

Beiträge aus der angewandten Wirtschaftsforschung

Nr. 23 (2008)

Testverfahren zur Beurteilung der Funktionsfähigkeit von Marktprozessen

Korbinian von Blanckenburg* und Gerrit Reher**

* Diplom-Volkswirt Korbinian von Blanckenburg, Institut für Finanzwissenschaft, Wilmergasse 6-8, 48143 Münster, Email: korbinian@vonblanckenburg.de, <http://www.wiwi.uni-muenster.de/iff1>.

** Diplom-Volkswirt Gerrit Reher, Institut für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Empirische Wirtschaftsforschung, Am Stadtgraben 9, 48143 Münster, Email: 05gere@wiwi.uni-muenster.de, <http://www.wiwi.uni-muenster.de/statistik>.

1 Einleitung

Wer reale Märkte komparativ-statisch untersucht, unterstellt bei der Interpretation der Datenpunkte (Preis-Mengen-Kombinationen) in der Regel, dass man sich wenigstens im kurzfristigen Gleichgewicht befindet (auf Wettbewerbsmärkten also im Schnittpunkt einer Nachfrage- und einer Angebotsmenge) und oft auch, dass ein langfristiges Gleichgewicht realisiert ist.

Diese Unterstellung ist jedoch kritisch, weil die Möglichkeit besteht, dass zu Ungleichgewichtspreisen gehandelt wird. Diese Möglichkeit könnte man nur ausschließen, wenn sich Nachfrage- und Angebotskurve getrennt voneinander identifizieren ließen und dadurch geprüft werden könnte, ob die Datenpunkte Gleichgewichtswerte sind. Von wenigen Anzeichen abgesehen, ist die Lösung des Identifikationsproblems aber nicht möglich, bzw. eine Frage des Glaubens an die Angemessenheit relativ kritischer und unüberprüfbarer Unterstellungen.

Mit Hilfe des von Grossektler (2005, 1995, 1991) entwickelten Koordinationsmängel-Diagnosekonzepts (KMD-Konzept), das von einem dynamischen Ungleichgewichtsansatz ausgeht, bereits in diversen Untersuchungen angewandt worden ist und ständig weiter entwickelt wird, können reale Märkte jedoch anhand ausgewählter Zeitreihen von Ungleichgewichtsindikatoren auf ihre Funktionsfähigkeit überprüft werden. Die hierbei verwendeten Tests sind vielfältig. In diesem Beitrag soll ein Überblick über die aktuelle Entwicklung ökonometrischer Methoden gegeben werden, die derzeit im Rahmen des KMD-Konzepts verwendet und weiterentwickelt werden. Ausgangslage ist ein Diskussionsbeitrag von Blanckenburg (2007a).

2 Ökonometrische Testmöglichkeiten

Marktprozesse werden im KMD-Konzept als Regelkreise dargestellt, die Sollwerte wie z.B. $x^D = x^N - x^A = 0$ (x^D = Überschussnachfrage = Differenzmenge) kybernetisch stabilisieren.¹ Die Funktionsfähigkeit dieser Marktprozesse, d.h. von Markträumungs-, Renditenormalisierungs-, Übermachterosions-, Produktfortschritts- und Verfahrenfortschrittsprozessen kann durch Koordinationsmängel be- oder verhindert werden. Diese können in Form von Stabilitäts- und/oder Niveaufekten auftreten. Der Regelkreis für den Markträumungsprozess ist dabei anschaulich in Abbildung 1 dargestellt.

¹ Der Begriff der kybernetischen Stabilität wurde von Grossektler mit dem KMD-Konzept eingeführt. Sie liegt vor, wenn eine Regelgröße (z.B. die Temperatur eines zu klimatisierenden Raumes) um ihren Sollwert schwankt. Beim Markträumungsprozess schwankt die Differenzmenge z.B. um $x^D = x^N - x^A = 0$. Durch Schwanken um den Sollwert kommt eine negative Rückkopplung zustande, die beim Markträumungsprozess ein Parameterprodukt $a \cdot b < 0$ voraussetzt.

Stabilitätsdefekte liegen vor, wenn nach Störungen keine neuen Gleichgewichte erreicht werden. Empirisch zeigt sich dies darin, dass die Zeitreihen der jeweiligen Regelgrößen nicht um die Null-Achse pendeln und dass dieses Phänomen von Dauer und theoretisch erklärbar ist.

Niveaudefekte sind gegeben, wenn zwar Gleichgewichtswerte erreicht werden, diese jedoch – z.B. durch fühlbare externe Effekte – verzerrt sind, also im Beispiel bei zu großen oder zu kleinen Mengen liegen. Empirisch zeigt sich dies daran, dass es Indizien für Niveaudefekte gibt (z.B. andauernde Beschwerden über Belästigungen durch Emissionen) und dass die zuständigen Behörden die Relevanz der Verzerrung und damit die Erforderlichkeit einer Korrektur nicht widerlegen können.

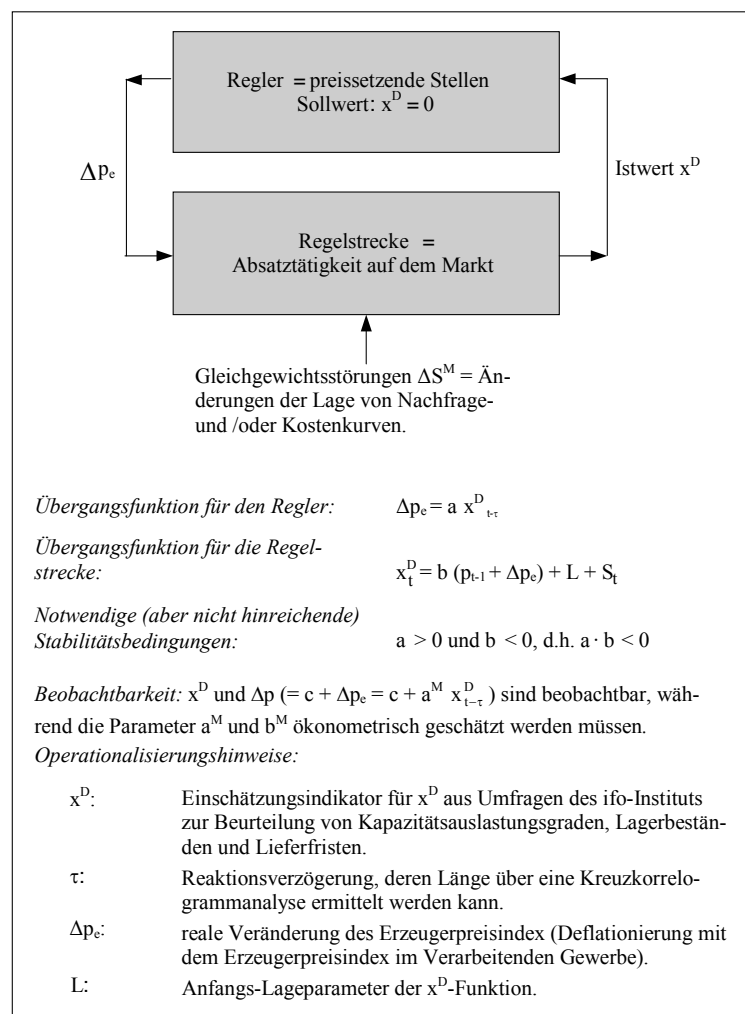


Abbildung 1: Vereinfachte Regelkreisdarstellung des Kernprozesses der Markträumung,

Quelle: In Anlehnung an Grosseckler (2005), S. 404.

Für KMD-Analysen gibt es eine Mustergliederung, ein Verzeichnis möglicher Funktionsstörungen in Form von Stabilitäts- bzw. Niveaudefekten (Störungs-Handbuch²) und ein Verzeichnis von Ideal- und Hilfsindikatoren sowie von Messzahlen zur Funktionsfähigkeit, mit denen ein Vergleich der Funktionsgüte von Prozessen in in- bzw. ausländischen Branchen gleicher Art durchgeführt werden kann. Auf diese Weise können institutionelle Mängel aufgedeckt werden, die zu ordnungspolitischen Korrekturmaßnahmen führen sollen. Außerdem können heimliche Kartelle anhand von Kartellsyndromen aufgedeckt werden (das sind typische Defektkonstellationen bei verschiedenen Prozessen) und Privatisierungs- und Deregulierungsmaßnahmen daraufhin überwacht werden, ob die mit ihnen beabsichtigten Ergebnisse (= Verbesserungen der Prozesse) auch tatsächlich eintreten.³

Kybernetische Stabilität als Indikator für Funktionsfähigkeit

Markträumung gilt als wichtiger Indikator für die Funktionsfähigkeit eines Marktes. Bei einem funktionierenden M-Prozess soll eine Verschwendung von Gütern durch Überproduktion auf der Angebotsseite sowie Wartezeiten aufgrund von Unterversorgung auf der Nachfrageseite verhindert werden. Ein funktionierender Markt sollte in der Lage sein, einen Ausgleich von Nachfrage und Angebot herbeizuführen. Die Variable zur Überprüfung von Markträumung ist die Differenzmenge. Bei einem funktionsfähigen Markt führen Preisänderungen zu einem Ausgleich von Angebot oder Nachfrage, ein Indiz hierfür ist eine um die Nullachse pendelnde Differenzmenge.

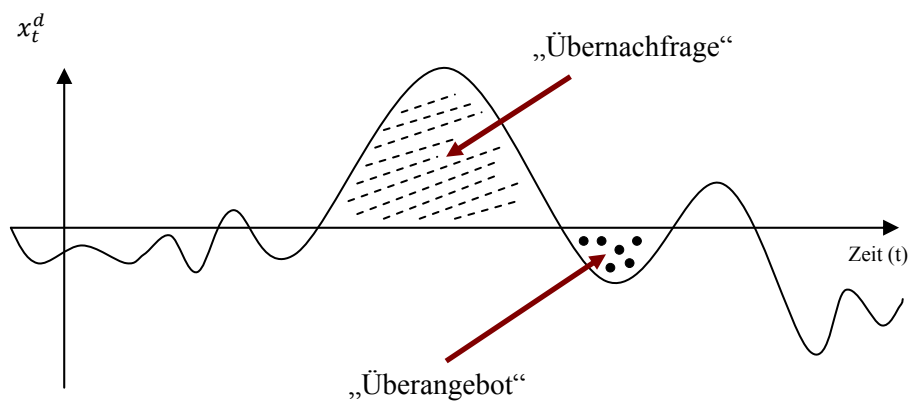


Abbildung 2: Prozessmuster eines M-Prozesses, Quelle: In Anlehnung an Grossektler (2005).

Bei exogenen Störungen sollte der Marktpreis nach einer gewissen Reaktionszeit in der Lage sein Markträumung herbeizuführen. Es kann in diesem Fall auch von der Attraktionskraft der Nullachse gesprochen werden. Für einen funktionierenden Marktprozess ist es also nicht erforderlich ständig einen Ausgleich von Nachfrage und Angebot zu realisieren, vielmehr ist eine kybernetische Stabilität

² Hamker (1998).

³ Lorenz (2006).

in Form eines Pendelns um die Nullachse ein Indikator für Funktionsfähigkeit. Im Folgenden stellt daher ein Erwartungswert von Null eine notwendige Anforderung für die Differenzmenge x_t^d dar:

$$E(x_t^d) = 0 \quad (1)$$

Eine unausgeglichene Differenzmenge impliziert demnach im Fall einer Übernachfrage $x_t^d > 0$ lange Wartezeiten oder Kapazitätsüberauslastung bzw. bei einem Überangebot $x_t^d < 0$ unerwünschte Lagerbestände und Kapazitätsunterauslastung.

Eine ähnliche Anforderung lässt sich auch an den Renditenormalisierungsprozess stellen. Der R-Prozess soll dafür sorgen, dass die volkswirtschaftlichen Produktionsfaktoren durch Variation der Kapazitätswachstumsrate tendenziell in die Richtung der höchstmöglichen Ergiebigkeit gelenkt werden. Es soll bei Funktionsfähigkeit zu einem Renditeausgleich im Sinne der Zweiten Marginalbedingung für eine optimale Faktorallokation (Produktionsoptimum) kommen und eine leistungsorientierte Primärverteilung der Einkommen erreicht werden.⁴

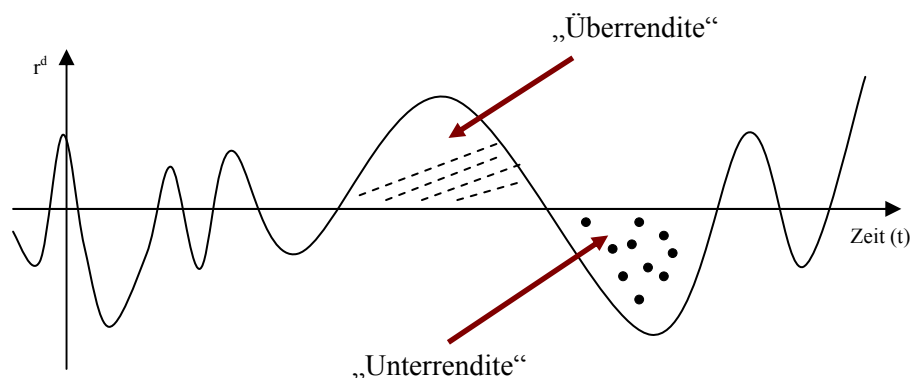


Abbildung 3: Prozessmuster eines R-Prozesses, Quelle: In Anlehnung an Grossektler (2005).

Die Differenzrendite (siehe Abbildung 3) wird als Differenz zwischen der Rendite auf einem Vergleichsmarkt r_t^v mit normalen Verdienstmöglichkeiten und der von den Unternehmen im untersuchten Markt erzielten Rendite r_t^u definiert. Es gilt:

$$E(r_t^d) = E(r_t^u - r_t^v) = 0 \quad (2)$$

Die aus diesen Gleichungen abgeleitete Bedingung für eine kybernetische Stabilität stellt den Optimalfall dar.

⁴ Vgl. KMD-Kompodium, <http://www.wiwi.uni-muenster.de/kmd>, letzter Zugriff 24.07.2008.

Im Rahmen des KMD-Konzepts werden neben dem M- und dem R-Prozess noch der Ü-, V- und P-Prozess analysiert. Hierauf wird in diesem Beitrag nicht näher eingegangen. Einige der vorgestellten Tests lassen sich aber auch bei diesen Prozessen anwenden.

Vorgehensweise

In diesem Beitrag soll eine generelle Vorgehensweise dafür vorgestellt werden, wie man einen Marktprozess sinnvoll auf Funktionsfähigkeit überprüfen kann. Zunächst ist hierfür eine deskriptive Analyse vorzunehmen (2.1). Diese Beschreibung des betrachteten Marktes erlaubt es, einen ersten wichtigen Eindruck von Wirkungsweise und Verlauf der verschiedenen Indikatoren zu bekommen. Neben einer grafischen Auswertung sollen hier auch wichtige Kennzahlen wie Mittelwert, Varianz, Verteilung und Schiefe erfolgen. Eine Betrachtung der Marktprozesse im Zeitverlauf kann es weiterhin aus verschiedenen Gründen sinnvoll machen einen Strukturbruchtest für den betrachteten Prozess durchzuführen (2.2). Im Folgenden wird hierzu ein endogener Test vorgestellt, der besonders geeignet ist, Strukturbrüche zu bestimmen. Es wird hierbei die Zeitreihe auf systematische Unterschiede und mögliche Strukturbrüche überprüft. Mit den gewonnenen Erkenntnissen wird der Stationaritätstest durchgeführt (2.3). Eine wesentliche Annahme von Stationarität ist ein konstanter Erwartungswert; dieses dient – wie gezeigt – als Voraussetzung eines funktionsfähigen Marktprozesses. Im nächsten Abschnitt wird dann eine Möglichkeit vorgestellt, mit der es möglich ist, Informationen über die zeitliche Verzögerung einer Mengenreaktion auf eine Preisänderung zu generieren (2.4). Hierbei erweist sich die Darstellung der Kreuzkorrelationsfunktion von z.B. x^d und Δp als sinnvoll, die zusätzlich noch durch einen Distributed Lag Ansatz ergänzt wird.

Bei der Einführung der Testmethodik wird im Folgenden jeweils deren Anwendung am Markträumungsprozess der Elektrotechnischen Industrie als Beispiel für einen funktionsfähigen Markt vorgestellt und am deutschen Zementmarkt, bei dem teilweise Funktionsstörungen vorliegen.⁵ Diese Abschnitte werden mit dem Hinweis *Beispiel* gekennzeichnet.

2.1 Deskriptive Analyse

Als Vorbereitung für eine umfassende Analyse ist zunächst eine so genannte optische Inspektion der Marktprozesse durchzuführen. Diese umfasst eine grafische Auswertung sowie die Berechnung wichtiger Kennzahlen wie Mittelwerte, Varianzen, Schiefe etc.

⁵ Die Elektrotechnische Industrie wurde von Drecker (1998) untersucht; auf dieser Grundlage wurden die Daten aktualisiert. Der deutsche Zementmarkt wurde von Lorenz (2006) untersucht.

2.1.1 Grafische Auswertung

Um sich den Verlauf aller Prozesse zunächst zu veranschaulichen, sollte die Zeitreihe grafisch dargestellt werden. Oft ergeben sich bereits aus dem in Augenschein genommenen Prozess einige wichtige Untersuchungsfragen, die näher zu analysieren sind. Wichtig ist es, geeignete Maßstäbe zu wählen, um das Bild des Prozesses nicht zu verzerren.

Beispiel

In Abbildung 4 ist der Verlauf des Preisindex sowie der Differenzmenge der Elektrotechnischen Industrie dargestellt. Es lassen sich so bereits einige interessante Merkmale für diesen Markt feststellen. Beispielsweise hat der Preisindex insgesamt einen deutlich fallenden Verlauf, während die Differenzmenge anscheinend um die Nullachse pendelt. Bis Mitte der 70er Jahre weist die Differenzmenge eine starke danach eine geringere Schwankung auf. Hieraus ergeben sich weitere Untersuchungsfragen, die hier zum Beispiel lauten können: „Was verursachte derart starke Schwankungen der Differenzmenge zwischen 1965 und 1975?“, oder „Wie ist die Überangebotsphase zwischen 1991 und 2006 zu erklären?“.

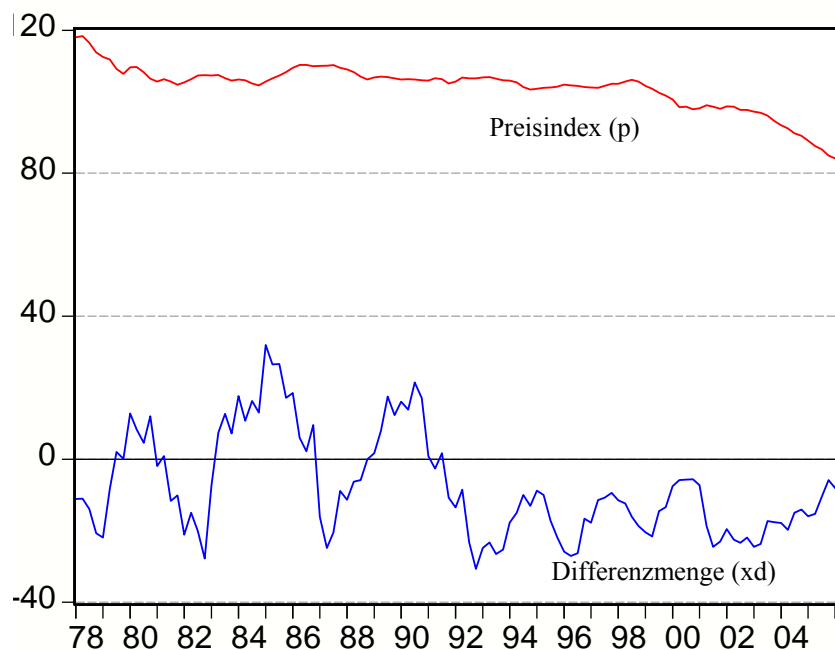


Abbildung 4: Entwicklungen der Elektrotechnischen Industrie (1965-2006).

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Drecker (1998).

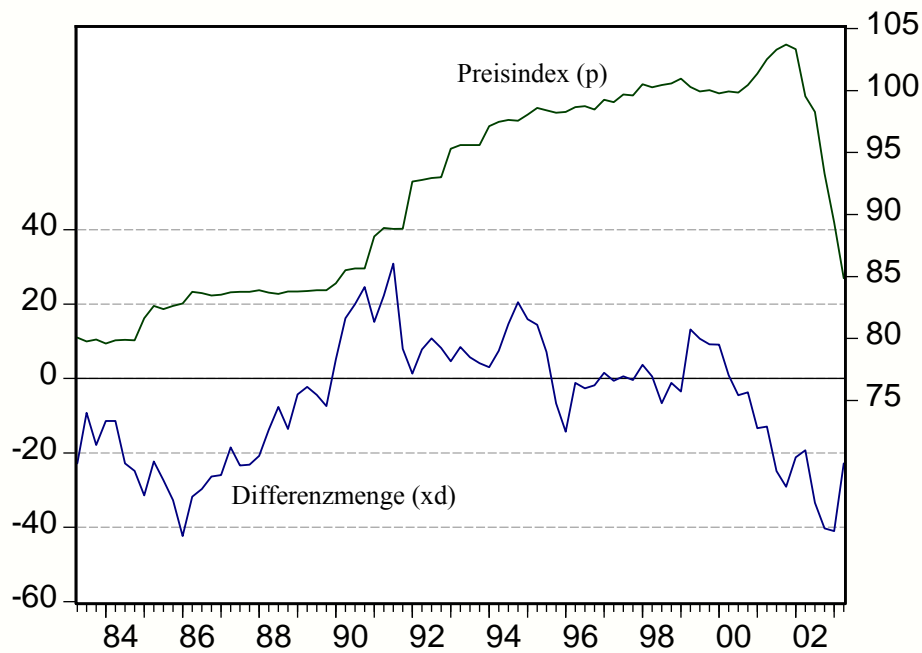


Abbildung 5: Entwicklungen beim deutschen Zementmarkt (1983-2003).

Quelle: Eigene Darstellung nach Daten von Lorenz (2006).

Abbildung 5 zeigt die Entwicklung auf dem deutschen Zementmarkt von 1983-2003. Hier hat der Preisindex zumindest bis 2001 einen stufenförmig steigenden Verlauf. Der Zementmarkt dient im Folgenden als Beispiel eines Marktes mit starken Funktionsstörungen. Vermutlich führten Preisabsprachen von Kartellen zu der beobachteten Entwicklung. Da auf diesem Markt einige Kartelle sowie deren Auflösung bekannt wurden, ergeben sich für die Analyse interessante Untersuchungsfragen wie: „Wie verhalten sich die beobachteten Marktprozesse während einer Kartellphase?“, „Wie kann ein Kartell in Zukunft systematisch aufgedeckt werden?“, „Hätte mit Hilfe des KMD-Konzepts ein Kartell auf dem Zementmarkt schneller erkannt werden können als es tatsächlich der Fall war?“.

2.1.2 Beschreibung wichtiger Kennzahlen und Verteilung

Für die nachfolgende Analyse eines Marktprozesses sollte dieser weiterhin mit Kennzahlen beschrieben werden:

1. Der Mittelwert (Mean, arithmetisches Mittel) gibt Aufschluss über die durchschnittliche Größe der Differenzmenge. Insbesondere bei einem konstanten Erwartungswert (stationärer Prozess) dient er als Approximation eines langfristigen Gleichgewichts. Bei einem funktionierenden Marktprozess sollte der Mittelwerte in der Nähe von Null liegen. Ob sich der Erwartungswert signifikant von Null unterscheidet, kann später mit Hilfe eines

Erwartungswertest überprüft werden. Zudem kann die Erwartungswertergodizität überprüft werden. Liegt Ergodizität vor, ist der Schätzer für den Mittelwert konsistent.⁶

2. Der Median gibt an, an welchem Punkt der geordneten Stichprobe genau gleich viele Beobachtungen kleiner und größer sind. Er halbiert sozusagen die Stichprobe.
3. Das Maximum und das Minimum geben die maximalen Ausprägungen an. Eventuell lassen sich so Extremschwankungen feststellen.
4. Die Standardabweichung (Std. Dev.) beschreibt die Streuung der Stichprobe um ihren Mittelwert. Als positive Quadratwurzel der Varianz kann sie in der Einheit der Beobachtungsvariablen angegeben werden, z. B. bei einem Preis in Euro.
5. Die Schiefe (Skewness) ist ein Maß für Asymmetrie. Beträgt die Schiefe Null ist die Verteilung symmetrisch, eine positive Schiefe beschreibt eine „Linksneigung“, eine negative Schiefe eine „Rechtsneigung“.
6. Die Wölbung (Kurtosis) einer Stichprobe beschreibt wie spitz die Verteilung verläuft. Eine Kurtosis von drei entspricht der Normalverteilung, ist die Kurtosis größer als drei, ist die Verteilung spitzer, ist sie kleiner als drei, verläuft die Verteilung flacher. In der Literatur wird in diesem Fall auch von breiten Flanken („fat tails“) gesprochen.
7. Um die Aussagen über die Verteilung abzuschließen, kann noch ein Jarque-Bera Test⁷ durchgeführt werden. Dieser Test prüft die Nullhypothese einer Normalverteilung. Der entsprechende P-Wert gibt an, ob dieser Hypothese zu einem vorgegebenen Signifikanzniveau verworfen werden kann.

⁶ Wenn der Schätzer konsistent ist, wird er mit zunehmender Stichprobe immer genauer.

⁷ Vgl. Bera und Jarque (1980, 1981).

Beispiel

In Abbildung 6 und Abbildung 7 werden diese Kennzahlen beispielhaft für die Differenzmenge der Elektrotechnischen Industrie und des deutschen Zementmarktes gezeigt. Zusätzlich ist noch die Kerndichtefunktion ausgewiesen, die einen guten Eindruck von der Stichprobenverteilung liefert.

Series: XD	
Sample 1965Q1 2007Q2	
Observations 170	
Mean	-2.092941
Median	-9.150000
Maximum	105.7000
Minimum	-59.70000
Std. Dev.	26.55709
Skewness	1.578621
Kurtosis	6.694116
Jarque-Bera	167.2705
Probability	0.000000

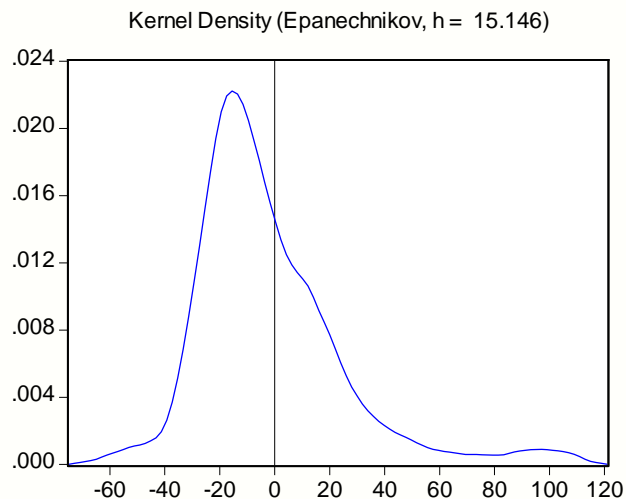


Abbildung 6: Deskriptive Auswertung bei der Elektrotechnischen Industrie (1965-2007).

Series: XD	
Sample 1983Q2 2003Q2	
Observations 81	
Mean	-6.287037
Median	-3.700000
Maximum	30.90000
Minimum	-42.40000
Std. Dev.	16.92266
Skewness	-0.154769
Kurtosis	2.257475
Jarque-Bera	2.184153
Probability	0.335519

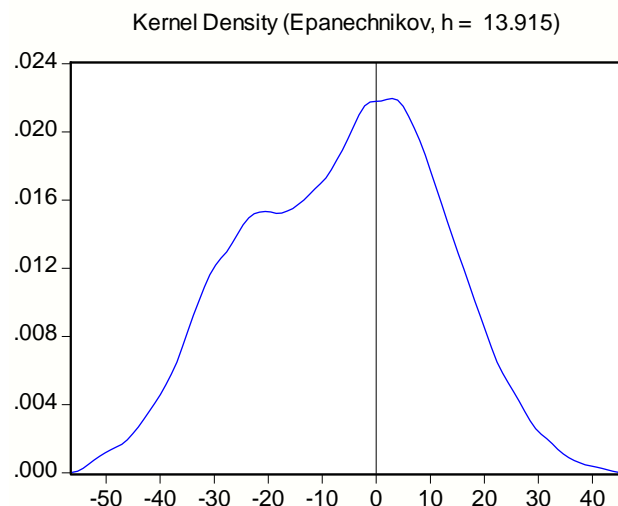


Abbildung 7: Deskriptive Auswertung beim Zementmarkt (1983-2003).

Aus den Kennzahlen aus Abbildung 6 lässt sich erkennen, dass der Mittelwert der Differenzmenge ($\mu = -2,09$) der Elektrotechnischen Industrie im Verhältnis zur Standardabweichung ($\sigma = 26,56$)

bereits nahe am Sollwert Null liegt. Neben dem Maximum ($max = 105,7$) und dem Minimum ($min = -59,7$), die auch als Ausreißer interpretiert werden können, gibt der Median ($med = -9,15$) bereits Auskunft über die Schiefe der Verteilung. Da der Median kleiner ist als der Mittelwert, handelt es sich um eine links steile und rechts flache Verteilung. Aus dem Schiefemaß ($skew = 1,58$) kann diese Linksneigung ebenfalls abgelesen werden. Dies wird auch in der Darstellung der Kerndichtefunktion ersichtlich. Der recht hohe Kurtosis-Wert ($kurtosis = 6,69$) deutet auf den spitzen Verlauf der Verteilung der Differenzmenge hin. Die Nullhypothese der Normalverteilung wird für die Elektrotechnische Industrie verworfen ($jarque = 167,27, p < 0,01$).

Die Kennzahlen aus Abbildung 7 geben an, dass auch der Mittelwert der Differenzmenge ($\mu = -6,29$) deutschen Zementmarkts im Verhältnis zu seiner Standardabweichung ($\sigma = 16,92$) nahe am Sollwert Null liegt. Das Maximum liegt hier bei nur ($max = 30,9$) und das Minimum bei ($min = -42,4$). Der Median liegt bei ($med = -3,7$). Da der Median größer ist als der Mittelwert, handelt es sich um eine rechts steile und links flache Verteilung. Aus dem negativen Schiefemaß ($skew = -0,15$) kann diese Rechtsneigung ebenfalls abgelesen werden. Der Kurtosis-Wert liegt mit ($kurtosis = 2,26$) recht niedrig. Die Nullhypothese der Normalverteilung wird für den Zementmarkt nicht verworfen ($jarque = 2,18, p = 0,34$), die Verteilung ähnelt also einer Normalverteilung.

2.2 Strukturbrüche

Ein konstanter Erwartungswert (wünschenswert wäre ein konstanter Erwartungswert von Null, es können aber ggf. Gründe für einen „richtigen“ Erwartungswert signifikant von Null verschieden geben) ist annahmegemäß ein Kriterium für die Funktionsfähigkeit eines Marktes. Es gibt im Wesentlichen drei Gründe, warum es beispielsweise vorkommen kann, dass die Differenzmenge nicht stationär verläuft:

- (1) Der Marktprozess folgt einem stochastischen oder deterministischen Trend,
- (2) es gibt konstante Erwartungswerte auf verschiedenen Niveaus (beispielsweise vor und nach der Wiedervereinigung) oder
- (3) beides liegt vor.

Um Fall (2) nicht fälschlicherweise als nicht-funktionsfähig zu bestimmen, sollte der Prozess auf Strukturbrüche getestet werden. Im Anschluss können dann die verschiedenen Teilperioden weiter analysiert werden.

Tests auf Strukturbrüche werden mittlerweile vielfach angewendet; einer der ersten Tests wurde von Chow (1960) eingeführt. Der Chow-Test geht von einem einzigen Strukturbruch aus. Für die Daten

vor und nach dem Strukturbruch werden jeweils mit der Kleinsten-Quadrate Methode eine lineare Regression geschätzt und mit Hilfe einer F-Teststatistik mit der Regressionsgeraden ohne Strukturbruch verglichen. Problematisch ist hierbei, dass der Strukturbruchpunkt bekannt sein muss. Es gibt zwar mittlerweile einige Modifikationen dieses Tests Andrews (1993) oder Hansen (1992), die es ermöglichen auch mehrere Strukturbrüche zu testen, für die weitere Analyse bietet sich aber der Test von Bai und Perron (2003) an, bei dem die Strukturbrüche nicht vorgegeben werden müssen.⁸

Der Test von Bai und Perron

Als Basis für die Schätzung der jeweiligen Brüche im Zeitreihen-Regressionsmodell dient Bai (1994), eine Erweiterung für multiple Strukturbrüche von Bai (1997a und 1997b) und Bai und Perron (1998). Die Verteilungsfunktion, die Anwendung findet bei der Berechnung der Konfidenzintervalle der Strukturbrüche, ist in Bai (1997b) beschrieben. Hintergründe liefert Zeileis (2003). Die Anwendung der aktuellen Testmethodik wird in Bai und Perron (2003) beschrieben. Als Algorithmus für die Ermittlung der optimalen Strukturbrüche dient ein dynamischer Programmieransatz. Der Hauptberechnungsaufwand liegt in der Konstruktion der Dreiecksmatrix zur Erfassung der Residuenquadrate (RSS). Die Methode analysiert Strukturbrüche über Abweichungen von einer „systematischen Stabilität“ mittels einer linearen Regression:

$$y = X\beta + u \tag{3}$$

wobei

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \dots \\ y_T \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{K1} \\ 1 & x_{12} & \dots & x_{K2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1T} & \dots & x_{KT} \end{bmatrix}, \beta = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta_1 \\ \dots \\ \beta_K \end{bmatrix}, u = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \dots \\ u_T \end{bmatrix}$$

In vielen Anwendungen ist es sinnvoll, die Existenz mehrerer Strukturbrüche (m) anzunehmen, insbesondere, wenn die geschätzten Koeffizienten systematische Unterschiede signalisieren. Bei m Strukturbrüchen und $m+1$ Perioden erhält man einen Vektor β_j mit den entsprechenden Ergebnissen für die durch Strukturbrüche abgegrenzten Perioden:

⁸ Die folgenden Beispiele wurden mit der *breakpoints* Funktion gerechnet, die in der *strucchange* library der Statistik Software “R” vorliegt. Die Software steht kostenfrei zum Download unter <http://www.r-project.org> [Stand: 24.07.2008] zur Verfügung.

$$y_i = X\beta_j + u_i \quad \text{mit } (i = i_{j-1} + 1, \dots, i_j, \quad j = 1, \dots, m + 1) \quad (4)$$

Bai und Perron schätzen diese Strukturbrüche über eine entsprechende Minimierung der Residuenquadrate aus der Gleichung 4:

$$\min(RSS) = \sum \hat{u}_i^2 = \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 \quad (5)$$

Da die Strukturbruchanalyse auf der linearen Regressionsanalyse beruht, sind deren Annahmen und ihre Verletzungen auch für die Ermittlung der Strukturbrüche von Bedeutung.

Annahmeverletzung einer nicht autokorrelierten Störgröße

Bei einer linearen Regression können verschiedene Annahmeverletzungen auftreten:⁹

A1 (Fehlerhafte Auswahl der exogenen Variablen),

A2 (Nicht-lineare Wirkungszusammenhänge),

A3 (Variable Parameterwerte),

B1 (Erwartungswert der Störgröße von null verschieden),

B2 (Heteroskedastizität der Störgröße),

B3 (Autokorrelation der Störgröße),

B4 (Störgröße nicht normalverteilt),

C1 (Zufallsabhängige exogene Variablen),

C2 (Perfekte Multikorrelation).

Implizit wird bei dem beschriebenen Strukturbruchttest davon ausgegangen, dass die vorstehenden Verletzungen nicht auftreten. Dieses könnte insbesondere bei der Verletzung der Annahme B3 aber der Fall sein. Die möglicherweise verletzte Annahme lautet formal:

$$\text{cov}(u_t, u_s) = 0, \text{ für alle } t \neq s \text{ sowie } t = 1, 2, \dots, T \text{ und } s = 1, 2, \dots, T. \quad (6)$$

⁹ Vgl. Auer (2003).

Welche Folgen ergeben sich für das Modell aus Gleichung 4, wenn beispielsweise positive Autokorrelation vorliegt? Um diese Frage zu beantworten soll im Folgenden angenommen werden, dass die zu analysierende Zeitreihe einem AR(1)-Prozess ($u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t$, mit $-1 < \rho < 1$) folgt.¹⁰ Bei der Störgröße ε_t wird davon ausgegangen, dass sie die Annahmen B1 bis B4 erfüllt. Zunächst soll formal die Verletzung der B3-Annahme gezeigt werden.

Für den Erwartungswert von u_t gilt bei einem AR(1) Prozess, dass $E(u_t) = 0$, da

$$\begin{aligned}
 u_t &= \rho u_{t-1} + \varepsilon_t & (7) \\
 &= \rho(\rho u_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t \\
 &= \rho^2 u_{t-2} + \rho \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\
 &\dots \\
 &= \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \varepsilon_{t-j}
 \end{aligned}$$

und damit

$$\begin{aligned}
 E(u_t) &= E\left(\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \varepsilon_{t-j}\right) \\
 &= \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E(\varepsilon_{t-j}) = 0
 \end{aligned} \tag{8}$$

da $E(\varepsilon_{t-j}) = 0$.

Für die Varianz gilt folglich

$$\begin{aligned}
 var(u_t) &= E\left[[u_t - E(u_t)]^2\right] \\
 &= E[u_t^2] \\
 &= E\left[\left[\sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \varepsilon_{t-j}\right]^2\right] \\
 &\dots \\
 &= \sigma_{\varepsilon}^2 \sum_{j=0}^{\infty} \rho^{2j}
 \end{aligned} \tag{9}$$

Da $\sum_{j=0}^{\infty} \rho^{2j} = \frac{1}{1-\rho^2}$, folgt aus Gleichung 9

$$var(u_t) = \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{1-\rho^2}$$

¹⁰ Die Vorgehensweise orientiert sich an Auer (2003), S. 379-385.

$$\equiv \sigma^2 \geq \sigma_\varepsilon^2$$

Gleichung 8 verdeutlicht, dass in die Störung von u_t alle Störungen ε_{t-j} der Vergangenheit eingehen. Zudem wirkt sich die Störung ε_t auf alle künftigen Zeitpunkte aus. Trotz des unterstellten AR(1)-Prozesses bleibt der KQ-Schätzer unverzerrt, da $E(u_t) = 0$ (Annahme B1 erfüllt). Außerdem wurde aus Gleichung 9 gezeigt, dass die Varianz für alle u_t homoskedastisch ist und somit die B2-Annahme erfüllt ist. Je größer ρ von Null verschieden, desto eher übersteigt σ^2 den Wert von σ_ε^2 .

Allerdings ist bei einem AR(1)-Prozess die Kovarianz $cov(\hat{u}_{t-1}, \hat{u}_t) \neq 0$, da $\rho \neq 0$, es gilt für die Kovarianz:

$$\begin{aligned} cov(u_t, u_{t-1}) &= E[[u_t - E(u_t)][u_{t-1} - E(u_{t-1})]] \\ &= E[u_t u_{t-1}] \\ &= E[(\rho u_{t-1} + \varepsilon_t) u_{t-1}] \\ &= \rho E(u_{t-1}^2) + E(\varepsilon_t u_{t-1}). \end{aligned}$$

Und da $E(u_{t-1}^2) = E(u_t^2) = var(u_t)$ und die Störgröße ε_t per Annahme nicht mit früheren Störungen korreliert, ergibt sich für die Kovarianz:

$$cov(u_t, u_{t-1}) = \rho \left(\frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\rho^2} \right) = \rho \sigma^2 \neq 0. \quad (10)$$

Aus Gleichung 10 geht hervor, dass bei einem AR(1)-Prozess die B3-Annahme ($cov(u_t, u_{t-1}) = 0$) verletzt ist.

Bedeutung für die Schätzung der Strukturbrüche

Aus den Gleichungen 4 und 7 folgt

$$y_t = \alpha + \beta \cdot x_t + \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

In diesem Fall entsprechen die x -Werte den Zeitpunkten, da geschätzt wird, wo sich strukturelle Veränderungen im Zeitablauf befinden. Es folgt weiter

$$y_{t-1} = \alpha + \beta \cdot x_{t-1} + u_{t-1} \quad (11a)$$

oder umgestellt

$$u_{t-1} = y_{t-1} - \alpha + \beta \cdot x_{t-1}. \quad (11b)$$

Daraus ergibt sich für Gleichung 11:

$$y_t = \alpha + \beta \cdot x_t + \rho(y_{t-1} - \alpha + \beta \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

und

$$y_t - \rho y_{t-1} = (1 - \rho) \alpha + \beta \cdot (x_t - \rho x_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (13)$$

Definiert man

$$y_t^* = y_t - \rho y_{t-1} \quad (14)$$

$$z_t^* = 1 - \rho \quad (15)$$

$$x_t^* = x_t - \rho x_{t-1} \quad (16)$$

und $u_t^* = \varepsilon_t$

folgt aus Gleichung 12:

$$y_t^* = \alpha z_t^* + \beta x_t^* + u_t^* \quad (17)$$

Dieses Modell erfüllt alle geforderten B-Annahmen. Die so genannte VKQ-Schätzung dieses Modells besäße die BLUE-Eigenschaft¹¹. Damit kann bei einem AR(1)-Prozess eine KQ-Schätzung nicht mehr effizient sein. Eine Schätzung des Modells unter Verletzung der B3-Annahme liefert ineffiziente Ergebnisse, d.h. das Konfidenzintervall der Schätzung ist nicht optimal. Es wurde jedoch auch gezeigt, dass die Schätzung der Strukturbrüche unverzerrt ist.¹²

Der Durbin-Watson Test

Um zu entscheiden ob die Störgröße eines Prozesses einem AR(1) Prozess folgt (also autokorreliert ist) eignet sich der Durbin-Watson Test:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \quad (18)$$

Um den Durbin-Watson-Wert (d) zu erhalten, werden die geschätzten Residuen aus Gleichung 4 verwendet. Der Test berücksichtigt nur den Zusammenhang der Residuen aus t und t-1. Er ist also nur bei einem AR(1) Prozess geeignet. Ist die Autokorrelation durch einen AR(2)-, AR(3)-, ..., Prozess gekennzeichnet müssen andere Testverfahren verwendet werden, auf die an dieser Stelle nicht weiter eingegangen wird.

Die Residuenpaare $(\hat{u}_{t-1}; \hat{u}_t)$ können benutzt werden um $\hat{\rho}$ aus folgendem Zusammenhang mittels KQ-Methode zu schätzen:

¹¹ Bester linearer unabhängiger Schätzer.

¹² Alternativ kann auch eine Schätzung der Strukturbrüche mit dem GVKQ-Schätzer des transformierten Modells durchgeführt werden. Im Folgenden Beispiel wird hierauf aus technischen Gründen verzichtet.

$$\hat{u}_t = \rho \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (19)$$

Wenn $\hat{\rho} = 0$ ist liegt keine Autokorrelation, bei $\hat{\rho} > 0$ liegt positive und bei $\hat{\rho} < 0$ negative Autokorrelation vor. Für die Entscheidung wie weit $\hat{\rho}$ von Null entfernt sein darf, ohne dass der Prozess autokorreliert ist kann mit Hilfe des DW-Wertes d ein Hypothesentest durchgeführt werden. Dies soll am Beispiel des Tests auf positive Autokorrelation vorgestellt werden.

Die Nullhypothese lautet folglich: $H_0: \rho \leq 0$

Die Alternativhypothese lautet: $H_1: \rho > 0$

Wenn H_0 abgelehnt wird, spricht dies für positive Autokorrelation.

Aus der Gleichung 18 kann folgender Zusammenhang zwischen $\hat{\rho}$ und d hergeleitet werden:

$$d = 2(1 - \hat{\rho}). \quad (20)$$

Da $-1 < \hat{\rho} < 1$ folgt daraus: Wenn $d = 2$ ist liegt keine Autokorrelation, bei $d = 0$ liegt positive und bei $d = 4$ negative Autokorrelation vor.

Ermittlung der kritischen Werte am Beispiel von $H_0: \rho \leq 0$

Um zu entscheiden ob H_0 abgelehnt werden kann, müssen die kritischen Werte der Verteilung von d berechnet werden. Je näher der d -Wert bei 0 liegt, desto unwahrscheinlicher wird die Nullhypothese. Für die Ermittlung der kritischen Werte kann statistische Software verwendet werden. Alternativ kann auch eine Tabelle der kritischen Werte herangezogen werden, mit der sich unter Beachtung der Steigungsparameter (K) und der Zahl der Beobachtungen (T) den Ablehnungsbereich für H_0 bestimmen lässt (Anhang 1).

Das BIC als Abgrenzungskriterium zur Wahl der Anzahl der Strukturbrüche

Strukturbrüche sollten einerseits wirtschaftshistorisch erklärbar sein. Andererseits sollte bei der Wahl der Anzahl der Strukturbrüche ein möglichst objektives Kriterium gewählt werden. Dies bedeutet, die Anzahl der Strukturbrüche so zu wählen, dass die Anpassung des Modells an die Daten optimal ist. Hierbei ist es nicht ausreichend, die Residuenquadrate (RSS) zu betrachten, da diese tendenziell mit der Anzahl der gewählten Brüche sinken. Grundsätzlich steigt mit einer Erhöhung der gewählten Strukturbrüche die Anpassung des Modells an die getestete Zeitreihe, es sinkt jedoch der Aussagegehalt. Zur Auswahl einer optimalen Gruppengröße kann beispielsweise das Akaike

Informationskriterium¹³ (*AIK*) verwendet werden. Neben dem *AIK* existiert noch das Bayesianische Informationskriterium (*BIC*). Es wurde zur Abgrenzung von strukturell unterschiedlichen Gruppen von Schwartz (1978) entwickelt und stellt ein besseres Abgrenzungskriterium dar, da es sich für weniger komplexe Systeme als das *AIK* entscheidet, also in diesem Fall für möglichst wenig Strukturbrüche.¹⁴ Dieses stellt für KMD-Analysen ein wichtiges Kriterium dar, da die Zerlegung der Prozesse in viele Abschnitte und deren getrennte Analyse oftmals zu wenig Werte in den Perioden verbleiben lässt. Das *BIC* geht von dem Prinzip aus, die normierten Residuenquadrate mit einem „Strafterm“ auszugleichen, der um so größer ist, je komplexer das Modell ist, d.h. das optimale Modell soll gleichzeitig möglichst einfach sein. Komplexität wird dabei gemessen an der Anzahl der Strukturbrüche m im Modell.

Formal lautet die Berechnungsvorschrift: $BIC = T \ln(RSS) + m \ln(T)$

Mit m = Anzahl der Strukturbrüche, T = Anzahl der Beobachtungen

Beim Minimum des *BIC* ist die Abgrenzung der strukturell unterschiedlichen Gruppen optimal. Wie die Veränderung des *BIC* aussehen kann, ist in Abbildung 8 dargestellt. In diesem Beispiel wurde überprüft, wie viele Mixturen aus einem Haufen speziell angeordneter Teilchen gemacht werden sollten. Das *BIC* Minimum liegt als Kompromiss zwischen guter Zuordnung zu einer Mixtur und Unterschiedlichkeit der Mixturen bei 4 Gruppen.

¹³ Vgl. Akaike (1973).

¹⁴ Es gibt zum *BIC* einige Varianten auf die nicht näher eingegangen wird. Vgl. Hannan (1979) oder Fine (1979).

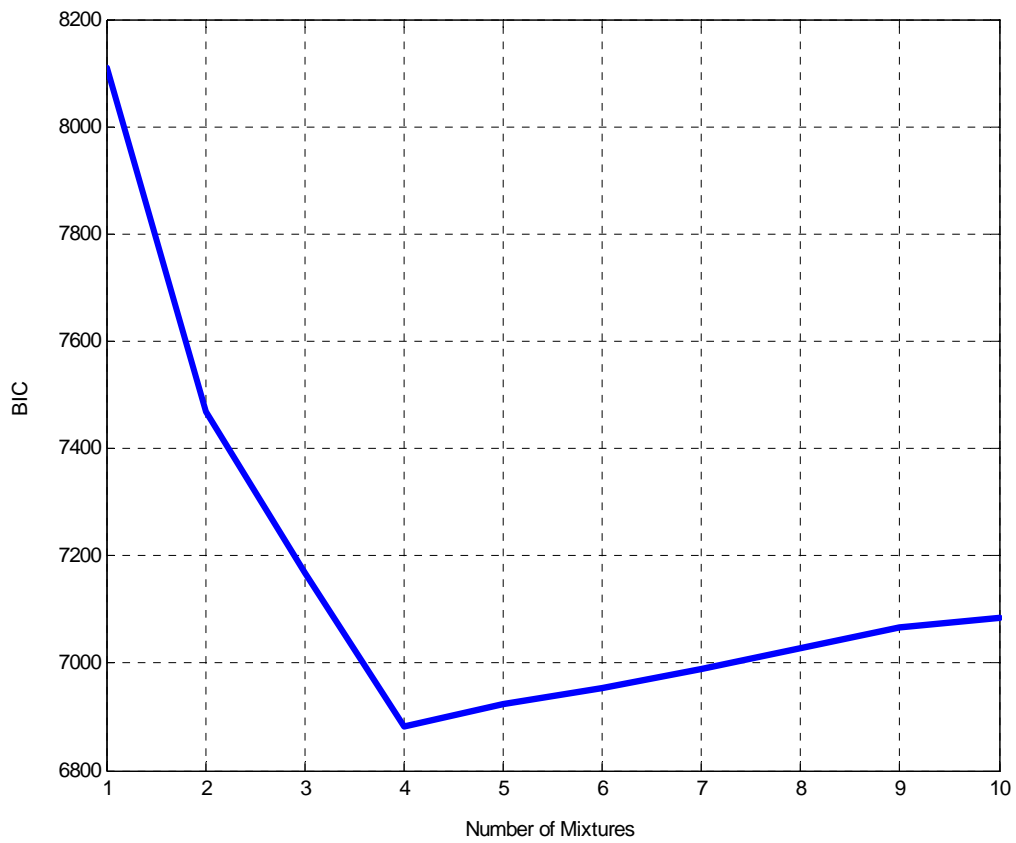
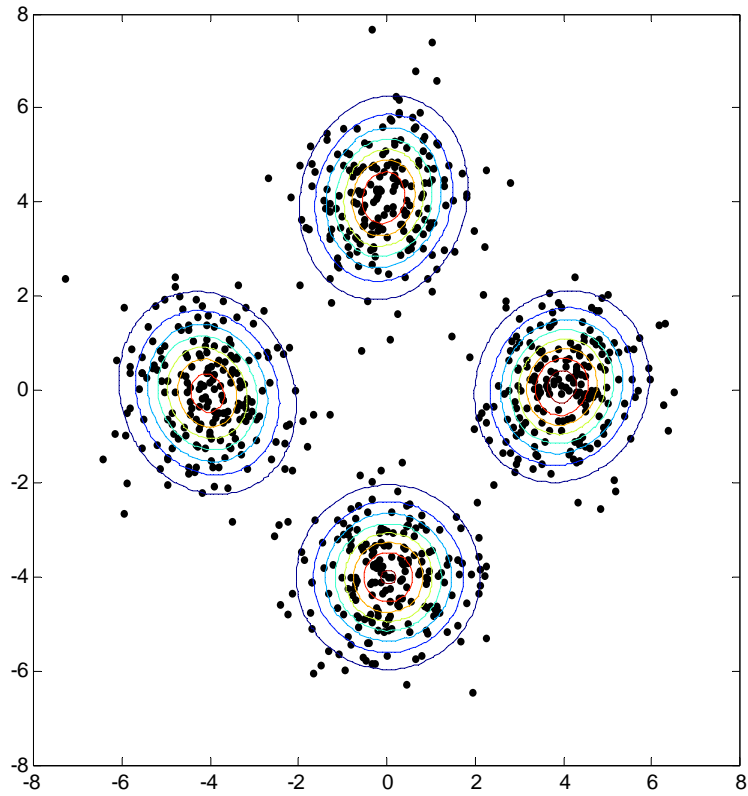


Abbildung 8: Das BIC zur Abgrenzung von 4 Mixturen.

Quelle: Broadwater (2003), S. 16.

Beispiel

Zur Veranschaulichung des Tests auf Strukturbrüche werden im Folgenden wieder die Markträumungsprozesse der Elektrotechnischen Industrie und des Zementmarkts in Deutschland herangezogen. Zunächst wird hierzu eine Überprüfung der Autokorrelation in den Daten durchgeführt:

$$xd_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} \cdot t + \hat{u}_t \quad (21)$$

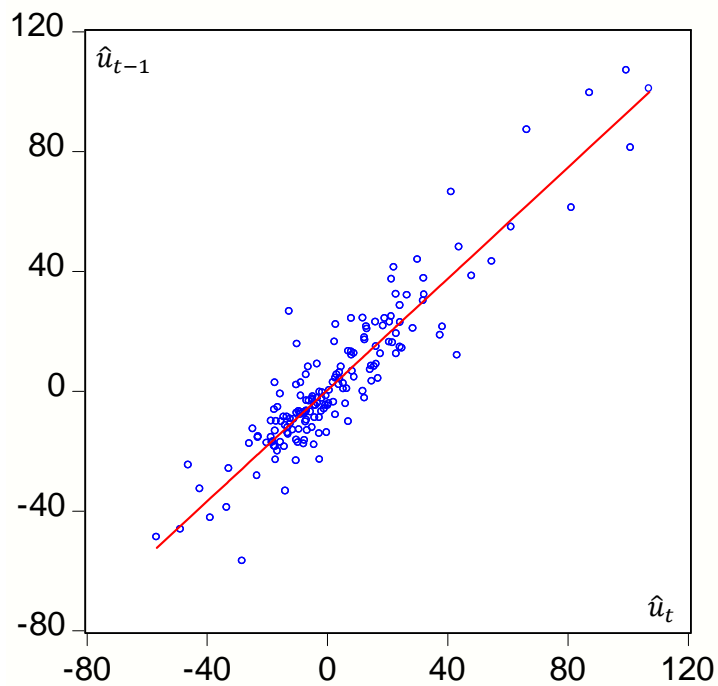


Abbildung 9: Positive Autokorrelation der Residuen bei der Elektrotechnischen Industrie.

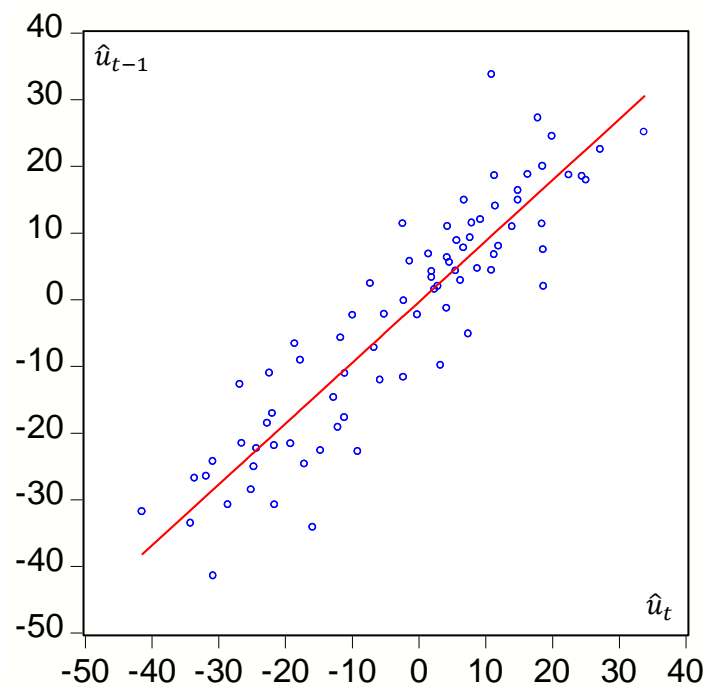


Abbildung 10: Positive Autokorrelation der Residuen beim Zementmarkt.

Bereits aus den Abbildungen 9 und 10 lässt sich bereits erkennen, dass die Residuen ($\hat{u}_{t-1}; \hat{u}_t$) positiv korrelieren. Dieses wird von den d - und $\hat{\rho}$ -Werten bestätigt.

Differenzmenge	$\hat{\rho}$	d -Wert	Ablehnungsbereich ¹⁵
Elektrotechn. Industrie	0,925	0,15	$d < 1,65$ (1,69)
Zementmarkt	0,915	0,17	$d < 1,61$ (1,66)

Tabelle 1: $\hat{\rho}$ und d -Werte und Ablehnungsbereich von H_0 .

Aus Tabelle 1 wird ersichtlich, dass die Nullhypothese verworfen wird und die Alternativhypothese $H_1: \rho > 0$ bestätigt ist. D.h. es liegt mit großer Wahrscheinlichkeit bei beiden Beispielmärkten positive Autokorrelation vor. Positive Autokorrelation bedeutet für die weitere Untersuchung auf Strukturbrüche zwar nicht dass die Schätzer verzerrt sind; gleichzeitig geht aus ihr aber noch eine wichtige Information über die Schwankungsgeschwindigkeit des Prozesses hervor. Eine positive Autokorrelation deutet auf eine langsame Schwingung der Differenzmenge hin. Dies ist ein erstes Indiz für eine verzögerte Reaktion der Nachfrage und/oder des Angebots auf exogene Schocks.

¹⁵ Die kritischen Werte wurden aus Anhang 1 übernommen. Für $K = 1$ und $T = 100$ bei der Elektrotechnischen Industrie und $T = 80$ beim Zementmarkt. Signifikanzniveau 5 %, d^H in Klammern.

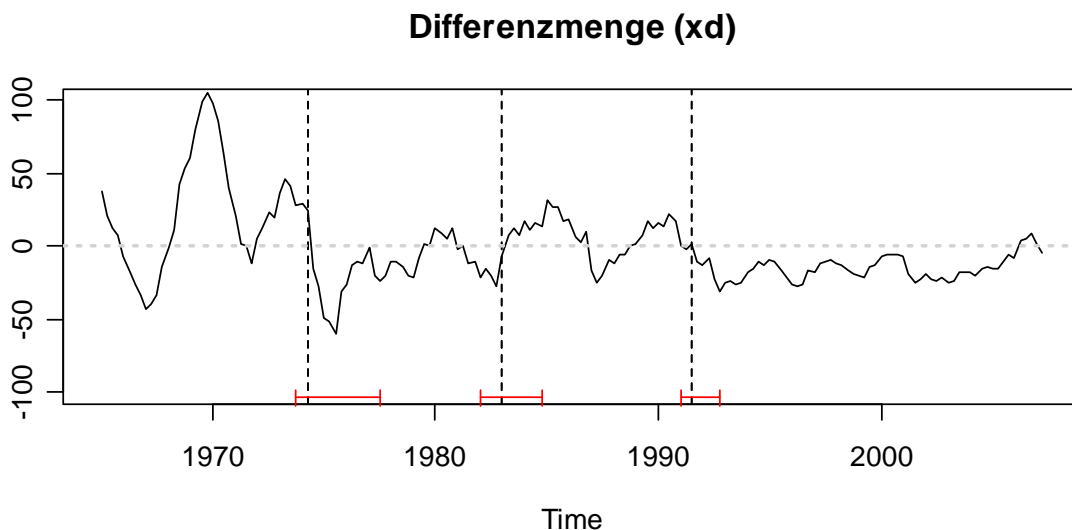
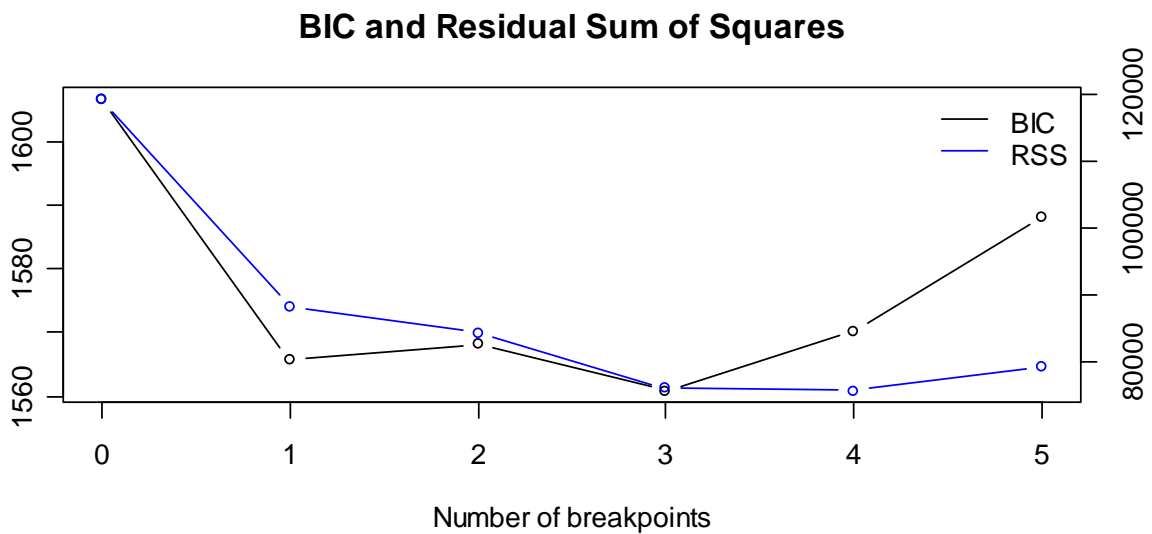


Abbildung 11: Die Entwicklung der Elektrotechnischen Industrie in Deutschland (1965-2007).

In Abbildung 11 ist im unteren Teil auf der vertikalen Achse der Prozentsatz von Unternehmen dargestellt, die eine Übernachfrage (positive Werte der Differenzmenge) oder ein Überangebot (negative Werte) melden. Außerdem sind die Ergebnisse des Strukturbruchtests von Bai und Perron dargestellt. Das Minimum des *BIC* liegt bei $m=3$; es lassen sich also vier Phasen voneinander unterscheiden. Phase I von 1965-1974, Phase II von 1974-1983, Phase III von 1983-1991 und Phase IV von 1991-2007. Wirtschaftshistorisch fällt das Ende von Phase I mit der ersten Erdölkrise der 70er Jahre, das Ende der Phase II in das Ende der sozial-liberalen Koalition und das Ende von Phase III mit der Wiedervereinigung zusammen.

m					RSS	BIC	
0					119192	1606.66	
1	1974(2)				88169	1565.69	
2	1974(2)	1991(3)			84210	1568.15	
3	1974(2)	1983(1)	1991(3)		75931	1560.83	
4	1974(2)	1983(1)	1991(3)	1999(2)	75544	1570.23	
5	1974(2)	1980(3)	1986(4)	1991(3)	1999(2)	79039	1588.19

Tabelle 2: Mögliche Strukturbrüche (m) bei der Elektrotechnischen Industrie in Deutschland (1965-2007).

Bruch Nr.	von	bis
1	1973(4)	1977(3)
2	1982(1)	1984(4)
3	1991(1)	1992(4)

Tabelle 3: 95%-Konfidenzintervalle der Strukturbrüche bei m=3.

Der Strukturbruchtest gibt außerdem an, wo Brüche liegen würden, wenn man sich für eine andere Anzahl von Strukturbrüchen entscheiden würde, außerdem wie groß hierbei das *BIC* und die *RSS* sind. Da die Bestimmung der Anzahl der Strukturbrüche auf der Schätzung eines linearen Gleichungssystems beruhen, ist es problematisch, sich bei einem Strukturbruch auf den exakten Zeitpunkt zu verlassen. Vielmehr ist von Interesse, in welchem Bereich sich der Strukturbruch mit großer Wahrscheinlichkeit befindet. In

Tabelle 3 wird daher zusätzlich angegeben, in welchem Bereich die Strukturbrüche liegen. Hierzu wird das 95% Konfidenzintervall bestimmt. Bei der Elektrotechnischen Industrie liegen die Strukturbrüche in Intervallen von etwa 1973-1977, 1982-1984 und 1991-1992.

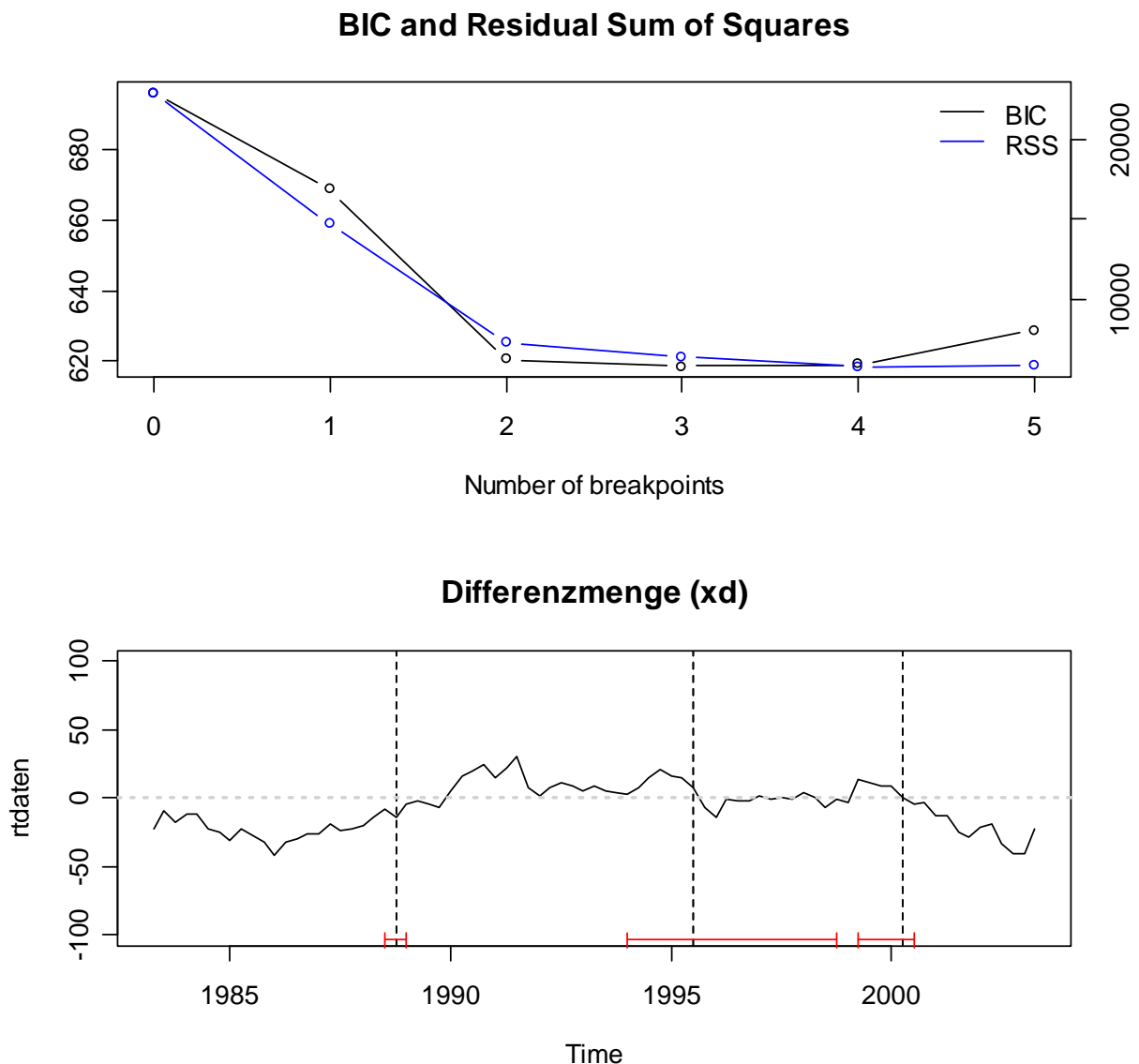


Abbildung 12: Die Entwicklung der Zementindustrie in Deutschland (1980-2003).

In Abbildung 12 sind die Ergebnisse des Strukturbruchtests für die deutsche Zementindustrie dargestellt. Es lassen sich ebenfalls vier Phasen voneinander unterscheiden. Phase I von 1980-1988, Phase II von 1988-1995, Phase III von 1995-2000 und Phase IV von 2000-2003. Die Abgrenzung der Phasen wurde über das Minimum des BIC bei $m=3$ bestimmt (siehe Tabelle 4). Es handelt sich dabei um eine andere Beobachtungsperiode als in der Elektrotechnischen Industrie. 1988 wurde im süddeutschen Raum ein Zementkartell aufgedeckt, das mindestens bis 1981 zurückreichte. Wie zu erwarten, pendelte sich nach der Kartelaufdeckung in Phase II die Differenzmenge im toleranten Bereich um die Nullachse ein.

m					RSS	BIC	
0					22910	695.89	
1	1988(2)				14676	668.61	
2	1988(4)	2000(2)			7267	620.46	
3	1988(4)	1995(3)	2000(2)		6364	618.50	
4	1986(4)	1989(4)	1995(3)	2000(2)	5746	619.02	
5	1986(4)	1989(4)	1992(4)	1995(3)	2000(2)	5815	628.77

Tabelle 4: Mögliche Strukturbrüche (m) bei der Zementindustrie in Deutschland (1983-2003).

Bruch Nr.	von		bis
1	1988(3)	1988(4)	1989(1)
2	1994(1)	1995(3)	1998(4)
3	1999(2)	2000(2)	2000(3)

Tabelle 5: 95%-Konfidenzintervalle der Strukturbrüche bei m=3.

In Tabelle 5 wird zusätzlich ausgewiesen in welchem Bereich die Strukturbrüche liegen. Hierzu wird das 95% Konfidenzintervall bestimmt. Bei der deutschen Zementindustrie liegen die Strukturbrüche in Intervallen von 1988-1989, 1994-1998 und 1999-2000. Besonders am zweiten Konfidenzintervall von Anfang 1994 bis Ende 1998 wird deutlich, dass es nicht immer gelingt, eine möglichst klare Abgrenzung der Perioden mit diesem Test vorzunehmen. Da die Differenzmenge in der dritten Phase nur eine sehr geringe Varianz aufweist und durchgängig nahe bei Null liegt, fällt die Wahl für einen möglichen Strukturbruch in ein größeres Fenster.

2.3 Stationarität

Ein funktionsfähiger Gütermarkt zeichnet sich durch Marktträumung aus, d.h. einen Ausgleich von Nachfrage- und Angebotsmenge. Allerdings gilt ein Markt, wie bereits erläutert, bereits als funktionsfähig, wenn bei x^d zumindest eine kybernetische Stabilität festgestellt werden kann. Dieses impliziert eine erwartungstreue Reaktion von Preis- und Mengenänderungen bei exogenen Schocks und dank dass x_t^d zumindest erwartungswertstationär ist. Im Optimalfall gilt auf einem

funktionsfähigen Markt für den Markträumungsprozess Stationarität zum Null-Niveau.¹⁶ Um x_t^d auf Stationarität zu überprüfen, werden im Folgenden drei gängige Tests vorgestellt. Mittlerweile sind Stationaritätstests in statistischer Standardsoftware implementiert und können einfach auf Zeitreihen angewendet werden.¹⁷

Notwendige Bedingung der Nullstationarität (und damit der kybernetischen Stabilität) ist, dass das Parameterprodukt $a \cdot b < 0$ sowie dass in der Schätzgleichung für die Übergangsfunktion für den Regler (vgl. Abb. 1) $\Delta p = c + a x_{t-1}^d$ möglichst $c = 0$ und in der Schätzgleichung für die Übergangsfunktion für die Regelstrecke sind diese Bedingungen nicht erfüllt, existiert keine negative Rückkopplung, was ja die Voraussetzung dafür ist, dass Nullstationarität realisiert ist. $x_t^d = d + p_t$ $d > 0$ ist.¹⁸

2.3.1 Der Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test

Der ADF-Test gehört zu den am häufigsten verwendeten Stationaritätstests. Er wurde entwickelt von Dickey und Fuller (1979, 1981). Genau genommen ist der ADF-Test eine weiterentwickelte Version des Dickey-Fuller (DF) Tests.

Mit dem ADF-Test ist es möglich, auf eine Einheitswurzel zu testen (1) ohne Achsenabschnitt (Gleichung 23), (2) als Random-Walk Modell (Gleichung 24) und (3) unter Berücksichtigung eines linearen Trends (Gleichung 25). Bei der Betrachtung der Ausgangsgleichung $y_t = a_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$ mit einem Störterm ε_t als unkorrelierte Zufallsvariablen (Erwartungswert Null), generiert aus einem White-Noise Prozess, hat y_t eine Einheitswurzel, wenn $a_1 = 1$. Dieses entspricht im Folgenden $\gamma = 0$, denn aus der Betrachtung der Differenz $\Delta y_t = a_1 \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t - y_{t-1}$ folgt $\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t$ mit $\gamma = a_1 - 1$.¹⁹

$$\Delta y_t = \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma \cdot y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (25)$$

¹⁶ Die Annahmen für (schwache) Stationarität sind außerdem (1) eine konstante Varianz und (2) abnehmende theoretische Autokorrelationen im Zeitverlauf. In der folgenden Analyse wird sich auf die Erwartungswert-Stationarität beschränkt, weil die Annahmen (1) und (2) in der Regel auf realen Märkten nicht erfüllt sind. Hierfür gibt es zu viele exogene Störungen und die betrachteten Zeiträume sind in der Regel zu kurz.

¹⁷ z.B. Eviews, R.

¹⁸ Nimmt man an, dass Δp sich von Δp_e durch sonstige (nicht von x_{t-1}^d evozierte) Erklärungsfaktoren unterscheidet und dass diese additiv mit x_{t-1}^d verknüpft sind, gilt $\Delta p = c + a x_{t-1}^d$ mit $d > 0$. In Grossekkettler (2009, i. E.) wird gezeigt, dass $c \neq 0$ verzerrend auf die Funktion des Reglers wirkt. In $x_t^d = d + b p_t$ muss $d > 0$ sein, damit sich ein Gleichgewicht ($x^d = 0$) bei einem positiven Preis einstellen kann.

¹⁹ Vgl. Enders (2004), S. 181-185.

Δy_t beschreibt die Veränderung von y zwischen zwei Perioden. In den Gleichungen 23-25 ist die Veränderung von y abhängig vom Zeitpunkt y_{t-1} , also der jeweiligen Vorperiode. Der Schätzparameter γ ist hierbei von besonderem Interesse, denn wenn $\gamma = 0$ ist, beinhaltet die Zeitreihe eine Einheitswurzel (sie ist nicht stationär). Dickey und Fuller (1979) zeigten hierbei, dass die kritischen Werte für $\gamma = 0$ abhängig sind von der Art des regressiven Zusammenhangs und von der Größe der Stichprobe. Es wird hierbei keine kritische Menge an Zeitpunkten vorgegeben, die statistische Standardsoftware Eviews empfiehlt jedoch mindestens 15 besser 20 Zeitpunkte für eine Analyse. Dickey und Fuller (1979) führten eine Verteilung ein, die mit ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3 als sinnvolle Verteilung für die Gleichung 7-9 erachtet wird. Der Vorteil gegenüber einer Normalverteilung wurde empirisch nachgewiesen. Die Verteilungen ϕ_1, ϕ_2, ϕ_3 sind im Grunde gewöhnlichen F-Tests nachempfunden:

$$\phi_i = [RSS(\text{restringiert}) - RSS(\text{unrestringiert})]r / RSS(\text{unrestringiert})(T-k) \quad (26)$$

mit RSS = Residuenquadrate, r = Anzahl der Restriktionen, T = Anzahl der Beobachtungen, k = Anzahl der Schätzparameter, $T-k$ = Freiheitsgrade.

2.3.2 Alternative Tests auf Stationarität

Phillips und Perron (1988) schlagen einen alternativen (nicht-parametrischen) Ansatz zum Testen von „Nicht-Stationarität“ vor. Der PP-Ansatz schätzt hierbei die Dickey-Fuller Gleichungen und modifiziert das Verhältnis der Koeffizienten so, dass eine mögliche Autokorrelation des Fehlerterms berücksichtigt wird.²⁰ Die asymptotische Verteilung der Teststatistik ist beim PP-Test identisch zur ADF-Statistik. Der PP-Test lässt, genau wie der ADF-Test, drei Wahlmöglichkeiten zur Durchführung des Tests zu. Es kann mit Achsenabschnitt, ohne Achsenabschnitt (Nullstationarität) und unter Einbeziehung eines deterministischen Trends auf Stationarität getestet werden.

Für Modelle mit korreliertem Störterm lehnt der PP-Test die Nullhypothese im Gegensatz zum ADF-Test nicht mehr ab, d.h. eine Zeitreihe wird als nicht stationär bewertet. Wie im nächsten Abschnitt gezeigt werden wird, ist der PP-Test damit nicht mehr brauchbar, da es eine ökonomische Fundierung für gerade eine solche Autokorrelation gibt, die das Kriterium „Stationarität“ im KMD nicht negativ beeinflussen sollte. Für Modelle mit unabhängigem und gleich-verteiltem Fehlerterm ist der PP-Test aber mindestens gleichwertig zum ADF-Test. Für negative Autokorrelation des Störterms ist der PP-Test nicht zu empfehlen.²¹

Für die Überprüfung der Stationarität im Rahmen einer KMD-Analyse stellt sich weiterhin die Fragen:

²⁰ Vgl. Phillips (1988), S. 335.

²¹ Vgl. ebenda, S. 345.

Wie ist die Nullstationarität im Vergleich zu einem Erwartungswerttest $E(x^d) = 0$ zu bewerten?

In Tabelle 6 wird der ADF-Test mit den Ergebnissen eines Erwartungswerttests mit der Nullhypothese „Der Erwartungswert des Prozesses ist Null“ verglichen. Ausgehend von einem nullstationären Prozess wird bei $x10_t^d, \dots, x17_t^d$ ein immer größerer Erwartungswert erzeugt.

	ADF (intercept)	ADF (no intercept)	$\overline{x^d}$	$E(x^d) = 0$
$x10_t^d \sim N(0,1)$	0,0000	0,0000	0,0638	P > 0,1
$x11_t^d \sim N(0,25,1)$	0,0000	0,0000	0,3090	P < 0,05
$x12_t^d \sim N(0,5,1)$	0,0000	0,0000	0,4782	P < 0,01
$x13_t^d \sim N(0,75,1)$	0,0000	0,0000	0,7230	P < 0,001
$x14_t^d \sim N(1,1)$	0,0000	0,0024	0,9411	P < 0,001
$x15_t^d \sim N(1,25,1)$	0,0000	0,3164	1,4325	P < 0,001
$x16_t^d \sim N(1,5,1)$	0,0000	0,3687	1,5068	P < 0,001
$x17_t^d \sim N(1000,1000)$	0,0000	0,0408	747,9973	P < 0,001

Tabelle 6: Unterschiede von Erwartungswert- und Nullstationaritätstest bei Verschiebung einer stationären Zeitreihe. Graue Flächen kennzeichnen einen nicht stationären Prozess bzw. eine Ablehnung der Nullhypothese eines Erwartungswertes von Null zum 5% Level.

Der ADF-Test (mit Achsenabschnitt) testet erwartungsgemäß alle Prozesse als stationär. Beim Test auf Nullstationarität mittels ADF werden $x15_t^d$ und $x16_t^d$ als „nicht mehr stationär zum Nullniveau“ eingestuft. Der Erwartungswerttest lehnt bereits $x11_t^d$ (zum 5% Niveau) bzw. bei $x12_t^d$ (zum 1% Niveau) einen Erwartungswert von Null ab. Die Ergebnisse aus Tabelle 6 zeigen, dass der ADF-Test auf Nullstationarität einen deutlich größeren Spielraum beim Erwartungswert zulässt als ein Test auf $E(x^d) = 0$. Dieses wird insbesondere bei $x17_t^d$ deutlich; hier wird der Achsenabschnitt von 1000 durch eine Standardabweichung von 1000 kompensiert. Der Test auf Nullstationarität verwirft die Nullhypothese zum 5% Niveau, d.h. der Prozess (siehe auch Abbildung 13) wurde als Null-Stationär eingestuft (obwohl ein Erwartungswert von 1000 vorliegt). Die Toleranzschwelle des ADF-Tests (ohne Achsenabschnitt) entspricht also in etwa der Standardabweichung des Prozesses.

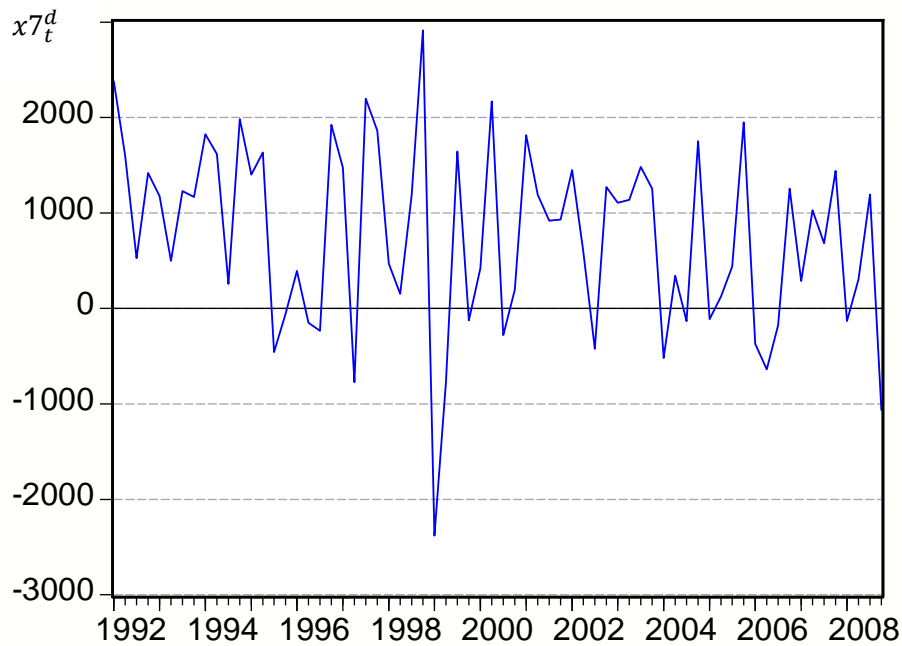


Abbildung 13: Simulation eines Marktprozesses mit einem Erwartungswert und einer Standardabweichung von $\sigma=1000$.

Um zu veranschaulichen wann ein Prozess als nicht mehr Nullstationär eingestuft wird, ist in Abbildung 14 dargestellt, wie sich der p-Wert bei Variation des Erwartungswertes eines stationären Prozesses verändert. Hierzu wurden große Stichproben mit jeweils 21550 Beobachtungen erzeugt, deren Erwartungswert sukzessive um eine Einheit erhöht wurde. Die Standardabweichung wurde konstant bei 50 belassen. So entspricht der p-Wert bei einem Erwartungswert von 50 etwa 0,0025, d.h. zu einem 0,1% Level würde die Hypothese eines nicht null-stationären Prozesses verworfen. In einer empirischen Studie würde man diese Hypothese sicherlich nicht verwerfen; es handelt sich aber um eine simulierte Stichprobe und es lässt sich erkennen, dass bereits bei einem Erwartungswert in Höhe der Standardabweichung ein ansteigender p-Wert zu verzeichnen ist. Man könnte auch sagen, ein über die Standardabweichung steigender Erwartungswert erhöht die Unsicherheit der Nullstationarität.

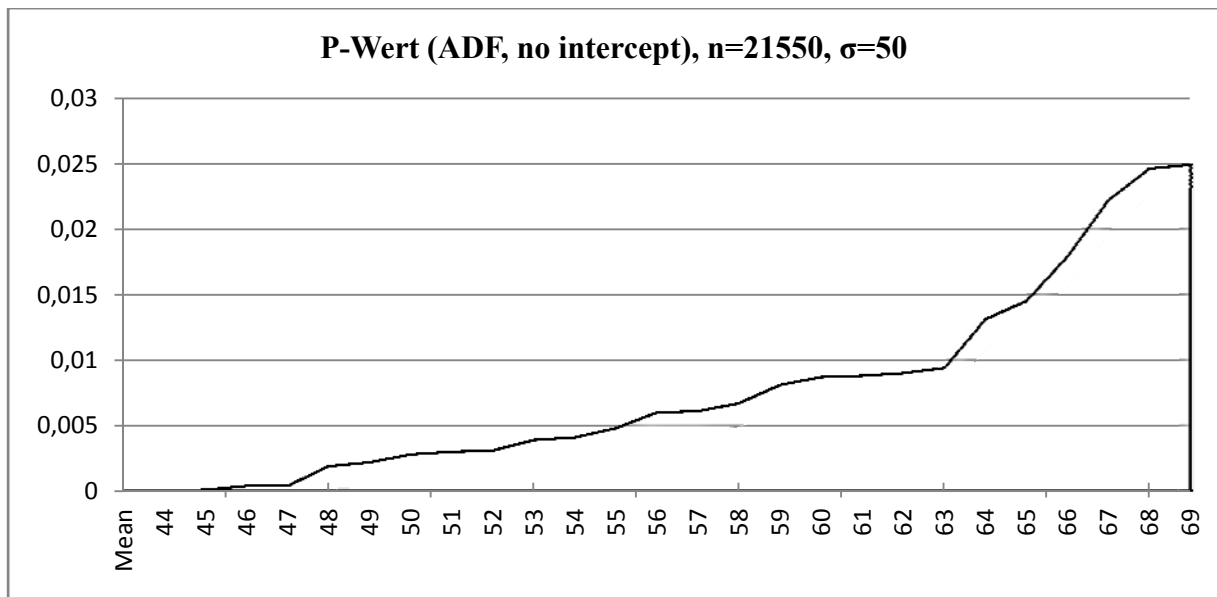


Abbildung 14: Veränderung des P-Wertes beim ADF-Test auf Nullstationarität.

Aus Abbildung 14 wird deutlich, dass für das Kriterium „Null-Stationarität“ ein relativ großer Spielraum beim Erwartungswert besteht. Je nach Stichprobe und gewähltem Signifikanzniveau wird die Nullstationarität bei einem Erwartungswert, der größer ist als die Standardabweichung, verworfen. Wie in Tabelle 6 deutlich wurde, ist der Erwartungswerttest ein sehr viel schärferes Kriterium. Da im Rahmen von Marktprozessverläufen vielfältige und normalerweise nicht normalverteilte Gleichgewichtsstörungen wirksam werden – das sind alle Störungen die zur Verschiebung von Nachfrage- und/oder Kostenkurven führen –, hat ein sehr strenges Funktionskriterium zur Folge, dass viele Prozesse als gestört bezeichnet werden, was nicht der insgesamt ja guten Erfahrung mit der Koordinationsleistung von Marktprozessen entspricht. Das Erwartungswertkriterium ist für Marktprozesse somit ungeeignet. Im Rahmen einer KMD-Analyse soll also zunächst ein Nullstationaritätstest angewendet werden. Wenn dieser eine Stationarität ablehnt folgt ein Stationaritätstest mit Achsenabschnitt. Ergibt sich ein signifikanter Achsenabschnitt, muss eine Erklärung hierfür gesucht werden (dies könnte z.B. an einem invaliden Indikator liegen, der einen konstanten Messfehler im Vergleich zu einem Idealindikator erzeugt). Wird auch hier Stationarität verworfen, spricht dieses für eine Funktionsstörung des Marktes, die weiter überprüft werden muss.

Beispiel

Im Folgenden werden beispielhaft die Differenzmengen der Elektrotechnischen Industrie und des deutschen Zementmarkts für die jeweiligen durch Strukturbruchtests getrennten Abschnitte durchgeführt.

In

Tabelle 7 wurde der ADF-Test mit und ohne Achsenabschnitt angewandt. Die Nullhypothese der „Nicht-Stationarität“ konnte nicht immer abgelehnt werden.

Differenzmengen		ADF (intercept)	ADF (no intercept)
Industrie	Phase		
Elektro- technische Industrie	1) 1965(1)-1974(2)	0,033	0,0531
	2) 1974(3)-1983(1)	0,3181	0,1246
	3) 1983(2)-1991(3)	0,3440	0,0821
	4) 1991(4)-2007(2)	0,0314	0,2246
Zement- markt	1) 1983(2)-1988(4)	0,3484	0,3228
	2) 1989(1)-1995(3)	0,1413	0,1510
	3) 1995(4)-2000(2)	0,1575	0,0191
	4) 2000(3)-2003(1)	n/a	n/a

Tabelle 7: Vergleich der Ergebnisse der Stationaritätstests bei der Elektrotechnischen Industrie und auf dem Zementmarkt, Quartale in Klammern.

Die Differenzmenge der Elektrotechnischen Industrie ist in Phase I und III nullstationär (weiße Kästen) und in Phase IV zumindest stationär zu einem Achsenabschnitt. Wie auch in Abbildung 11 ersichtlich, liegt in Phase IV eine dauerhafte Überangebotssituation vor. Der Zementmarkt ist lediglich in Phase III nullstationär, in den anderen Phasen nicht-stationär. Wie aus Abbildung 12 ersichtlich, schwankt die Differenzmenge in der dritten Phase um die Nullachse. Wie dieses inhaltlich erklärt werden kann, muss noch genauer analysiert werden.

2.4 Reaktionsgeschwindigkeiten

2.4.1 Kreuzkorrelation

In der Signalanalyse wird die Kreuzkorrelationsfunktion zur Beschreibung der Korrelation zweier Signale bei unterschiedlichen Zeitverschiebungen zwischen den beiden Signalen eingesetzt.²² Das Maximum (bei positiver Korrelation) beschreibt die zeitverzögerte Reaktion. Damit lässt sich die

²² Vgl. z.B. Randall (1987).

Reaktionsgeschwindigkeit einer Größe auf eine andere bestimmen. Die Korrelationen, insbesondere im signifikanten Bereich geben weiterhin Auskunft über die Stärke des Reaktionszusammenhangs.²³

Die Kreuzkorrelationsfunktion (ACF) könnte somit ein geeignetes Mittel sein, eine Reaktion von x_t^d auf Δp zu veranschaulichen, denn nach Annahme der Regelkreisdarstellung des KMD-Konzepts sollte eine unausgeglichene Differenzmenge eine Preisveränderung verursachen. Steigt beispielsweise die Differenzmenge über Null an, sollte aufgrund der Übernachfrage auch der Preis steigen; sinkt die Differenzmenge wieder, sollte der Preis sinken. Es wird also bei einem funktionierenden Markt eine positive Korrelation unterstellt. Hierbei soll bestimmt werden, wie viele Perioden eine verzögerte Reaktion dauert und wie stark diese ist. Das abgeleitete Kreuzkorrelogramm ist in *statistischer Standardsoftware* implementiert und lässt sich schnell handhaben und gut interpretieren. Formal lässt sich dieses ausdrücken über:

$$acf_l = \sum_i x d_i \cdot \Delta p_{i+l} \quad (27)$$

bzw.

$$acf_l = \frac{Cov(xd, \Delta p_l)}{\sigma_{xd} \cdot \sigma_{\Delta p_l}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=0}^n (x d_i - \bar{x d})(\Delta p_{i+l} - \overline{\Delta p_l})}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x d_i - \bar{x d})^2}{n} \cdot \frac{\sum_{i=l}^{n+l} (\Delta p_i - \overline{\Delta p_l})^2}{n}}} \quad (28)$$

wobei der Wert Kreuzkorrelation an der Stelle des Lags l durch die Summe des Produktes der Differenzmenge x_t^d mit dem Preis über alle Zeitpunkte i gegeben ist.

Die Kreuzkorrelationsfunktion kann hierbei auch eine sich im Zeitablauf ändernde Reaktionsgeschwindigkeit darstellen. Durch Bestimmung mehrerer Maxima/Minima lässt sich erkennen, ob es in der Stichprobe mehrere von einander unabhängige und signifikante Reaktionsgeschwindigkeiten gibt.

Monte-Carlo Simulation:

1. Zunächst werden 10.000 Werte für die Differenzmenge x_t^d und einen Preisänderungsindex Δp simuliert. Die Werte schwanken hierbei zufällig um einen fixen Wert und sind zunächst unabhängig.

²³ Vgl. Johnson (2003).

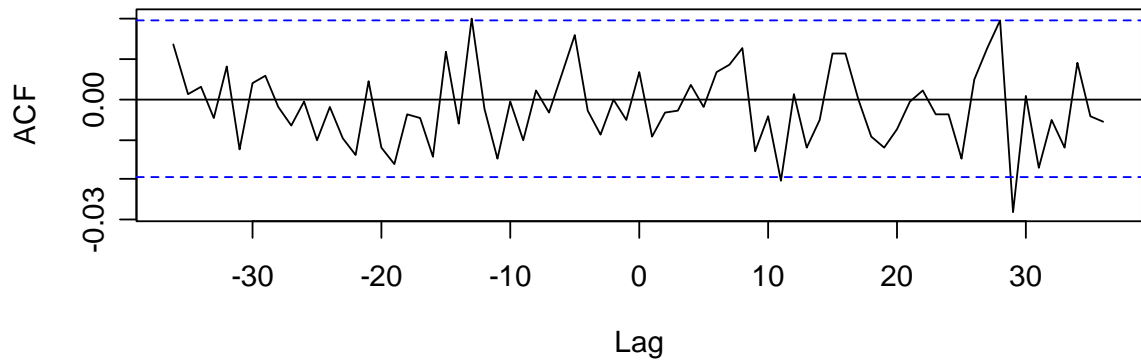


Abbildung 15: Kreuzkorrelationsfunktion von x^d und Preisänderung.

2. Im Folgenden wird eine Reaktion von x_t^d auf Δp nach fünf Perioden eingefügt. Es lässt sich in Abbildung 16 das Maximum der Kreuzkorrelationsfunktion bei fünf Perioden Verzögerung (Lags) erkennen.

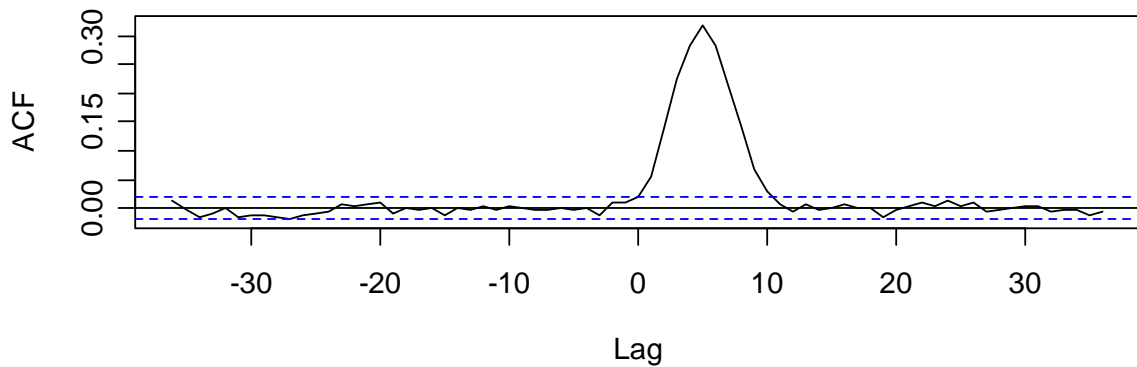


Abbildung 16: Kreuzkorrelationsfunktion mit Maximum bei 5 Perioden Verzögerung.

3. Jetzt wird eine weitere Reaktion zu einem späteren Zeitpunkt hinzugefügt. Die Reaktion wird so eingestellt, dass Δp genau nach 20 Perioden auf x_t^d reagiert. Die Reaktion aus Schritt 2 bleibt zusätzlich erhalten.

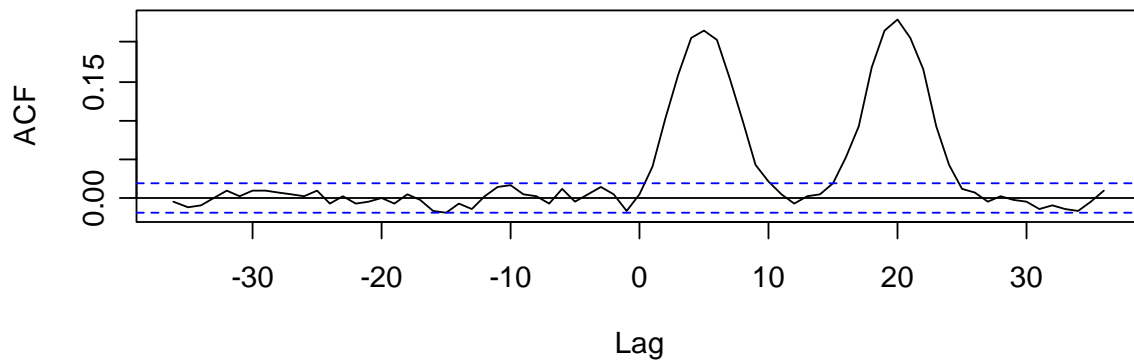


Abbildung 17: Die Kreuzkorrelationsfunktion bei zwei Reaktionsgeschwindigkeiten.

Die Simulation bestätigt die Behauptung, dass sich die Kreuzkorrelationsfunktion auch für den Nachweis mehrerer Reaktionsgeschwindigkeiten in einer Zeitreihe eignet. Voraussetzung ist hierfür eine ausreichende Datenanzahl und eine signifikante Korrelation bei Verschiebung einer Zeitreihe. Ob sich dieses bestätigt, wird nachfolgend an Beispielen illustriert.

Beispiel

Aus Abbildung 18 wird deutlich, dass es in der Elektrotechnischen Industrie eine signifikante Korrelation von Δp und x_t^d gibt. Im Diagramm bezeichnen die senkrechten Striche jeweils ein Quartal Verzögerung (Lag). Die gestrichelte waagerechte Linie kennzeichnet die Grenze des Signifikanzniveaus, das 95-Prozent Konfidenzintervall ist dabei durch $\pm \frac{1,96}{\sqrt{T}}$ gegeben. Alles oberhalb der oberen Linie und unterhalb der unteren Linie ist als signifikante Korrelation zu bewerten. Die Autokorrelationsfunktion (ACF) gibt die Stärke der Korrelation bei Verschiebung von x_t^d an. Aus dem Diagramm wird ersichtlich, dass es bereits nach zwei Quartalen zu einer Preisreaktion bei einer veränderten Differenzmenge kommt. Das Maximum liegt bei drei Quartalen Verzögerung und einer Korrelation von über 0,3, d.h. steigt die Differenzmenge um 1%, erhöht sich der Preis nach drei Quartalen um 0,3%.

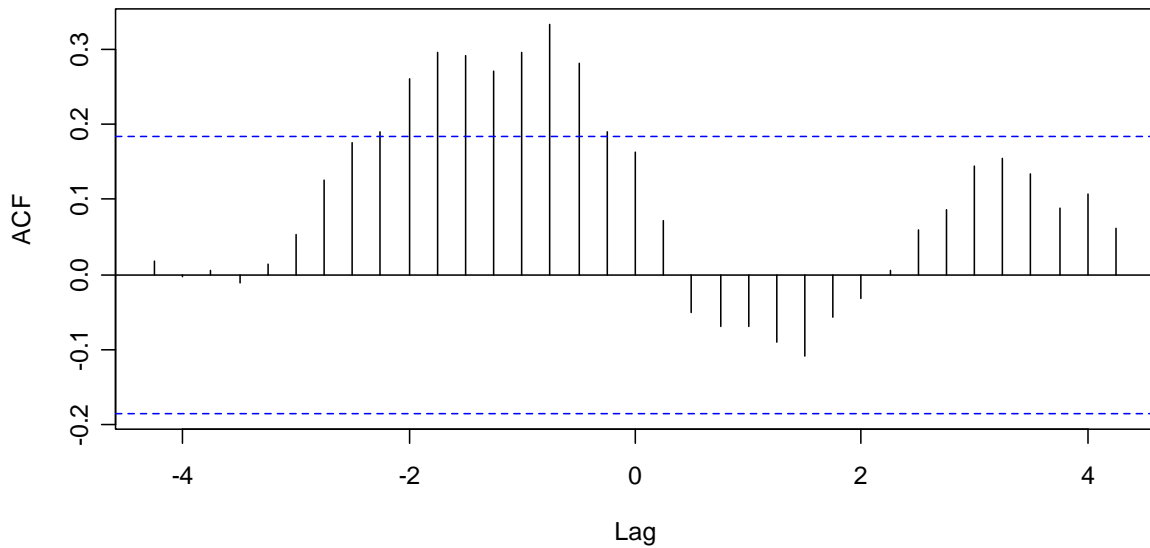


Abbildung 18: Die Kreuzkorrelationsfunktion von Δp und x_t^d bei der Elektrotechnischen Industrie (1965-2007).

Zudem lässt sich aus Abbildung 18 erkennen, dass es auch signifikante Reaktionen des Preises nach vier bis acht Quartalen gibt. An dieser Stelle muss darauf verwiesen werden, dass aus dem Diagramm nicht ersichtlich wird, ob es im Zeitablauf zu einer veränderten Reaktionsgeschwindigkeit kam. Es kann zunächst nur vermutet werden, dass es in weiter Vergangenheit zu einer langsameren Reaktion kam, die heute innerhalb von zwei bis drei Quartalen erfolgt. Um diesen Effekt zu separieren, müsste eine Betrachtung der Kreuzkorrelation in den einzelnen Phasen erfolgen.

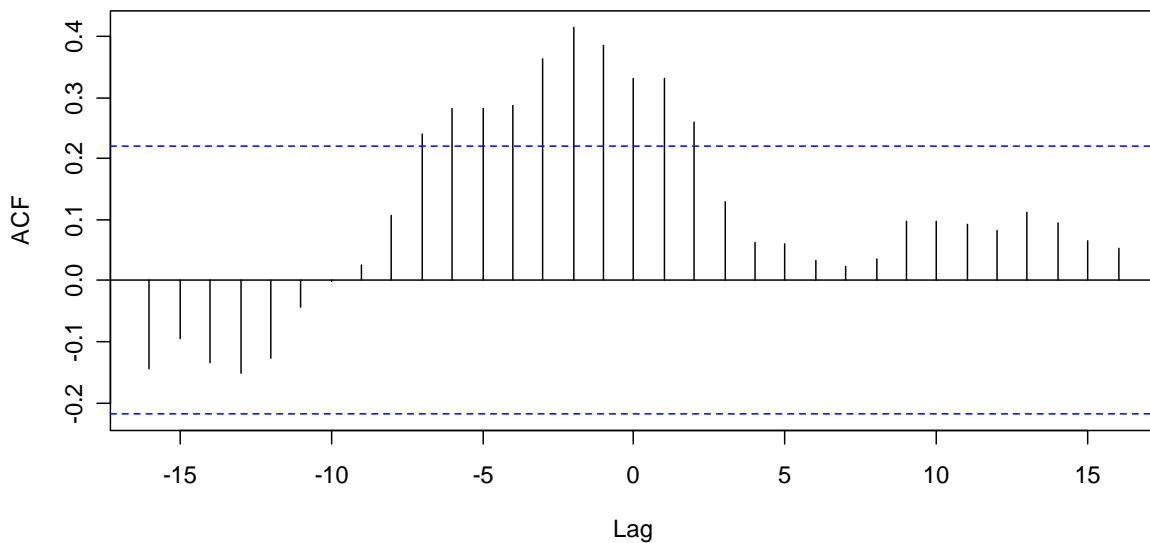


Abbildung 19: Die Kreuzkorrelationsfunktion von Δp und x_t^d beim Zementmarkt (1983-2003).

Aus Abbildung 19 lässt sich ein ähnliches Reaktionsmuster für den Zementmarkt erkennen. Aus dem Diagramm wird ersichtlich, dass es bereits nach zwei Quartalen zur maximalen Preisreaktion bei einer veränderten Differenzmenge kommt. Die Korrelation liegt mit 0,4 sogar etwas höher als bei der Elektrotechnischen Industrie. Das Muster der Kreuzkorrelation lässt zudem noch gut erkennen, dass nicht alle Preisreaktionen zwei Quartale später erfolgen, hier liegen lediglich die meisten Preisänderungen.

2.4.2 Der Distributed Lag Ansatz

In diesem Abschnitt soll kurz ein Test vorgestellt werden, der den Zusammenhang zwischen Preisänderung Δp_t und verzögerter Differenzmenge $x_{t-\tau}^d$ schätzt und damit einige gute Ergänzung zur Kreuzkorrelationsfunktion darstellt. Hierzu wird zunächst ein einfaches *distributed lag model* eingeführt:

$$\Delta p_t = \alpha + \beta_0 x_{t-\tau}^d + \beta_1 x_{t-\tau-1}^d + \beta_2 x_{t-\tau-2}^d + \dots + \beta_i x_{t-\tau-i}^d + u \quad (29)$$

Aus dieser Gleichung lässt sich der Einfluss von der exogenen Variable $x_{t-\tau}^d$ über β_i schätzen. Der Einfluss kann als i -ter Reaktionskoeffizient einer Preisänderung nach einer Übernachfrage oder eines Überangebots interpretiert werden. Im Folgenden wird angenommen, dass

$$\beta^* = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_i \quad (30)$$

und $\lim_{i \rightarrow \infty} \beta_i = 0$ und $\sum_{i=0}^{\infty} \beta_i = \beta < \infty$ ist. Dies geht einher mit der ökonomischen Theorie und bedeutet, dass ein verändertes x_t^d auf einem funktionsfähigen Markt zu einer Preisreaktion Δp_t führt. Wenn die Differenzmenge jedes Zeitpunkts x_{t+i}^d einen Einfluss auf die Preisänderung hat, dann gibt β^* den Langzeiteffekt bzw. Gesamteffekt an. Das bedeutet auch, dass ein um Eins gestiegender x_t^d Wert zu einer Preisänderung Δp_t in Höhe von β_0 , bei x_{t+1}^d von β_1 usw. führt. Der Gesamteffekt wird mit β^* erfasst. Die Koeffizienten β_i werden *delay-i multiplier* genannt. Dieser Zusammenhang wird mittels linearer Regression geschätzt.

Beispiel

Die Kreuzkorrelationsfunktion hat uns bereits einen guten Eindruck über den zeitlich verzögerten Zusammenhang der Preisänderung und Differenzmenge der gegeben. Nehmen wir einmal an, wir hätten noch keine Erkenntnisse über diesen Zusammenhang und uns steht nur eine ökonomische Vermutung zur Verfügung, nach der angenommen wird, dass es spätestens nach zwei Jahren Verzögerung zu einer vollständigen Absorption einer veränderten Differenzmenge kommt. Weiterhin nehmen wir an, dass sich der Zusammenhang als lineares Modell schätzen lässt. Bei der Elektrotechnischen Industrie wird also zunächst ein einfaches Regressionsmodell mit Lag (vier Quartale) geschätzt:

$$\Delta p_t = \alpha + \beta_0 x_{t-4}^d + \beta_1 x_{t-3}^d + \beta_2 x_{t-2}^d + \beta_3 x_{t-1}^d + \beta_4 x_t^d + u \quad (31)$$

In Tabelle 8 sind die Ergebnisse dieser Regression ausgegeben. Auffällig ist, dass alle p-Werte der $\hat{\beta}^*$ bis auf $\hat{\beta}_3$ größer als 0,1 und damit nicht signifikant sind. Der Erklärungsgehalt ist mit einem $R^2 = 0,15$ ebenfalls gering. Dennoch lässt sich unter Umständen eine vorsichtige Interpretation machen. Offenbar wirkt sich eine Veränderung der Differenzmenge um 1% etwa drei Quartale später als positive Änderung der Preisänderung um 0,02% aus.

Dependent Variable: DP

Method: Least Squares

Included observations: 110 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.145772	0.082574	-1.765355	0.0804
XD	-0.001670	0.010295	-0.162171	0.8715
XD(-1)	-0.013773	0.013670	-1.007538	0.3160
XD(-2)	0.008794	0.013805	0.637031	0.5255
XD(-3)	0.024354	0.013793	1.765633	0.0804
XD(-4)	-0.001461	0.010367	-0.140885	0.8882
R-squared	0.148233	Mean dependent var		-0.274545
Adjusted R-squared	0.107283	S.D. dependent var		0.781722
S.E. of regression	0.738600	Akaike info criterion		2.284881
Sum squared resid	56.73511	Schwarz criterion		2.432180
Log likelihood	-119.6684	F-statistic		3.619828
Durbin-Watson stat	1.182475	Prob(F-statistic)		0.004650

Tabelle 8: Eviews-Output bei Schätzung eines linearen Zusammenhangs zwischen Preisänderung und Differenzmenge bei der Elektrotechnischen Industrie (1979-2007).

Die Erkenntnisse aus Tabelle 8 decken sich mit vorherigen Überlegungen und mit den Ergebnissen des Kreuzkorrelationstests. Allerdings sei darauf hingewiesen, dass aus Abbildung 18 weitere Verzögerungen eine signifikante Korrelation aufwiesen. Ein mögliches Vorgehen beim Schätzen eines allgemeinen Modells kann die *backward selection* sein, bei der sukzessive nicht signifikante Variablen entfernt werden. Dieses Vorgehen führt zu den Ergebnissen in Tabelle 9.

Dependent Variable: DP

Method: Least Squares

Included observations: 111 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XD(-3)	0.023687	0.004452	5.321061	0.0000
R-squared	0.097647	Mean dependent var		-0.296396
Adjusted R-squared	0.097647	S.D. dependent var		0.811500
S.E. of regression	0.770862	Akaike info criterion		2.326355
Sum squared resid	65.36519	Schwarz criterion		2.350765
Log likelihood	-128.1127	Durbin-Watson stat		1.079690

Tabelle 9: Eviews-Output II bei Schätzung eines linearen Zusammenhangs zwischen Preisänderung und Differenzmenge bei der Elektrotechnischen Industrie (1979-2007).

Damit ergibt sich ein geschätztes Modell mit

$$\Delta p_t = 0,0237 \cdot xd_{t-3} + \hat{u}_t. \quad (32)$$

Auf dem Zementmarkt wird ebenfalls ein Modell mit bis zu vier Quartalen Verzögerung geschätzt. Die Ergebnisse dieser Schätzung auf dem Zementmarkt sind in Tabelle 10 dargestellt. Die Ergebnisse sind allerdings nicht sehr zufrieden stellend. Keiner der Koeffizienten ist zum 0,1 Niveau signifikant. Allerdings können wir bei $\hat{\beta}_2$ noch den geringsten P-Wert mit 0,2 feststellen. Aus dem Kreuzkorrelationstest (siehe Abbildung 19) wissen wir, dass die maximale Reaktion einer Differenzmengenänderung auf den Preis tatsächlich nach zwei Quartalen erfolgt.

Dependent Variable: DP

Method: Least Squares

Included observations: 77 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.230964	0.140875	1.639496	0.1055
XD	-0.004893	0.018849	-0.259587	0.7959
XD(-1)	0.002972	0.026733	0.111163	0.9118
XD(-2)	0.034330	0.027000	1.271472	0.2077
XD(-3)	0.013351	0.026144	0.510678	0.6112
XD(-4)	-0.015837	0.019146	-0.827177	0.4109
R-squared	0.194036	Mean dependent var		0.068398
Adjusted R-squared	0.137278	S.D. dependent var		1.254348
S.E. of regression	1.165074	Akaike info criterion		3.218165
Sum squared resid	96.37519	Schwarz criterion		3.400799
Log likelihood	-117.8993	F-statistic		3.418654
Durbin-Watson stat	1.000285	Prob(F-statistic)		0.007980

Tabelle 10: Eviews-Output bei Schätzung eines linearen Zusammenhangs zwischen Preisänderung und Differenzmenge auf dem Zementmarkt (1983-2003).

Dennoch empfiehlt es sich auch hier, die am schwächsten signifikanten Koeffizienten zu entfernen. Folgt man diesem Vorgehen, verbleibt lediglich $\hat{\beta}_2$. Grundsätzlich ist es natürlich auch denkbar, dass mehrere Schätzer signifikant sind. Dann hätten im linearen Modell mehrere Perioden einen Einfluss auf die Preisänderung. Die Ergebnisse des vereinfachten Modells sind in Tabelle 11 dargestellt.

Dependent Variable: DP

Method: Least Squares

Included observations: 79 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
XD(-2)	0.027349	0.007402	3.694626	0.0004

R-squared	0.146599	Mean dependent var	0.064557
Adjusted R-squared	0.146599	S.D. dependent var	1.239041
S.E. of regression	1.144623	Akaike info criterion	3.120605
Sum squared resid	102.1926	Schwarz criterion	3.150598
Log likelihood	-122.2639	Durbin-Watson stat	0.983594

Tabelle 11: Eviews-Output II bei Schätzung eines linearen Zusammenhangs zwischen Preisänderung und Differenzmenge auf dem Zementmarkt (1983-2003).

3. Fazit

Das Koordinationsmängel-Diagnosekonzept gestattet eine empirische Untersuchung von realen Märkten auf Funktionsfähigkeit. In diesem Beitrag wurden auf der Basis der Ökonometrie einige Methoden vorgestellt, mit denen sich Marktprozesse sinnvoll auf ihre Funktionsfähigkeit überprüfen lassen. Es wurde gezeigt, dass bei der Betrachtung eines Zeitreihen-Prozesses zunächst eine deskriptive Analyse erforderlich ist. Anschließend sollte auf dieser Grundlage ein Strukturbruchtest vorgenommen werden. Diese Teilperioden können im Rahmen der weiteren Analyse auf Stationarität untersucht werden. Hierbei wurde die Annahme getroffen, dass eine Differenzmenge aus Nachfrage und Angebot kybernetisch stabil ist, wenn sie erwartungswertstationär ist. Optimal ist ein konstanter Erwartungswert von Null. Ein Stationaritätstest eignet sich gut für die Untersuchung kybernetischer Stabilität. Desweiteren sollte der Reaktionszusammenhang zwischen Stell- (Δp) und Regelgröße (x^d) mittels Kreuzkorrelationsfunktion und *distributed lag* Modell sowie Schätzungen der Reaktionsparameter a und b überprüft werden. So kann überprüft werden, ob die notwendige Bedingung $a \cdot b < 0$ und damit die negative Rückkopplung eingehalten ist. Es wird zudem bestimmt, wie viele Perioden die Reaktion auf einen exogenen Schock dauert. Die beispielhafte Anwendung bei der Elektrotechnischen Industrie und am Beispiel des Zementmarkts haben gezeigt, dass die Ergebnisse sehr stark von der Anzahl der Beobachtungszeitpunkte und von der Datenqualität²⁴ abhängen, dass sich insgesamt aber doch ein kohärentes Bild ergibt. Die Zeitreihen und die Tests verdeutlichen, dass die meisten Beobachtungspunkte – anders als in herkömmlichen Analysen unterstellt – Ungleichgewichtspunkte sind, dass aber eine Attraktionskraft der Gleichgewichtswerte $x^N - x^A = 0$ (d.h. der Nulllinie) und somit eine kybernetische Stabilität besteht.

²⁴ Vgl. Blanckenburg (2007b), S. 203.

Anhang 1: Durbin-Watson Statistik

T	K = 1		K = 2		K = 3		K = 4		K = 5	
	$d^+_{0,05}$	$d^-_{0,05}$	$d^+_{0,05}$	$d^-_{0,05}$	$d^+_{0,05}$	$d^-_{0,05}$	$d^+_{0,05}$	$d^-_{0,05}$	$d^+_{0,05}$	$d^-_{0,05}$
10	0.88	1.32	0.70	1.64	0.52	2.02	0.38	2.41	0.24	2.82
15	1.08	1.36	0.95	1.54	0.82	1.75	0.69	1.97	0.56	2.21
16	1.10	1.37	0.98	1.54	0.86	1.73	0.74	1.93	0.62	2.15
17	1.13	1.38	1.02	1.54	0.90	1.71	0.78	1.90	0.67	2.10
18	1.16	1.39	1.05	1.53	0.93	1.69	0.82	1.87	0.71	2.06
19	1.18	1.40	1.08	1.53	0.97	1.68	0.86	1.85	0.75	2.02
20	1.20	1.41	1.10	1.54	1.00	1.68	0.90	1.83	0.79	1.99
21	1.22	1.42	1.13	1.54	1.03	1.67	0.93	1.81	0.83	1.96
22	1.24	1.43	1.15	1.54	1.05	1.66	0.96	1.80	0.86	1.94
23	1.26	1.44	1.17	1.54	1.08	1.66	0.99	1.79	0.90	1.92
24	1.27	1.45	1.19	1.55	1.10	1.66	1.01	1.78	0.93	1.90
25	1.29	1.45	1.21	1.55	1.12	1.66	1.04	1.77	0.95	1.89
26	1.30	1.46	1.22	1.55	1.14	1.65	1.06	1.76	0.98	1.88
27	1.32	1.47	1.24	1.56	1.16	1.65	1.08	1.76	1.01	1.86
28	1.33	1.48	1.26	1.56	1.18	1.65	1.10	1.75	1.03	1.85
29	1.34	1.48	1.27	1.56	1.20	1.65	1.12	1.74	1.05	1.84
30	1.35	1.49	1.28	1.57	1.21	1.65	1.14	1.74	1.07	1.83
31	1.36	1.50	1.30	1.57	1.23	1.65	1.16	1.74	1.09	1.83
32	1.37	1.50	1.31	1.57	1.24	1.65	1.18	1.73	1.11	1.82
33	1.38	1.51	1.32	1.58	1.26	1.65	1.19	1.73	1.13	1.81
34	1.39	1.51	1.33	1.58	1.27	1.65	1.21	1.73	1.15	1.81
35	1.40	1.52	1.34	1.53	1.28	1.65	1.22	1.73	1.16	1.80
36	1.41	1.52	1.35	1.59	1.29	1.65	1.24	1.73	1.18	1.80
37	1.42	1.53	1.36	1.59	1.31	1.66	1.25	1.72	1.19	1.80
38	1.43	1.54	1.37	1.59	1.32	1.66	1.26	1.72	1.21	1.79
39	1.43	1.54	1.38	1.60	1.33	1.66	1.27	1.72	1.22	1.79
40	1.44	1.54	1.39	1.60	1.34	1.66	1.29	1.72	1.23	1.79
45	1.48	1.57	1.43	1.62	1.38	1.67	1.34	1.72	1.29	1.78
50	1.50	1.59	1.46	1.63	1.42	1.67	1.38	1.72	1.34	1.77
55	1.53	1.60	1.49	1.64	1.45	1.68	1.41	1.72	1.38	1.77
60	1.55	1.62	1.51	1.65	1.48	1.69	1.44	1.73	1.41	1.77
65	1.57	1.63	1.54	1.66	1.50	1.70	1.47	1.73	1.44	1.77
70	1.58	1.64	1.55	1.67	1.52	1.70	1.49	1.74	1.46	1.77
75	1.60	1.65	1.57	1.68	1.54	1.71	1.51	1.74	1.49	1.77
80	1.61	1.66	1.59	1.69	1.56	1.72	1.53	1.74	1.51	1.77
85	1.62	1.67	1.60	1.70	1.57	1.72	1.55	1.75	1.52	1.77
90	1.63	1.68	1.61	1.70	1.59	1.73	1.57	1.75	1.54	1.78
95	1.64	1.69	1.62	1.71	1.60	1.73	1.58	1.75	1.56	1.78
100	1.65	1.69	1.63	1.72	1.61	1.74	1.59	1.76	1.57	1.78

Literaturverzeichnis

Auer, L. v. (2003) Ökonometrie, 2. Aufl., Berlin.

Akaike H. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle [Book Section] // Proceeding of the Second International Symposium on Information Theory / ed. Petrov B. N.. - Budapest : [s.n.], 1973.

Andrews D. W. K. Tests for parameter instability and structural change with unknown change point [Article] // *Econometrica*. - 1993. - Vol. 61. - pp. 821-856.

Bai J. and Perron, P. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models [Article] // *Journal of Applied Econometrics*. - 2003. - Vol. 18. - pp. 1-22.

Bai J. Estimating Multiple Breaks One at a Time [Article] // *Economic Theory*. - 1997a. - Vol. 13. - pp. 315-352.

Bai J. Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models [Article] // *Review of Economics and Statistics*. - 1997b. - Vol. 79. - pp. 551-563.

Bai J. Least Squares Estimation of a Shift in Linear Processes [Article] // *Journal of Time Series Analysis*. - 1994. - Vol. 15. - pp. 453-472.

Bai J. und Perron, P. Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes [Article] // *Econometrica*. - 1998. - Vol. 66. - pp. 47-78.

Bai J. und Perron, P. Estimating and Testing Linear Models With Multiple Structural Changes [Article] // *Econometrica*. - 1998. - Vol. 66. - pp. 551-563.

Bera A. K., Jarque, C. M. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals [Article]. - *Economic Letters* : [s.n.], 1980. - 3 : Vol. 6. - pp. 255-259.

Bera A. K., Jarque, C. M. Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals: Monte Carlo evidence [Article] // *Economic Letters*. - 1981. - 4 : Vol. 7. - pp. 313-318.

Blanckenburg, K.v. Überprüfung der Funktionsfähigkeit von Marktprozessen im Koordinationsmängel-Diagnosekonzept // *Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster*. – 2007a. - 03/2007 : Vol. 378.

Blanckenburg, K.v. Methods of Testing the Workability of Markets, Prinz, A., Steenge, A.E. and Schmidt, J. (Eds.): *The Rules of the Game: Institutions, Law and Economics*, *Wirtschaft: Forschung und Wissenschaft*, Bd. 22, LIT: Muenster, 2007b, 187-203.

Broadwater J. Bayesian Information Criterion, ENEE698A: Elements of Statistical Learning. - 2003. - www.umiacs.umd.edu/~shaohua/enee698a_f03/bic.ppt.

Chow G. C. [Article] // *Econometrica*. - 1960. - Vol. 28. - pp. 591-605.

Cochrane, E. und Orcutt, G. H. Application of Least Squares Regressions to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms, *Journal of the American Statistical Association*, 1949, 44, 32-61.

Dickey D. und Fuller, W.A. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root [Article] // Journal of the American Statistical Association. - 1979. - Vol. 74. - pp. 427-431.

Dickey D. und Fuller, W.A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root [Article] // Econometrica. - 1981. - Vol. 49. - pp. 1057-1072.

Drecker J. Die Elektrotechnische Industrie in Deutschland. Eine Untersuchung auf der Basis des Konzepts zur Koordinationsmängeldiagnose [Book]. - Bergisch Gladbach/Köln : [s.n.], 1998.

Enders W. Applied Econometric Time Series [Book]. - New York : [s.n.], 2004. - 2nd ed..

Fine T.L., Hwang, W. G. Consistent Estimation of System Order [Article] // IEEE Trans. Auto. Control. - 1979. - 3 : Vols. AC-24. - pp. 387-402.

Grossekettler H. Marktprozessbedingte Controllingaufgaben in Unternehmen, 2009, i. E.

Grossekettler H. Das Koordinationsmängel-Diagnosekonzept als didaktisches Instrument [Book Section] // Beiträge zur Wirtschafts- und Finanzpolitik - Festschrift für Ingolf Metze / book auth. Lübke E. und Grossekettler, H.. - Berlin : Duncker&Humblot, 1999.

Grossekettler H. Die Messung der Funktionsfähigkeit von Märkten mit Hilfe des Konzepts zur Koordinationsmängeldiagnose-, Methodenbeschreibung und Anwendung bei einer In-vivo-Inspektion realer Märkte [Article] // Volkswirtschaftliche Diskussionsbeiträge. - Münster : [s.n.], 1995. - 195.

Grossekettler H. Dynamik und Koordinationseffizienz von Marktprozessen im Verarbeitenden Gewerbe Deutschlands [Book] / ed. Wissenschaften Nordrhein-Westfälische Akademie der. - 2001. - Vol. Vorträge I 2.

Grossekettler H. Eine neue Methode zur Messung der Funktionsfähigkeit von Märkten: die KMD-Funktionsfähigkeitsanalyse [Article] // Die Betriebswirtschaft. - 1991. - 51. Jg., Nr. 4/91. - pp. 467-489.

Grossekettler H. Volkswirtschaftliches Controlling mit Hilfe des Koordinationsmängel-Diagnosekonzepts [Book Section] // Entscheidungsorientierte Volkswirtschaftslehre / book auth. Koths M. Göcke/ S.. - Frankfurt/M. u.a.O. : [s.n.], 2005.

Grossekettler H. Vorläufige Kurzanleitung zur Erstellung von Marktanalysen auf Basis des Konzepts zur Koordinationsmängeldiagnose (KMD-Konzept) im Rahmen von Diplomhausarbeiten und Klausuren [Book]. - Münster : [s.n.], 1998.

Hannan E. J. The Determination of the Order of an Autoregression [Article] // J.R. Statist. Soc.. - 1979. - B. - Vol. 41. - pp. 190-195.

Hansen B. E. Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes [Article] // Journal of Business & Economic Statistics. - 1992. - pp. 321-335.

Johnson K. Acoustic & Auditory Phonetics [Book]. - Oxford : Blackwell Publishing, 2003.

Kwiatkowski D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are WE That Economic Time Series Have a Unit Root? [Article] // Journal of Econometrics. - 2002. - Vol. 108. - pp. 1-24.

Kwoka J. E. und White, L. J. The Antitrust Revolution - Economics, Competition, and Policy [Article] // Oxford University Press. - 2004. - 4.

Lorenz C. KMD-Kartellcheck - Ein Marktscreening nach Kartellstrukturen auf Basis des Koordinationsmängeldiagnosekonzepts. [Book]. - 2006.

Phillips P. and Perron, P. Testing for a unit root in time series regression [Article] // Biometrika. - 1988. - 2 : Vol. 75. - pp. 335-346.

Prais, S. J. und Winsten, C. B. Trend Estimators and Serial Correlation, Cowles Commission Discussion Paper, No. 383, 1954, Chicago.

Randall R. B. Frequency Analysis [Book]. - Kopenhagen : Bruel & Kjaer, 1987.

Schwartz G. Estimating the Dimension of a Model [Article] // The Annals of Statistics. - 1978. - 2 : Vol. 5. - pp. 461-464.

Zeileis A., Kleiber, C., Krämer, W. und Hornik, K. Testing and Dating of Structural Changes in Practice [Article] // Computational Statistics and Data Analysis. - 2003. - 44. - pp. 109-123.

Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung

1. **Manfred Borchert**
The Changing Character of the European Banking (November 2003)
2. **Anne Kretschmer**
Suchmöglichkeiten am Arbeitsmarkt – Zur Bedeutung von Arbeitsvermittlungsorganisationen (Mai 2004)
3. **Ulrich van Suntum**
Methodische Probleme des Benchmarking - Der Bertelsmann-Benchmarking-Index (Juni 2004)
4. **Mark Trede und Bernd Wilfling**
Estimating Exchange Rate Dynamics with Diffusion Processes:
An Application to Greek EMU Data (2004)
5. **Manfred Borchert**
The Impact of Banking Behaviour on Monetary Strategy (Oktober 2004)
6. **Mark Trede und Cornelia Savu**
Goodness-of-fit tests for parametric families of Archimedean copulas (Oktober 2004)
7. **Andreas Behr**
A Rolling MTAR model to test for efficient stock Pricing and asymmetric adjustment (November 2004)
8. **Anne Kretschmer**
Das australische Arbeitsvermittlungssystem – Vorbild für Deutschland? (Januar 2005)
9. **Robert Vehrkamp und Klaus Hafemann**
Korruption, Arbeitsmarkt und Beschäftigung – Ergebnisse einer empirischen Analyse für die osteuropäischen Transformationsländer (Mai 2005)
10. **Tholen Eekhoff**
Combination Versus Competition – The Welfare Trade-offs Revisited (August 2005)
11. **Christian Lorenz**
Der KMD-Kartellcheck – Marktscreening nach Kartellstrukturen am Beispiel des deutschen Zementmarkts (August 2005)
12. **Holger Bonus und Ivo Bayer**
Europäische Identität und symbolische Politik (August 2005)
13. **Manfred Borchert**
The Impact of Banking Behaviour on Monetary Strategy in Europe (revised and extended edition 2005)

14. **Andreas Behr und Ulrich Pötter**
Downward Wage Rigidity in Europe: A New Flexible Parametric Approach and Empirical Results (November 2005)
15. **Cornelia Savu und Win Lon Ng**
The ScoD Model – Analyzing Durations with a Semiparametric Copula Approach (April 2006)
16. **Andreas Behr und Ulrich Pötter**
Analysing wage differences between the USA and Germany using proportional hazards models (April 2006)
17. **Ulrich van Suntum und Karsten Rusche**
Integrierte Regionalprognose 2020 – Ökonomisch-demographische Perspektiven in Deutschlands Regionen – (Mai 2006)
18. **Mark Wipprich**
Efficiency and vertical networks: A note on demand uncertainty and separated markets (Dezember 2006)
19. **Ulrich van Suntum und Klaus Hafemann**
Effizienter Steuerverbund statt korrigierenden Finanzausgleichs – ein Vorschlag zur Neuordnung der Bund-Länder-Einnahmenverteilung (März 2007)
20. **Ulrich van Suntum und Andreas Westermeier**
Umlegung der Erbschaftsteuer auf die Einkommensteuer (Oktober 2007)
21. **Sebastian Gundel und Heiko Peters**
Wie gut sind Immigranten in den deutschen Arbeitsmarkt integriert?
Löhne von Immigranten und Deutschen im Vergleich (November 2007)
22. **Karsten Rusche**
Bestimmung und Prognose regionaler Wohneigentumsquoten mithilfe eines ökonometrisch-mathematischen Mischverfahrens (Februar 2008)
23. **Korbinian von Blanckenburg und Gerrit Reher**
Testverfahren zur Beurteilung der Funktionsfähigkeit von Marktprozessen (Juli 2008)