶ beziehen sich auf eine Verstärkung und Erhöhung der Agrarproduktion durch Produktivitätssteigerungen, eine zunehmende Marktintegration für Massenprodukte der Landwirtschaft¹⁷ durch Ausbau des Transportsystems und Senkung der Frachtkosten¹⁸, eine Erhöhung des durchschnittlichen Reallohnsatzes, damit verbunden eine Wandlung der Nachfragestruktur und Konsumgewohnheiten¹⁹, eine Erschließung des Weltmarktes und nicht zuletzt eine Veränderung der Angebotsstruktur landwirtschaftlicher Produkte, durch die bedeutende Substitutionsmöglichkeiten für Getreide geschaffen wurden²⁰.

13 Vgl. etwa die Angaben bei Borchardt, *Wechselagen*, S. 212 ff., die großteils auf der Grundlage der Hoffmann'schen Schätzungen gewonnen wurden.

14 Ebda., S. 211, für die Beschäftigtenanteile; S. 213 für das Nettoinlandprodukt von 1850–1913.

15 Vgl. die zahlreichen Berechnungen bei Spree, *Wachstumstrends*, S. 113 ff.; Ders., *Die Wachstumszyklen der deutschen Wirtschaft von 1840–1880*, Berlin 1977, S. 131–140 (= Schriften zur Wirtschafts- und Sozialgeschichte, Bd. 29).

16 Diese Hypothesen finden ihre Bestätigung in zahlreichen Einzelstudien, die sich mit diesem Problem befassen, z. B. Knorring, E. v., *Strukturwandel des privaten Konsums im Wachstumsprozeß der deutschen Wirtschaft seit der Mitte des 19. Jahrhunderts*, in: Hoffmann, W. G. (Hrsg.), *Untersuchungen zum Wachstum der deutschen Wirtschaft*, Tübingen 1971; Minchinton, Walter, *Die Veränderungen der Nachfragestruktur von 1750–1914*, in: Cipolla, C. M., und Borchardt, Knut, *Die industrielle Revolution*.

17 Wenngleich es viel schwieriger sein dürfte, solche Integrationstendenzen quantitativ abzubilden. Vgl. z. B. den Versuch von Fremdling, Rainer und Hohorst, Gerd, *Marktintegration der preußischen Wirtschaft im 19. Jahrhundert. Skizze eines Forschungsansatzes zur Fluktuation der Roggenpreise zwischen 1821 und 1865*, in: Fremdling, R., und Tilly, R. H. (Hrsg.), *Industrialisierung und Raum*, Stuttgart 1979, S. 56–104.

18 Zu detaillierteren Angaben vgl. Fremdling, R., *Eisenbahnen und deutsches Wirtschaftswachstum 1840–1879*, Dortmund 1975. Für den Kölner Markt finden sich Angaben bei Eyll, Klara v., *Wirtschaftsgeschichte Kölns vom Beginn der preußischen Zeit bis zur Reichsgründung*, in: Kellenbenz (Hrsg.), *Zwei Jahrtausende*, und bei Henning, *Die Stadterweiterung*.

19 Vgl. hierzu die Angaben bei Borchardt, *Wechselagen*, S. 223 ff., mit weiterer Literatur.

20 Hierzu allgemein die Ausführungen von Abel, Wilhelm, *Agrarkrisen und Agrarkonjunktur*, 3. Aufl., Hamburg 1978, 4. Teil: Die Land- und Ernährungswirtschaft Mitteleuropas im industriellen Zeitalter. Zahlen liefert auch Helling, Gertrud, *Berechnung eines Index der Agrarproduktion in Deutschland im 19. Jahrhundert*, in: Jahrbuch für Wirtschaftsgeschichte, Teil 4 (1965), S. 144–151.

In einem zweiten Schritt wird, ausgehend von dem Erfahrungsgegenstand der Agrarkonjunktur, die sich in ausgewählten Indikatorreihen repräsentiert, der strukturelle Zusammenhang zu anderen Branchen der Volkswirtschaft geschätzt, von denen angenommen werden kann, daß sie durch Input-Output-Relationen mit dem Agrarsektor verbunden sind²¹. Konkret läuft die Prüfung eines solchen Zusammenhangs darauf hinaus festzustellen, ob zyklische Prozesse verschiedener Sektoren stochastisch verbunden sind. Das bedeutet die Notwendigkeit, branchenspezifische Konjunktoren zu schätzen und sowohl deren strukturelle Abhängigkeit als auch die Reaktionsverzögerungen konjunktureller Impulse in einer Strukturmatrix abzubilden²².

Trotz des relativen Rückgangs der landwirtschaftlichen Produktion an der Gesamtproduktion sind via Reallohnentwicklung, Abschöpfung von Massenkaukraft, Entschuldungs- und Verschuldungstendenzen bei landwirtschaftlichen Produzenten Auswirkungen auf die Konsumgüterindustrie, den Geldmarkt sowie, wenn auch abgeschwächt, auf die industriewirtschaftliche Konjunktur möglich. Daß die Bevölkerungsentwicklung in Zusammenhang mit Veränderungen ökonomischer Variablen gesehen werden muß, ist wohl unumstritten²³. Interessant ist darüber hinaus jedoch die Frage nach der zyklischen Variation der Bevölkerungsentwicklung und deren Auswirkung auf konjunkturelle Prozesse wirtschaftlicher Sektoren bzw. auch umgekehrt, die Beeinflussung der Bevölkerungsentwicklung durch Zyklen ökonomischer Variablen.

Meßprobleme – Indikatorenauswahl

Die Abbildung von typischen Prozeßstrukturen volkswirtschaftlicher Sektoren erfordert valide Indikatoren, die es erlauben, quantitative Ergebnisse als typisch für die untersuchten Relationen ökonomischer Variablen zu interpretieren²⁴. Diesen Indikatoren muß sowohl eine Repräsentativfunktion zukommen, wie auch gewährleistet sein muß, daß in ihnen theoretisch ableitbare Beziehungen zum Ausdruck kommen können. Die Agrarpreisstruk-

21 Da in solchen Input-Output-Relationen auch die indirekten Austauschbeziehungen abgebildet werden, kann mit ihnen das gesamte Beziehungsgeflecht einer Volkswirtschaft untersucht werden; vgl. z. B. Leontief, W. W., *The Structure of American Economy, 1919–1939*, 2. Aufl., New York 1951.

22 Dahinter steht die von Spree, *Wachstumstrends*, S. 21, formulierte Frage nach der konjunkturellen Bedeutung intersektoraler Austauschprozesse und den dabei vorherrschenden Impulsrichtungen und Reaktionsverzögerungen.

23 Vgl. hierzu die detaillierte Arbeit von Hohorst, Gerd, *Wirtschaftswachstum und Bevölkerungsentwicklung in Preußen 1816 bis 1914: Zur Frage demo-ökonomischer Entwicklungszusammenhänge*, New York 1977; ausführliche Berechnungen bei Spree, *Wachstumstrends*, S. 117 ff. Dieser Einfluß auf die Bevölkerungsentwicklung gewinnt besonders durch einen Vergleich mit vorindustriellen Strukturen eine besondere Aussagefähigkeit für die Strukturveränderungen, die sich mit der Industrialisierung eingestellt haben. Vgl. z. B. Bingsohn, W., *Die soziale und wirtschaftliche Entwicklung Giessens im letzten Drittel des 18. Jahrhunderts aufgrund des Giessener Preisgeschehens*, in: Imhof, A. (Hrsg.), *Historische Demographie als Sozialgeschichte*, Teil 2, Marburg 1975, S. 709–854.

24 Zum Problem der Messung mit Indikatoren vgl. die grundsätzlichen Überlegungen bei Spree, Reinhard, *Zur Theoriebedürftigkeit quantitativer Wirtschaftsgeschichte (am Beispiel der historischen Konjunkturforschung und ihrer Validitätsprobleme)*, in: Kocka, J. (Hrsg.), *Theorien in der Praxis des Historikers*, Göttingen 1977 (= Geschichte und Gesellschaft, Sonderheft 3).

tur und deren Veränderung soll mittels Kölner Agrarpreisreihen für die Zeit von 1818 bis 1850 und 1876 bis 1912 untersucht werden²⁵. Das Preisgeschehen, vor allem bei Getreide, hat durch die Stellung des Kölner Marktes als bedeutendster Getreidehandelsplatz Westeuropas überregionale Bedeutung. Daß die Struktur der Agrarpreisreihen sowohl unter dem Einfluß einer zunehmenden Marktintegration als auch unter dem der Veränderung von Einkommens- und Nachfragekonstellationen durch die Industrialisierung interpretierbar ist, geht aus der wirtschaftlichen Entwicklung Kölns deutlich hervor²⁶. Durch die zusätzliche Einbeziehung der jährlichen Weizen- und Roggenpreise von Arnheim²⁷ kann die Repräsentativität der Kölner Reihen bestätigt werden. Die Getreidehandelsbeziehungen Kölns zu den nördlichen Niederlanden waren übrigens sehr intensiv²⁸.

Bei dem hier verfolgten Ansatz der quantitativen Analyse struktureller Relationen muß die Indikatorenauswahl von theoretischen Vorüberlegungen geleitet werden²⁹. Die Kölner und Arnheimer Weizen- und Roggenpreise dienen mit dem Index der Nettoproduktion der deutschen Landwirtschaft als Indikatoren einer Agrarkonjunktur³⁰. Die Geburten-, Gestorbenen- und Eheschließungsziffern der deutschen Bevölkerung sollen die Bevölkerungsentwicklung repräsentieren. Als Indikatoren der Konsumgüter- und Verbrauchsgüterkonjunktur dienen die Garnproduktion der Baumwoll-Spinnereien, der Zuckerverbrauch und die Bruttoinvestitionen der Baumwoll-Spinnerei-Industrie. Als Indikatoren der industriewirtschaftlichen Konjunktur werden die Großhandelspreise industrieller Grundstoffe und die Roheisenproduktion des Deutschen Reiches benützt; als Indikator gesamtwirtschaftlicher Prozesse dient die Reihe der Konkurse im Deutschen Reich. Dem jahresdurchschnittlichen Privatdiskontsatz kommt sowohl in bezug auf den Geldmarkt als auch (wegen der intersektoralen Bedeutung des Geldmarktes) in bezug auf die gesamtwirtschaftliche Konjunktur eine Indikatorfunktion zu.

Auf der Grundlage dieser Indikatoren ist es nun möglich, bestimmte Untersuchungsfragen zu formulieren, die die Interpretation der empirischen Ergebnisse vor allem leiten sollen:

25 Für die Überlassung des Materials bin ich meinem Freund Dietrich Ebeling und Herrn Professor Franz Irsigler zu Dank verpflichtet. Näheres zu den Quellen vgl. Ebeling, Dietrich und Irsigler, Franz, *Zur Entwicklung von Agrar- und Lebensmittelpreisen in der vorindustriellen und der industriellen Zeit*, in: Archiv für Sozialgeschichte, 19 (1979), S. 299–329.

Bei den Preisen handelt es sich um durchschnittliche Marktpreise im Regierungsbezirk Köln für Weizen, Roggen, Gerste, Hafer, Erbsen, Kartoffeln, Rindfleisch und Butter. Der Zeitraum von 1851 bis 1875, für den die Angaben fehlen, wurde durch die Jahrespreise für Roggen und Weizen aus dem Vierteljahrsheft zur Statistik des Deutschen Reiches, Jg. 4, 1895, bearb. im Kaiserlichen Statistischen Amt, ergänzt.

26 Zu diesem wirtschaftlichen Hintergrund ausführlich Eyll, *Wirtschaftsgeschichte*, sowie Henning, *Stadterweiterung*.

27 Bei diesen Preisen handelt es sich nicht um jährliche Durchschnittspreise, sondern um Martinipreise. Grundsätzlich sind sie jedoch mit den Kölner Preisreihen vergleichbar, da es ebenfalls Marktpreise sind. Vgl. Tijms, W., *Prijzen van Granen en Peulvruchten*, Groningen 1977 (= Historia Agriculturae. Deel XI-1).

28 Eyll, *Wirtschaftsgeschichte* S. 201.

29 Daß diese Hypothesenbildung für die spätere Interpretation konstitutiv ist, betont auch Spree, *Wachstumstrends*, S. 141, andererseits erlaubt aber gerade die Spektralanalyse die Identifikation zyklischer Prozeßstrukturen, ohne einen theoretischen Ansatz vorauszusetzen; Gröhn, Eckard, *Spektralanalytische Untersuchungen zum zyklischen Wachstum der Industrieproduktion in der Bundesrepublik Deutschland 1950–1967*, Tübingen 1970, S. 88 (= Kieler Studien Bd. 108).

30 Alle von mir benutzten Indikatoren wurden der Arbeit von Spree, *Wachstumstrends*, entnommen.

1. Sind Agrarpreisreihen des 19. Jahrhunderts durch systematische konjunkturelle und saisonale Prozesse charakterisiert?³¹
2. Kann eine Veränderung dieser Prozesse im Laufe des 19. Jahrhunderts festgestellt werden?
3. Repräsentieren die verwendeten Indikatoren für die Agrarkonjunktur ein einheitlich deutbares Bild, oder differiert das Verlaufsmuster einer Agrarkonjunktur bezüglich unterschiedlicher Indikatoren?
4. Lassen sich für eine, wie auch immer spezifizierte, Agrarkonjunktur korrespondierende Strukturen in anderen Sektoren der Volkswirtschaft schätzen?
5. Gibt es für korrespondierende konjunkturelle Frequenzen der verschiedenen Sektoren schätzbare stochastische Zusammenhänge?
6. Wie gestalten sich strukturelle Relationen korrespondierender konjunktureller Frequenzen bezüglich ihrer Intensität und zeitlichen Verschiebung?

Praktische Probleme bei der Schätzung

Die hier als statistisches Instrumentarium verwendete Spektralanalyse basiert auf der Theorie der stationären stochastischen Prozesse³². Über eine Fouriertransformation der Autokovarianzen wird für äquidistante Frequenzpunkte das Spektrum eines Prozesses geschätzt. Der grundsätzliche Gedanke dabei ist, daß der Beitrag eines bestimmten Frequenzbandes zur Gesamtvariabilität des Prozesses um so größer ist, je größer das Spektrum über diesem Frequenzband gegenüber benachbarten Frequenzbändern ist. Zur Charakterisierung der systematischen Struktur eines Prozesses dient also das Spektrum bzw. die Spektralverteilungsfunktion. Bei der bivariaten Analyse wird der Zusammenhang korrespondierender Frequenzen zweier stochastischer Prozesse geschätzt³³. Ein Maß für die Stärke des

-
- 31 Es kann natürlich aufgrund anderer Berechnungen schon vermutet werden, daß die Kölner Agrarpreisreihen durch zyklisch verlaufende Prozesse charakterisiert sind, vgl. z. B. Granger, C. W. J., und Hughes, A. O., *A New Look at Some old Data: The Beveridge Wheat Price Series*, in: Journal of the Royal Statistical Society, Ser. A 134 (1971), S. 413–428; Bengtsson, T., und Jörberg, L., *Market Integration in Sweden during the 18th and 19th Centuries. Spectral Analysis of Grain Prices*, in: Economy and History, Vol. 18 (1975), S. 93–106.
 - 32 Zur Spektralanalyse vgl. allgemein König, Heinz und Wolters, Jürgen, *Einführung in die Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen*, Meisenheim am Glan 1975; Leiner, Bernd, *Spektralanalyse ökonomischer Zeitreihen. Einführung in Theorie und Praxis moderner Zeitreihenanalyse*, 2. Aufl., Wiesbaden 1978; Koopmans, L. H., *Spectral Analysis of Time Series*, New York 1974; Granger, C. W. J., und Hatanaka, M., *Spectral Analysis of Economic Time Series*, Princeton 1964. Als gute Einführung sowohl nach methodischen als auch sachlogischen Aspekten sei hier die Arbeit von Gröhn, *Spektralanalytische Untersuchungen*, genannt. Einen Überblick über neuere Entwicklungen in der Zeitreihenanalyse gibt Chatfield, C., *Some Recent Developments in Time Series Analysis*, in: Journal of the Royal Statistical Society, Ser. A (1977), S. 492–510.
 - 33 Inwieweit die Kreuzspektralanalyse zur Identifikation von Strukturen ökonomischer Variablen geeignet ist, wird bisher durchaus kontrovers diskutiert; vgl. z. B. Garbers, H., *Einige Bemerkungen über die Rolle der Spektralanalyse in der empirischen Wirtschaftsforschung*, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 108 (1972), S. 155 ff. Bei entsprechenden theoretischen Vorarbeiten halte ich die spektralanalytischen Ergebnisse jedoch für signifikant, das zeigt sich auch darin, daß spektralanalytische Ergebnisse zur Konjunkturforschung gut mit Ergebnissen, die mittels traditioneller Methoden abgeleitet wurden, übereinstimmen. Vgl. hierzu etwa Schips, Bernd, *Ergebnisse einer Analyse der wirtschaftlichen Entwicklung in der BRD von 1950–1971*, in: Ott, Alfred, E., (Hrsg.), *Wachstumszyklen. Über die neue Form der Konjunktur-*

Zusammenhangs ist das Kohärenzspektrum, das etwa dem linearen Bestimmtheitsmaß entspricht. Die Kohärenz ist allerdings nur dann interpretierbar, wenn sich die zugehörige Frequenz in beiden Reihen auszeichnet. Ein Maß für das Vor- und Nacheilen zyklisch verlaufender Prozesse gleicher Frequenz ist das Phasenspektrum. Grundsätzlich ist das Phasenspektrum schwierig und nicht eindeutig zu interpretieren, so daß darauf zu achten ist, daß sich Interpretationsansätze an plausiblen ökonomisch-theoretischen Hypothesen orientieren³⁴.

Eine grundsätzliche Schwierigkeit bei der Anwendung der Spektraltheorie auf ökonomische Zeitreihen besteht darin, daß solche Reihen fast immer einen Trend aufweisen³⁵. Der Trend muß vor der Analyse als Mittelwertfunktion geschätzt und aus der Reihe herausgerechnet werden. Das entspricht der Filterung einer Inputreihe in eine Outputreihe³⁶. Bei der Verwendung der verschiedenen Filter ist darauf zu achten, daß der Filter die gewünschten Ausblendeigenschaften hat und bei der Outputreihe keine Schwingungen erzeugt, die in der Inputreihe nicht vorhanden sind³⁷. Der von mir verwendete Kaiser-Filter kann zwar noch nicht als idealer Tiefpaßfilter betrachtet werden, weist aber gegenüber anderen bis jetzt zur Verfügung stehenden Filterverfahren eine Reihe positiver Eigenschaften auf³⁸. Bei den Jahreswerten wurde der Trend alternativ durch eine polynomische Regression bestimmt. Dabei zeigte sich bei der univariaten Analyse ein gewisser Leakage-Effekt³⁹. Leider stand ein entsprechender Tiefpaßfilter für die Monatspreise nicht zur Verfügung. Die Mittelwertfunktion wurde deshalb mit einem Trendpolynom geschätzt. Die daraus entstehenden Unsicherheiten, besonders in niederen Frequenzbändern, müssen bei der Interpretation berücksichtigt werden.

schwankungen. Theoretische und empirische Beiträge, Berlin 1972, S. 183–199; Spörmli, Erich, *Konjunkturdiagnose und -prognose in der Schweiz: Die Verwendung quantitativer Indikatoren*, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 115 (1979), 3. S. 323–349.

- 34 Ich möchte trotzdem die Phasenschätzungen mit einbeziehen, nicht zuletzt auch deshalb, weil von mir durchgeführte Simulationen ergeben haben, daß bei signifikanter Kohärenz korrespondierender Frequenzen der Phasenwert recht gut die tatsächliche Zeitverschiebung mißt. Freilich muß hierbei noch die tatsächliche Struktur der zugrunde liegenden Prozesse berücksichtigt werden; vgl. König, Heinz, und Wolters, Jürgen, *Spektralschätzungen stationärer stochastischer Prozesse: Eine Simulationsstudie*, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 185 (1971), S. 142–162. Die Schwierigkeit der Phaseninterpretation folgt einerseits aus der 2π -Periodizität der Sinus- und Kosinusfunktion, andererseits aus verschiedenen Berechnungsarten; vgl. z. B. König und Wolters, *Einführung*, S. 117 ff.; Leiner, *Spektralanalyse*, S. 111 ff.
- 35 Daraus wird oft gefolgert, daß die Spektralanalyse für ökonomische Zeitreihen ungeeignet sei. Z. B. Tichy, Günther J., *Konjunkturschwankungen. Theorie, Messung, Prognose*, Berlin usw. 1976, S. 79. Dies ist falsch, zumal gerade die Spektralanalyse die Untersuchung der Auswirkung von bestimmten Filtertechniken erlaubt.
- 36 Vgl. dazu Stier, Winfried, *Konstruktion und Einsatz von Digitalfiltern zur Analyse und Prognose ökonomischer Zeitreihen*, Opladen 1978, S. 1 f.
- 37 Zur Problematik des Filter-Designs Stier, *Digitalfilter*. Es ist trotzdem erstaunlich, daß gerade in neueren empirischen Arbeiten dieses Problem fast unbeachtet bleibt; z. B. Kuczynski, Thomas, *Spectral Analysis and Cluster Analysis as Mathematical Methods for the Periodization in Historical Processes*, in: *Seventh International Economic History Congress Edinburgh*, Edinburgh 1978.
- 38 Der hier verwendete Kaiser-Filter hat einen Stützbereich von 23 Werten und eine Cutting-Off-Frequency von 20. Damit ist er zur Spektralanalyse „langer Wellen“ nicht geeignet. Dies erschien mir für diese Untersuchung nicht als Nachteil, da es sowieso problematisch ist, mit 72 bzw. 92 Realisationen „lange Wellen“ signifikant schätzen zu wollen. Zur Berechnung des Kaiser-Filters vgl. Stier, *Digitalfilter*, S. 14 ff.
- 39 Leakage-Effekt meint das Durchsickern spektraler Masse niederer Frequenzbänder auf höhere Frequenzbänder, damit eine Verzerrung der Schätzung; vgl. zu den Auswirkungen dieses Effekts die alternativen Schätzungen in Tabelle 7.

Ein anderes Problem bei der Verwendung der Spektralanalyse besteht in der Bestimmung eines optimalen Lag-Abstandes. Gerade bei kurzen Zeitreihen kommt diesem Lag-Abstand für eine optimale Auflösung des Spektrums große Bedeutung zu⁴⁰. Die Spektralschätzungen mit Jahreswerten wurden deshalb mit alternativen Lags durchgeführt. Bei einem Lag von 24 war bei einigen Reihen deutlich zu erkennen, daß spektrale Spitzen nicht aufgelöst werden konnten. Die nachfolgenden Interpretationen beziehen sich immer auf die Schätzungen, die mit einem Lag von 36 durchgeführt wurden⁴¹. Da die Erhöhung des Lag-Abstandes bei vielen Reihen zusätzliche Spitzen im Spektrum auflöste, kann nicht eindeutig entschieden werden, ob dies auf eine Instabilität der Schätzung zurückzuführen ist⁴². Bei den Monatspreisen wurde ein einheitlicher Lag von 96 gewählt, da auch ein erhöhter Lag-Abstand keine wesentlich anderen Ergebnisse brachte. Als Glättungsfunktion wurde das Parzen-Lagfenster verwendet⁴³.

Skizzierung empirischer Ergebnisse

Zu den Kölner Agrarpreisreihen

Die an die Ergebnisse heranzutragende Fragestellung beschränkt sich auf konjunkturelle und saisonale Frequenzen. Trotz grundsätzlicher schätztheoretischer Probleme⁴⁴ deuten sich in den Spektren der Reihen gravierende strukturelle Verschiebungen an, die auf eine

40 Generell halte ich die bei König und Wolters, *Einführung*, S. 74 ff., diskutierte Vorgehensweise für geeignet, auch bei kurzen Zeitreihen Aussagen über das Spektrum der Zeitreihe abzuleiten. Dabei ist zu beachten, daß zu einer optimalen Auflösung des Spektrums, das viele Details aufweist, eine kleine Bandbreite nötig ist, denn es können nur die Spitzen aufgelöst werden, deren Abstand größer als die Bandbreite ist; vgl. König und Wolters, *Spektralschätzung*, S. 144. Der jeweilige Lag-Abstand ist auch deshalb wichtig, weil die Schätzung ja nur für so viele äquidistante Frequenzpunkte berechnet wird, wie der Lag-Abstand angibt. Aus der Umrechnung der Frequenz in Periodenlängen resultiert daher auch eine unterschiedliche Aufteilung des Spektrums auf verschiedene Periodenlängen. So ist es z. B. zu verstehen, wenn bei Spree, *Wachstumstrends*, S. 149, die Periodenlänge der Zyklen mit exakt 7,7 Jahren angegeben wird. Offensichtlich wurde dort das Spektrum an 50 Frequenzintervallen geschätzt, was bei der angegebenen Schätzfunktion (vgl. S. 146, 149) einen Lag-Abstand von 50 (!) erfordert. Vgl. zu diesen Berechnungen auch Gröhn, *Spektralanalytische Untersuchungen*, S. 85.

41 Üblicherweise wird ein maximaler Lag-Abstand von $\frac{1}{3}$ der Beobachtungen empfohlen. Ich halte aber in diesem Fall einen maximalen Lag-Abstand von $36 = \frac{1}{2}$ der Beobachtungen für vertretbar, zumal bei der Schätzung mit 24 Lags die Bandbreite zu groß ist, um die teilweise recht differenzierten Spektren aufzulösen. Auch König und Wolters, *Spektralschätzungen*, S. 158, sprechen sich gegen die starre Anwendung einer Faustregel aus.

42 Vgl. König und Wolters, *Einführung*, S. 76. Der Vergleich mit alternativen Schätzungen erlaubt darüber hinaus jedoch die Abwägung solcher Instabilitäten, vgl. Tabelle 7.

43 Daß die Glättungsfunktion keinen wesentlichen Einfluß auf die Ergebnisse hat, wurde bereits mehrfach gezeigt; vgl. z. B. König und Wolters, *Spektralschätzungen*, S. 147.

Die Berechnungen wurden am Zentrum für Datenverarbeitung an der Universität Tübingen mit dem von Bernd Leiner entwickelten Computerprogramm durchgeführt, vgl. Ders., *Spektralanalyse*, S. 129–140. Herrn Dipl.-Päd. Jürgen Selmann bin ich für seine unermüdliche Hilfe bei EDV-Problemen zu großem Dank verpflichtet.

44 Vgl. die Ausführungen im Abschnitt „Praktische Probleme bei der Schätzung“, in dieser Arbeit.

Veränderung der erzeugenden Prozesse im Laufe des 19. Jahrhunderts schließen lassen. Die Phasen- und Kohärenzwerte erlauben eine Abschätzung von Impulsrichtung und Reaktionsverzögerung, sowie den Zusammenhang zwischen den Agrarpreisen für die einzelnen Periodizitäten zu messen. Es sollen im folgenden nur einige Aspekte diskutiert werden, die sich relativ deutlich abzeichnen.

Tabelle 1 enthält die Ergebnisse der univariaten Schätzung.

Tabelle 1

| Ergebnisse der univariaten Schätzung mit Monatswerten | | |
|---|--------------------------|---------------------------------|
| Periodenlänge in Monaten | | |
| | 1818-1850 N=396, M=96 | 1876-1912 N=444, M=96 |
| Weizen | 96, 9, 4, 3, 2 | 96, 27.5, 12, 8.9, 6 |
| Roggen | 96, 17.5, 12, 9, 5.8, 4 | 96, 12, 6 |
| Gerste | 96-64, 17.5, 9, 6, 4 | -- |
| Hafer | 96-64, 12, 9, 6, 4, 3 | 96-64, 12, 6, 4 |
| Erbsen | 64-48, 17.5, 9, 7.4, 5.5 | 96, 20, 13, 9.6 |
| Kartoffeln | 64, 12, 9.14, 6, 5.3, 3 | 96, 38.4, 12, 8.7, 6, 4 |
| Rindfleisch | ,21.3, 11.3 | 96, 12, 7.4, 6.2, 4.7, 3.0, 2.4 |
| Butter | 96, 12, 8.7, 6, 4.7, 4 | 64, 21.3, 12, 6, 4, 3, 2.4 |

Alle Reihen haben große spektrale Masse im niederen Frequenzbereich, das heißt, daß saisonale Variationen für die Gesamtvariabilität der Reihen von geringer Bedeutung waren. Zur Veranschaulichung dieses Zusammenhangs sei auf *Abbildung 1* verwiesen. Sie zeigt die monatlichen Weizenpreise von Köln in der Zeit von 1818-1850 und das zugehörige logarithmierte Spektrum sowie das Spektrum für die Zeit von 1876 bis 1912.

Für den ersten Untersuchungszeitraum zeigen Weizen (W), Roggen (R) und Butter (B) eine deutliche 8-jährige Schwingung. Gerste (G), Hafer (H), Erbsen (E) und Kartoffeln (K) dagegen eine kürzere Schwingung von etwa 6-4 Jahren. Für die Zeit von 1876 bis 1912 überragt bei fast allen Reihen die 8-jährige Schwingung; nur bei Butter hat sich die langfristige Schwingung auf etwa 5 Jahre verkürzt. Zieht man die Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse hinzu, erkennt man für den ersten Zeitraum einen starken Zusammenhang der langfristigen Schwingungsverläufe bei Getreidepreisen⁴⁵. Wie die Phasenwerte in *Tabelle 2*

45 Ob sich darin ein gemeinsames Ernteschicksal zeigt, ist fraglich; vgl. z. B. Fremdling und Hohorst, *Marktintegration*, S. 68; zumal die Auswirkung der Witterung auf langfristige zyklische Prozesse bei Getreidepreisen noch unklar ist.

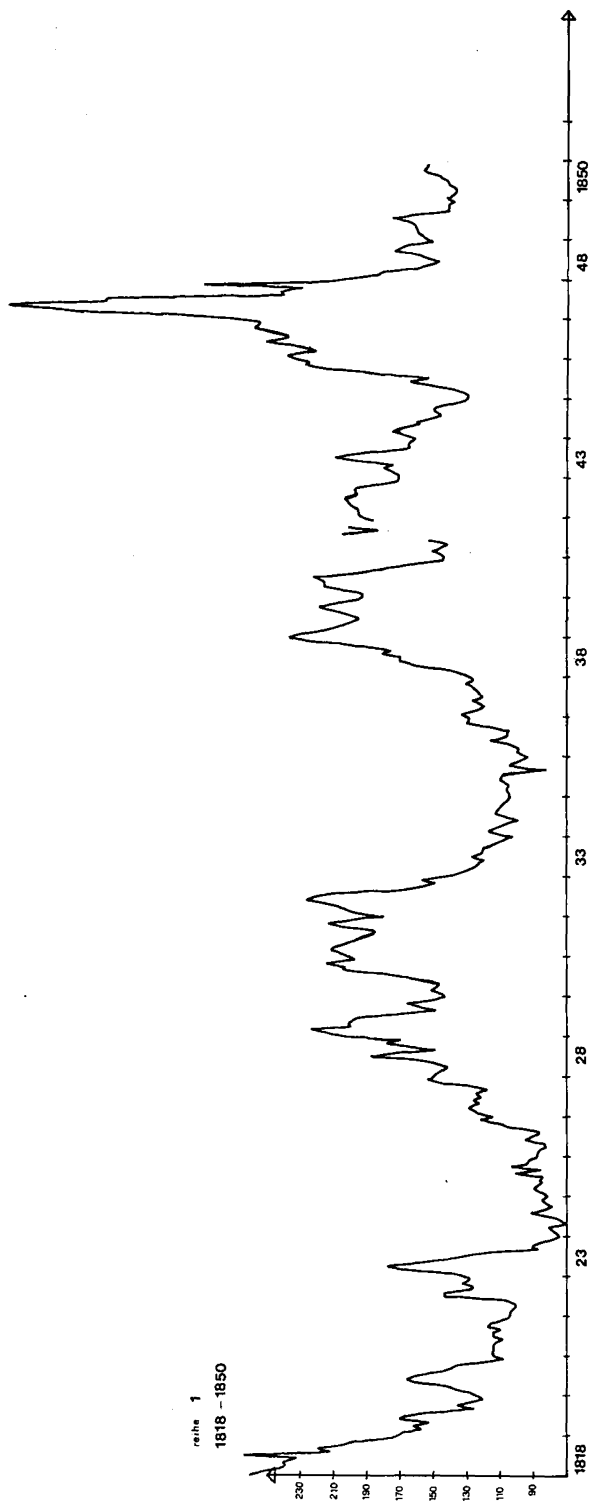


Abbildung 1b

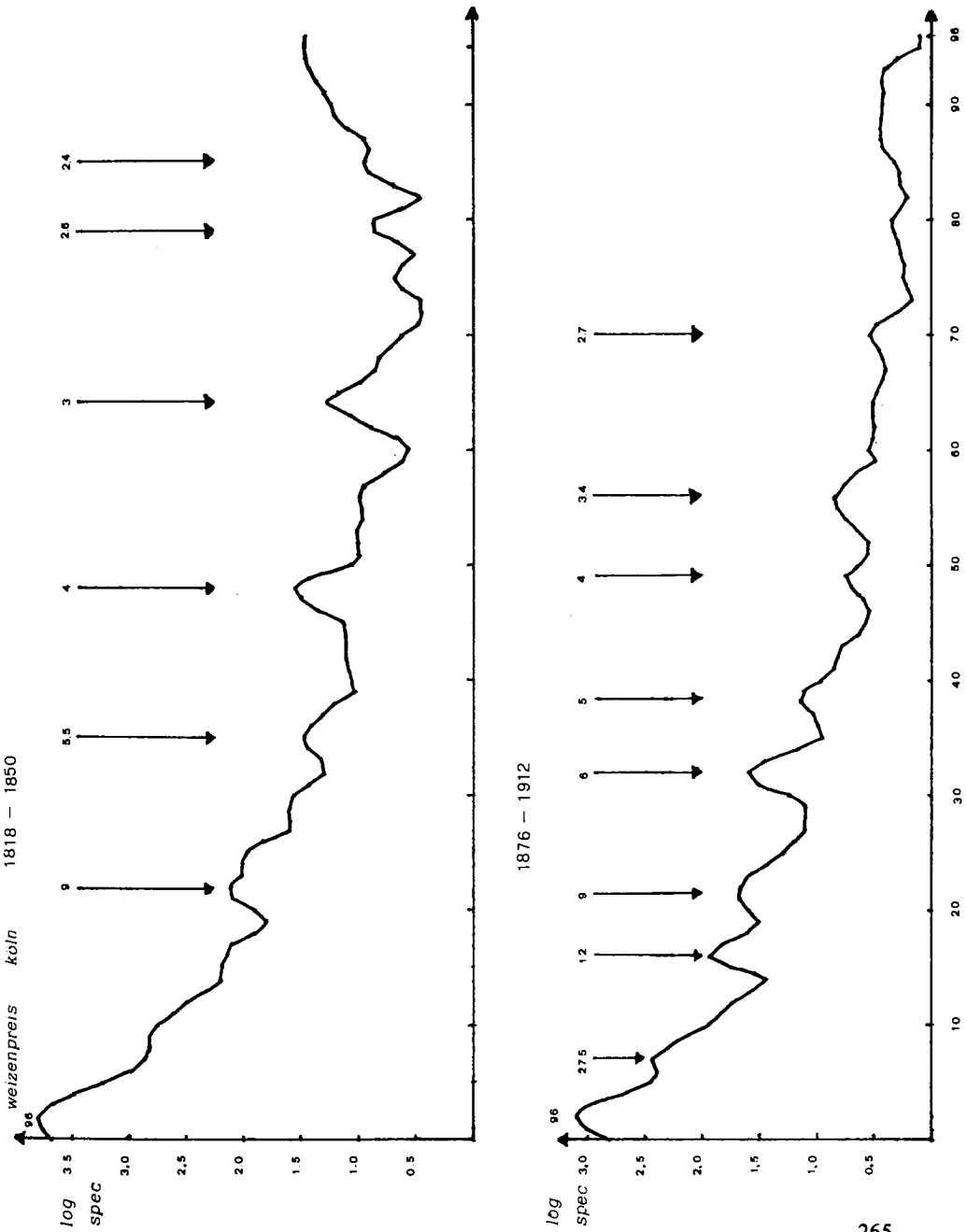


Tabelle 2: Kreuzspektralanalyse mit Monatspreisen, 96-Monatsschwingung, Zahlen in Klammern geben lead, bzw. lag(-) in Monaten der Reihe, die in der Zeile steht, gegenüber den Reihen in den Spalten. W = Weizen, R = Roggen, G = Gerste, H = Hafer, E = Erbsen, K = Kartoffeln, B = Butter, Ri = Rindfleisch

1818-1850

| | W | R | G | H | B |
|---|---|--------------|-------------|-------------|--------------|
| W | - | 0.91 (-3) | 0.77 (1) | 0.63 (3) | 0.6 (-3) |
| R | | - | 0.94 (3) | 0.81 (5) | 0.69 (0) |
| G | | | - | 0.85 (3) | 0.61 (-2) |
| H | | | | - | 0.67 (-3) |
| B | | | | | - |

1876-1912

| | W | R | H | E | K | Ri |
|----|---|-------------|-------------|--------------|---------------|----|
| W | - | 0.71 (1) | 0.33 (7) | 0.56 (13) | 0.37 (2) | 0 |
| R | | - | 0.58 (5) | 0.68 (9) | 0.35 (-3) | 0 |
| H | | | - | 0.51 (2) | 0.33 (-11) | 0 |
| E | | | | - | 0.32 (-11) | 0 |
| K | | | | | - | 0 |
| Ri | | | | | | - |

für den Zeitraum von 1818 bis 1850 zeigen, ist der Roggen offenbar der „Leading-Sektor“^{45a}, auf den alle anderen Agrarpreise mit einer zeitlichen Verzögerung reagieren^{45a}.

Gerste und Hafer reagieren ihrerseits auch auf den Weizenpreis mit einem Lag. Erstaunlich ist der hohe Zusammenhang zwischen den Getreide- und den Butterpreisen, wobei letztere noch einen Lead gegenüber Weizen, Gerste und Hafer haben und unmittelbar mit den Roggenpreisen schwanken.

Für die Zeit der Hochindustrialisierung hat sich die Abhängigkeit^{45b} langfristiger Schwingungsmuster stark verändert. Der Zusammenhang zwischen den Getreidepreisen ist viel schwächer ausgeprägt. So ist z. B. der Zusammenhang zwischen Roggen und Erbsen fast so stark wie der zwischen Weizen und Roggen. Offenbar hat Roggen seine „Leading-Funktion“ verloren. Der Roggenpreis reagiert nun auf langfristige Veränderungen des Weizenpreises⁴⁶. Der 8-jährige Zyklus bei Rindfleischpreisen verläuft völlig unabhängig von dem der Getreidepreise. Daß aber für den Zeitraum von 1818 bis 1850 das langfristige Schwingungsmuster bei Rindfleisch nicht aufgelöst werden konnte, im zweiten Zeitraum dagegen ein Zyklus von 8 Jahren geschätzt wurde, weist auf die steigende Bedeutung des Fleischkonsums⁴⁷, damit auch auf dessen Abhängigkeit von den langfristigen Preisvariationen agrarischer Produkte hin⁴⁸.

Wendet man sich nun den saisonalen Schwankungen zu (*Tabelle 1*), so ist für den ersten Zeitraum ein recht unterschiedliches saisonales Verhalten der Agrarpreise zu erkennen. Der 12-monatige Zyklus wurde nur bei Roggen, Hafer, Kartoffeln und Butter bestätigt, dagegen bei fast allen Reihen bis auf Rindfleisch eine 9-monatige Schwingung. Dies deutet auf eine stark variiende Saisonfigur bei Agrarpreisen hin. Vermutlich unterlagen die Agrarproduktion und die Agrarpreise zahlreichen zufälligen Einflüssen, die von Jahr zu Jahr das saisonale Verhalten der Preise stark veränderten⁴⁹. Zwar zeigen auch die Spektren von Weizen, Erbsen und Kartoffeln für den zweiten Zeitraum noch einen Peak bei neun Monaten, doch dominieren nun eindeutig die saisonalen Frequenzen. Nur die Erbsenpreise weichen

45^a Mit dem Terminus „reagieren“ ist hier die mittels Phasenspektrum geschätzte zeitliche Struktur der Zyklusabfolge gemeint und bezeichnet im allgemeinen ein zeitliches „später“ des zyklischen Bewegungsablaufes in der Reihe, die reagiert. Die so geschätzte zeitliche Abfolge zyklischer Prozesse erlaubt keine Kausalinterpretationen, sondern nur die Konstatierung eines zeitlichen „früher“ oder „später“. Für diesbezügliche kritische Einwände bin ich den Herren Profs. Borchardt und Spree zu Dank verpflichtet.

45^b Mit „Abhängigkeit“ bezeichne ich im folgenden den durch das Kohärenzspektrum gemessenen stochastischen Zusammenhang zyklischer Bewegungskomponenten gleicher Frequenz. Die numerischen Spezifikationen solcher Abhängigkeiten können sowohl Hinweise auf Interdependenzen in den zyklischen Prozeßabläufen sozio-ökonomischer Variablen geben als auch hypothesengestützte Aussagen über zeitliche Reagibilitäten konjunktureller Prozesse ermöglichen.

46 Die Kohärenz zwischen den Getreide- und Kartoffelpreisen ist erstaunlich niedrig.

47 Die Bedeutung des Fleischkonsums als Wohlstandsindikator wurde schon mehrfach hervorgehoben, vgl. z. B. Abel, *Agrarkrisen* S. 248, oder Borchardt, *Wechselagen*, S. 217ff., mit weiterer Literatur.

48 Die Hervorhebung unterschiedlicher Produktionsbedingungen für Rindfleisch und Getreide zeigt einen möglichen Aspekt der Klärung dieses Preiszusammenhangs, wird aber durch die alternative Berücksichtigung des Butterpreises wieder relativiert; vgl. Ebeling und Irsigler, *Zur Entwicklung*, S. 305.

49 Zum Problem der Saisonanalyse mit Hilfe der Spektralanalyse vgl. grundsätzlich Nerlove, M., *Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures*, in: *Econometrica*, 32 (1964), S. 241–286. Daß hier auch Filterprobleme eine bedeutende Rolle spielen, ist evident; vgl. hierzu Stier, *Digitalfilter*, S. 38–80.

Tabelle 3: Kreuzspektralanalyse mit Monatspreisen, 9-Monatsschwingung, Symbole wie Tabelle 2

1818-1850

| | W | R | G | H | E | K | B |
|---|---|-------------|-------------|-------------|-------------|--------------|-------------|
| W | - | 0.81 (0) | 0.73 (0) | 0.54 (0) | 0.43 (0) | 0.44 (0) | 0.15 (1) |
| R | | - | 0.91 (0) | 0.75 (0) | 0.49 (0) | 0.74 (-1) | 0.34 (1) |
| G | | | - | 0.81 (0) | 0.49 (0) | 0.76 (-1) | 0.29 (1) |
| H | | | | - | 0.28 (0) | 0.77 (-1) | 0.44 (1) |
| E | | | | | - | 0.38 (-1) | 0 |
| K | | | | | | - | 0.54 (2) |
| B | | | | | | | - |

1876-1912

| | W | E | K |
|---|---|-------------|-------------|
| W | - | 0.24 (2) | 0.14 (0) |
| E | | - | 0.14 |
| K | | | - |

hiervon ab, was gut auf eine schwerfällige Umstellung der Konsumgewohnheiten zurückgeführt werden könnte⁵⁰.

Untersucht man die saisonalen Abhängigkeiten innerhalb der Agrarpreise, so ist generell zu beachten, daß sich ein allgemeiner Zusammenhang, d. h. für alle saisonalen Frequenzen, nicht nachweisen läßt. Die Abhängigkeit ist sogar für die einzelnen Frequenzen sehr unterschiedlich.

Für die 9-Monatsschwingung, die das jahreszeitliche Preisverhalten des ersten Zeitraums stark bestimmt, ist der Zusammenhang zwischen den Getreidepreisen und zwischen den Roggen-, Gerste-, Hafer- und Kartoffelpreisen signifikant (vgl. *Tabelle 3*). Offenbar reagieren die Kartoffelpreise mit einer Verzögerung von einem Monat auf die Getreidepreise, wogegen zwischen den Getreidepreisen kein Lag vorliegt. Nur die Kartoffelpreise weisen einen signifikanten Zusammenhang mit den Butterpreisen auf, dabei reagieren die Butterpreise mit einem Lag von 2 Monaten auf die Kartoffelpreise. Daß diese 9-Monatsschwingung in der Zeit von 1876–1912 keinen dominierenden Einfluß auf jahreszeitliche Preisvariationen hat, zeigen die Werte in *Tabelle 3* für die Zeit von 1876 bis 1912. Das saisonale Verhalten hat sich offenbar verstetigt, was sich in den Werten für die 12- und 6-Monatsschwingung niederschlägt. Interessant dabei ist, daß die 9-Monatsschwingung für den frühindustriellen Zeitraum ihre Ergänzung in der 4-Monatsschwingung findet und daß beide Schwingungen in der Zeit der Hochindustrialisierung für die jahreszeitlich bedingten Preisvariationen kaum noch Bedeutung haben. Dies läßt sich sowohl an den Werten der *Tabelle 3* als auch an denen von *Tabelle 4* und *5* verdeutlichen.

Bezüglich der 1-jährigen Schwingung besteht im zweiten Untersuchungszeitraum kein Zusammenhang zwischen Roggenpreis und den anderen Agrarpreisen. Dagegen besteht ein signifikanter Zusammenhang zwischen Weizen und Hafer und zwischen Weizen und Hafer einerseits, Kartoffeln und Rindfleisch andererseits. Auch der Zusammenhang zwischen Kartoffeln und Rindfleisch ist jetzt deutlich ausgeprägt. Die Rindfleischpreise reagieren mit einem Lag von 2–3 Monaten auf Weizen, Hafer und Kartoffeln. Die Butterpreise reagieren nun sowohl auf die Getreide- als auch auf die Kartoffel- und Rindfleischpreise mit einem Lag von 5–6 Monaten. Was die 6-Monatsschwingung betrifft, so ist der Zusammenhang unter den Getreidepreisen für die Zeit von 1876–1912 stark ausgeprägt.

Die Weizen- und Roggenpreise reagieren aufeinander ohne zeitliche Verzögerung. Die Kartoffeln weisen eine durchschnittliche Verzögerung von 2 Monaten gegenüber Getreidepreisen auf. Erstaunlich ist der nun wieder signifikante Zusammenhang zwischen den Getreidepreisen und dem Butterpreis, der ja für die 1-jährige Schwingung nicht vorhanden war. Beachtet man, daß für den 1-jährigen Zyklus kein Zusammenhang zwischen den Roggen- und den anderen Agrarpreisen bestand, so lassen sich die signifikanten Kohärenzwerte für 1876–1912 evtl. auf eine Verstetigung des Angebotsmechanismus zurückführen, der sich in einem deutlichen, sechs Monate umfassenden Preiszyklus ausdrückt⁵¹.

Faßt man die empirischen Ergebnisse grob zusammen, so zeigt sich eine Angleichung langfristiger Schwungmuster bei Agrarpreisen des 19. Jahrhunderts. Für die Zeit der

50 Ähnlich Ebeling und Irsigler, *Zur Entwicklung*, S. 304.

51 Diese saisonale Variation, speziell bei Getreidepreisen, kann für die vorindustrielle Zeit sehr gut gezeigt werden; vgl. Ebeling, Dietrich, und Irsigler, Franz, *Getreideumsatz, Getreide- und Brotpreise in Köln 1368–1797*, I. Teil, Köln und Wien 1976, Einleitung S. 43 ff.

Tabelle 4: Kreuzspektralanalyse mit Monatspreisen, 12-Monatsschwingung, Symbole wie
Tabelle 2

| | W | R | H | K | Ri | B |
|---|---|--------------|-------------|-------------|--------------|--------------|
| W | - | 0.76 (-1) | 0.62 (1) | 0.61 (0) | 0.5 (0) | 0.21 (-3) |
| R | | - | 0.58 (2) | 0.34 (1) | 0.42 (0) | 0.23 (-2) |
| H | | | - | 0.39 (0) | 0.44 (-2) | 0.52 (-4) |
| K | | | | - | 0.29 (0) | 0.16 (-4) |
| R | | | | | - | 0.42 (-1) |
| B | | | | | | - |

1876-1912

| | W | R | H | K | Ri | B |
|----|---|---|------------|-------------|-------------|-------------|
| W | - | 0 | 0.8 (0) | 0.73 (1) | 0.59 (3) | 0.43 (6) |
| R | | - | 0 | 0 | 0 | 0 |
| H | | | - | 0.77 (1) | 0.57 (3) | 0.55 (5) |
| K | | | | - | 0.64 (2) | 0.35 (5) |
| Ri | | | | | - | 0.47 (3) |
| B | | | | | | - |

Tabelle 5: Kreuzspektralanalyse mit Monatswerten, 4-Monatsschwingung, Symbole wie Tabelle 2

1818-1850

| | W | R | G | H | E | B |
|---|---|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| W | - | 0.64 (0) | 0.72 (0) | 0.54 (1) | 0.35 (0) | 0.15 (1) |
| R | | - | 0.67 (0) | 0.24 (1) | 0.2 (1) | 0 |
| G | | | - | 0.55 (1) | 0.41 (1) | 0.3 (2) |
| H | | | | - | 0.27 (0) | 0.35 (1) |
| E | | | | | - | 0 |
| B | | | | | | - |

1876-1914

| | W | H | E | K | B |
|---|---|-------------|---|-------------|-------------|
| W | - | 0.23 (0) | 0 | 0 | 0.42 (1) |
| H | | - | 0 | 0.23 (0) | 0.58 (1) |
| E | | | - | 0.2 (-1) | 0 |
| K | | | | - | 0.42 (1) |
| B | | | | | - |

Tabelle 6: Kreuzspektralanalyse mit Monatspreisen, 6-Monatsschwingung, Symbole wie
Tabelle 2

1818-1850

| | H | E | K | B |
|---|---|--------------|-------------|--------------|
| H | - | 0.39 (-2) | 0.19 (0) | 0.72 (3) |
| E | | - | 0 | 0.41 (-1) |
| K | | | - | 0.44 (3) |
| B | | | | - |

1876-1912

| | W | R | H | K | Ri | B |
|----|---|-------------|-------------|-------------|----|--------------|
| W | - | 0.66 (0) | 0.78 (1) | 0.68 (2) | 0 | 0.69 (-2) |
| R | | - | 0.69 (0) | 0.73 (2) | 0 | 0.64 (-2) |
| H | | | - | 0.76 (1) | 0 | 0.67 (-2) |
| K | | | | - | 0 | 0.62 (2) |
| Ri | | | | | - | 0 |
| B | | | | | | - |

Frühindustrialisierung zeichnen sich saisonale Frequenzen nicht so deutlich ab, wie für die Zeit der Hochindustrialisierung. Das deutet auf eine Verstetigung saisonaler Angebots- und Nachfragemechanismen hin. Die starke saisonale Abhängigkeit der Getreideprodukte hat sich im zweiten Zeitraum gegenüber dem ersten deutlich gelockert. Das saisonale Verhalten der Getreidepreise ist offenbar erst im zweiten Zeitraum signifikant mit den Kartoffelpreisen verbunden. Zwar besteht auch während des ersten Zeitraums ein kurzfristiger Zusammenhang dieser Agrarprodukte, doch ist der Lag der Getreidepreise auf den Kartoffelpreis schwierig zu interpretieren (*Tabelle 2*). Die Erbsen haben sich als Brotersatz offenbar nicht durchgesetzt. Eine saisonale Abhängigkeit zwischen Getreide- und Rindfleischpreisen besteht nur für den 12-monatigen Zyklus. Deutlich ist die stark veränderte Funktion des Roggens. Die Entwicklung des Roggenpreises bestimmte im ersten Zeitraum wahrscheinlich die Preisvariationen der anderen Agrarprodukte, in der Zeit der Hochindustrialisierung war an die Stelle des Roggens der Weizen getreten. Dies zeigen auch deutlich die Leads und Lags der Agrarpreise gegenüber dem Weizen. In dieser Beziehung weicht nur der Butterpreis ab. Bemerkenswert ist auch, daß der Zusammenhang zwischen Erbsen und Kartoffeln und zwischen Rindfleisch und Butter nicht so stark ausgeprägt ist, wie man vielleicht vermuten könnte.

Die Ergebnisse zeigen, daß saisonale und konjunkturelle Abhängigkeiten der Getreidepreise untereinander sehr differenziert waren. In den konjunkturellen Abhängigkeiten und deren Veränderung drücken sich vermutlich langfristig wirksame Angebotsmechanismen und Veränderungen von Konsumgewohnheiten aus. In saisonalen Strukturen spiegeln sich eher kurzfristige Substitutionsmöglichkeiten, die ihrerseits durch ein erhöhtes Reallohnniveau, aber auch durch die Mengenausgleichsfunktion einer verbesserten Infrastruktur beeinflußt wurden. Inwieweit sich ein internationaler Markt speziell für Roggen ausgebildet hat, also im Gegensatz zu den anderen Getreidepreisen, wäre noch zu untersuchen⁵². Es ist aber auch möglich, daß die signifikanten Strukturverschiebungen unter den Getreidepreisen auf den erhöhten Lebensstandard breiter Bevölkerungsschichten zurückzuführen sind. Daß sich mit der Industrialisierung nachhaltige Strukturverschiebungen eingestellt haben, ist allerdings offensichtlich.

Zur zyklischen Prozeßstruktur ausgewählter Branchenindikatoren

Bei der Analyse der zyklischen Verlaufsformen der durch Indikatoren abgebildeten wirtschaftlichen Sektoren gehe ich davon aus, daß sich die gesamtwirtschaftliche Konjunktur aus konjunkturellen Prozessen der einzelnen Sektoren zusammensetzt und diese sektoralen konjunkturellen Prozesse in einem wechselseitigen Beziehungsverhältnis zueinander stehen⁵³. Daher müssen zuerst branchenspezifische Prozeßstrukturen geschätzt werden, um anschließend die Stärke der Abhängigkeit bezüglich korrespondierender konjunktureller Frequenzen zwischen den und innerhalb der Branchen, z. B. innerhalb des Agrarsektors, zu messen. Dieser Ansatz leitet sich nicht nur aus dem Erfahrungsobjekt branchenspezifischer

52 Ein quantitativer Ansatz zu diesem Problem findet sich bei Fremdling und Hohorst, *Marktintegration*.

53 Vgl. zu diesem Ansatz Spree, *Wachstumstrends*, S. 19. Ebenso hebt Borchardt, *Wandlungen*, S. 22, hervor, daß sich Konjunkturen vor allem in spezifischen ökonomischen Variablen zeigen und daß das heutige Konjunkturverständnis auf Sachverhalte abhebt, die keine Entsprechung in der wirtschaftlichen Realität finden.

Tabelle 7: Ergebnisse der univariaten Analyse mit alternativen Lags und Trend-schätzungen, zum Vergleich sind die Schätzwerte von Spree, Wachstumstrends, S. 149 wiedergegeben, Zykluslänge in Jahren

| | Kaiser-Fl., Lag=36 | Lag=24 | Werte v. Spree für Reihe 5-15 |
|--|---------------------------|---------------------|--|
| 1 Weizenpr. v. Köln | 8-7.2, 4-3.8 | 8-6.9 | 12.8, 8, 4.9, 3.8, 3.4, 2.3 ¹⁾ |
| 2 Roggenpr. v. Köln | 8-7.2, 4.8, 4-3.8, 3, 2.3 | 8, 4, 2.3 | 12.8, 8, 4.9, 4, 3, 2.2 ¹⁾ |
| 3 Weizenpr. v. Arnheim | 8-7.2, 2.9, 2.4, 2.0 | 8, 3, 2.4, 2 | 12.8, 8, 4.9, 4, 2.9, 2.5, 2 ¹⁾ |
| 4 Roggenpr. v. Arnheim | 8-7.2, 4, 2.5, 2 | 8, 4, 2.5, 2 | 12.8, 7.1, 4, 2.9, 2.6, 2 ¹⁾ |
| 5 Pfl. Nettoprod. d. dt. Landwirtschaft | 9, 5.14, 3.6, 3, 2.5, 2 | 8, 5.3, 3.2, 2.4, 2 | 20, 9, 5, 3, 2.4, 2 |
| 6 Geburtenzf. der dt. Bevölkerung | 8, 4.8, 4, 3.1, 2.3 | 8, 4, 2.3 | 25, 7.7, 3.9 |
| 7 Eheschließungszf. | 8, 5.5, 4, 2.3 | 8, 2.3 | 25, 7.7 |
| 8 Gestorbenenzf. | 18, 8.0, 3, 2.3 | 8-6.9, 3, 2.3 | 20, 8.4, 2.9, 2.0 |
| 9 Konkurse | 14.4-12, 8, 4.2, 3.13 | 12, 4.4 | 25 |
| 10 Privatskontsatz | 9, 5.14, 3.13, 2.3 | 8, 5.3, 3.2, 2.3 | 8.4, 5.3 |
| 11 Roheisenprod. | 9-8, 5.14, 3.8, 3, 2.5, 2 | 8, 3, 2 | 33, 7.2, 3.2 |
| 12 Großhandelspreise ind. Grundstoffe | 9, 5.5, 4 | 9.6, 2.5, 2.0 | 16.7, 8.3 |
| 13 Zuckerverbrauch | 10.3, 5.5, 3.6 | 12-9.6, 5.3 | , 5.3 |
| 14 Garnproduktion der Baumwoll-Spinnerei | 14.4, 8-7.2, 3.8, 2.2 | 8-6.9, 3.7, 2.2 | , 16.7, 7.7, 4.5, 3.5, 2.8, 2. |
| 15 Brutto-Investitionen der Baumwoll-Spinnerei | 7.2, 3.6, 2.8, 2.2 | 6.9, 3.7, 2.8, 2.2 | 20, 7.7, 5.6, 3.2, 2.2 |

1) Werte basieren auf einer Trendschätzung mit Polynom 4. Grades

Konjunktoren ab, sondern ist auch bei dem vorhandenen Datenmaterial ein legitimer Weg, branchenspezifische Konjunktoren hinsichtlich ihrer gesamtwirtschaftlichen Relevanz quantitativ abzuschätzen⁵⁴.

Tabelle 7 enthält die Ergebnisse der univariaten Schätzung. Alle Reihen, bis auf die Reihe der pflanzlichen Nettoproduktion, des Privatkontsatzes, der Großhandelspreise industrieller Grundstoffe und des Zuckerverbrauchs, sind von einem durchschnittlichen Zyklus von 8 Jahren geprägt. Diese Ergebnisse stimmen meist recht gut mit denen Sprees überein⁵⁵. Die von mir geschätzten Spektren der Konkurse, des Zuckerverbrauchs und der Roheisenproduktion weichen allerdings von den bei Spree geschätzten ab. Das führe ich unter anderem auf ein Überwiegen großer spektraler Masse im Niederfrequenzbereich zurück, die sicher mit durch den dort verwendeten Filter bedingt ist⁵⁶. *Abbildung 2* zeigt die mit dem Kaiser-Filter geschätzten Trendverläufe für den Roggenpreis (Köln) und für die pflanzliche Nettoproduktion. Die Trendverläufe weichen bei Wertreihen stärker von den Trendpolynomen ab als bei Mengenreihen.

Die Reihen der Gestorbenenziffer, der Konkurse und der Baumwollgarn-Produktion haben offenbar noch längerfristige Zyklen im Bereich von 12–18 Jahren. Charakteristisch für die geschätzten Prozesse sind die zahlreichen kurzfristigen zyklischen Schwankungen, die den Juglar-Zyklus mehr oder weniger stark überlagern⁵⁷. Die bei einem maximalen Lag-Abstand von 36 geschätzten Spektren zeigen oft deutliche Unterschiede zu den Spektren, die mit einem maximalen Lag von 24 geschätzt wurden. Meines Erachtens lassen sich diese Unterschiede auf zum Teil recht differenzierte Spektren der Einzelreihen zurückführen, so daß bei einem Lag-Abstand von 24 die Bandbreite zu groß ist, um gute Schätzergebnisse zu erzielen⁵⁸.

Versucht man, den für die Agrarkonjunktur typischen Prozeß zu schätzen, so zeigen die Ergebnisse der verwendeten Indikatoren, daß es einen einheitlichen, konjunkturell relevanten Prozeß der Agrarkonjunktur wohl nicht gegeben hat. Die Struktur, die sich für die Getreidepreise abzeichnet, weicht erheblich von der der Nettoproduktion ab. *Abbildung 3* stellt die geschätzten Spektren für die Roggen- und Weizenpreise in Köln und die pflanzliche Nettoproduktion der deutschen Landwirtschaft dar.

Offenbar handelt es sich bei den verwendeten Indikatoren um ein typisches Beispiel des fraktionellen Messens, das andererseits auch sehr gut die Problematik der mit Indikatorreihen abgeleiteten Strukturzusammenhänge offenlegt. Im folgenden ist daher immer zu un-

54 Man könnte darüber hinaus auch die extrapolierten Werte für das Netto-sozialprodukt nach Hoffmann (vgl. etwa Borchardt, *Wechsel-lagen*, S. 205) in die Analyse einbeziehen, doch ist bei solchen Globalindikatoren die Gefahr groß, „Fiktives“ zu messen. Die Schwierigkeit, zentrale Kategorien der volkswirtschaftlichen Aktivität abzubilden, hebt auch Spree, *Wachstumstrends*, S. 28, hervor.

55 Vgl. Ders., *Wachstumstrends*, S. 149.

56 Ausdrücklich wird dort ja betont, daß bei der Interpretation der geschätzten Kuznets-Zyklen Vorsicht geboten ist, Spree, *Wachstumstrends*, S. 147.

57 Das deutet sich z. B. auch in den Graphiken an, die bei Borchardt, *Wandlungen*, S. 18 ff., den Unterschied des „klassischen Konjunkturzyklus“ zum „modernen Konjunkturzyklus“ veranschaulichen. Daß solche kurzfristigen Zyklen in den Spektren der Reihen, die für die BRD geschätzt wurden, nicht mehr so häufig zu finden sind, hebt die strukturellen Unterschiede des modernen gegenüber dem klassischen Konjunkturzyklus relativ deutlich hervor; vgl. z. B. Schips, *Analyse*, mit den dort geschätzten Spektren.

58 Trotz allem kann letztlich nicht entschieden werden, ob die Ergebnisse als Instabilitäten der Schätzung interpretiert werden müssen. Hier kann nur dichteres Zahlenmaterial eine Klärung bringen.

Abbildung 2

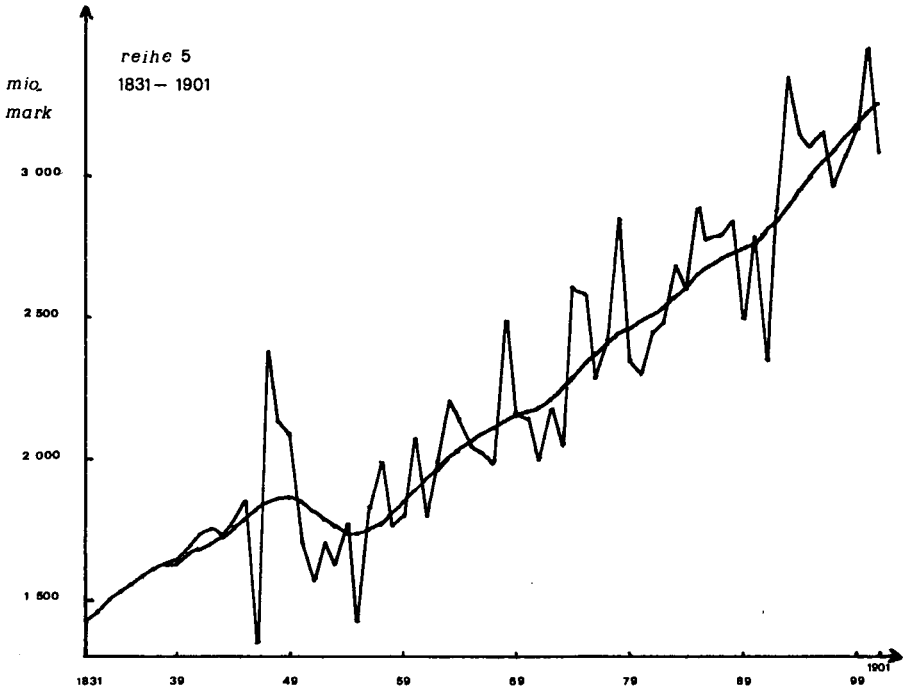
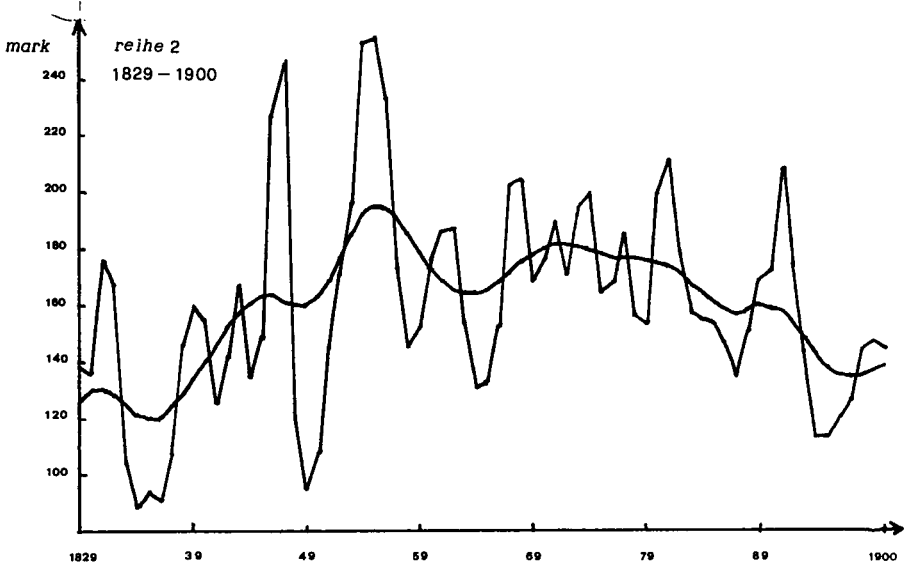
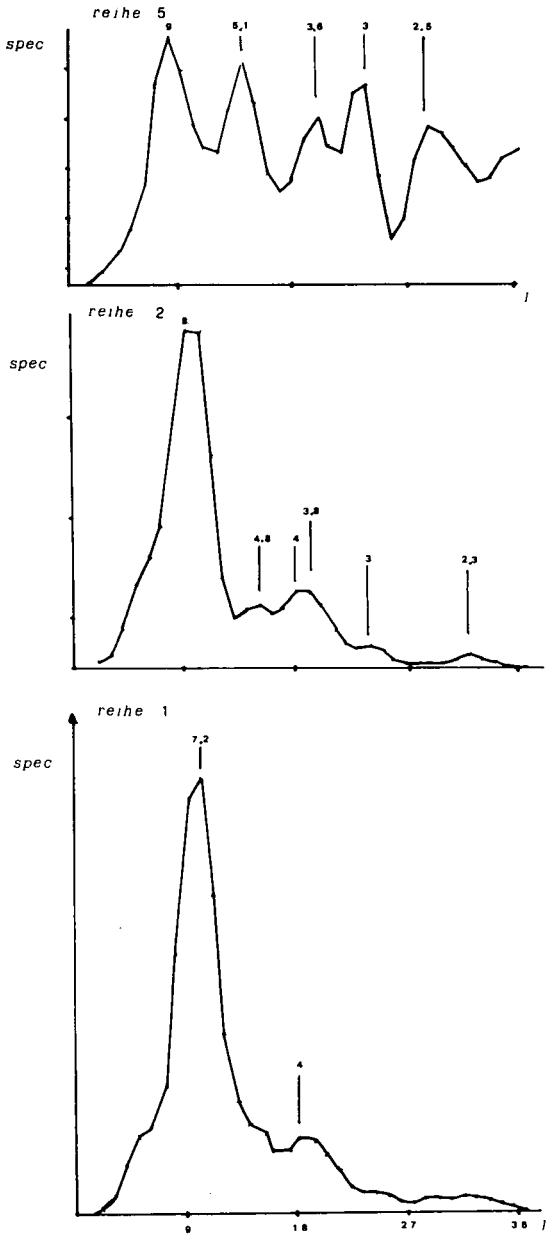


Abbildung 3



terscheiden zwischen einer Agrarkonjunktur, die sich in den Getreidepreisen und einer, die sich in der Produktionssphäre des Agrarsektors repräsentiert. Daß man Agrarkonjunktur nicht auf die Produktionssphäre beschränken kann, werden die nachfolgenden Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse zeigen, aus denen hervorgeht, daß Getreidepreise in einem starken konjunkturellen Zusammenhang zu anderen Indikatoren stehen, während dies für die Produktionszyklen des Agrarsektors nicht in gleichem Maße gilt.

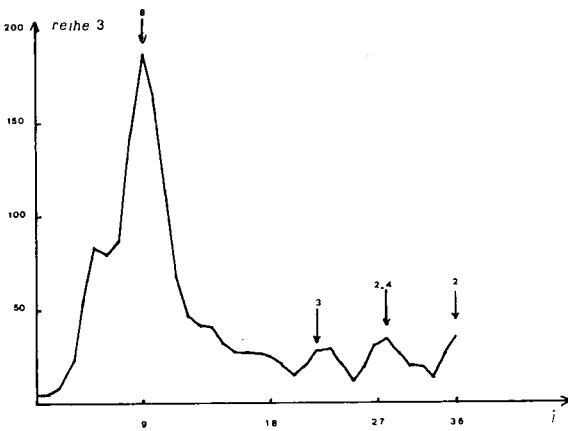
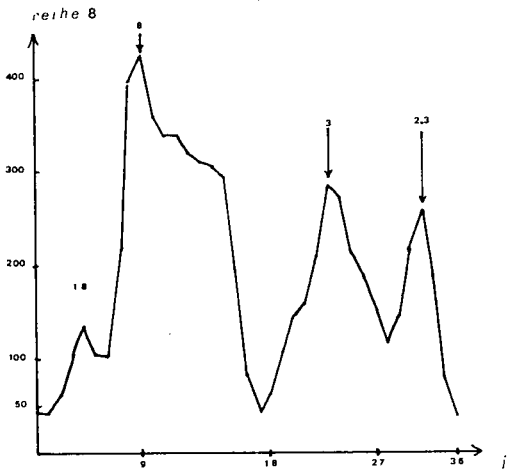
Agrarpreiskonjunktur und Bevölkerungsentwicklung

Tabelle 8: Kreuzspektralanalyse mit Jahreswerten, 8-Jahresschwingung, Aufbau der Tabelle wie Tabelle 2, Numerierung bezieht sich auf Tabelle 7

| 1830-1901 | | | | | | | | | | | |
|-----------|---|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------|--------------|------|-------------|------------|--------------|
| | 2 | 1 | 3 | 4 | 6 | 7 | 8 | 11 | 9 | 14 | 15 |
| 2 | - | 0.95 (0) | 0.9 (0) | 0.97 (0) | 0.69 (-4) | 0.36 (-4) | 0.57 (2) | 0 | 0.12 | 0.29 | 0.4 (-2) |
| 1 | | - | 0.96 (0) | 0.91 (-1) | 0.74 (4) | 0.38 | 0.52 (1) | 0 | 0.22 | 0.17 | 0.36 |
| 3 | | | - | 0.88 (0) | 0.82 (-4) | 0.48 (4) | 0.62 (2) | 0 | 0.32 | 0 | 0.25 |
| 4 | | | | - | 0.67 (-3) | 0.37 | 0.52 (2) | 0 | 0.14 | 0.26 | 0.34 (-1) |
| 6 | | | | | - | 0.82 (-1) | 0.51 (-3) | 0.14 | 0.6 (2) | 0 | 0 |
| 7 | | | | | | - | 0.34 | 0.25 | 0.66 (3) | 0.13 | 0 |
| 8 | | | | | | | - | 0.12 | 0.11 | 0.21 | 0.18 |
| 11 | | | | | | | | - | 0.56 (4) | 0.6 (0) | 0.61 (-1) |
| 9 | | | | | | | | | - | 0.22 | 0.19 |
| 14 | | | | | | | | | | - | 0.79 (-1) |
| 15 | | | | | | | | | | | - |

Wie aus den Werten in *Tabelle 8* für den 8-jährigen Zyklus ersichtlich, ergaben die Berechnungen einen signifikanten Zusammenhang zwischen den Getreidepreisen und den Reihen der Geburten- und der Gestorbenenziffer. Die *Abbildungen 4 und 5* veranschaulichen diesen Zusammenhang für die Gestorbenenziffer und die Roggenpreise von Arnheim und die Geburtenziffer und die Weizenpreise von Köln.

Abbildung 4



kohaerenz

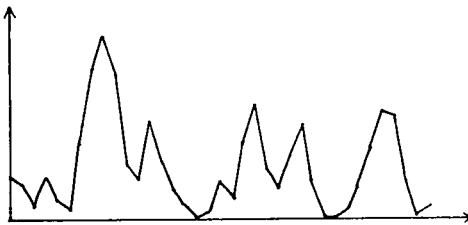
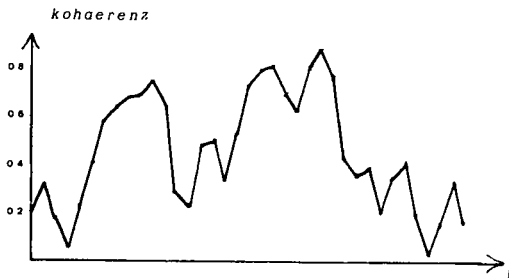
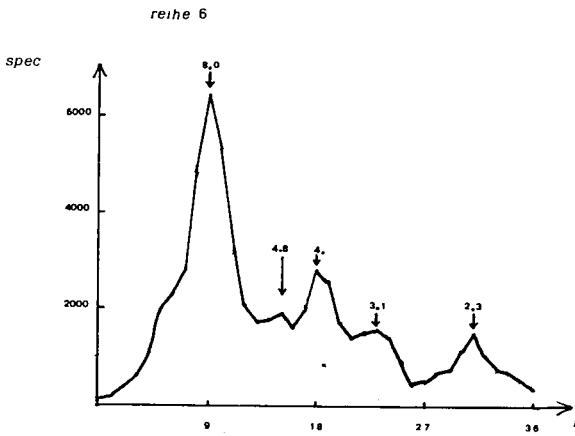
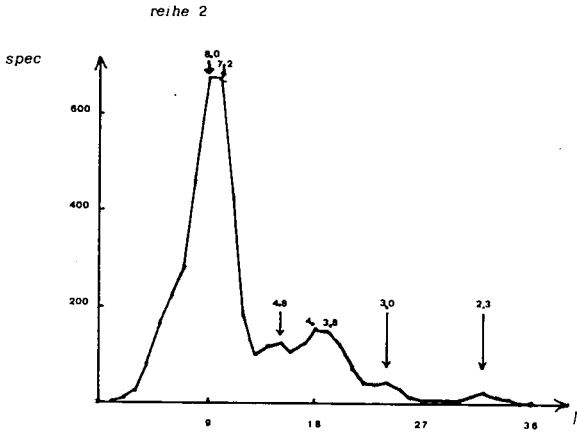


Abbildung 5



Für die Eheschließungsziffer konnte ein solcher signifikanter Zusammenhang nicht nachgewiesen werden. Während die langfristige Entwicklung der Gestorbenenziffer offenbar mit einem Lag von 1 bis 2 Jahren reagiert, ist die Reaktionsverzögerung bei der Geburtenziffer schwierig zu deuten⁵⁹. Auch bei dem 4-jährigen Zyklus (vgl. *Tab. 9* im Anhang) hängt die Geburtenziffer stark mit der zyklischen Variation der Getreidepreise zusammen. Auffallend ist noch, daß der 4-jährige Zyklus bei den Eheschließungen weniger von den Getreidepreisen, als vielmehr von den Großhandelspreisen industrieller Grundstoffe beeinflusst gewesen sein dürfte, da beide Indikatoren ohne Verzögerung reagieren⁶⁰. Für den 3-jährigen Zyklus deutet sich wieder ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Geburtenziffer und den Kölner Roggenpreisen an. Zusätzlich ist bei diesem Zyklus auch eine starke Abhängigkeit der Geburten von der pflanzlichen Nettoproduktion festzustellen (vgl. *Tabelle 10* im Anhang), bei der die Geburten mit einem Jahr Verzögerung auf die Produktionszyklen des Agrarsektors reagieren. Dem stark signifikanten Zusammenhang zwischen den Getreidepreisen und der Bevölkerungsentwicklung kommt noch eine besondere Bedeutung zu, wenn man sich vergegenwärtigt, daß diese Beziehungen durchschnittliche Werte für den Gesamtzeitraum repräsentieren.

Agrarkonjunktur und Wirtschaftskonjunktur⁶¹

Wie die Werte der Tabellen im Anhang zeigen, bestand zwischen den Getreidepreiszyklen und den korrespondierenden Branchenzyklen, repräsentiert durch die einzelnen Indikatoren, kein signifikanter struktureller Zusammenhang. Der Zusammenhang zwischen den Großhandelspreisen industrieller Grundstoffe und der pflanzlichen Nettoproduktion ist für den 9-jährigen Zyklus schwach signifikant mit einem 3-jährigen Lag der Produktion auf die Großhandelspreise (vgl. *Tabelle 12* im Anhang). Für den 5-jährigen Zyklus besteht ein schwach signifikanter Zusammenhang (vgl. *Abbildung 6*) zwischen den Roggenpreisen bzw. der pflanzlichen Nettoproduktion und dem Privatdiskontsatz sowie zwischen der pflanzlichen Nettoproduktion und der Reihe der Roheisenproduktion.

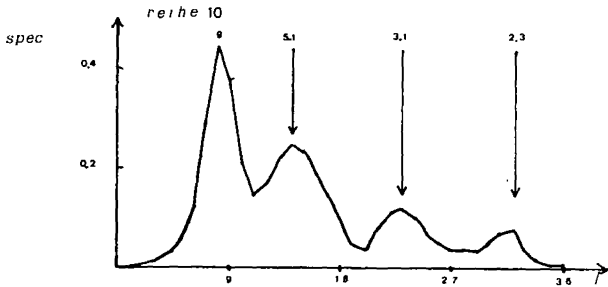
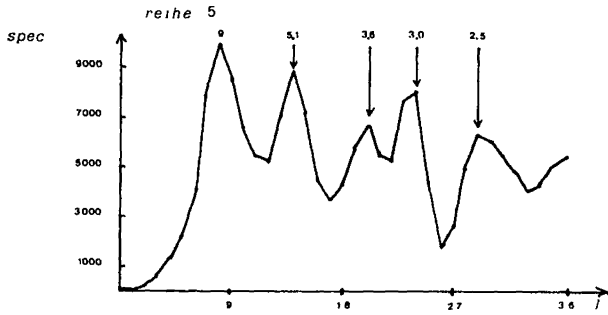
Bei dem 4-jährigen Zyklus reagiert die pflanzliche Nettoproduktion mit etwa 1-jähriger Verzögerung auf die Entwicklung des Zuckerverbrauchs, zudem zeichnet sich eine Reaktion der Bruttoinvestitionen in der Baumwollspinnerei-Industrie auf die pflanzliche Nettoproduktion mit einer Verzögerung von 2 Jahren ab. Die durch die Getreidepreise repräsentierte Agrarkonjunktur scheint auch unter kurzfristigem Gesichtspunkt keinerlei Einfluß auf die entsprechenden Zyklen der Konsumgüter- und der Verbrauchsgüterindustrie bzw.

59 Ein Lag von 4 Jahren ist bei dieser Frequenz der maximal meßbare. Außerdem wechselt die Phasenverschiebung bei Weizen und Roggen ihr Vorzeichen. Unter gewissen Vorbehalten möchte ich daher annehmen, daß die Reihen bei diesem Zyklus ohne zeitliche Verzögerung reagieren. Darauf deuten auch die Lag-Korrelationen bei Spree, *Wachstumstrends*, S. 118, hin. Die Werte zeigen aber auch, wie problematisch die Phasenschätzung im einzelnen sein kann.

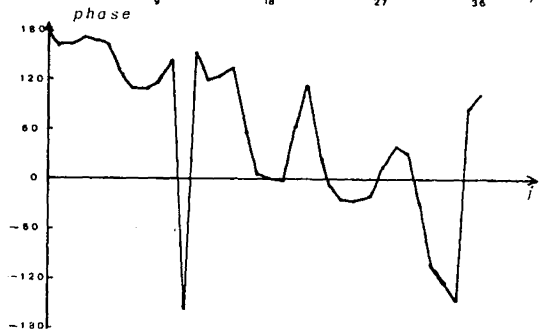
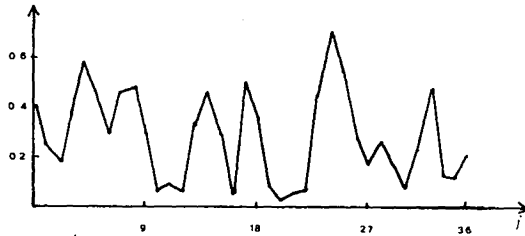
60 Das bestätigt die Berechnungen bei Spree, *Wachstumstrends*, S. 124. Bei der Beziehung zwischen der Eheschließungsziffer und den gesamtwirtschaftlichen konjunkturellen Prozessen ist auch noch der signifikante Zusammenhang zwischen der ersten Reihe und den Konkursen für den 8-jährigen Zyklus zu beachten, bei dem die Konkurse mit einem Lag von 3 Jahren reagieren.

61 Unter Wirtschaftskonjunktur fasse ich im folgenden alle Indikatoren zusammen, die nicht der Agrarkonjunktur oder der Bevölkerungsentwicklung zuzurechnen sind.

Abbildung 6



kohaerenz



der allgemeinen industriegewirtschaftlichen Konjunktur besessen zu haben. Für den 3-jährigen Zyklus besteht dagegen ein signifikanter Zusammenhang zwischen der pflanzlichen Nettoproduktion und dem Privatkonsum; beide Reihen reagieren offenbar kurzfristig ohne abschätzbare Reaktionsverzögerung.

Zusammenfassung

Die Ergebnisse der Spektralanalyse mit Jahreswerten haben gezeigt, daß das Konzept eines sektoral differenzierten zyklischen Wachstumsprozesses quantitativ abgebildet werden kann und einer Erklärung nach vorgegebenen substanzwissenschaftlichen Hypothesen zugänglich ist. Die starke Übereinstimmung dieser Verlaufsmuster bei den analysierten Indikatoren deutet zwar übersektoral wirksame Konstellationen an⁶², doch wird diese Vermutung durch die Ergebnisse der Kreuzspektralanalyse stark modifiziert bzw. bedarf eines modifizierteren Erklärungsansatzes.

Zyklische Variationen branchenspezifischer Indikatoren verteilen sich dabei auf systematische Prozesse unterschiedlicher Länge mit unterschiedlicher Intensität. Für die Untersuchung struktureller Zusammenhänge ökonomischer Variablen ist es daher wichtig, quantitative Relationen zyklenspezifisch zu untersuchen. Die für die Agrarkonjunktur verwendeten Indikatoren zeigen, daß von einer Agrarkonjunktur schlechthin nicht gesprochen werden kann. Die Getreidepreise bilden sicherlich einen wesentlichen Aspekt von durch Massenkaufkraftvariationen induzierten zyklischen Verlaufsmustern ab. Der enge Zusammenhang gerade der Getreidepreise mit den Indikatoren der Bevölkerungsentwicklung bestätigt die von Spree formulierte These⁶³ der Bedeutung von Variationen der Massenkaufkraft für die zyklische Entwicklung demographischer Variablen. Dieser Zusammenhang begründet andererseits auch die gute Indikatorfunktion regionaler Getreidepreisreihen für die Zyklen der Massenkaufkraft bzw. der Reallohnentwicklung⁶⁴.

Akzeptiert man diese Indikatorfunktion, so ist allerdings erstaunlich, wie wenig die Zyklen in den anderen analysierten Branchen von solchen Kaufkraftvariationen beeinflusst oder induziert wurden. Bei dem Zusammenhang zwischen Agrarkonjunktur, Konsum- und Verbrauchsgüterkonjunktur bzw. auch der allgemeinen industriegewirtschaftlichen Konjunktur können, wenn überhaupt, nur strukturelle Zusammenhänge zwischen den landwirtschaftlichen Produktionszyklen und diesen Branchenkonjunkturen vermutet werden. So zeigte sich hier eine schwach signifikante Abhängigkeit zur Reihe des Zuckerverbrauchs, der Bruttoinvestitionen der Baumwoll-Spinnereien und der Roheisenproduktion. Ob sich diese zyklischen Abhängigkeiten über den Geldmarkt vermittelten, kann nicht gesagt wer-

62 Vgl. hierzu Spree, *Wachstumstrends*, S. 113; d. h., daß sich trotz einer „förmlichen Angleichung“ bzw. „zeitlichen Synchronisierung“ der Schwankungsmuster nicht unbedingt stärkere strukturelle Abhängigkeiten ergeben haben müssen.

63 Ebenda, S. 123.

64 Daß Fluktuationen der Getreidepreise einen starken Einfluß auf die Entwicklung des durchschnittlichen Reallohnlevels hatten, kann speziell für die früh- und vorindustrielle Zeit angenommen werden. Bezüglich der Hochindustrialisierung, d. h. mit dem deutlichen Rückgang des strukturellen Gewichts der Landwirtschaft, gestaltet sich dieser Zusammenhang jedoch weit schwieriger; vgl. Borchardt, *Wechsellagen*, S. 225 ff.

den. Die strukturellen Abhängigkeiten des Privatdiskontsatzes lassen eine solche Vermutung als plausibel erscheinen. Immerhin könnten simultane Verschuldungstendenzen bei landwirtschaftlichen Produzenten zu beträchtlichen Anspannungen des Geldmarktes geführt haben. Die Berechnungen zeigten außerdem, daß zwischen der Preisbildung speziell bei Getreide und der gesamten landwirtschaftlichen Produktion komplexe Vermittlungsprozesse zu vermuten sind, die eine weitere Untersuchung unter Einbeziehung differenzierterer Indikatoren für die Agrarkonjunktur lohnend erscheinen lassen.

Ansätze einer weiterführenden Kritik

Die in dieser Arbeit durchgeführten uni- und bivariaten Spektralschätzungen zur Identifikation zyklischer Prozeßstrukturen ausgewählter Indikatoren zeigten in mehrerlei Hinsicht eine gewisse Unzulänglichkeit.

Es kann als grundsätzlicher Mangel empfunden werden, daß Spektralschätzungen mit kurzen Zeitreihen nicht durchführbar sind. Die Untersuchung des historischen Konjunkturverlaufs erfordert aber gerade die Analyse von Teilzeiträumen, von denen angenommen werden kann, daß in ihnen ökonomische Strukturen einigermaßen stabil sind⁶⁵. Theoretisch läuft diese Erkenntnis darauf hinaus, daß das zu schätzende Spektrum zeitabhängig ist und nicht wie bei den hier durchgeführten Berechnungen als konstant angenommen werden kann. Der theoretische Ansatz der komplexen Demodulation⁶⁶ bzw. die Theorie der evolutionären Spektren würden hier eine wesentliche Erweiterung des theoretischen Ansatzes bedeuten. Mit diesem statistischen Instrumentarium können die Spektren und die Lag-Strukturen in Abhängigkeit von der Zeit geschätzt werden. Auch kann die Trendschätzung bei Monatswerten, so wie sie hier durchgeführt wurde, noch nicht befriedigen. Optimaler wäre die Anwendung von rekursiven Kerbenfiltern, deren Entwicklung meines Wissens zur Zeit noch ansteht⁶⁷.

Neben diesen theoretischen Problemen hat sich speziell für die Untersuchung der Agrarkonjunktur die Notwendigkeit gezeigt, weniger globale Mengenindikatoren zu verwenden. Zum anderen ist die Frage nach den Ursachen des zyklischen Verlaufs der Agrarpreiskonjunktur noch zu wenig systematisch untersucht worden. Ein plausibler Ansatz bestünde in

65 So ist es zu verstehen, daß die Berechnungen bei Spree, *Wachstumstrends*, je nach ausgewählten Teilzeiträumen unterschiedliche Ergebnisse zeigen. Ein anderes Beispiel für strukturelle Veränderungen ist die hier durchgeführte Schätzung mit Monatswerten, die belegt, daß Roggen im 2. Zeitraum nicht mehr bestimmend für die anderen Agrarpreise war. Ein solches Ergebnis ist bei einer Schätzung für den Gesamtzeitraum nicht mehr ableitbar.

66 Mit Hilfe der komplexen Demodulation kann geschätzt werden, ob Amplitude und Frequenz zeitabhängig sind; vgl. z. B. die Erläuterungen dazu bei Martin, W., u. a., *Timesdia – Ein interaktives Programm zur Analyse periodischer Zeitreihen*, in: *EDV in Medizin und Biologie*, 3 (1977), S. 90–94. Den theoretischen Hintergrund dafür liefert die Theorie der evolutionären Spektren; vgl. Priestley, M. B., *Evolutionary Spectra and Non Stationary Processes*, in: *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. B. 27 (1965), S. 204–237; neuerdings Martin, W., *Nichtstationäre Modelle zur Analyse biologischer Rhythmen mit zeitveränderlicher Periodenlänge und periodisch amplitudenmodulierter Prozesse in der Akustik*, Diss. Bonn 1978. Zur zeitabhängigen Schätzung von Lag-Strukturen in der Ökonomie vgl. z. B. Schips, B., *Lag-Hypothesen in makroökonomischen Konjunkturmodellen*, in: Ott (Hrsg.), *Wachstumszyklen*, S. 79–101.

67 Vgl. zu diesen Problemen, Stier, W., *Digitalfilter*, S. 80.

der Schätzung zyklischer Strukturen ausgewählter Witterungsreihen und in deren stochastischer Verknüpfung mit Konjunkturindikatoren des Agrarsektors⁶⁸. Um den Einfluß der Industrialisierung auf zyklische Prozesse im Agrarbereich exakter angeben zu können, müßten ähnliche Schätzungen für die vorindustrielle Zeit durchgeführt werden. Nur in der Herausarbeitung der Unterschiede zwischen den Prozessen der Industrialisierung und denen der vorindustriellen Zeit könnten derartige Einflüsse konkreter abgegrenzt werden⁶⁹.

Summary: Price Cycles in the Agrarian Sector and Business Cycles. A Spectralanalytic Investigation into the Cyclical Behavior of Price Series for Agrarian Products in 19th Century Cologne

The article investigates cyclical and seasonal movements in the agrarian sector through use of quantitative sources and the statistical method of spectral analysis. On an empirical basis cyclical interrelations between agriculture and selected branches of the industrializing economy can be established. The cyclical and seasonal movements of price series for agricultural products of 19th century Cologne are analysed for the periods 1818–1850 and 1876–1912. The estimated spectra of these price series show significant structural changes, indicating increasing continuity of seasonal variations and a growing similarity of long-term fluctuations. There are tangible changes in the estimated structure of grain prices. The price for rye lost its leading function and was replaced by wheat. Potatoes served as a substitute for corn only in the second period. Variations of prices for beef assimilate to the ones for corn, indicating rising prosperity of larger spending groups. The importance of legumes, represented by the price of peas, appears to be of little importance. The estimated values are given in tables 1 to 6. With regard to interrelations of agrarian and general trade cycles resp. of selected branches, the article demonstrates that we get different forms of agrarian cycles according to different indicators. The estimated spectra of the indicators analysed suggest congruent long-term variations typical for the Juglar-cycle. A close structural interdependence, however, did not exist. The dependence of demographic variables and variations on mass purchasing power, caused by cycles of grain prices, is striking. The cycles in agrarian production show a less significant connection with indicators of the money market as well as with global indicators for business cycles in the overall economy. Estimated values for these relations are given in tables 7 to 12.

68 Daß Witterungsreihen systematische zyklische Strukturen aufweisen, wurde bereits mehrfach geschätzt; vgl. z. B. Lamb, H., *Climate, Present, Past and Future*, Vol. 2, London 1977, bes. Kap. 6: Cyclic and quasi-periodic phenomena; Schönwiese, C. D., *Zum aktuellen Stand rezenter Klimaschwankungen*, in: *Meteorologische Rundschau*, 31 (1978), S. 73–84. Von mir durchgeführte Schätzungen mit nach Methoden der Wetterertragstatistik ausgewählten Witterungsreihen ergaben jedoch keine signifikanten Ergebnisse; vgl. zu Methoden der Wetterertragstatistik Pfau, R., *Ein Beitrag zur Wetterertragstatistik von Halm- und Hackfrucht*, in: *Berichte des deutschen Wetterdienstes*, 94 (1964), H. 13.

69 So ergab z. B. eine Spektralschätzung von Dürener Roggen- und Weizenpreisen für die Zeit von 1583–1613 ähnliche Strukturen, wie die Schätzungen für 1818–1850. Das deutet auf eine äußerst stabile Struktur der erzeugenden Prozesse hin.

Tabelle 9: Kreuzspektralanalyse mit Jahreswerten, 4-Jahresschwingung, Numerierung bezieht sich auf Tabelle 7

1830-1901

| | 1 | 2 | 4 | 5 | 6 | 7 | 9 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
|----|---|-------------|--------------|-------------|--------------|-------------|------|--------------|-------------|--------------|--------------|--------------|
| 1 | - | 0.96 (0) | 0.96 (-1) | 0.61 (1) | 0.72 (-1) | 0.2 | 0.14 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 2 | | - | 0.96 (-1) | 0.71 (1) | 0.79 (-1) | 0.2 | 0.15 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 4 | | | - | 0 | 0.73 (0) | 0.19 | 0.1 | 0 | 0.1 | 0 | 0 | 0 |
| 5 | | | | - | 0.38 (1) | 0.38 (1) | 0 | 0 | 0 | 0.52 (-1) | 0.24 | 0.65 (2) |
| 6 | | | | | - | 0.66 (0) | 0 | 0 | 0.53 (0) | 0 | 0 | 0 |
| 7 | | | | | | - | 0.26 | 0.15 | 0.79 (0) | 0 | 0 | 0 |
| 9 | | | | | | | - | 0.51 (-2) | 0.41 (0) | 0 | 0 | 0.4 (1) |
| 11 | | | | | | | | - | 0.51 (0) | 0 | 0.85 | 0.36 (-1) |
| 12 | | | | | | | | | - | 0 | 0.29 | 0 |
| 13 | | | | | | | | | | - | 0.78 (-1) | 0.65 (-1) |
| 14 | | | | | | | | | | | - | 0.57 (0) |
| 15 | | | | | | | | | | | | - |

Tabelle 10: Kreuzspektralanalyse mit Jahreswerten, 3-Jahresschwingung. Numerierung bezieht sich auf Tabelle 7. Es werden die Werte dreier aufeinanderfolgender Frequenzbänder angegeben. Exakte Periodenlänge der Reihen in Klammern darunter

1830-1901

| | 2 (3.) | 3 (2.9) | 5 (3.) | 6 (2.9) | 8 (3.) | 9 (3.1) | 10 (3.1) | 11 (3.) | 15 (2.9) |
|----|-----------|------------|--------------|--------------|-----------|-------------|-------------|--------------|-------------|
| 2 | - | 0 | 0.69 (1) | 0.88 (-1) | 0.18 | 0 | 0.23 | 0 | 0 |
| 3 | | - | 0.42 (-1) | 0.38 (-1) | 0.28 | 0 | 0 | 0.2 | 0 |
| 5 | | | - | 0.7 (1) | 0 | 0.39 (1) | 0.7 (0) | 0.34 (0) | 0 |
| 6 | | | | - | 0 | 0.12 | 0.24 | 0 | 0 |
| 8 | | | | | - | 0.25 | 0 | 0 | 0 |
| 9 | | | | | | - | 0.23 | 0.54 (-1) | 0 |
| 10 | | | | | | | - | 0.48 (0) | 0 |
| 11 | | | | | | | | - | 0.68 (1) |
| 15 | | | | | | | | | |

Tabelle 11: Kreuzspektralanalyse mit Jahreswerten, 5-Jahresschwingungen. Numerierung bezieht sich auf Tabelle 7. Es werden die Werte dreier aufeinanderfolgender Frequenzbänder angegeben. Exakte Periodenlänge der jeweiligen Reihe in Klammern darunter

1830-1901

| | 2 (4.8) | 5 (5.1) | 6 (4.8) | 7 (5.5) | 10 (5.1) | 11 (5.1) | 12 (5.5) | 13 (5.5) |
|----|------------|-------------|-------------|--------------|--------------|-------------|-------------|--------------|
| 2 | - | 0.73 (2) | 0.5 (-2) | 0 | 0.52 (0) | 0 | 0 | 0 |
| 5 | | - | 0 | 0.31 (0) | 0.46 (-2) | 0.48 (0) | 0 | 0 |
| 6 | | | - | 0.64 (-1) | 0.33 (2) | 0 | 0 | 0 |
| 7 | | | | - | 0 | 0 | 0.34 (0) | 0.17 |
| 10 | | | | | - | 0 | 0 | 0 |
| 11 | | | | | | - | 0.3 (1) | 0.49 (-2) |
| 12 | | | | | | | - | 0.58 (2) |
| 13 | | | | | | | | - |

Tabelle 12: Kreuzspektralanalyse mit Jahreswerten, 9-Jahresschwingung. Numerierung bezieht sich auf Tabelle 7

1830-1901

| | 5 | 10 | 11 | 12 |
|----|---|--------------|--------------|--------------|
| 5 | - | 0.47 (-3) | 0.49 (-4) | 0.58 (-3) |
| 10 | | - | 0.45 (0) | 0.75 (0) |
| 11 | | | - | 0.55 (1) |
| 12 | | | | - |