

Grossekettler, Heinz

Working Paper

Wie funktionieren Märkte in der Realität? Eine dynamische Analyse von Marktprozessen in der deutschen Automobilindustrie

Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, No. 32

Provided in Cooperation with:

University of Münster, Münster Center for Economic Policy (MEP)

Suggested Citation: Grossekettler, Heinz (2009) : Wie funktionieren Märkte in der Realität? Eine dynamische Analyse von Marktprozessen in der deutschen Automobilindustrie, Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, No. 32, Westfälische Wilhelms-Universität Münster, Centrum für Angewandte Wirtschaftsforschung (CAWM), Münster

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/51289>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Beiträge aus der angewandten Wirtschaftsforschung

Nr. 32 (2009)

**Wie funktionieren Märkte in der Realität?
Eine dynamische Analyse von Marktprozessen
in der deutschen Automobilindustrie**

Heinz Grossektler

Institut für Finanzwissenschaft
Wilmergasse 6-8, D-48143 Münster
grossektler@t-online.de
www.wiwi.uni-muenster.de/iff1

**WIE FUNKTIONIEREN MÄRKTE IN DER REALITÄT?
EINE DYNAMISCHE ANALYSE VON MARKTPROZESSEN
IN DER DEUTSCHEN AUTOMOBILINDUSTRIE**

VON
HEINZ GROSSEKETTLER

Abstract: Im folgenden Beitrag wird die Dynamik von Marktprozessen in der deutschen Automobilindustrie mit Hilfe von Regelkreismodellen und Zeitreihenanalysen sichtbar gemacht und quantifiziert. Dargestellt werden der Markträumungs-, der Renditenormalisierungs-, der Übermachteterosions-, der Produktfortschritts- und der Verfahrensfortschrittsprozess. Beim Renditenormalisierungs- und beim Verfahrensfortschrittsprozess zeigen sich Mängel, die schon weit vor dem Ausbruch der Finanz- und Wirtschaftskrise auf eine Kapitalfehl- lenkung und Gefährdungen für den Fall eines ausgeprägten Nachfragerückgangs hindeuteten. Außerdem zeigt diese neue, dynamische Form empirischer Industrieökonomik in nachprüfbarer Weise, dass die klassi- schen komparativ-statischen Modelle die Koordinationsleistung von Märkten zwar im Prinzip richtig wider- spiegeln, dass sie der Bedeutung von Ungleichgewichtsphänomenen aber zu wenig Rechnung tragen. Wei- terhin wird deutlich, dass sich neue Möglichkeiten für eine evidenzbasierte Politik der Gestaltung wettbe- werbspolitischer Rahmenbedingungen und – allgemeiner – einer Folgenabschätzung ordnungspolitischer Maßnahmen ergeben.

JEL-Classification: B5: Evolutionary Approaches; C6: Dynamic Analysis; D5: Incomplete Markets; L00: Industrial Organization (General); L42: Industry Studies (Automobiles).

1. Problemstellung und Vorgehensweise

Wer die Dynamik von Märkten empirisch untersuchen will, muss zwei Fragen beantworten:

- Welche Koordinationsaufgaben sollen Märkte im Idealfall eigentlich erfüllen, d.h. welche **Marktfunktionen** gibt es?
- Wie werden die Marktfunktionen in der Realität erfüllt und wie kann man den Weg der Erfüllung sichtbar machen, d.h. welche beobachtbaren **Marktprozesse** gibt es?

Beide Fragen werden vom so genannten **Koordinationsmängel-Diagnosekonzept** (*Grossekettler*, 1985, 1999, 2001, 2005) beantwortet (im Folgenden KMD-Konzept). Auf die Frage nach Marktfunktionen, deren Erfüllung sich über beobachtbare Prozesse darstellen lässt, verweist dieses Konzept auf der Basis der Literatur zum funktionsfähigen Wettbewerb und in

Anlehnung an die Marshallsche Periodenanalyse auf die folgenden **Koordinationsaufgaben von Märkten**:

- die Aufgabe, für einen Ausgleich von Nachfrage- und Angebotsmengen zu sorgen, der eine Verschwendung von Produktionsfaktoren verhindert, welche sich z.B. in der Form der Produktion unabsetzbarer Güter oder in kostspieligen Wartezeiten oder überflüssigen Suchaktivitäten äußern könnte (**Markträumungsfunktion, M-Prozess**; kurzfristiges Gleichgewicht bei gegebenen Kapazitäten und gegebenem technischen Wissen);
- die Aufgabe, für einen Abbau von Über- und Unterrenditen und damit korrespondierenden Überkapazitäten oder Kapazitätsengpässen dadurch zu sorgen, dass Produktionsfaktoren zum Ort der höchsten Ergiebigkeit wandern und dort eine Normalisierung der Renditen sowie der Kapazitäten und damit auch eine Tendenz zur leistungsgerechten Einkommensverteilung herbeiführen (**Renditennormalisierungsfunktion, R-Prozess**; langfristiges Wachstumsgleichgewicht bei variablen Kapazitäten und gegebenem technischen Wissen);
- die Aufgabe, für einen Abbau von Übermachtpositionen von Anbietern oder Nachfragern zu sorgen, d.h. dafür, dass niemand über die Fähigkeit verfügt, Marktprozesse – auch solche auf vor- und nachgelagerten Märkten – so zu beeinflussen, dass an die Stelle des normalen, vom Leistungswettbewerb geprägten Ablaufs eine Entwicklung tritt, die ihm zu dauerhaften Monopol- und/oder politischen Verteilungskampfrenten verhilft (**Übermacht-erosionsfunktion, Ü-Prozess**; Unterstützung der Herausbildung des langfristigen Gleichgewichts);
- die Aufgabe, für einen Abbau von Produktionsfortschrittsrückständen im Vergleich zu Märkten zu sorgen, auf denen weltweit als „Innovations- und Qualitätsführer“ anerkannte Best-Product-Unternehmen tätig sind, damit die heimischen Anbieter wettbewerbsfähig bleiben und die heimischen Nachfrager nachhaltig über ein möglichst großes Potenzial an Wahlmöglichkeiten verfügen (**Produktfortschrittsfunktion, P-Prozess**; Herausbildung eines sehr langfristigen Wachstumsgleichgewichts mit technischem Fortschritt);
- die Aufgabe, für einen Abbau von Verfahrensfortschrittsrückständen im Vergleich zu Märkten zu sorgen, auf denen weltweit als „Kostenführer“ anerkannte Best-Practice-Unternehmen tätig sind, damit die heimischen Anbieter wettbewerbsfähig bleiben und die heimischen Nachfrager nachhaltig von möglichst günstigen Preis-Leistungs-Verhältnissen profitieren können (**Verfahrensfortschrittsfunktion, V-Prozess**; Herausbildung eines sehr langfristigen Wachstumsgleichgewichts mit technischem Fortschritt).

Die Gesamtheit dieser Prozesse auf allen Märkten bildet einen **Allokationsmechanismus** und einen (primären) **Distributionsmechanismus**. Wenn die R-Prozesse voll funktionsfähig sind, verteilen sie dabei die Kapitaleinkünfte so, dass sie jeweils der Summe aus Normalverzinsung, Risikoprämie, Vorsprungsgewinnen und einer Prämie für die Beseitigung von Kapazitätsengpässen entsprechen. Die Ü-Prozesse führen zur Erosion von Machtrenten und bilden ein **Machtteilungssystem**. Die P- und V-Prozesse schließlich sind Ausdruck der Tatsache, dass ein Marktsystem ein riesiges Experimentierfeld darstellt und in dieser Eigenschaft einen **Entdeckungsmechanismus** bildet. Treibende Kraft all dieser Prozesse sind Unternehmer, die einerseits im Wege von Arbitrage- und Spekulationsaktivitäten bestehende Preis-Kosten-Differenzen ausnutzen und damit eine Annäherung an langfristige Gleichgewichtswerte bewirken und die andererseits Innovationen vorantreiben und damit neue Preis-Kosten-Differenzen schaffen.

In der ökonomischen Theorie werden die Prozesse normalerweise nicht dynamisch, sondern komparativ-statisch beschrieben: Die M-Prozesse führen zu Auktionsgleichgewichten, die R-Prozesse zu langfristigen Gleichgewichten, die man sich aus Folgen von Kurzfristgleichgewichten entstanden denken kann, wie sie der Marshall'sche Prozess schildert. Der Zustand der Machtlosigkeit wird über eine Folge von Kurzfristgleichgewichten realisiert, wie sie der Cournot'sche Prozess abbildet, und Produkt- und Verfahrensfortschritte werden als Gleichgewichtszustände modelliert, welche sich nach innovationsbedingten Verschiebungen von Nachfrage- und/oder Kostenkurven einstellen. Ein Endzustandsgleichgewicht aller Prozesse unter Idealbedingungen wird vom Arrow-Debreu-Modell des Allgemeinen Gleichgewichts beschrieben (*Geanakoplos, 1998*).

Die komparativ-statischen Modelle lassen sich nicht unmittelbar empirisch anwenden und testen. Das liegt an zwei miteinander verwobenen Problemen:

- Zentrale Begriffe wie Nachfrage- und Angebotsmengen sind für die meisten Märkte nicht unabhängig voneinander operational definiert. Nachfrage- und Angebotskurven lassen sich deshalb ökonometrisch außer auf börsenmäßig organisierten Märkten (und zum Teil auch auf Agrarmärkten) nur unter fragwürdigen und kaum prüfbar Zusatzannahmen identifizieren, weil man bei einer beobachteten Preis-Mengen-Kombination nicht weiß, ob sie zwischen den Nachfrage- und Angebotskurven liegt – also einen Ungleichgewichtswert darstellt – oder ob sie einen Gleichgewichtswert auf einem Schnittpunkt der Kurven markiert und ob weitere Beobachtungspunkte aus der Annäherung an ein altes Gleichgewicht

oder aus Verschiebungen von Angebots- oder Nachfragekurven entstanden sind (**Operationalisierungs- und Identifikationsproblem**).

- Komparativ-statische Darstellungen sind rein logisch nur zulässig, wenn man dynamische Prozesse unterstellen darf, die nicht nur zu stabilen Gleichgewichten führen, sondern angesichts eines Schauers von exogenen Störungen auch sehr schnell ablaufen. Ob dies der Fall ist, weiß man unter anderem deswegen nicht, weil die Variation von Preisen und Renditen in den Modellen des allgemeinen Gleichgewichts gar nicht oder zumindest nicht detailliert untersucht wird. Die Erfüllung der dynamischen Stabilitätsvoraussetzungen komparativ-statischer Modelle müsste jedenfalls empirisch geprüft und dürfte nicht einfach unterstellt werden (**Problem der Prozessdynamik**).

Sowohl das Operationalisierungs- und Identifikationsproblem als auch das Problem der Prozessdynamik kann man lösen, wenn man es bei der Analyse von Märkten zulässt, dass auch Ungleichgewichtsperioden auftreten können, und dann nach Indikatoren fragt, die – wie etwa Lieferfristen, Auftragsbestände und Kapazitätsauslastungsgrade – in der Konjunktur- und Strukturforschung erhoben werden und bei denen man normale (gleichgewichtige) und unnormale (ungleichgewichtige) Werte voneinander unterscheiden kann. Beim Problem der Prozessdynamik muss man zusätzlich die einzelnen Marktprozesse jeweils als Regelkreise auffassen, die zu einer kybernetischen Stabilisierung der Soll-Werte von Regelgrößen führen.¹ Diese Vorstellung kann man nämlich in Tests übersetzen, die das Ausregulieren von Ungleichgewichtssymptomen im Zeitablauf überprüfen.

Sowohl die Indikatorvariablen, die das Operationalisierungs- und Identifikationsproblem lösen, als auch die Ausregulierung von Ungleichgewichten über das Zusammenwirken von Regel- und Stellgrößen werden in den folgenden Abschnitten prozessweise am Beispiel der Automobilindustrie erläutert. Diese Industrie wurde nicht nur ihrer Anschaulichkeit halber als Beispiel ausgesucht, sondern auch wegen ihrer Bedeutung für die deutsche Volkswirtschaft und ihrer Rolle in der gegenwärtigen Finanz- und Wirtschaftskrise.²

¹ Die im nächsten Kapitel erläuterte regelkreisartige (kybernetische) Stabilisierung unterscheidet sich von den Stabilitäts- und Gleichgewichtsbegriffen, die sonst in der Ökonomie vertreten werden. Einen Kurzüberblick über die traditionellen Begriffe findet man bei *Gandolfo* (1997, S. 332-341), ausführliche Erläuterungen bei *Debreu* (1996) und *Walker* (2000).

² Zur Bedeutung der Automobilindustrie für die deutsche Volkswirtschaft vgl. *Deutsche Bundesbank* (2009). Die Automobilindustrie ist schon einmal einer KMD-Analyse unterzogen worden, und zwar von *Gromer* (2006). Auf diese Arbeit wird in diesem Aufsatz mehrfach Bezug genommen, und wer an einer Strukturbeschreibung der Industrie und einer Diskussion der Daten und ihrer Erhebung sowie Experteninterviews interessiert ist, sei darauf verwiesen. Zwischenzeitlich hat der Autor aber die Regelkreisdarstellung, die auch den Zeitreihenanalysen *Gromers* zugrunde liegt, um die noch zu erläuternde Unterscheidung zwischen Kern- und Globalprozessen erweitert. Hierdurch wird eine detailliertere Darstellung der Dynamik von Märkten

2. Der Markträumungsprozess in der Automobilindustrie

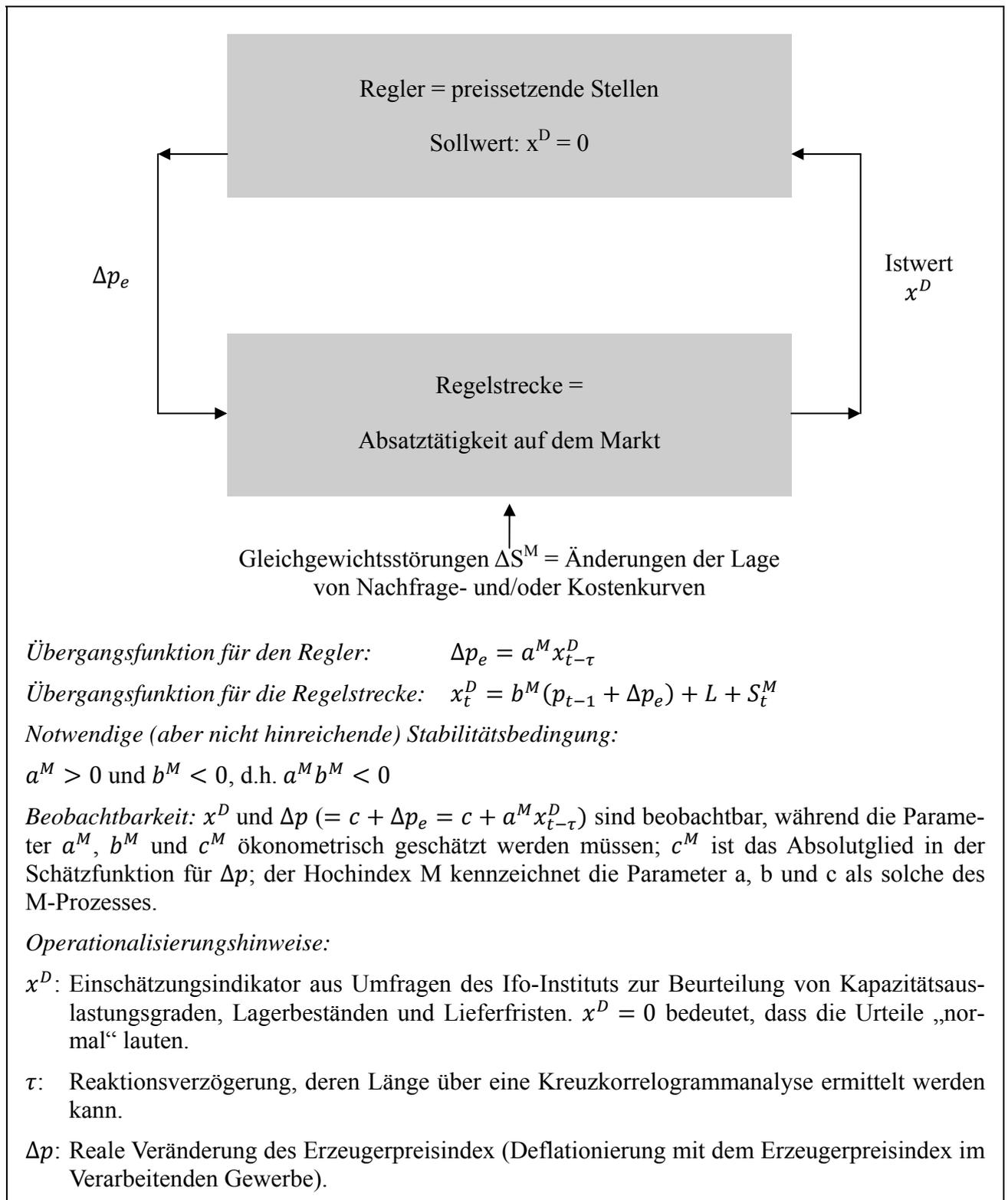
Wie man den Prozess der Markträumung grundsätzlich als Regelkreisprozess darstellen kann, wird in **Kasten 2-1** erklärt.

Man sieht hier zwei grau unterlegte „Automaten“, die aufeinander in einer Weise einwirken, wie sie von den darunter aufgeführten Übergangsfunktionen beschrieben wird. Die Absatztätigkeit auf dem Markt (Regelstrecke) wird vom Preis $p_t = p_{t-1} + \Delta p$ und von einem Ausgangs-Lageparameter L sowie einem Störungsparameter S_t^M bestimmt, wobei Δp positiv mit Δp_e korreliert ist.³ Wenn der Prozess mit einem Gleichgewichtswert ($x_t^D = 0$) und $S_0^M = 0$ startet, ergibt sich L aus $0 = bp_0 + L + 0$ zu $L = -bp_0$. Der Parameter S_t^M ändert seinen Wert immer dann, wenn Gleichgewichtsstörungen eintreten, die zu Verschiebungen von Nachfrage- und/oder Kostenkurven führen.⁴ Ist in einem bestimmten Zeitpunkt z.B. der Sollwert $x^D = x^N - x^A = 0$ realisiert ($x^D =$ Differenzmenge, $x^N =$ Nachfragemenge und $x^A =$ Angebotsmenge), d.h. gilt $L + S_t = -bp_t$, und erhöht sich nun der S -Wert, so nimmt x^D einen positiven Wert (Übernachfrage) an. Daraufhin wird der Regler tätig, d.h. die preissetzenden Stellen, also Anbieter, Nachfrager, Verhandlungskommissionen oder ein Auktionator. Der Regler erhöht den Preis endogen im Wege einer negativen Rückkopplung um Δp_e , was zu einem höheren Wert von p und damit dann zu einem niedrigeren Wert von x^D führt. Die Regelkreisdarstellung beschreibt letztlich also einen walrasianischen Auktionatorprozess, allerdings einen mit der Möglichkeit, dass Handelsgeschäfte auch zu Ungleichgewichtspreisen zustande kommen. Dieser Prozess führt ceteris paribus jeweils dann zu einem neuen Gleichgewicht ($x^D = 0$), wenn bestimmte Stabilitätsbedingungen eingehalten werden. Notwendige Bedingungen sind $a > 0$ (die Preisänderung hat entsprechend der so genannten Auktionatorregel das gleiche Vorzeichen wie die Differenzmenge $x^D = x^N - x^A$) und $b < 0$ (die Differenznachfragefunktion verläuft normal). Diese beiden Bedingungen, die man auch zu $ab < 0$ zusammenfassen kann, sind jedoch nicht hinreichend, weil sie explosive Schwin-

möglich. Noch dazu hat *Blanckenburg* (i.E.) das ökonometrische Instrumentarium für KMD-Zeitreihenanalysen entscheidend verbessert. Beides führt dazu, dass die Dynamik von Märkten nun erstmals umfassend dargestellt werden kann.

³ Δp_e ist die rein endogen evozierte Antwort von p auf $x^D \neq 0$. Ein außen stehender Beobachter kann diese Antwort nicht von Gesamt-Preisänderungen unterscheiden, die zusätzlich zu Δp_e auch Preisänderungen aus sonstigen, exogenen Gründen enthalten können. Geht man von der theoretisch plausiblen Annahme aus, dass sich eventuelle sonstige Gründe additiv bemerkbar machen, kann man die unbeobachtbare Variable Δp_e aber durch die beobachtbare Größe $\Delta p = c + \Delta p_e$ ersetzen, was zur schätzbaren Übergangsfunktion $\Delta p = c + a \cdot x_{t-\tau}^D$ führt.

⁴ Die Hochindizes M bei den Parameterwerten a , b und S sagen lediglich aus, dass es sich um Parameter des M -Prozesses handelt und nicht um vergleichbare Parameter bei den anderen Prozessen. Außer in Zweifelsfällen werden sie im Folgenden weggelassen.



Kasten 2-1: Regelkreisdarstellung des Kernprozesses der Markträumung.

Quelle: eigene Darstellung.

gungen nicht ausschließen. Könnte man den Prozess mit einer Differenzgleichung erster Ordnung beschreiben, lautete die notwendige und hinreichende Stabilitätsbedingung bei einer einmaligen Störung $-2 < ab < 0$;⁵ allgemein kann man sagen, dass Stabilität bei einem Parameterprodukt $ab < 0$ dann zu erwarten ist, wenn die Preisanpassungsschritte klein sind und schnell aufeinander folgen und wenn auch die Nachfrager rasch reagieren. Die negative Rückkopplung über $ab < 0$ entspricht im Prinzip auch der komparativ-statischen Theorie; die im Produkt der Rückkopplungsparameter enthaltene Preisreaktionsstärke a und der Verzögerungsparameter τ berücksichtigen darüber hinaus aber auch die tatsächliche Preisänderungsgeschwindigkeit und die für Preisvariationen ursächliche Erwartungs- und Usancenstruktur.

Will man den in Kasten 1 dargestellten Selbstregulierungszusammenhang näherungsweise mit Hilfe von Nachfrage- und Angebotskurven sowie Preisvariationen beschreiben, empfiehlt es sich, mit dem Instrument der Differenznachfragekurve $x^D = x^N - x^A$ (Preis-Differenzmengen-Funktion) zu arbeiten. Setzt man auf Wettbewerbsmärkten für die Nachfragekurve $p = \alpha + \beta x^N$ und für die Angebotskurve $p = \gamma + \delta x^A$, ergibt sich für

$$x^N: \quad x^N = -\frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{\beta} p,$$

$$x^A: \quad x^A = -\frac{\gamma}{\delta} + \frac{1}{\delta} p \quad \text{und für } x^D = x^N - x^A$$

$$x^D: \quad -\frac{\alpha}{\beta} + \frac{1}{\beta} p + \frac{\gamma}{\delta} - \frac{1}{\delta} p = \frac{\gamma}{\delta} - \frac{\alpha}{\beta} + \left(\frac{1}{\beta} - \frac{1}{\delta}\right) p$$

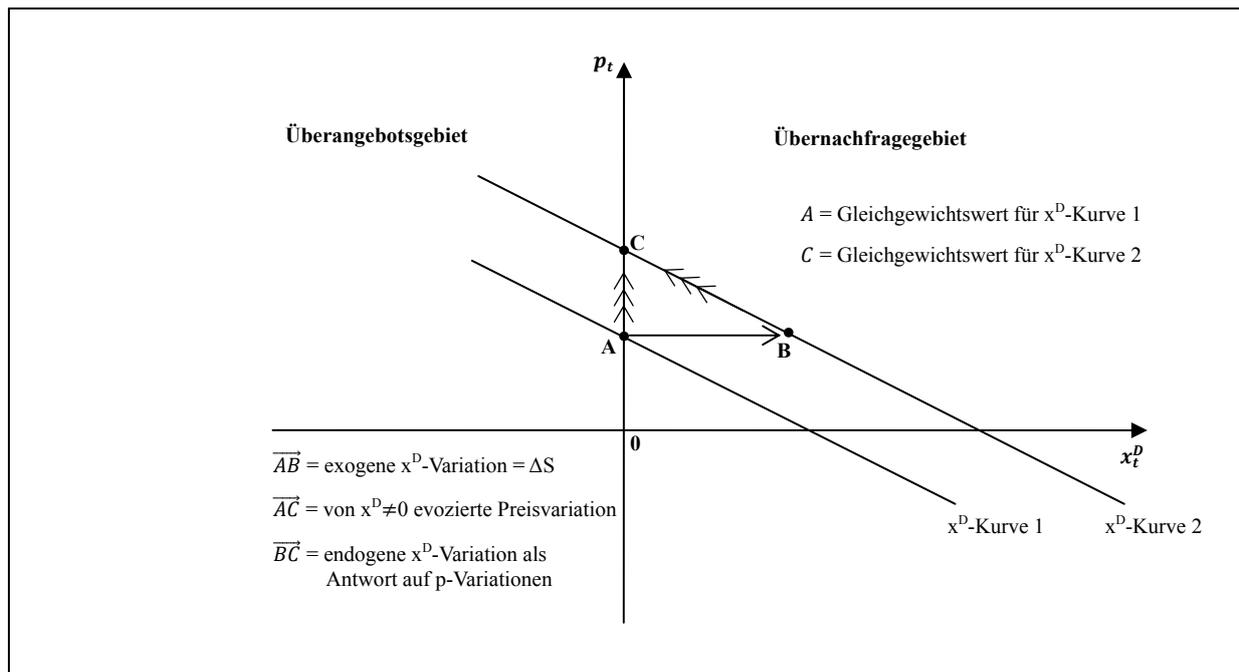
$$x^D = \frac{\beta\gamma - \alpha\delta}{\beta\delta} + \frac{\delta - \beta}{\delta\beta} p.$$

Verwendet man die Bezeichnungen der Regelkreisdarstellungen, gilt:

$$L + S_t = \frac{\beta\gamma_t - \alpha_t\delta}{\beta\delta} \quad \text{und } b = \frac{\delta - \beta}{\beta\delta}.$$

Hierin tragen der Prohibitivpreis α und der Mindestpreis der Anbieter γ Zeitindizes, weil andere, nichtpreisliche Bestimmungsgründe für x^N , x^A und damit auch x^D im Zeitablauf zu Werteveränderungen von α und/oder γ und damit auch Kurvenverschiebungen führen. α_t und γ_t bestimmen also S_t . Eine Kurvenverschiebung von x_t^D ist im **Kasten 2-2** dargestellt. Die Pfeile zeigen hier, wie auf eine Verschiebung der x^D -Kurve (ΔS) mit Preisvariationen beantwortet wird.

⁵ Mathematischer Beweis bei *Grosseckler* (1985, S. 319-322).



Kasten 2-2: Wirkung einer x^D -Kurven-Verschiebung. *Quelle:* eigene Darstellung.

Wenn die Regelkreisvorstellung die Zusammenhänge in der Realität nicht nur im Sinne einer im Durchschnitt vieler Märkte richtigen Erfahrungsregel widerspiegeln, sondern auch für einen ganz bestimmten Untersuchungsmarkt gelten soll, muss man dort bei den Zeitreihen von x^D und Δp die folgenden Beobachtungen machen können:

- Ein Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) muss zeigen, dass x^D nullstationär ist, d.h. dass auch unter dem Einfluss von Gleichgewichtsstörungen im Durchschnitt längerer Zeitperioden eine Tendenz zur Markträumung besteht. Ist dies der Fall, kann man in einem Zeitdiagramm für x_t^D eine Attraktionskraft der Null-Linie beobachten: eine für ein stabiles Gleichgewicht typische **Zentripetalkraft**.
- Eine Kreuzkorrelogrammanalyse sollte zu dem Ergebnis führen, dass Δp mit einer Verzögerung von τ positiv mit x_t^D korreliert ist, d.h. dass $a > 0$ (Erfüllung der Auktionatorregel). Eine Regressionsanalyse, welche auf der Basis derjenigen Verzögerung τ durchgeführt wird, die in der Kreuzkorrelogrammanalyse zur höchsten positiven Korrelation geführt hat, sollte diesen Zusammenhang in der in Fußnote 3 abgeleiteten Form $\Delta p = c + a x_{t-\tau}^D$ bestätigen. Wie dort ausgeführt, enthält der Parameter c alle exogenen Variablen, die neben $x_{t-\tau}^D$ auf Δp einwirken. Stellt sich c bei der Schätzung als insignifikant heraus oder hat es den Wert Null, entwickelt sich Δp bei Erfüllung der Auktionatorregel symmetrisch und in der richtigen Richtung: bei $x_{t-\tau}^D < 0$ (Überangebot) nach unten, bei $x_{t-\tau}^D > 0$ (Übernachfrage) nach oben. Ist c dagegen signifikant vom Wert Null verschieden, reagiert der Regler asymmetrisch, weil c zum Teil abschwächend, zum Teil aber auch

verstärkend wirkt und das Gleichgewicht auch labil werden kann. Eine signifikante Konstante c schwächt also die Selbstregulierungskraft des Reglers.⁶

- x_t^D sollte negativ mit $p_t = p_{t-1} + \Delta p$ korreliert sein, so dass $b < 0$ (Normalverlauf der Übernachtfragefunktion, welche die Differenzmenge anzeigt). Der Parameter b kann allerdings nicht über eine Regressionsrechnung ermittelt werden. Das wird deutlich, wenn man die Verschiebung der x^D -Kurve im Kasten 2 betrachtet. Würde man in einem solchen Fall b über eine Regression der Form $x_t^D = d + bp_t$ zu ermitteln versuchen, erhielte man einen verzerrten b -Wert, weil d (das ist im Kasten 2 einmal $\overline{0A}$ und einmal $\overline{0C}$) fälschlich als Festwert behandelt und die x^D -Kurve damit rechnerisch nicht verschoben, sondern gedreht würde. *Blanckenburg* (i.E.) hat jedoch ein Verfahren entwickelt (im folgenden **Blanckenburg-Verfahren**), mit dem man b feststellen kann. Es beruht auf dem Grundgedanken, dass x^D -Variationen meistens (nämlich außer im Fall von exogenen Gleichgewichtsstörungen) endogene (durch Δp bedingte) Bewegungen auf einer x^D -Kurve darstellen und deshalb mit b -Werten zusammenhängen. Dies macht es zusammen mit empirisch bewährten Zusatzannahmen möglich, b über den Median von Häufigkeitsverteilungen für Zerfallsraten wie $(x_t^D - x_{t-1}^D) / x_{t-1}^D$ zu ermitteln. Eine Kurzdarstellung dieses Verfahrens findet man in *Blanckenburg* (2009 a).
- Bei Regressionsanalysen für a sind niedrige R^2 -Werte zu erwarten. Dies liegt daran, dass nicht versucht wird, Δp vollständig zu erklären. Das ist ein prinzipieller Unterschied zwischen einem für Erklärungs- und Prognosezwecke aufgestellten Modell, das möglichst vollständig sein sollte, und einem Regelkreismodell. Ein Regelkreis sollte nämlich auch dann und gerade dann funktionieren, wenn man keinen Überblick über alle wesentlichen Einflussfaktoren hat; sein Gütekriterium ist nicht die richtige Prognose der einzelnen Beobachtungspunkte, sondern die Verhinderung einer dauerhaften Entfernung der Regelgröße vom Sollwert Null und damit die Herstellung von Nullstationarität. Die Unvollständigkeit von Schätzmodellen wie $\Delta p = c + ax_{t-\tau}^D$ schlägt sich unter normalen Umständen lediglich im Wert des Parameters c nieder, nicht aber im Wert von a .

Was eben mit Bezug auf den M-Prozess ausgeführt wurde, gilt mutatis mutandis auch für die anderen Prozesse.

⁶ Bei $x_{t-\tau}^D < 0$ (Angebotsüberschuss) gilt wegen $a > 0$ z.B., dass $ax_{t-\tau}^D < 0$. Die Bedingung für ein Fallen des Preises und eine Annäherung von x_t^D an die Null-Linie lautet bei $c > 0$ dann: $c < |ax_{t-\tau}^D|$, d.h. Δp reagiert erst bei größeren Angebotsüberschüssen richtungsfunktional. Bei einer Übernachtfrage wird die notwendige Preiserhöhung dagegen verstärkt, und bei $x_t^D = \dots = x_{t-\tau}^D = 0$ löst ein signifikanter c -Wert eigenständig Gleichgewichtsstörungen aus, weil er p trotz $x^D = 0$ verändert.

Im Falle der Automobilindustrie – d.h. des Wirtschaftszweiges 34 „Herstellung von Kraftwagen und Kraftwagenteilen“ gemäß WZ 2003 – erhält man die im **Kasten 2-3** dargestellten Entwicklungsmuster für den realen Erzeugerpreisindex p und x^D (bis 1994 für West-, ab 1995 für Gesamtdeutschland). Ersterer ist aus dem Erzeugerpreisindex WZ 34 durch Deflationierung mit dem Erzeugerpreisindex für das Verarbeitende Gewerbe insgesamt berechnet worden.⁷ x^D wird normalerweise mit Hilfe der Indikatoren „Beurteilung der Kapazitätsauslastung“, „Beurteilung der Lagerbestände“ und „Beurteilung der Lieferfristen und Auftragsbestände“ ermittelt.⁸ Im Fall der Automobilindustrie zeigen theoretische Überlegungen, Expertenbefragungen und ökonometrische Analysen aber, dass die Beurteilung der Auftragsbestände (der so genannte Ifo-BUS-Wert) allein als Standardindikator verwendet werden kann und sollte.⁹

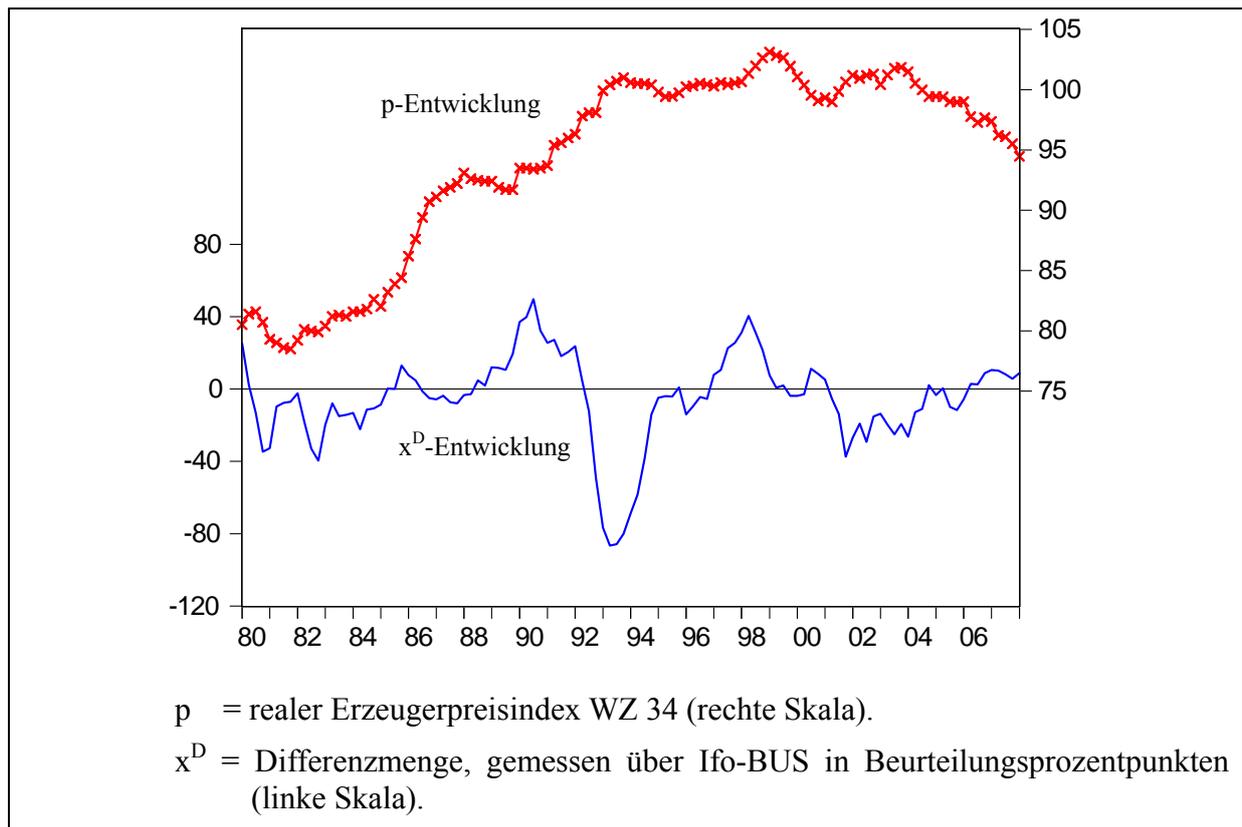
Das Diagramm im **Kasten 2-3** ist folgendermaßen zu lesen: Die Entwicklung der Regelgröße x^D zeigt den umsatzgewichteten Anteil der vom Ifo-Institut befragten Unternehmen, die zu einem Zeitpunkt t ihre Auftragsbestände für normal ($x_t^D = 0$), zu groß (Übernachfrage mit $x_t^D > 0$) oder zu klein halten (Überangebot mit $x_t^D < 0$). Die konkreten x^D -Werte, die der Grafik zugrunde liegen, findet man im Beitrag 20/ Fn. 7.

Die Werte des Realpreisindex (Beitrag 20/ Fn. 7) zeigen, ob der Preisindex in der Automobilindustrie stärker (Anstieg) oder schwächer (Abfall) gestiegen ist als der Erzeugerpreisindex im Verarbeitenden Gewerbe insgesamt.

⁷ Allgemein hierzu *Munsberg* (1994, S. 151-159); speziell für die Automobilindustrie vgl. *Gromer* (2006, S. 243-248). In beiden Quellen wird auf Publikationen des Statistischen Bundesamtes verwiesen, denen die einschlägigen Daten entnommen werden können. Im KMD-WebCenter (www.wiwi.uni-muenster.de/kmd) werden in Beitrag 20 alle in diesem Aufsatz verwendeten Datenreihen und die einschlägigen Tests prozessweise dokumentiert (*Grossekettler*, 2009a). Dieser Hinweis wird im Folgenden abgekürzt als „Beitrag 20/ Fn. 7“ zitiert.

⁸ Allgemein hierzu *Munsberg* (1994, insb. S. 202-204); speziell für die Automobilindustrie vgl. *Gromer* (2006, S. 235-243). In beiden Quellen wird auf Veröffentlichungen des Ifo-Instituts verwiesen, denen die einschlägigen Daten entnommen werden können; zum Teil müssen diese Daten beim Ifo-Institut gekauft werden.

⁹ Vgl. *Gromer* (2006, S. 241-243).



Kasten 2-3: Entwicklung von x^D und p in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung (Daten im Beitrag 20/ Fn. 7).

Die o.a. Tests führen für die Automobilindustrie zu folgenden Ergebnissen (Beitrag 20/ Fn. 7):

- Laut ADF-Test ist die x^D -Reihe (trotz der Datenumstellung 1994/95) nullstationär.¹⁰ Dieses Ergebnis ist hoch signifikant ($p < 0,01$) und spricht sehr stark für Funktionsfähigkeit: Zwar liegen die meisten Beobachtungspunkte nicht auf der Null-Linie und stellen damit Ungleichgewichtspunkte im Raum zwischen den Nachfrage- und Angebotskurven dar (was in komparativ-statischen Modellen nicht vorkommt); von der Null-Linie geht aber offensichtlich eine **Zentripetalkraft** aus, die zur Folge hat, dass von **Zentrifugalkräften** (= exogenen Gleichgewichtsstörungen) verursachte temporäre Entfernungen der Regelgröße x^D vom Sollwert Null nicht fortgesetzt werden, sondern zu einer Wiederannäherung an den Sollwert führen. Die Regelgröße wird also in einer Weise **kybernetisch stabil** kontrolliert,

¹⁰ Man könnte meinen, dass man wegen der Wiedervereinigung in Bezug auf zwei Zeitblöcke (vor und nach der Vereinigung) testen müsste. Das ist jedoch rein ökonomisch nicht der Fall: Die Wiedervereinigung stellt eine Markterweiterung dar, die eine Gleichgewichtsstörung ist und von einem funktionsfähigen Markt „abgearbeitet“ werden können müsste. Eine Zweiteilung könnte jedoch aus statistischen Gründen erforderlich sein (Umstellung von West- auf Gesamtdeutschland). Auch das ist im vorliegenden Fall jedoch nicht von Bedeutung, denn das Ifo-Institut und das Statistische Bundesamt haben ihre Methoden nicht geändert und gleichzeitig von West- auf Gesamtdeutschland umgestellt. Darüber hinaus spielen allerdings Umstellungen in der Wirtschaftszweigstatistik eine Rolle. Diese sind für die Automobilindustrie in Bezug auf x^D und p aber vernachlässigbar. Proberechnungen mit zwei Zeitperioden haben gezeigt, dass sich die Ergebnisse nur unwesentlich ändern. Gut verwertbare Daten sind ab 1980 vorhanden. Deshalb wird die Zeitperiode von 1980 bis 2008 dokumentiert.

die der Ausregulierung einer Differenz zwischen Ist- und Solltemperatur in einem klimatisiertem Raum ähnelt.

- Eine Kreuzkorrelogrammanalyse zeigt, dass Δp bei einer Verzögerung von $\tau = 3$ Quartalen maximal positiv mit x^D korreliert ist. Die zugehörige Regressionsgleichung lautet:

$$\Delta p = 0,15 + 0,01 x_{t-3}^D \text{ mit } R^2 = 0,04.$$

$$(p = 0,02) (p = 0,04)$$

Dies erklärt die Nullstationarität von x^D und spricht für Funktionsfähigkeit, denn $a = 0,01$ ist signifikant positiv (Erfüllung der Auktionatorregel). Bei einem Überangebot ($x^D < 0$) kann die erforderliche Preissenkungstendenz allerdings durch die signifikant positive Konstante $c = 0,15$ gebremst oder sogar überkompensiert werden; bei einer Übernachfrage wird die Preiserhöhung dagegen verstärkt.

- Die Anwendung des Blanckenburg-Verfahrens auf die Ermittlung von ab führt zu $ab = -0,12$. Auch der Wert $b = -12$ spricht für Funktionsfähigkeit, denn die Übernachfragefunktion verläuft – wie gefordert – normal.

Insgesamt kann man sagen, dass der ADF-Test für Funktionsfähigkeit spricht und dass das Parameterprodukt ab dies auch erklärt, weil es – wie in der Regelkreisdarstellung im Kasten 2-1 gefordert – eine negative Rückkopplung indiziert und innerhalb des Intervalls für kybernetische Stabilität liegt, das bei $\tau = 3$ von über $-0,61$ bis unter $0,00$ reicht (Beitrag 20/ Fn. 7). Gleichwohl erscheint die Selbstregulierung von x^D über die Wirkungen von Preisvariationen aber auffällig schwach, denn das Parameterprodukt $ab = -0,12$ liegt fast am rechten Rand des Stabilitätsbereichs, und damit weit von dessen Optimalwert $-0,28$ entfernt (Beitrag 20/ Fn. 7), und der R^2 -Wert für Δp ist mit $0,04$ sehr niedrig. Laut Expertenaussagen ist genau dies aber auch plausibel: Die Automobilindustrie nutzt in Zeiten eines Überangebots überwiegend nicht den Preis im statistischen Sinn zur Nachfrageankurbelung, sondern andere Instrumente aus dem absatzpolitischen Instrumentarium, z.B. Sonderangebote bei der Ausstattung oder bei den Finanzierungsbedingungen (was theoretisch Preissenkungen gleichkommt). Dies kann man auch zeitreihenanalytisch untermauern. Hierzu muss man von einer **Kerndarstellung** des M-Prozesses zu einer **Globaldarstellung** übergehen.

Kernprozessdarstellungen zeigen im KMD-Konzept immer den Zusammenhang zwischen der jeweiligen Regelgröße und derjenigen Stellgröße, die in der ökonomischen Theorie als typische Stellgröße genannt wird, beim M-Prozess also der relative Preis. Globaldarstellungen lassen dagegen offen, was als Stellgröße (oder Stellgrößenkombination) eingesetzt wird, und

prüfen lediglich, ob die Regelgröße negativ rückgekoppelt ist. Damit weisen Globalprozessdarstellungen im Vergleich zu Kernprozessdarstellungen drei große Vorteile, aber auch einen Nachteil auf:

- Wenn neben oder statt der in ökonomischen Modellen verwendeten Rückkopplungsgrößen weitere bzw. andere Größen wirksam werden, können diese in einer Globalprozessdarstellung in ihrer Wirkungssumme erfasst werden.
- Wenn es schwierig oder gar unmöglich ist, die Stellgröße eines Kernprozesses valide zu operationalisieren, kann auf die Globalprozessdarstellung ausgewichen werden, bei der ja nur die Regelgröße operationalisiert werden muss.
- Wenn ein Organisationsbereich – wie etwa Teile des Gesundheitswesens – nicht marktwirtschaftlich organisiert ist, kann mit Hilfe einer Globalprozessdarstellung gleichwohl getestet werden, ob die Marktfunktionen, die ja auch in einer nicht-marktwirtschaftlichen Organisation erfüllt werden müssen, vom tatsächlichen Organisationsprozess in Form einer irgendwie gearteten negativen Rückkopplung realisiert werden. Globalprozessanalysen sind deshalb im Prinzip sogar in Zentralverwaltungswirtschaften anwendbar – und natürlich erst recht zur Kontrolle der Funktionsfähigkeit einzelner Stufen („Quasimärkte“) innerhalb einer innerbetrieblichen oder vertikal-kooperativ organisierten Wertschöpfungskette.
- Der Nachteil von Globalprozessdarstellungen im Vergleich zu Kernprozessdarstellungen besteht darin, dass die Einflussstärke der typischen ökonomischen Stellgröße in einer Globalprozessdarstellung nicht deutlich wird, da die Details der negativen Rückkopplung ja nicht aufgedeckt werden und diese damit einen Black-box-Charakter hat. Deshalb sollte man – wenn möglich – immer sowohl eine Globalprozess- als auch eine Kernprozessdarstellung zur Beschreibung der Erfüllung einer Marktfunktion vorlegen. Das Ergebnis eines ADF-Tests kann auf diese Weise dann bestmöglich erklärt und die Marktdynamik bestmöglich sichtbar gemacht werden.

Die Übergangsfunktionen (1) für den Regler und (2) für die Regelstrecke lauten bei einer Globalprozessdarstellung:

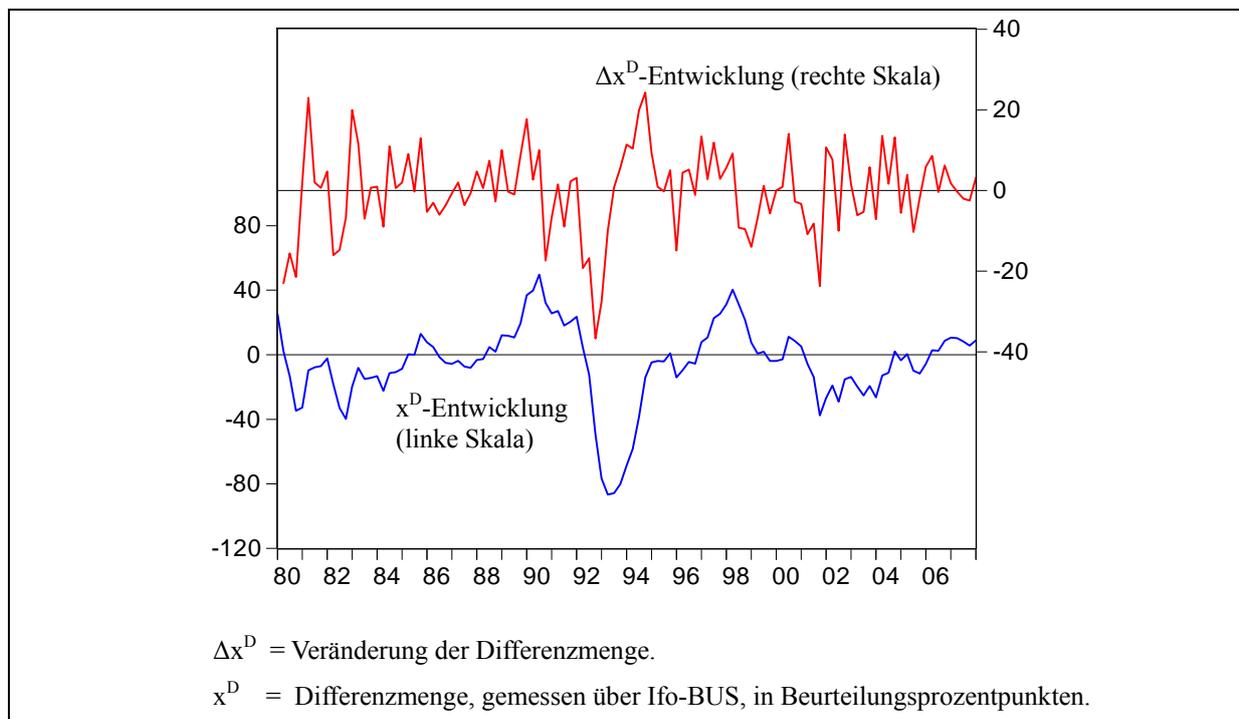
$$(1) \Delta x_e^D = a x_{t-\tau}^D \text{ und}$$

$$(2) x_t^D = x_{t-1}^D + \Delta x_e^D + \Delta S. \text{ }^{11}$$

¹¹ Dass in der Übergangsfunktion für die Regelstrecke weder L noch S_t , sondern nur noch ΔS berücksichtigt wird, resultiert daraus, dass L und S_t schon in x_{t-1}^D eingehen und deshalb nicht erneut berücksichtigt werden dürfen.

Die Übergangsfunktion für den Regler lässt sich in der Form $\Delta x^D = c + a x_{t-\tau}^D$ empirisch schätzen, in der $c = \Delta x^D - \Delta x_e^D$ den Einfluss sonstiger Faktoren auf Δx^D beschreibt. Zeigt sich hierbei, dass a signifikant und negativ ist (notwendige Funktionsbedingung), kann man in Teilperioden ohne neue Störungen ($\Delta S = 0$) bei einem insignifikanten oder Nullwert von c analog zum Kernprozess davon ausgehen, dass der Regler richtungsfunktional und symmetrisch reagiert. Ist die Konstante c dagegen signifikant, reagiert der Regler asymmetrisch und zum Teil erst bei größeren Störungen richtungsfunktional. Außerdem kann $c \neq 0$ ein Gleichgewicht mit $x_t^D = \dots = x_{t-\tau}^D = 0$ dann von sich aus stören. Eine signifikante Konstante c ist also auch hier wieder mit relativ größeren Regelungsverlusten verbunden.

Die Globalvariante des M-Prozesses in der Automobilindustrie ist in **Kasten 2-4** dargestellt.



Kasten 2-4: Entwicklung von x^D und Δx^D in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung (Daten in Beitrag 20/ Fn. 7).

Die Funktionsfähigkeitsforderungen lauten hier: Nullstationarität für x^D und negative Korrelation zwischen Δx^D und $x_{t-\tau}^D$ (d.h. negative Rückkopplung über $a < 0$). Man erhält folgende Ergebnisse (Beitrag 20/ Fn. 7):

- Der ADF-Test für x^D ist mit dem ADF-Test für den Kernprozess natürlich identisch, denn Kern- und Globalprozess sollen das Ergebnis des Stationaritätstests ja lediglich erklären. Dieser Test spricht wie gesagt sehr stark für Funktionsfähigkeit.
- Eine Kreuzkorrelogrammanalyse zeigt, dass Δx^D bei $\tau = 4$ maximal negativ mit $x_{t-\tau}^D$ korreliert ist. Die zugehörige Regressionsgleichung lautet:

$$\Delta x^D = -0,61 - 0,17 x_{t-4}^D \text{ mit } R^2 = 0,18$$

$$(p = 0,50) \quad (p < 0,01)$$

Dass $a = -0,17$ hoch signifikant und die Konstante $c = -0,61$ insignifikant ist, spricht uningeschränkt für Funktionsfähigkeit, denn der Stabilitätsbereich für den Rückkopplungsparameter a des Globalprozesses reicht bei $\tau = 4$ von über $-0,44$ bis unter $0,00$ (Beitrag 20/ Fn. 7). Außerdem ist die Rückkopplung sehr viel besser: $-0,17$ liegt in der Nähe des Optimalwerts der Rückkopplung i.H.v. $-0,21$ (Beitrag 20/ Fn. 7), und der R^2 -Wert für Δx^D ist mit $0,18$ sehr viel höher als der des Kernprozesses für Δp mit $0,04$. Das gute Ergebnis beim ADF-Test ist also offensichtlich weniger vom Kern-, sondern hauptsächlich vom Globalprozess verursacht worden, d.h. Nichtpreis-Variablen wie die oben schon genannten, aber auch Werbung und wohl auch andere Formen der „sozialen Struktur von Märkten“ (Haucap, 1998, S. 239) leisten anscheinend einen beachtlichen Koordinationsbeitrag.

Insgesamt zeigt sich damit, dass der Kernprozess der Markträumung in der Automobilindustrie nur schwach funktioniert, der Globalprozess dagegen ohne Einschränkungen als funktionsfähig bezeichnet werden kann. Volkswirtschaftlich würde diese Aussage allerdings nur gelten, wenn eine so genannte Niveauperzerrungsprüfung ebenfalls für Funktionsfähigkeit spräche, was eingeschränkt der Fall ist (Gromer, 2006, S. 299 - 313).¹²

Will man sich ein Bild über die Güte der Funktionsfähigkeit eines Marktes im Vergleich zu anderen Märkten machen, bieten sich vor allem zwei Maßzahlen an: der Grad der Regelungsverluste (GRV) und die Stärke der Zentripetalkraft (ZPK) beim Globalprozess.

Der **GRV-Wert** wird beim M-Prozess nach der Formel

$$GRV^M = \frac{M_U - M_V}{M_U + M_V}$$

¹² Eine Niveauperzerrungsprüfung ist eine Prüfung auf das Vorliegen von Marktversagenstatbeständen wie zum Beispiel externen Effekten, welche die Stabilisierung von volkswirtschaftlich „falschen“ Gleichgewichtswerten zur Folge haben. Sie kann in diesem Aufsatz entfallen, weil es hier nur um die Dynamik der Erreichung von Gleichgewichten und deren kybernetischen Stabilisierung geht. Vgl. zur Niveauperzerrungsprüfung z.B. Grossekketter (2005, S. 408-412). In der Automobilindustrie spricht diese Prüfung mit gewissen Einschränkungen für Funktionsfähigkeit.

ermittelt.¹³ $M_{(.)}$ ist der Mittelwert der absoluten Abweichungen der Regelgröße von der Null-Linie und damit ein Maß für die mittleren Nutzenverluste der Anbieter oder Nachfrager (z.B. aus Wartezeiten oder wegen Unterbeschäftigung). Der Tiefindex U kennzeichnet den Untersuchungsmarkt, der Tiefindex V den Vergleichsmarkt. Stellt man sich die Abweichungen zu Verlustflächen aufsummiert vor, ergibt sich der GRV-Wert also als Anteil der Differenz der mittleren Verlustflächen von Untersuchungs- und Vergleichsmarkt an der Summe dieser beiden Verlustflächen. Die Ermittlung der M_U - und M_V -Werte auf der Basis einer einheitlichen Statistik ist vorerst nur innerhalb der EU möglich. Datenquelle sind hier die von der Europäischen Kommission im Rahmen des "Business and Consumer Survey" veröffentlichten Industriedaten. *Gromer* (2006, Anhang M 4, S. 471 ff.) hat hieraus die M-Werte für Deutschland (D) und Frankreich (F) ermittelt („Ifo-Bus“- analoge Quartalswerte von 1985 - 2003). Es ergibt sich $M_D = 20,07$ und $M_F = 33,81$ (Beitrag 20/ Fn. 7) und damit

$$GRV_{D/F}^M = \frac{-13,74}{53,88} \approx -0,26.$$

Die deutsche Automobilindustrie hat also einen geringeren mittleren Regelungsverlust als die französische und erzielt damit einen komparativen Regelungsgewinn mit einem GRV-Wert von -0,26.

Die **Stärke der Zentripetalkraft ZPK** wird nach der Formel

$$ZPK = \frac{50}{CHWZ} \left[\frac{\text{Reduktionsprozentpunkte einer Normstörung}}{CHWZ - \text{Einheiten}} = \frac{\text{Prozentpunkte}}{\text{Quartale}} = \text{PpQ} \right]$$

errechnet. CHWZ kennzeichnet in dieser Formel die **Charakteristische Halbwertszeit**. Dies ist eine Kennziffer, die beim M-Prozess auf der Basis eines Simulationsverfahrens anzeigt, nach wie viel Zeiteinheiten eine Gleichgewichtsstörung bei den empirisch ermittelten Werten für den Rückkopplungsparameter a des Globalprozesses und seine Verzögerung τ unter der Bedingung auf ihren Halbwert abgebaut werden würde, dass während des Abbauvorgangs keine weiteren Gleichgewichtsstörungen auftreten. Bei $a = -0,17$ und $\tau = 4$ ergibt sich für den M-Prozess eine CHWZ von sechs Quartalen und damit ein ZPK-Wert von $50/6 = 8,33$ PpQ. Da das Gros aller ZPK-Werte im Verarbeitenden Gewerbe beim M-Prozess zwischen 5 und 30 PpQ liegt, ist das ein relativ niedriger Wert.

3. Der Renditenormalisierungsprozess in der Automobilindustrie

¹³ Die allgemeine Ableitung dieser und der folgenden beiden Kennzahlen (ZPK und CHWZ) findet man in *Grossekettler* (2009b) und *Blanckenburg* (2009c).

Weil das Regelkreisprinzip beim M-Prozess ausführlich erklärt wurde, werden bei den folgenden Prozessen nur noch die Regel- und die Stellgrößen, die Übergangsfunktionen sowie die einschlägigen Zeitreihendiagramme und Testergebnisse erläutert. Als Tests sind analog zum M-Prozess in der Regel durchzuführen:

- ein ADF-Test;
- eine Regressionsanalyse für den Kernprozess ($SG = c + a \cdot RG_{t-\tau}$ mit $SG =$ Stellgröße und $RG =$ Regelgröße) zur Prüfung, ob a im richtigen Wertebereich liegt, wobei τ über eine Kreuzkorrelogrammanalyse zu ermitteln ist;
- die Ermittlung von b nach dem Blanckenburg-Verfahren, verbunden mit der Prüfung, ob das Parameterprodukt ab im Stabilitätsbereich liegt;
- eine Regressionsanalyse für den Globalprozess ($\Delta RG = c + a \cdot RG_{t-\tau}$ zur Prüfung, ob a im richtigen Wertebereich liegt und Element des Stabilitätsbereichs ist, wobei τ abermals über eine Kreuzkorrelogrammanalyse zu ermitteln ist, und
- ggf. Prüfungen beim Kern- und beim Globalprozess, ob RG in Teilperioden, in denen $\Delta S = 0$, auch dann gegen den Wert Null konvergiert, wenn c signifikant vom Wert Null verschieden ist.

Die Stabilitätsbereichsprüfungen bei den Rückkopplungsparametern ab (Kernprozess) bzw. a (Globalprozess) sollen dabei zeigen, ob die Stabilitätsbetrachtung das Ergebnis des ADF-Tests erklären kann und sich so ein insgesamt stimmiges Bild ergibt.

Beim R-Prozess reagieren die Regelgröße „Differenzrendite r^D “ und die Stellgröße „evozierte Veränderung der Kapazitätswachstumsrate Δw_e “ mit dem Ziel einer Normalisierung von Renditen und Kapazitäten aufeinander, wobei Δw_e die Kapazität C_t verändert. r^D wird als Differenz zwischen der Gesamtkapitalrendite (genauer: der Rentabilität des betriebsnotwendigen Vermögens) im Untersuchungsmarkt – hier der Automobilindustrie – und im übergeordneten Wirtschaftsbereich – hier dem Verarbeitenden Gewerbe – gemessen (so genannter „Comparative Earnings“-Ansatz). Dies bietet sich an, weil der übergeordnete Wirtschaftsbereich typischerweise als Hauptsitz potenzieller Konkurrenz betrachtet werden kann bzw. als Hauptemigrationsbereich im Falle eines Marktaustritts wegen zu geringer oder gar negativer Renditen im Untersuchungsmarkt und weil seine Rendite als Näherungsgröße für die risikobereichtigte volkswirtschaftliche Normalrendite angesehen werden kann.¹⁴ Δw_e wird analog zum

¹⁴ Zu den theoretischen Grundlagen der Ermittlungsvorschriften für r^D allgemein vgl. Nagel (1998); speziell für die Automobilindustrie vgl. Gromer (2006, S. 317-339).

M-Prozess über Δw -c errechnet, wobei Δw als die Veränderung der Wachstumsrate der potenziellen Bruttowertschöpfung zu konstanten Preisen ermittelt wird.¹⁵ Die Gesamtkapitalrenditen können – wie bei *Nagel* (1998) und *Gromer* (2006) beschrieben – aus den Jahresabschlussanalysen der Deutschen Bundesbank ermittelt werden; da die Bundesbank zwischen 1991 und 1994 aber ihre Berichterstattung auf Gesamtdeutschland und die WZ 93 umgestellt hat, stehen für diese Jahre keine Renditedaten zur Verfügung, die mit den Daten bis 1990 bzw. ab 1995 vergleichbar sind. Aus diesem *statistischen* Grund muss man beim R-Prozess zwei Perioden unterscheiden: die Jahre von 1972 bis 1990 (Periode 1 für Westdeutschland) und die Jahre von 1995 bis zum aktuellen Rand (Periode 2 für Gesamtdeutschland). Das potenzielle Bruttowertschöpfungsvolumen wurde – wie in den o. a. Quellen dargestellt – bis zum Jahr 2002 vom DIW berechnet. Da das DIW seine Berechnungen aber in der Automobilindustrie nur für Westdeutschland und nur bis 2000 durchgeführt und danach eingestellt hat, muss für die neuere Zeit auf einen anderen Indikator ausgewichen werden. Hierfür bieten sich die für Gesamtdeutschland geltenden Werte der KLEMS-Datenbank zur Bruttowertschöpfung an. Sie werden mit den Ifo-Indikator der Kapazitätsauslastung zur nominellen potenziellen Bruttowertschöpfung hochgerechnet und dann mit dem Erzeugerpreisindex der Automobilindustrie zur realen potenziellen Bruttowertschöpfung deflationiert. Die KLEMS-Daten stehen an sich ab 1991 zur Verfügung. Da gesamtdeutsche Renditedaten aber erst ab 1995 vorhanden sind, muss man zur schon genannten Zweiteilung der Analyse des R-Prozesses für die oben erwähnten beiden Perioden greifen. Anders als beim M-Prozess, bei dem in der Zeitspanne von 1980 bis 2008 Quartalswerte für fast 28 Jahre zur Verfügung stehen, muss man beim R-Prozess weiter in die Vergangenheit zurückgehen, um wenigstens für die erste Periode bei Jahresdaten eine befriedigende Zahl von Beobachtungspunkten zur Verfügung zu haben (1972 bis 1990 = 19 Beobachtungspunkte). Die zweite Periode (1995 bis 2005 = 11 Beobachtungspunkte) ist für Stationaritätstests schon sehr kurz.

Die Übergangsfunktionen für den Regler lauten beim Kernprozess (1a) und beim Globalprozess (1b):

$$(1a) \Delta w_e = a^R r_{t-\tau}^D \text{ und}$$

$$(1b) \Delta r_e^D = a^R r_{t-\tau}^D$$

Die Übergangsfunktionen für die Regelstrecke lauten bei den beiden Prozessdarstellungen:

¹⁵ Zu den Ermittlungsvorschriften für Δw allgemein vgl. *Nagel* (1998); speziell für die Automobilindustrie vgl. *Gromer* (2006, S. 339-341).

$$(2a) r_t^D = b^R C_t + S_t^R \text{ und}$$

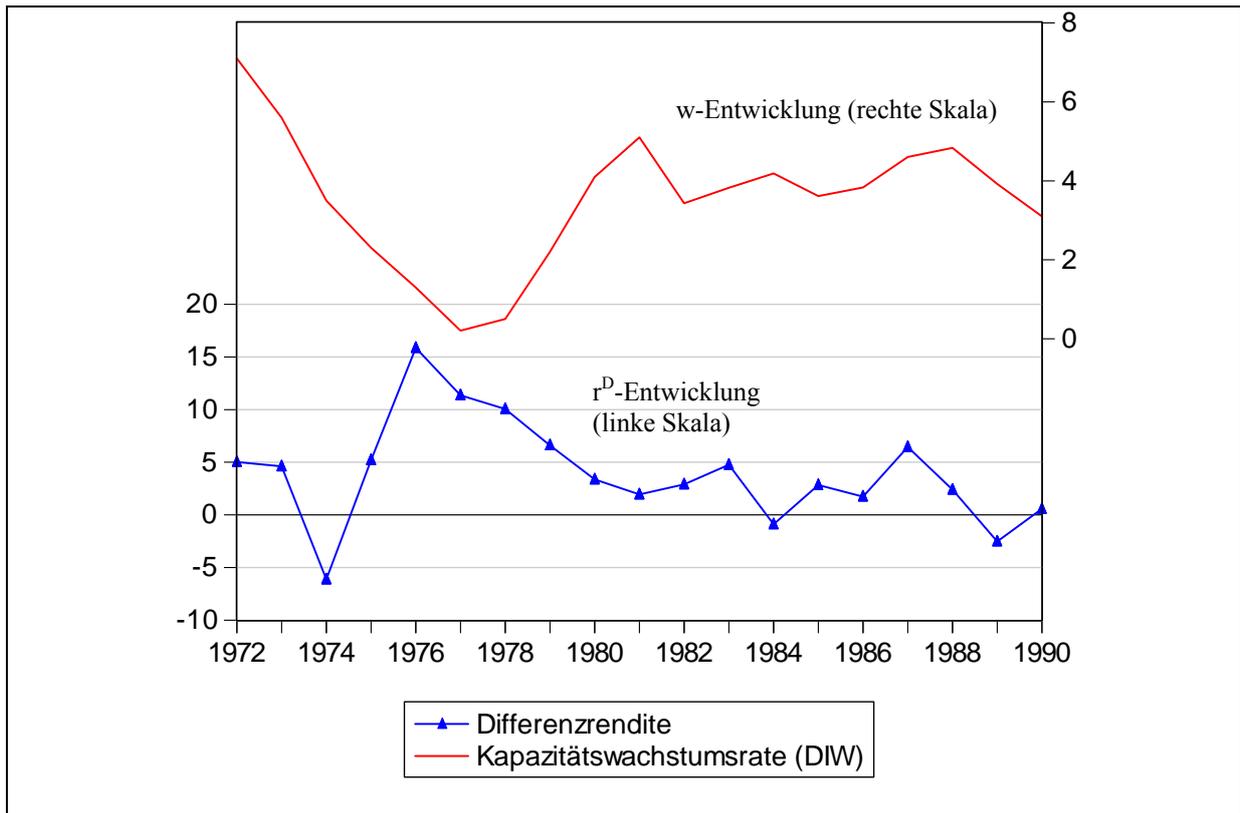
$$(2b) r_t^D = r_{t-1}^D + \Delta r_e^D + \Delta S_t^R.$$

C_t in (2a) entspricht dem Kapitalstock (gemessen über die reale potenzielle Bruttowertschöpfung, die er erzeugen kann), der sich aus dem Anfangskapitalstock und seinen Wachstumsraten ergeben hat.¹⁶

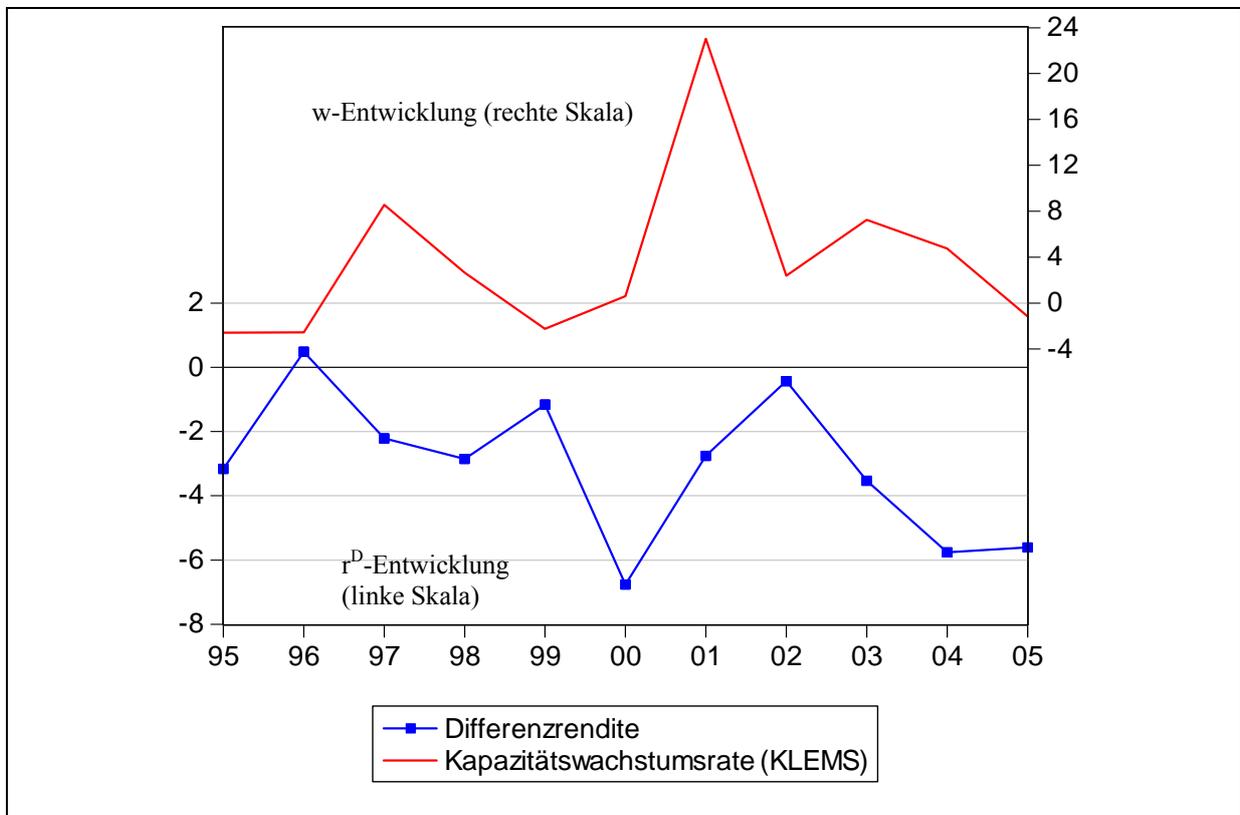
Die Beurteilungskriterien für die Funktionsfähigkeit der Selbstregulierung sind beim R-Prozess denen beim M-Prozess analog, und zwar sowohl beim Kernprozess mit der Veränderung der Wachstumsrate als Stellgröße als auch beim Globalprozess mit Δr^D als Stellgröße: r^D muss nullstationär sein, und das Parameterprodukt ab beim Kernprozess bzw. der Rückkopplungsparameter a beim Globalprozess müssen jeweils negativ sein und im Stabilitätsbereich liegen. In den **Kästen 3-1** und **3-2** sind die Prozessmuster von r^D , w und Δr^D dargestellt, und zwar in den Kästen 3-1a und 3-2a für die Zeit von 1972 – 1990 und in den Kästen 3-1b und 3-2b für die Zeit von 1995 – 2005. Die einschlägigen Tests führen zu folgenden Ergebnissen (Beitrag 20/ Fn. 7):

Der ADF-Test zeigt, dass r^D für die Periode 1 nullstationär ist ($p < 0,05$). Für die Periode 2 zeigt ein Test auf Nullstationarität eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 25 v.H. Führt man daraufhin einen Test auf Achsenabschnittstationarität durch, ergibt sich für Stationarität zum Mittelwert -3,07 eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 15 v.H. Ein Trendtest führt zu einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 11 v.H. Wenn weder ein Stationaritäts- noch ein Trendtest signifikante Ergebnisse liefern, legt dies die Vermutung nahe, dass die Zahl der Beobachtungspunkte zu niedrig ist. Diese Vermutung wird durch eine Programmwarnung bestätigt. Fügt man nun einen fiktiven Datenpunkt mit dem Mittelwert $r^D = -3,07$ hinzu, sinkt die Irrtumswahrscheinlichkeit beim Test auf Achsenabschnittstationarität auf 8 v.H. Dieses schwach signifikante Ergebnis legt die berechnete Vermutung nahe, dass für die Periode 2 Achsenabschnittstationarität zum Mittelwert -3,07 besteht. Das Ergebnis für die Periode 1

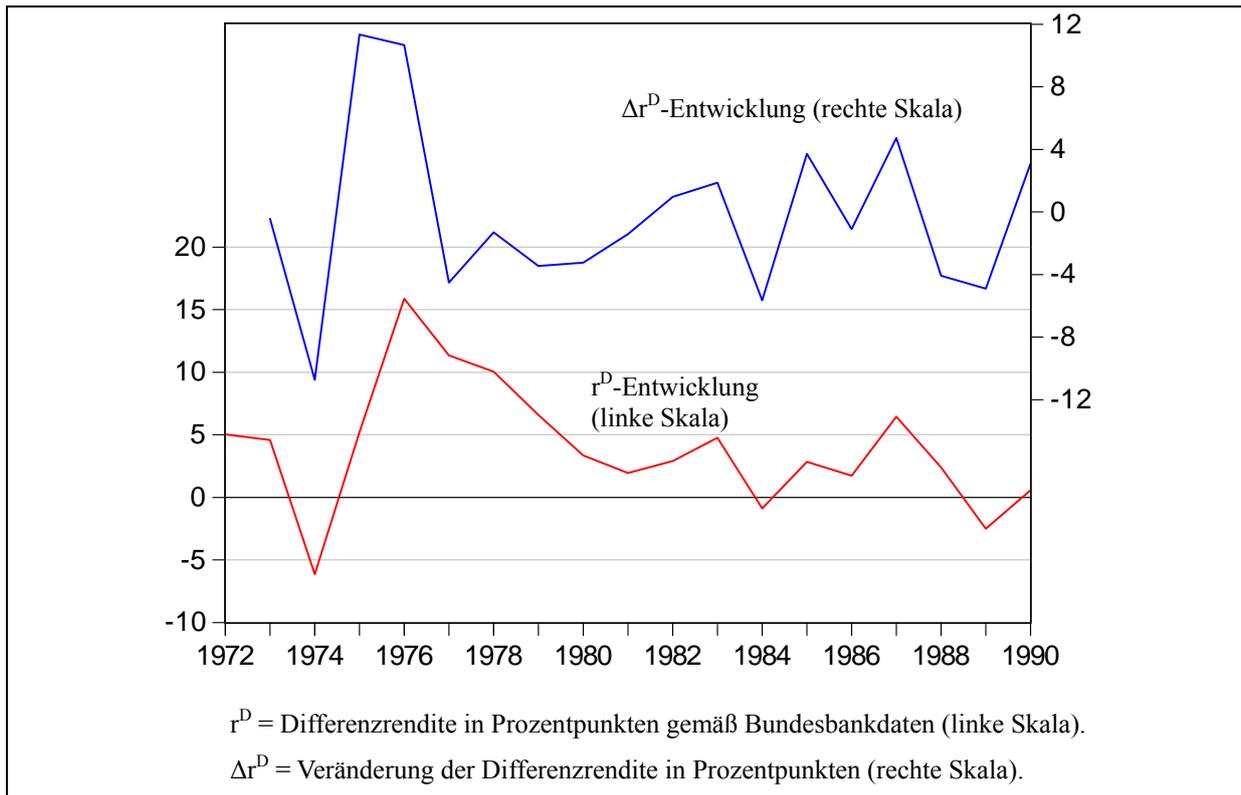
¹⁶ Die Funktion (2a) ergibt sich folgendermaßen: $r_t^D = b^R [1 + (w_{t-1} + \Delta w_e)] C_{t-1} + S_t^R = b^R C_t + S_t^R$. Die potenzielle Wertschöpfung C ist selbst keine Kapitalgröße; sie ist über die wertmäßige Kapitalproduktivität aber mit dem Kapitalstock verknüpft, der sich aus einem Anfangskapitalstock und den Wachstumsraten ergeben hat. Je größer der Kapitalstock, desto größer die potenzielle und normalerweise auch die tatsächliche Wertschöpfung und desto kleiner ceteris paribus der Preis und die Rendite. Die Hochindizes R zur Kennzeichnung der Parameter des R-Prozesses werden im Folgenden wieder weggelassen.



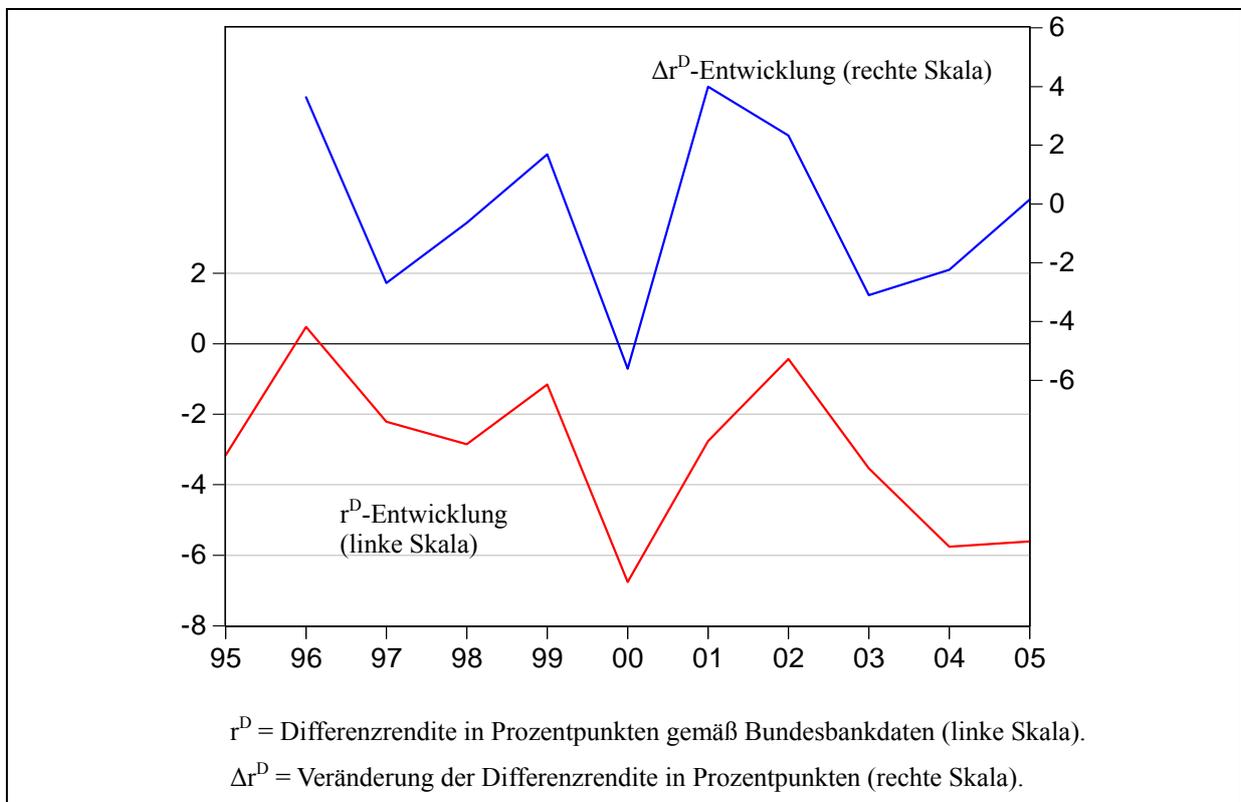
Kasten 3-1a: Entwicklung von r^D und w in der Automobilindustrie 1972-1990. *Quelle:* eigene Darstellung.



Kasten 3-1b: Entwicklung von r^D und w in der Automobilindustrie 1995-2005. *Quelle:* eigene Darstellung.



Kasten 3-2a: Entwicklung von r^D und Δr^D in der Automobilindustrie 1972-1990. *Quelle:* eigene Darstellung.



Kasten 3-2b: Entwicklung von r^D und Δr^D in der Automobilindustrie 1995-2005. *Quelle:* eigene Darstellung.

spricht uneingeschränkt, das für Periode 2 nur eingeschränkt für Funktionsfähigkeit, denn in Periode 2 gibt es eine Abweichungsremanenz, eine stationäre Unterrendite.

- Eine Kreuzkorrelogrammanalyse für den Kernprozess (**Kästen 3-1a und 3-1b**) zeigt, dass Δw für die Periode 1 bei einer Verzögerung von $\tau = 3$ und für die Periode 2 bei $\tau = 2$ maximal positiv mit r^D korreliert ist. Die zugehörigen Regressionsgleichungen der Form $\Delta w = c + a r_{t-\tau}^D$ lauten:

<p>Periode 1</p> $\Delta w = -0,55 + 0,11 r_{t-3}^D \quad \text{mit } R^2 = 0,27.$ <p style="text-align: center;">(p = 0,12) (p = 0,04)</p>	<p>Periode 2</p> $\Delta w = 6,59 + 0,23 r_{t-2}^D \quad \text{mit } R^2 = 0,20.$ <p style="text-align: center;">(p = 0,33) (p = 0,23)</p>
---	--

Der signifikante a -Wert der Periode 1 spricht ebenso für Funktionsfähigkeit wie die Insignifikanz der zugehörigen Konstante. Für die Periode 2 ist der a -Wert nicht signifikant und der Kernprozess somit nicht funktionsfähig.

- Das Blanckenburg-Verfahren liefert für die Periode 1 einen b -Wert von -1,64; der ab -Wert für diese Periode beträgt somit -0,18. Dass dieser Wert negativ ist, spricht ebenso für Funktionsfähigkeit wie die Tatsache, dass -0,18 im Stabilitätsbereich liegt, der von über -0,61 bis unter 0,00 reicht; die absolute Entfernung vom Optimalwert der Rückkopplung beträgt 0,82.

Insgesamt ergibt sich damit, dass der Kernprozess der Periode 1 funktionsfähig erscheint, wobei das Produkt der Rückkopplungsparameter wegen der Lage am rechten Rand des Stabilitätsbereichs allerdings als schwach eingestuft werden muss; in der Periode 2 ist die Rückkopplung nicht signifikant und damit auch nicht funktionsfähig. Dies und der korrigierte ADF-Test sprechen in Periode 2 für eine Wachstumstendenz, die losgelöst von der Differenzrendite ist und betriebswirtschaftlich als gefährlich und volkswirtschaftlich als Tendenz zur Kapitalfehllenkung bezeichnet werden muss. Bevor hierauf näher eingegangen wird, soll nun aber der Globalprozess betrachtet werden.

Für den Globalprozess (**Kästen 3-2a und 3-2b**) ergeben sich folgende Werte (Beitrag 20/ Fn. 7):

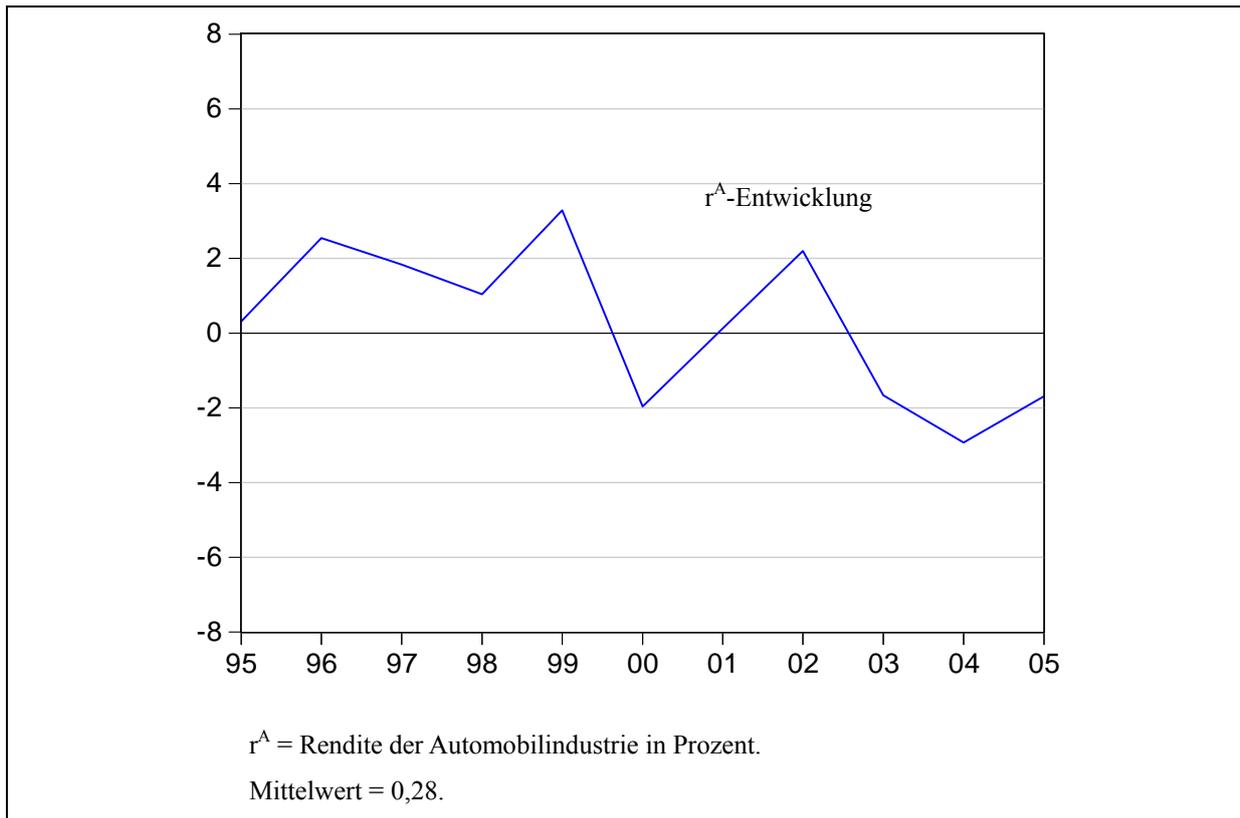
Eine Kreuzkorrelogrammanalyse zeigt hier, dass Δr^D sowohl in der Periode 1 als auch in der Periode 2 eine Verzögerung von $\tau = 1$ maximal negativ mit r_{t-1}^D korreliert ist. Die zugehörigen Regressionsgleichungen der Form $\Delta r^D = c + a r_{t-1}^D$ lauten:

<p>Periode 1</p> $\Delta r^D = 2,26 - 0,60 r_{t-1}^D \text{ mit } R^2 = 0,29.$ <p style="text-align: center;">(p = 0,15) (p = 0,02)</p>		<p>Periode 2</p> $\Delta r^D = -2,88 - 0,94 r_{t-1}^D \text{ mit } R^2 = 0,43.$ <p style="text-align: center;">(p = 0,06) (p = 0,04)</p>
---	--	--

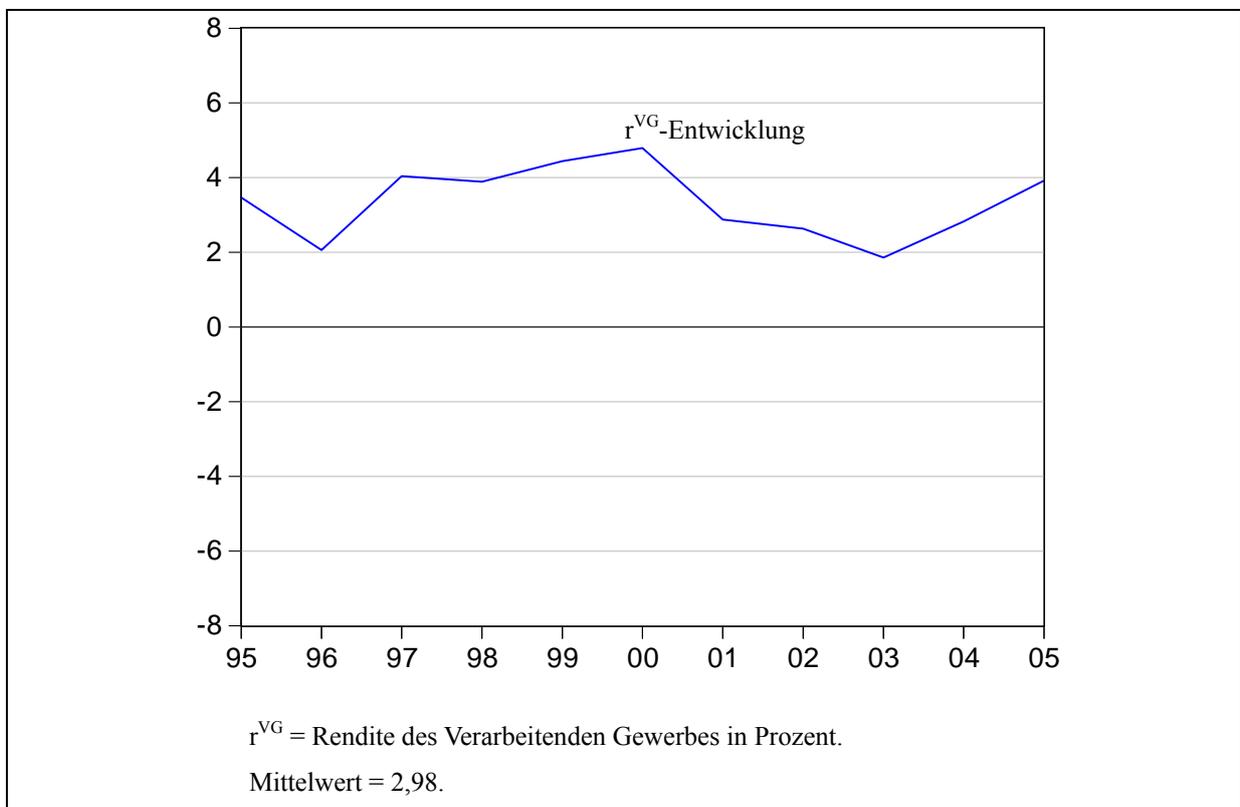
Dass a in beiden Perioden signifikant und negativ ist, spricht für Funktionsfähigkeit. Die insignifikante Konstante in der Periode 1 tut dies auch, die signifikante und stark negative Konstante in der Periode 2 korrespondiert dagegen mit der Stationarität der Unterrendite (Δr^D wird erst bei Unterrenditen positiv, die absolut größer als $2,88 / 0,94 = 3,06$ sind). Man sieht also auch hier wieder die durch die Wachstumsneigung verursachte Tendenz zu Unterrenditen. Der Stabilitätsbereich reicht bei $\tau = 1$ von über $-2,00$ bis unter $0,00$. Beide a -Werte liegen also im Stabilitätsbereich. Die Entfernung zum Optimalwert der Rückkopplung (-1) beträgt absolut $0,4$ in der Periode 1 und $0,06$ in der Periode 2. Der R^2 -Wert der Periode 1 ist mit $0,29$ etwas größer als der zugehörige Wert des Kernprozesses ($0,27$), was die Vermutung nahe legt, dass auch beim R-Prozess unbekannte zusätzliche Faktoren für eine sinnvolle Koordination sorgen.

Auf der Basis der Rückkopplungsanalyse kann der Globalprozess in der Periode 1 somit als funktionsfähig, in der Periode 2 dagegen nur als eingeschränkt funktionsfähig bezeichnet werden, weil Unterrenditen in der Periode 2 erst ab $r^D = -3,06$ ausreguliert werden. Dies erklärt die vom korrigierten ADF-Test gezeigte Stationarität bei einem Unterrenditenwert von $-3,07$ und spricht für eine autonome Wachstumstendenz.

Ergibt sich eine stationäre Unterrendite (Periode 2) empfiehlt es sich zu prüfen, ob sie aus der Entwicklung auf dem Untersuchungs- oder auf dem Vergleichsmarkt resultiert und ob die Wachstumsrate ein auffälliges Zeitmuster aufweist. Ersteres wird in den Kästen 3-3 und 3-4 aufgeschlüsselt. Im **Kasten 3-3** sieht man die Entwicklung der Kapitalrendite in der Automobilindustrie selbst; sie ist im Mittel des Beobachtungszeitraums um $2,70$ Prozentpunkte niedriger als die Vergleichsrendite im Verarbeitenden Gewerbe (**Kasten 3-4**). Vergleicht man Kasten 3-3 und Kasten 3-1b, sieht man außerdem, dass ab 2000 trotz einer mittleren Rendite von fast -1 v.H. deutlich positive Kapazitätswachstumsraten realisiert wurden.



Kasten 3-3: Entwicklung von r^A in der Automobilindustrie 1995-2005. *Quelle:* eigene Darstellung nach Daten der *Deutschen Bundesbank* (1999;2006).



Kasten 3-4: Entwicklung von r^{VG} in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung nach Daten der *Deutschen Bundesbank* (1999;2006).

Damit drängt sich der schon geäußerte Verdacht auf, dass in diesem Zeitraum „Umsatz vor Rendite“ gegolten hat (vielleicht um à tout prix Kapazität für eine weltweite Expansion aufzubauen). Volkswirtschaftlich entspricht dies einer Kapitalfehllenkung und erklärt die Überkapazitäten in der Automobilindustrie, die diese so anfällig für die Finanz- und Wirtschaftskrise hat werden lassen. Diese Diagnose kann noch dazu über einen Trendtest für die Kapazitätswachstumsrate erhärtet werden, denn bei einer längeren Zeit schlechten Renditesituation müsste man ja eigentlich eine signifikante fallende Kapazitätswachstumsrate beobachten können.

Ermittelt man eine Trendgleichung für w , ergibt sich (Beitrag 20/ Fn. 7):

$$w = 1,10 + 0,52 t \text{ mit } R^2 = 0,05.$$

$$(p = 0,80) (p = 0,50)$$

Die Kapazitätswachstumsrate weist somit keinen signifikanten Trend auf, aber überwiegend positive Werte von im Mittel 3,70 Prozentpunkten. Die Kapazität wird also anscheinend auf der Basis fragwürdiger Erwartungen nahezu routinemäßig erhöht, wenn nicht relativ starke Unterrenditen auftreten. Was dies für die Rendite bedeutet, wird sichtbar, wenn man diese einmal in Komponenten zerlegt. Wegen $r = G / C = (U - K) / C = (p - k) \cdot x / C = g \pi^C$ (mit g = Stückgewinn und π^C = Kapitalproduktivität) ist zu vermuten, dass sich das Umsatz-vor-Gewinn-Streben in zu geringen Margen g und/ oder einer zu niedrigen Kapitalproduktivität π^C niederschlägt. Da π^C sich auch als Quotient aus der Arbeitsproduktivität und der Kapitalintensität darstellen lässt, käme auch eine zu niedrige Arbeitsproduktivität als Folge dieses Strebens und damit als Ursache der Unterrendite in Frage. Hierauf wird beim Verfahrensfortschrittsprozess zurück zu kommen sein.

Ein GRV-Wert wird für den R-Prozess nicht berechnet, weil es bisher keine international gut vergleichbaren Renditedaten gibt.

Die Charakteristische Halbwertszeit hat für den R-Prozess in der Periode 1972 – 1990 den Wert $CHWZ = 1$ Jahr (Beitrag 20/ Fn. 7). Hieraus ergibt sich ein Wert für die Zentripetalkraft in Höhe von $ZPK = 50/1 = 50$ Prozentpunkte pro Jahr oder $50/4 = 12,5$ PpQ. Da das Gros aller ZPK-Werte für den R-Prozess im Verarbeitenden Gewerbe Deutschlands zwischen 2,5 und 12,5 PpQ liegt, ist dies ein hoher und günstiger Wert. Der R-Prozess arbeitet somit in der ersten Periode nicht nur befriedigend, sondern auch schnell. Für die zweite Periode ist die Berechnung einer CHWZ und damit auch der ZPK nicht sinnvoll, da die Bedingung der Nullstationarität verletzt wird. (Man könnte eine analoge Kennziffer für die Rückkehr zum

Mittelwert berechnen; ob dies sinnvoll ist, würde aber – hier nicht zu leistende – tiefergehende Analyse der Gründe für die Wachstumsneigung und die damit verbundene Stationarität der Unterrendite voraussetzen.)

4. Der Übermachterosionsprozess in der Automobilindustrie

Der Übermachterosionsprozess soll dauerhafte Machtvorsprünge einer Marktseite verhindern, die zur Verzerrung des Leistungswettbewerbs zu Gunsten der mächtigeren Marktseite führen könnten und damit auch zur Verzerrung des normalen Ablaufs der Marktprozesse.

Regelgröße ist die Machtdifferenz m^D , die sich aus den korrigierten Herfindahlindexwerten H_k (also der Summe der mit sich selbst gewichteten und somit quadrierten Marktanteile) auf der Anbieter- (A) bzw. Nachfragerseite (N) ergibt: $m^D = H_k^A - H_k^N$. Die Korrekturfaktoren auf der Anbieterseite sind im GWB aufgeführt. Man kann sie in solche einteilen, die durch Marktzutrittsschranken, Ausweichmöglichkeiten der Marktgegenseite auf Import- und Substitutionsprodukte und Ressourcenmacht bestimmt werden; der wichtigste Korrekturfaktor auf der Nachfragerseite ergibt sich aus der Möglichkeit der Anbieter, ihre Abhängigkeit von Großnachfragern im Falle einer drohenden Ausbeutung relativ einfach und schnell durch eine Umstellung ihrer Anlagen auf Produkte für andere Nachfrager zu beseitigen.¹⁷

Stellgröße beim Ü-Prozess sind Strukturveränderungen Δm^D , die Übermachtpositionen beseitigen. Die Formulierung der Stellgröße als Δm^D zeigt, dass der Ü-Prozess grundsätzlich nur als Globalprozess beschrieben wird. Dies liegt daran, dass die konkrete Art einer machtreduzierenden Strukturvariation sehr unterschiedlich sein kann. Im Bereich der Landwirtschaft und des Einzelhandels haben sich die Landwirte bzw. die Einzelhändler z.B. dadurch gegen dominierende Land- bzw. Großhändler gewehrt, dass sie im Wege einer Genossenschaftsgründung selbst Land- bzw. Großhandelsunternehmen gegründet und dadurch den Wettbewerb auf ihrer jeweiligen Marktgegenseite intensiviert haben. In der Weimarer Republik wurden Kartelle stromaufwärts dagegen vielfach mit Gegenmachtkartellen stromabwärts oder entsprechenden Konzentrationsprozessen beantwortet, was zu einer Verkrustung der Märkte geführt hat. In neuerer Zeit hat die Globalisierung für mehr Wettbewerb gesorgt. Es sind also sehr unterschiedliche (Re-)Aktionen denkbar. Empirisch kann man diese Veränderungen i.d.R. nur global erfassen.

¹⁷Genauer werden die Ermittlungsvorschriften für m^D allgemein von Schengber (1996, S. 39-56) spezifiziert, speziell für die Automobilindustrie von Gromer (2006, S. 417-506). Die Werte der Korrekturfaktoren ergeben sich aus Experteninterviews.

Im Vergleich zum M- und zum R-Prozess weist der Übermachterosionsprozess drei Besonderheiten auf:

1. Es gibt einen Toleranzkorridor, innerhalb dessen $m^D \neq 0$ keine Reaktion $\Delta m_e^D \neq 0$ zu evozieren braucht. Dieses Toleranzintervall liegt zwischen den Fühlbarkeitsschwellen $m^D = -0,1$ und $m^D = +0,1$ und ist Ausdruck der Tatsache, dass Wettbewerbsbehörden Konzentrationsgrade im Bereich $H^A \leq 0,1$ nahezu weltweit als unerheblich betrachten. Dies wird im KMD-Konzept vorerst übernommen, obwohl die Auswirkungen auf die Marktprozesse noch nicht systematisch geprüft worden sind und $|m^D| \leq 0,1$ ja auch aus der Verrechnung relativ hoher H_k^A - und H_k^N -Werte stammen könnte.
2. Die zweite Besonderheit besteht darin, dass größere Strukturvariationen selten sind und es in aller Regel keine optisch schwer zu beurteilenden Entwicklungsmuster gibt.
3. Schließlich ist es bei der Untersuchung von Industriebranchen in der Regel so, dass auf der Branchenebene selten Übermachtpositionen festgestellt werden, sondern dass solche nur auf der Ebene von Teilbranchen bestehen.

Aus der Besonderheit (1) folgt für die Übergangsfunktionen für den Regler und die Regelstrecke und die notwendigen Funktionsbedingungen Folgendes:

$$\Delta m_e^D = a \cdot m_{t-\tau}^D \text{ und}$$

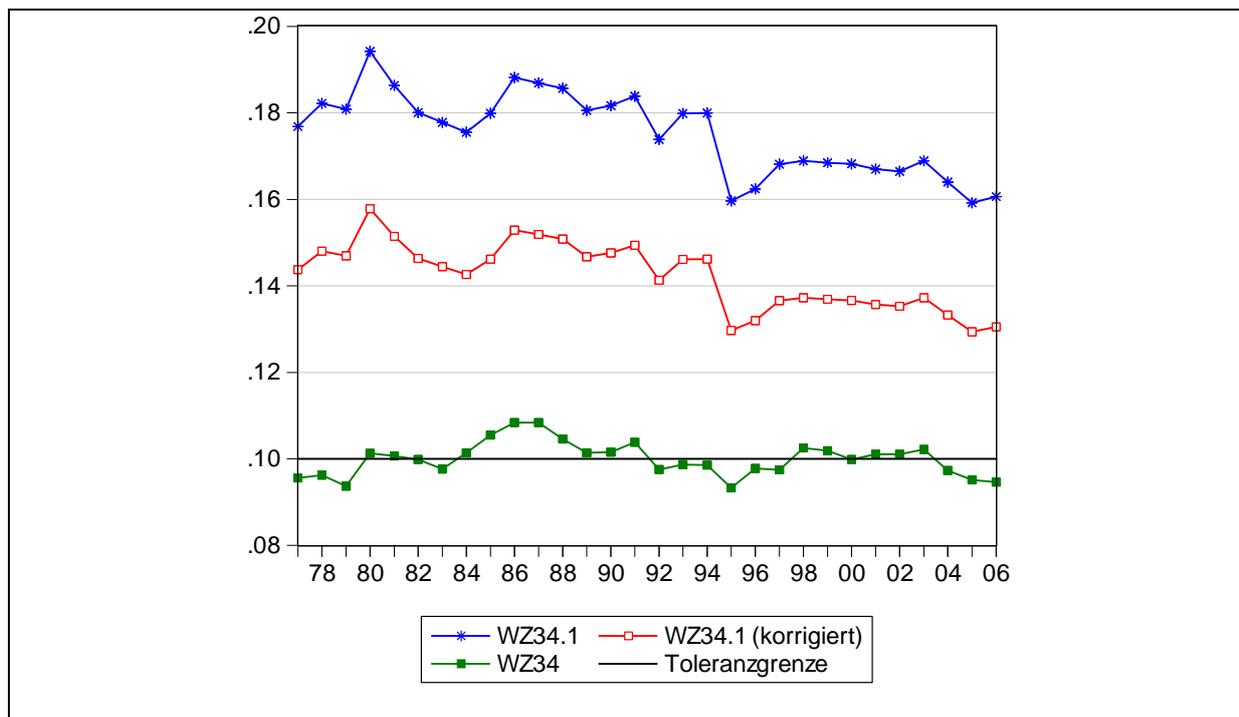
$$m_t^D = m_{t-1}^D + \Delta m_e^D + \Delta S \text{ mit}$$

$$a = \text{unbestimmt, falls } m_{t-1}^D \in [-0,1; +0,1]; a < 0, \text{ falls } m_{t-1}^D \notin [-0,1; +0,1].$$

Aus der Besonderheit (2) folgt, dass die Frage, ob der Toleranzbereich überschritten wird und ob es zu einer angemessenen Korrekturbewegung kommt, weitgehend ohne ökonometrische Tests zu beantworten ist.

Aus der Besonderheit (3) folgt für die Automobilindustrie, dass man die Nachfrageseite auf dem Absatzmarkt der Automobilindustrie zwar als machtlos ansehen kann (d.h., dass $H_K^N = 0$ und damit $m^D = H_K^A$, und zwar unabhängig davon, ob man die Endnachfrager oder die Händler als Nachfrager ansieht), dass man auf dem Absatzmarkt der Automobilzulieferer aber die Nachfragemacht der Hersteller berücksichtigen muss. Man muss deshalb den Absatzmarkt der Zuliefererindustrie und denjenigen der Hersteller getrennt analysieren. Das Prozessmuster für den Absatzmarkt der Automobilhersteller (WZ 34.1), auf den sich die Analyse hier beschränken soll, ist im **Kasten 4-1** dargestellt, und zwar bis 1994 für Westdeutschland ab 1995 für Gesamtdeutschland. Die Betrachtung dieser Gesamtperiode ist möglich, weil die

Wiedervereinigung als solche die Angebotsverhältnisse in der Automobilindustrie nicht wesentlich beeinflusst hat und die Umstellung auf WZ 93 auch nicht. Man ersieht aus den verfügbaren Daten unmittelbar, dass die Automobilhersteller auch unter Berücksichtigung der im GWB aufgeführten Korrekturfaktoren (z.B. für den Offenheitsgrad des Marktes für ausländische Konkurrenten) über eine dauerhafte und den Toleranzbereich überschreitende Übermachtposition verfügen.



Kasten 4-1: Entwicklung von m^D in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung nach Daten von *Gromer* (2006, S. 480 m. w. N.).

Der Kreuzkorrelationstest zeigt für die Machtentwicklung bei den Herstellern, dass Δm^D bei $\tau = 1$ maximal negativ mit m_{t-1}^D korreliert ist (Beitrag 20/ Fn. 7). Die zugehörige Regressionsfunktion lautet (ebenda):

$$\Delta m^D = 0,03 - 0,18 m_{t-1}^D \text{ mit } R^2 = 0,07$$

$$(p = 0,17) (p = 0,16).$$

Die Rückkopplung ist also zwar negativ (und läge im Prinzip auch im Stabilitätsintervall), aber nicht signifikant. Der Übermächterosionsprozess weist also auf dem Absatzmarkt der Hersteller einen dauerhaften Stabilitätsdefekt auf. Dieser kann auch ökonomisch plausibel erklärt werden – man denke an größenbedingte Kostenvorteile der Produktion und Entwicklung sowie bei der Unterhaltung eines flächendeckenden Vertriebs- und Servicenetzes – und

stellt deshalb einen Koordinationsmangel dar (vgl. im Einzelnen hierzu *Gromer*, 2006, S. 437-506).

Ein GRV-Wert wird in diesem Aufsatz für den Ü-Prozess nicht berechnet, weil die Märkte, die als Vergleichsmärkte in Frage kommen, zu unterschiedlich sind. Auch die Berechnung der Stärke der **Zentripetalkraft (ZPK)** ist nicht sinnvoll, weil keine signifikante Rückkopplung festgestellt wurde. Sinnvoll ist es dagegen, eine sogenannte **Äquivalenzkennziffer (ÄKZ)** zu berechnen. Diese wird aus dem Mittelwert der korrigierten Herfindahlindexwerte der Automobilhersteller (WZ 34.1) ermittelt, der hier dem Mittelwert der m^D -Werte gleicht. Sie zeigt, welche fiktive Anzahl von Unternehmen mit jeweils *identischen* Marktanteilen zum gleichen mittleren m^D -Wert führen würde, wie er auf dem Markt tatsächlich festgestellt wurde. Diese Unternehmenszahl kann zur Festlegung der Marktform verwendet werden. *Gromer* (2006, S. 482) hat für die Automobilhersteller eine ÄKZ von sieben Unternehmen errechnet. Unterscheidet man die Marktformen nach Monopol (ÄKZ = 1), engem Oligopol ($2 \leq \text{ÄKZ} \leq 9$), weitem Oligopol ($10 \leq \text{ÄKZ} \leq 24$) und Polypol ($\text{ÄKZ} \geq 25$), liegt bei den Herstellern also ein enges Oligopol vor. Man könnte deshalb vermuten, dass die Hersteller willens und fähig wären, ein heimliches Kartell zu bilden.

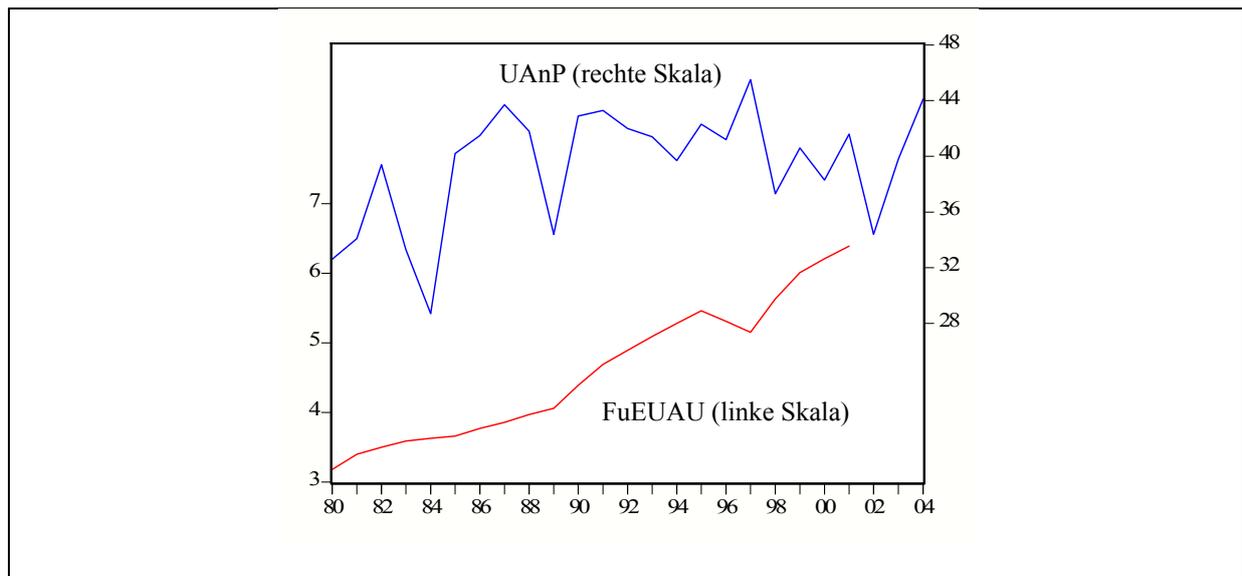
Dem widerspricht jedoch ein (kurz gefasster) **KMD-Kartelcheck**. Hierunter versteht man von *Lorenz* (2008) und *Blanckenburg/Geist* (i. E.) ausgearbeitete Testverfahren zum Aufspüren versteckter Kartelle. Diese Verfahren beruhen auf der Grundidee, dass Kartelle in *mehreren* Marktprozessen Spuren hinterlassen (und sich dadurch verraten), d.h. dass es ein aus mehreren charakteristischen Symptomen zusammengesetztes **Kartellsyndrom** gibt, das über einen **Charakteristischen Kartellvektor** dargestellt werden kann. Bei länger bestehenden Kartellen enthält dieser Vektor folgende Kartellsymptome $KS^{(\cdot)}$: KS^M = Stationarität im Überangebotsbereich in Verbindung mit einem treppenförmig steigenden nominalen Erzeugerpreisindex; KS^R = Stationarität im Überrenditen- oder Normalrenditenbereich; $KS^{\bar{U}}$ = enges Oligopol (m^D außerhalb des Toleranzbereichs); KS^P = Stationarität im Rückstandsbereich; KS^V = Stationarität im Rückstandsbereich. Im Falle der Automobilhersteller liegt zwar eine gewisse Annäherung an eine treppenförmige Entwicklung des Nominalpreisindex vor, aber keine Stationarität im Überangebotsbereich, und der R-Prozess weist in der Periode 2 eine stationäre Unterrendite aus. Beides widerspricht größtenteils dem Charakteristischen Kartellvektor. Hinzu kommt – wie noch gezeigt wird –, dass die Hersteller weltweite Innovationsführer bei den Produkten sind, was ebenfalls einen Widerspruch zum Charakteristischen Vektor darstellt. Lediglich ein noch zu zeigender dauerhafter Rückstand beim Verfahrensfortschritt entspricht diesem Vektor. Die tatsächliche Dynamik passt also nicht zu den Prozessmustern,

die man erwarten müsste, wenn man auf der Basis des korrigierten Konzentrationsgrades ein Kartell vorhersagen würde. Aus der Sicht der Verbraucher wirkt sich die Übermacht der Hersteller insgesamt auch nicht negativ aus. Aus der Sicht der Zulieferer sowie der Kraftfahrzeughändler würde man zum Teil allerdings zu anderen Ergebnissen kommen; dies soll jedoch nicht weiter thematisiert werden.

5. Der Produktfortschrittsprozess in der Automobilindustrie

Der Produktfortschrittsprozess soll dauerhafte Rückstände der heimischen Industrie gegenüber weltweit als Innovations- und Qualitätsführer anerkannten Best-Product- Unternehmen verhindern. Die Überprüfung seiner Funktionsfähigkeit setzt eine Einigung darüber voraus, was unter „Produktfortschritt“ zu verstehen ist. Eine theoretisch befriedigende Antwort lautet: Produktfortschritt setzt sowohl eine hohe Zahl von Innovationsversuchen der Anbieter als auch eine hohe Akzeptanz der jeweiligen Innovationen bei den Nachfragern voraus. Er ergibt sich somit (1) als eine hohe Anzahl von Produkten in einer Branche, die in den letzten fünf Jahren neu geschaffen oder qualitativ stark verbessert wurden und die (2) einen hohen durchschnittlichen Marktanteil errungen haben.¹⁸ Die beiden Teilindikatoren „hohe Zahlen neuer Produkte“ und „hoher durchschnittlicher Marktanteil“ kann man zusammenfassen zu einem hohen Marktanteil von in den letzten fünf Jahren neu geschaffenen oder qualitativ stark verbesserten Produkten. Entsprechende Daten werden vom Ifo-Institut und vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) erhoben. **Kasten 5-1** zeigt den Umsatzanteil neuer Produkte (UAnP).

¹⁸ Der Zeitraum für die Qualifizierung von Produkten als „neu“ wird in verschiedenen Quellen unterschiedlich definiert und schwankt zwischen drei und fünf Jahren, vgl. *Sebbel-Leschke* (1995, S. 73).



Kasten 5-1: Fortschrittsindikatoren in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung nach Daten von *Gromer* (2006, S. 525 u. 528).

Außerdem wird der Anteil der unternehmensfinanzierten FuE-Ausgaben am Umsatz (FuEUAU) – die Forschungsintensität – in der Automobilindustrie gezeigt, der als Hilfsindikator verwendet werden kann und positiv mit UAnP korreliert ist.¹⁹ Daten für FuEUAU werden von der OECD ab 1991 für Gesamtdeutschland bereitgestellt.

Könnte man davon ausgehen, dass es speziell für die Automobilindustrie keine Einwände gegen die Validität des Indikators UAnP gibt und dass UAnP auch für ein bestes Vergleichsland (in diesem Fall Japan) veröffentlicht wird, ließe sich der Kernprozess der Selbstregulierung durch die folgenden beiden Übergangsfunktionen für den Regler (1) und die Regelstrecke (2) charakterisieren:

$$(1) \Delta A_e^D = a \cdot q_{t-\tau}^{DP} \text{ und}$$

$$(2) q_t^{DP} = b(A_{t-1}^D + \Delta A_e^D) + S_t$$

Dabei könnte ΔA_e^D über die Schätzgleichung $\Delta A_e^D = c + a \cdot q_{t-\tau}^{DP}$ ermittelt werden, wobei ΔA_e^D als Differenz $FuEUAU_t - FuEUAU_{t-1}$ in Deutschland gemessen wird und q^{DP} als Differenz zwischen den Umsatzanteilen neuer Produkte in Deutschland und Japan ($UAnP_D - UAnP_J$). Für a würde man im Fall eines Fortschrittsrückstands Deutschlands einen negativen Wert erwarten (Fortschrittsrückstände werden mit erhöhten Forschungsanstrengungen und damit

¹⁹ Die Daten sind von *Gromer* (2006, S. 525) übernommen worden (bis 1994 für West-, ab 1995 für Gesamtdeutschland). Einen allgemeinen Überblick über Produktfortschrittsindikatoren bietet *Sebbel-Leschke* (1996); speziell zur Automobilindustrie vgl. *Gromer* (2006, S. 507-529).

höheren FuE-Ausgaben beantwortet), für b einen positiven Wert (erhöhte Forschungsanstrengungen erhöhen den UAnP-Wert Deutschlands und mindern damit den Rückstand) und für ab somit einen negativen Wert (negative Rückkopplung).

Die beiden eben genannten Voraussetzungen sind jedoch nicht erfüllt: An der Validität des Indikators UAnP gibt es speziell für die Automobilindustrie Zweifel, weil bei den Befragten offenbar Unklarheiten darüber bestehen, was ein „neues“ Produkt ist: kleinere Änderungen im Modell-Lebenszyklus oder ein Modellwechsel mit erheblichen technischen Änderungen.²⁰ Außerdem wird UAnP vorerst nur in Deutschland, nicht aber im Ausland kontinuierlich veröffentlicht, so dass $(UAnP_D - UAnP_J)$ nicht ermittelt werden kann. Branchenexperten empfehlen deshalb, statt UAnP, der ein Outputindikator für Forschungsprozesse ist, den Inputindikator FuEUAU zu verwenden, was sich auch mit einem Blick auf die Patentstatistik und die Diffusion wichtiger Innovationen rechtfertigen lässt.²¹ Dies bedeutet nun aber, dass der Produktfortschrittsprozess nur als Globalprozess auf der Basis von KLEMS-Daten zur Fortschrittsintensität in Gesamtdeutschland (1991 ff.) dargestellt werden kann. Seine Übergangsfunktionen können unter Verwendung der oben eingeführten Abkürzungen und $A^D = FuEUAU_D - FuEUAU_J$ folgendermaßen beschrieben werden:

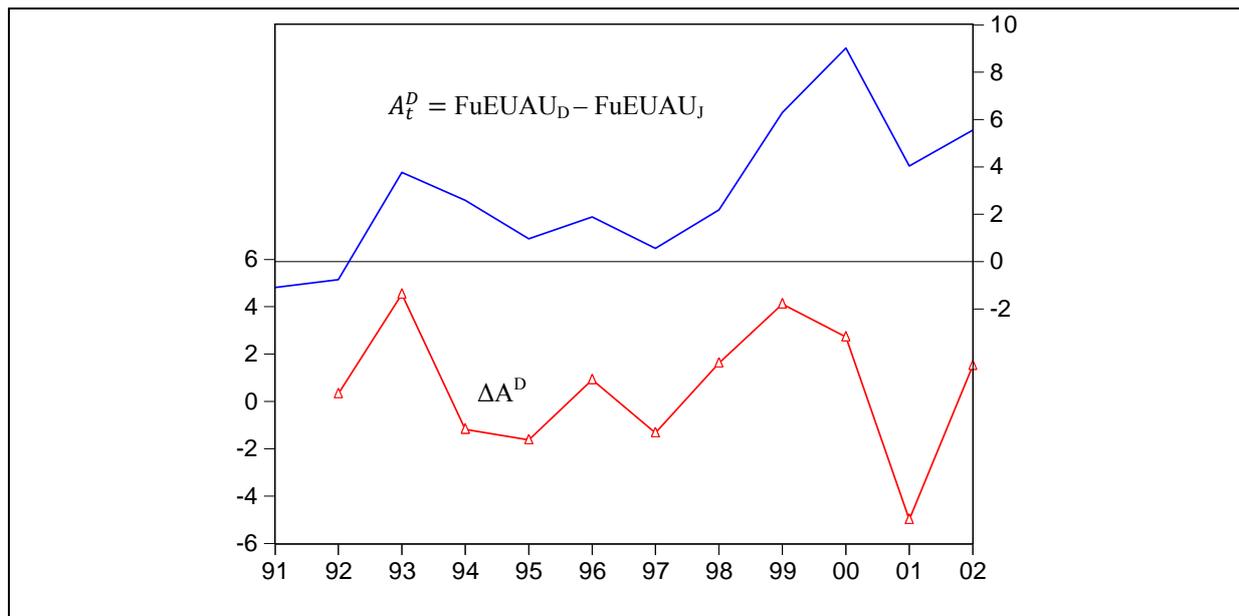
$$(1) \Delta A_e^D = a \cdot A_{t-\tau}^D \text{ und}$$

$$(2) A_t^D = A_{t-1}^D + \Delta A_e^D + \Delta S$$

Der Parameter a muss im Fall eines Rückstands Deutschlands ($A_{t-\tau}^D < 0$) einen negativen Wert aufweisen (negative Rückkopplung), denn der Rückstand soll ja eine Erhöhung der FuE-Ausgaben evozieren und sich selbst damit verringern. Dass a einen negativen Wert haben muss, wenn der Prozess funktionsfähig sein soll, gilt allerdings nur für den Fall eines Fortschrittsrückstands; ist die deutsche Automobilindustrie dagegen selbst der Innovationsführer ($A_{t-\tau}^D > 0$, d.h. $FuEUAU_D - FuEUAU_J > 0$), kann der Parameter auch in einem anderen Wertebereich liegen, denn aus deutscher Sicht ist die Innovationsführerschaft ja vorteilhaft. Wie **Kasten 5-2** zeigt, ist genau dies der Fall: Deutschlands Automobilindustrie erweist sich gegenüber Japan (und – wie sich zeigen lässt – noch mehr gegenüber den USA) seit 1993 als Innovationsführer, denn A_t^D weist dauerhaft einen positiven Wert auf.

²⁰ Näher hierzu *Gromer* (2006, S. 533-535). Nach den bisherigen Erfahrungen mit KMD-Analysen taucht dieses Problem anscheinend oft bei Produkten auf, bei denen eine allmähliche Weiterentwicklung erfolgt und Innovationen immer nur Produktteile betreffen.

²¹ Vgl. *Gromer* (2006, S. 537-548).



Kasten 5-2: Entwicklung von A^D und ΔA^D in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung (Daten im Beitrag 20/ Fn. 7).

Die Funktionsfähigkeitstests für den Globalprozess des Produktfortschritts führen zu folgenden Ergebnissen:

- Ein ADF-Test auf Nullstationarität ist nicht erforderlich, denn beim Produktfortschrittsprozess soll – jedenfalls aus der Sicht einer einzelnen Volkswirtschaft – lediglich ein Fortschrittsrückstand vermieden, nicht jedoch ein Fortschrittsausgleich erreicht werden. Im Gegenteil: Ist eine Branche Qualitäts- und Innovationsführer, ist das besonders vorteilhaft. Es muss aber ein ADF-Test mit dem Ziel durchgeführt werden, Stationarität im Produktfortschritts-Rückstandsbereich auszuschließen, und es muss ein Test durchgeführt werden, der einen Trend verneint, welcher den Produktfortschrittsrückstand vergrößert.
- Im Falle der Automobilindustrie wird ein ADF-Test auf Stationarität zu einer Konstanten verworfen ($p = 0,35$), und ein Trendtest zeigt einen hoch signifikanten positiven – d.h. weiter in den Vorsprungsbereich führenden – Trend:

$$A_t^D = -0,43 + 0,61 t \text{ mit } R^2 = 0,54$$

$$(p = 0,72) \quad (p < 0,01)$$

Das ist ein sehr befriedigendes Ergebnis, bestätigt es doch eine sich verstärkende Innovationsführerschaft der deutschen Automobilindustrie.²²

²² In neueren Zeitungsberichten wird oft darauf hingewiesen, dass die deutsche Automobilindustrie die Entwicklung spritsparender Hybrid-Autos „verschlafen“ habe. Dies scheint ihrer Qualifizierung als Innovati-

- Eine Kreuzkorrelogrammanalyse zeigt, dass die Korrelation zwischen ΔA^D und $A_{t-\tau}^D$ bei $\tau = 1$ maximal negativ ist. Eine Regression von ΔA^D auf A_{t-1}^D führt zu folgendem Ergebnis:

$$\Delta A^D = 1,89 - 0,48 A_{t-1}^D \text{ mit } R^2 = 0,27.$$

$$(p = 0,10) \quad (p = 0,10)$$

Dass $a = -0,48$ an der Signifikanzgrenze liegt, dürfte der Innovationsführerschaft geschuldet sein. Dass a negativ ist, zeigt aber, dass auf einen deutschen Vorsprung ($A^D > 0$) eine Verringerung dieses Vorsprungs folgt. Die Zusammenschau mit dem Trendtest macht jedoch deutlich, dass solche Aufholversuche Japans aus der Sicht dieses Landes zwar richtungsfunktional, aber nicht suffizient sind. Dies hat zur Folge, dass A_t^D auch bei $\Delta S = 0$ nicht gegen den Wert Null konvergiert. Bei einem Vorsprung der deutschen Automobilindustrie bei den FuE-Ausgaben ist dies aus deutscher Sicht auch nicht wünschenswert. Bei einem (hier nicht vorhandenen) Rückstand der deutschen FuE-Ausgaben wäre eine solche Konvergenz dagegen funktionell.

Insgesamt zeigt sich damit, dass die deutsche Automobilindustrie Innovations- und Qualitätsführer ist und dass sie ihre FuE-Ausgaben besonders schnell erhöht. Es gibt somit keinerlei Anzeichen für eine Funktionsstörung (d.h. den Verlust der Fähigkeit, Gleichgewichtsstörungen auszuregulieren). Für den Grad der Regelungsverluste, der beim P-Prozess aus den mittleren absoluten Abweichungen $M_{(.)}$ im Rückstandsbereich berechnet wird, erhält man für Deutschland (D) einerseits und Japan (J) andererseits (Beitrag 20/ Fn. 7):

$$M_D = 1,85/12 = 0,15 \text{ und } M_J = 36,88/12 = 3,07, \text{ d.h.}$$

$$\text{GRV} = \frac{0,15 - 3,07}{0,15 + 3,07} = \frac{-2,92}{3,22} = -0,91.$$

Dass dieser Wert nahe bei -1 liegt, zeigt, dass die Regelungsverluste in Deutschland deutlich und dauerhaft kleiner als die in Japan sind. Dies bestätigt die Innovationsführerschaft der deutschen Automobilindustrie eindrucksvoll.

onsführer zu widersprechen. Man muss jedoch berücksichtigen, dass die deutsche Industrie früher als andere spritsparende Autos entwickelt hat, die zu den damaligen Spritpreisen vom Markt allerdings nicht akzeptiert wurden, und dass die Hybridtechnik noch umstritten ist. Man kann die Innovationsführerschaft auch nicht nach Vorsprüngen bei einer einzigen Art von Innovation beurteilen, sondern muss nach der Breite und zeitlichen Kontinuität von Innovationen fragen.

6. Der Verfahrensfortschrittsprozess in der Automobilindustrie

Der Verfahrensfortschrittsprozess soll dauerhafte Rückstände der heimischen Industrie gegenüber Welt-Kostenführern verhindern. Die Überprüfung seiner Funktionsfähigkeit setzt eine Einigung darüber voraus, was unter „Verfahrensfortschritt“ zu verstehen ist. Man könnte solche Fortschritte analog zum Produktfortschritt als Anteil neuer, kostengünstigerer Verfahren an den in einer Branche insgesamt eingesetzten Verfahren definieren. Hierfür fehlen aber sowohl in Deutschland als auch im Ausland die statistischen Voraussetzungen. Eine andere Möglichkeit ergibt sich, wenn man bedenkt, dass die Kosten für Material und Fremdleistungen sowie die Finanzierungskosten in den entwickelten Industriestaaten weitgehend identisch sind, dass sich die Produktionsstandorte aber hinsichtlich der Arbeitskosten unterscheiden.²³ Hieraus folgt, dass normalerweise diejenigen Unternehmen einen Kostennachteil haben, die über höhere Lohnkostenanteile an der Bruttowertschöpfung verfügen, d.h. bei denen die so genannten realen Lohnstückkosten (der Quotient aus der Lohnsumme pro Arbeitnehmer einerseits und der Bruttowertschöpfung pro Arbeitnehmer [= Arbeitsproduktivität] andererseits) höher sind. Auf höhere reale Lohnstückkosten können Unternehmen mit Maßnahmen zur Erhöhung der Arbeitsproduktivität reagieren. Dies lässt sich über Rationalisierungsinvestitionen und/oder die Nutzung von (mit möglichst niedrigen Transportkosten zu erreichenden) Billiglohnländern als so genannte verlängerte Werkbank erreichen. Der Kernprozess des Verfahrensfortschritts lässt sich deshalb mit den folgenden beiden Übergangsgleichungen (1) für den Regler und (2) für die Regelstrecke abbilden:

$$(1a) \Delta\pi_e^A = a \cdot l_{t-\tau}^D \text{ und}$$

$$(2a) l_t^D = b (\pi_{t-1}^A + \Delta\pi_e^A) + S_t \text{ mit}$$

$\Delta\pi_e^A$ = Stellgröße = evozierte Veränderung der Arbeitsproduktivität in Deutschland und l^D = Regelgröße = Lohnquotendifferenz zwischen Deutschland und dem Welt-Kostenführer Japan. Für den Globalprozess gilt dagegen:

$$(1b) \Delta l_e^D = a \cdot l_{t-\tau}^D \text{ und}$$

$$(2b) l_t^D = l_{t-1}^D + \Delta l_e^D + \Delta S.$$

²³ Weitere Unterschiede bestehen in der Abgaben- und insbesondere der Steuerbelastung. Geht man davon aus, dass die Unternehmen alle sonstigen Steueroptimierungsmöglichkeiten ausschöpfen, kann man solche Unterschiede nur über Sitzverlagerungen ausnutzen. Da in dieser Arbeit die in Deutschland verbliebene Automobilindustrie betrachtet wird, braucht auf die steuerlich bedingten Unterschiede deshalb nicht näher eingegangen zu werden.

Kasten 6-1 zeigt die Entwicklung der Regelgröße I^D und der Arbeitsproduktivität π^A , gemessen als Bruttowertschöpfung pro geleisteter Beschäftigtenstunde; in **Kasten 6-2** sind die zum Globalprozess gehörenden Größen I^D und ΔI^D dargestellt. Es sind durchgehende Reihen bis 1990 für West -, ab 1991 für Gesamtdeutschland verwendet worden, weil die Umstellungen zwischen 1990 und 1994 keine wesentlichen statistischen Verzerrungen verursacht haben. Datenquelle ist die KLEMS-Datenbank.

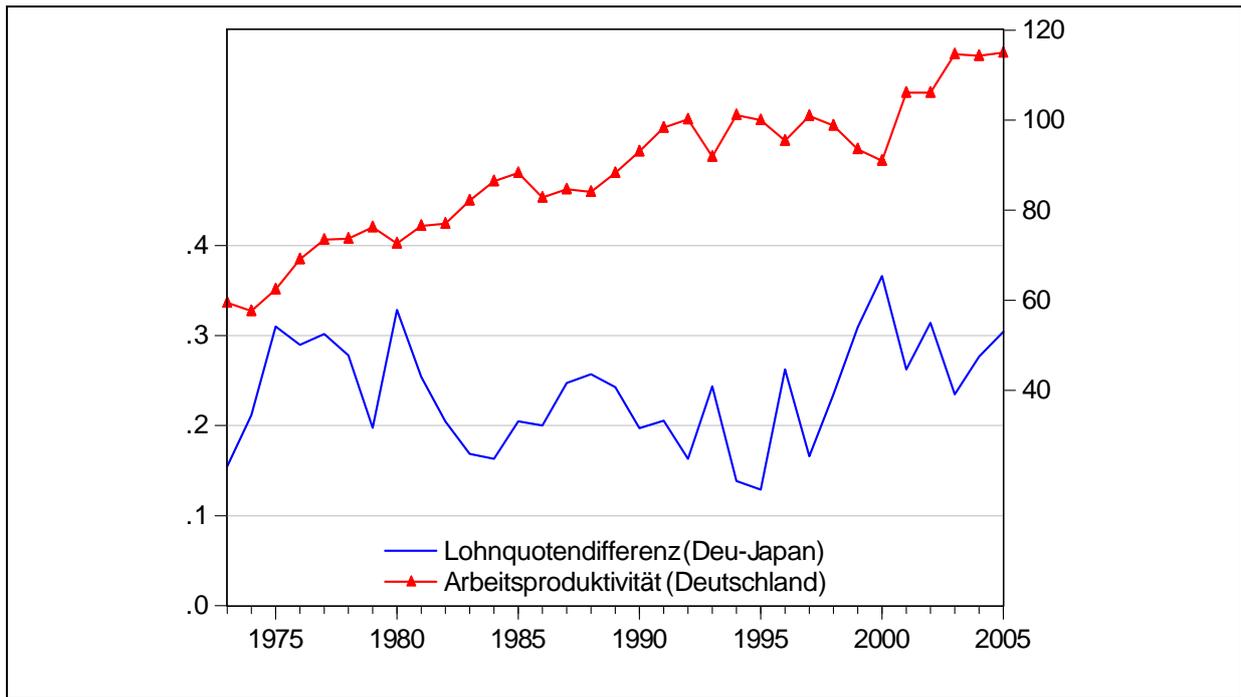
Die Funktionsfähigkeitstests für die beiden Prozessdarstellungen führen zu folgenden Ergebnissen (Beitrag 20/Fn. 7):

- Ein ADF-Test auf Nullstationarität ist wie beim Produktfortschrittsprozess auch bei Verfahrenfortschrittsprozessen nicht erforderlich, denn es kommt nicht auf die Stabilisierung der Regelgröße auf einem Sollwert an, sondern nur darauf, zu hohe Lohnkostenanteile im Vergleich zu einem Kostenführer (hier Japan) durch eine Erhöhung des Produktivitätsfortschritts zu eliminieren. Deshalb sind auch hier nur ADF-Tests zur Prüfung von Stationarität im Rückstandsbereich und ein Test auf einen Trend erforderlich, welche den Verfahrensrückstand vergrößert.
- Ein ADF-Test auf Stationarität im Rückstandsbereich positiver I^D -Werte führt in der Automobilindustrie zu dem Ergebnis, dass eine hoch signifikante Stationarität zum Mittelwert 0,24 besteht ($p < 0,01$); ein Trendtest ist daher nicht erforderlich. Die Stationarität im Rückstandsbereich ($I^D > 0$) kommt vermutlich durch eine einseitige Verteilung der exogenen Störungen zustande, auf die der Regler zwar richtungsfunktional antwortet, aber nicht so stark, dass trotz der Einseitigkeit der Störungen Nullstationarität erreicht wird. Die Regelung ist somit richtungsfunktional, aber insuffizient.
- Eine Kreuzkorrelogrammanalyse für den Kernprozess zeigt, dass $\Delta\pi^A$ bei $\tau = 1$ maximal positiv mit I_{t-1}^D korreliert ist. Eine Regressionsanalyse führt zu:

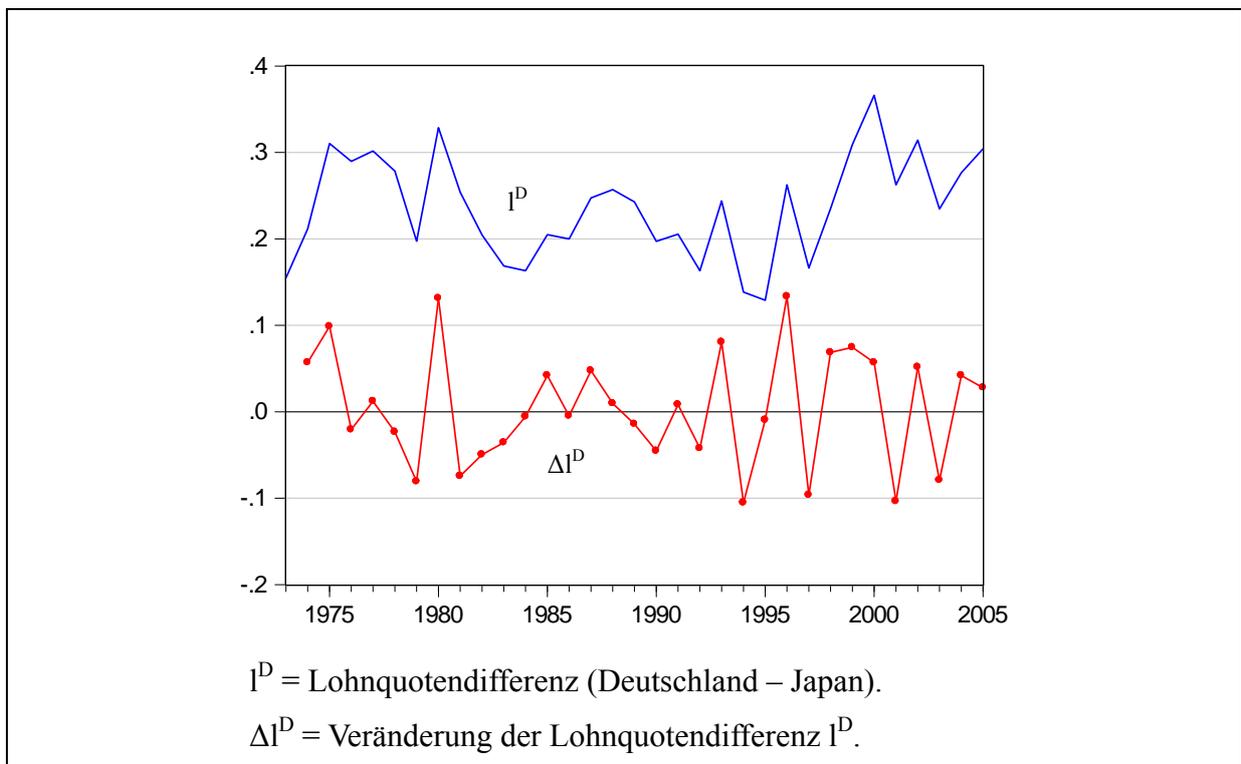
$$\Delta\pi^A = -8,60 + 44,01 I_{t-1}^D \text{ mit } R^2 = 0,29$$

$$(p < 0,01) \quad (p < 0,01)$$

Da $a = 44,01$ höchst signifikant positiv ist (ein Vorsprung bei der Lohnquote = Rückstand bei den Kosten führt zu einer Produktivitätssteigerung), kann die notwendige Funktionsbedingung für den Regler als erfüllt angesehen werden. Die ebenfalls höchst signifikante Konstante c ist relativ klein, was ebenfalls funktionell ist.



Kasten 6-1: Entwicklung von l^D und π^A in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung (Daten im Beitrag 20/ Fn. 7).



Kasten 6-2: Entwicklung von l^D und Δl^D in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung (Daten im Beitrag 20/ Fn. 7).

- Das Blanckenburg-Verfahren liefert für b den Wert $-0,0007$. Dies zeigt, dass eine Erhöhung von π^A die Lohnquote senkt. Auch das ist im Prinzip funktionell. Das Parameterprodukt liegt aber nur bei $44,01 \cdot (-0,0007) = -0,03$. Bei $\tau = 1$ befindet man sich damit ganz am rechten Rand des Stabilitätsbereichs ($-2 < ab < 0$), d.h. der Kernprozess funktioniert, aber nur sehr schwach.
- Eine Kreuzkorrelogrammanalyse für den Globalprozess zeigt, dass es bei $\tau = 1$ eine maximale negative Korrelation zwischen Δl^D und l_{t-1}^D gibt. Eine Regression von Δl^D auf l_{t-1}^D führt zu:

$$\Delta l^D = 0,15 - 0,62 l_{t-1}^D \text{ mit } R^2 = 0,32.$$

$$(p < 0,01) \quad (p < 0,01)$$

Dass $a = -0,62$ negativ und hoch signifikant ist, spricht für Funktionsfähigkeit. Die signifikant positive Konstante $c = 0,15$ ist klein, was ebenfalls für Funktionsfähigkeit spricht. Der Rückkopplungsparameter liegt deutlich innerhalb des Stabilitätsintervalls ($-2 < a < 0$), d.h. der Globalprozess funktioniert richtungsmäßig gut und stellt die eigentliche Erklärung für die Stationarität dar. Da aber eine Stationarität im Rückstandsbereich vorliegt, gibt es einen bleibenden Kostennachteil. Diese Nachteilsremanenz könnte auch ein Grund für die schlechte Renditeentwicklung sein und muss erklärt werden. Eine Achsenabschnittsstationarität spricht – das wurde in vielen Simulationsversuchen geprüft – sehr häufig dafür, dass die exogenen Gleichgewichtsstörungen einseitig verteilt sind. *Gromer* (2006, S. 591-604) sieht hierfür auch einen plausiblen Grund. Sie betont, dass der Produktivitätsfortschritt in Japan so schnell ist, dass die deutschen Aufholanstrengungen zwar richtungsfunktional, aber nicht suffizient sind.

Der Grad der Regelungsverluste ergibt sich beim Verfahrensfortschrittsprozess aus den mittleren absoluten Abweichungen im Rückstandsbereich ($M_{(.)}$) in der Automobilindustrie Deutschlands (D) einerseits und Japans (J) andererseits. Man erhält (Beitrag 20/ Fn. 7):

$$M_D = 7,82/33 = 0,24 \text{ und } M_J = 0. \text{ Hieraus folgt}$$

$$GRV = \frac{0,24 - 0}{0,24 + 0} = 1,00.$$

Da der Wert Eins das Maximum für GRV-Werte darstellt, zeigt sich hierin ein ausgeprägter und lang andauernder Kostennachteil der deutschen Automobilindustrie.

Bei solch einem Ergebnis ist es sinnvoll, neben dem GRV-Wert auch nach dem **Index der Aufholverluste (IAV)** zu fragen. Dieser vergleicht das Aufholtempo im Untersuchungs- markt mit dem eines Vergleichslandes, das ebenfalls Kostennachteile verzeichnet. Im vorliegenden Fall bieten sich die USA als Vergleichsland an. Die Geschwindigkeit von Aufholprozessen zeigt sich in den Steigungen von Trendfunktionen für die I^D -Werte. Wenn ein Aufholprozess stattfindet, müssen diese Steigungen beim Verfahrensfortschrittsprozess negativ sein, denn ein „Vorsprung“ bei der Lohnquote bedeutet ja einen Kostennachteil. Da für Deutschland Stationarität im Rückstandsbereich festgestellt wurde, gibt es keinen Auf- holtrend. Somit gilt $s_D = 0$ (s = Steigung). Bei der amerikanischen Automobilindustrie ist dagegen ein Aufholtrend feststellbar:

$$I_{USA-J}^D = 0,23 - 0,004 t \text{ mit } R^2 = 0,17.$$

$$(p < 0,01) \quad (p = 0,02)$$

Der Trend ist also signifikant, aber schwach. Der IAV-Wert berechnet sich als Steigerungs- differenz:

$$IAV = s_D - s_{USA} = 0 - (-0,004) = 0,004.$$

Die deutsche Automobilindustrie erleidet im Vergleich zur amerikanischen also einen leichten Aufholverlust. Der Verfahrensfortschrittsprozess funktioniert somit zwar rich- tungsfunktional, nicht jedoch suffizient, und weist im Vergleich zur amerikanischen Auto- mobilindustrie leichte Aufholverluste auf.

7. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Damit kann die Analyse der Prozessdynamik in der Automobilindustrie abgeschlossen werden. Ihre Hauptergebnisse sind im **Kasten 7-1** zusammengefasst.

Betrachtet man zunächst die Spalte „Stabilitäts- bzw. Toleranzprüfung“, so erkennt man Folgendes:

- Der M- und der R-Prozess von 1972 bis 1990 sind nullstationär, und der P-Prozess, bei dem ja nur ein Dauerrückstand vermieden werden muss, weist dauerhafte Innovationsvorsprünge aus. Diese drei Prozesse können also als kybernetisch stabil bezeichnet werden.
- Der R-Prozess von 1995 bis 2005 ist stationär, aber nicht nullstationär. Er weist eine Remanenz von Unterrenditen auf und ist somit nur eingeschränkt funktionsfähig. Die Unterrenditenremanenz dürfte einem Umsatz-vor-Rendite-Denken geschuldet sein, das vielleicht auch auf einem „Kapazitätsaufbau-Wettrennen“ zur Sicherung neuer Märkte und einem damit verbundenen Margenverzicht beruht, das aber auch durch Lohnstückkostennachteile gegenüber Japan verursacht ist. Die Unterrenditenremanenz und die damit verbundenen Überkapazitäten haben die Automobilindustrie besonders krisenanfällig gemacht und zu einer volkswirtschaftlichen Fehllenkung von Kapital geführt.
- Der Ü-Prozess ist nicht funktionsfähig, denn der m^D -Wert für die Kfz-Hersteller (Branche 34.1) liegt – vor allem vermutlich aufgrund von Größenvorteilen – dauerhaft außerhalb des Toleranzkorridors. Obwohl dies im Prinzip Kartellfähigkeit indiziert, zeigt ein Vergleich des Charakteristischen Kartellvektors mit den bei den Marktprozessen insgesamt erzielten Ergebnissen, dass gleichwohl offensichtlich intensiver Wettbewerb herrscht. Von der Nicht-Funktionsfähigkeit des Ü-Prozesses gehen aus der Sicht der Verbraucher also keine Nachteile aus (die Sicht der Händler und Zulieferer dürfte allerdings eine andere sein).
- Der V-Prozess ist stationär, aber nicht nullstationär. Er weist eine stabile Remanenz von Kostennachteilen gegenüber Japan aus. Warum es der deutschen Automobilindustrie nicht gelingt, diesen Nachteil zu beseitigen (d.h. schnellere Produktivitätsfortschritte als Japan zu machen), müsste in einer eigenen Studie näher untersucht werden.

Marktprozesse	Stabilitäts- bzw. Toleranzbereichsprüfung	Funktionsfähigkeitsprüfung beim Kernprozess	Funktionsfähigkeitsprüfung beim Globalprozess	Ermittlung der Qualitätskennzahlen			
				GRV	IAV	CHWZ	ZPK
M-Prozess	nullstationär	funktionsfähig, aber schwach	voll funktionsfähig	-0,26 (D-F)	nicht definiert	lang (6 Q)	niedrig (8,33 PpQ)
R-Prozess	1972-1990	nullstationär	funktionsfähig	nicht erhoben	nicht definiert	kurz (4 Q)	hoch (12,5 PpQ)
	1995-2005	achsenabschnittsstationär zum Mittelwert $r^D = -3,07$	nicht funktionsfähig	eingeschränkt funktionsfähig (Abweichungsremanenz)	nicht erhoben	nicht definiert	nicht messbar
Ü-Prozess	m^D -Wert dauerhaft außerhalb des Toleranzbereichs	nicht definiert	nicht funktionsfähig	nicht erhoben	nicht definiert	nicht messbar	
P-Prozess	wg. Innovationsführerschaft nicht erforderlich	entfällt wegen des Fehlens von Vergleichsdaten	braucht wegen Innovationsführerschaft nicht anzuspriegen	-0,91 (D-J)	entfällt wegen Innovationsführerschaft		
V-Prozess	Stationarität zu Mittelwert 0,24 im Rückstandsbereich	richtungsfunktional aber viel zu schwach (starke Insuffizienz)	richtungsfunktional, aber zu schwach (Insuffizienz)	1,00 (D-J)	0,004 (D-USA)	nicht messbar	

Kasten 7-1: Ergebniszusammenfassung bei der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung.

Fragt man nun, ob der Kern- oder der Globalprozess jeweils für die Ergebnisse der Stationaritätsprüfung verantwortlich ist, so stellt man fest, dass der Globalprozess bei den stationären Prozessen (M-, R- und V-Prozess) deutlich stärker für Stationarität sorgt als der Kernprozess. Dies bedeutet, dass es neben Preisen, Renditen und Produktivitäten weitere – von der ökonomischen Theorie bisher vernachlässigte – Stellgrößen geben muss, die prozessstabilisierend wirken.

Lässt man zusätzlich zur Ergebnistabelle noch einmal die Prozessmuster der fünf Regelgrößen Revue passieren, sieht man, dass auch bei den nullstationären Prozessen – also dem M- und dem R-Prozess der Periode 1 – die meisten Beobachtungspunkte Ungleichgewichtspunkte sind, die nicht auf der Null-Linie liegen, und dass die Entfernungen vom Gleichgewicht häufig nicht unerheblich sind. Das ist ein Ergebnis, das für all jene von Bedeutung ist, die bei der Kalibrierung von Modellen explizit oder implizit davon ausgehen, dass die Beobachtungspunkte i.d.R. Gleichgewichtspunkte sind. Bei den Fortschrittsprozessen fällt auf, dass die deutsche Automobilindustrie sehr lange ihre Stellung als Innovationsführer behalten konnte und die japanische sehr lange ihre als Kostenführer. Weltwirtschaftlich gesehen sind dies langfristige Ungleichgewichtspositionen. Insgesamt unterscheidet sich das dynamische Bild von Marktprozessen also deutlich vom komparativ-statischen Bild, das implizit schnelle Bewegungen von einem Gleichgewichtspunkt zum anderen prognostiziert.

Schaut man auf die Qualitätskennzahlen in der Ergebnistabelle, so ersieht man aus der GRV-Spalte zunächst, dass der M-Prozess in Deutschland deutlich besser als in Frankreich funktioniert. Ähnliches lässt sich auch im Vergleich zu den meisten anderen EU-Ländern nachweisen. Beim R- und Ü-Prozess fehlt es an Vergleichsländern. Beim R-Prozess dürfte dieses Erhebungshindernis mit der Zeit an Bedeutung verlieren, weil bei den Gewinnermittlungsvorschriften ein Harmonierungsprozess zu beobachten ist. Beim Ü-Prozess müsste man Gruppen von Märkten bilden, die vergleichende Aussagen über Konzentrationsgrade und ihre Entwicklung gestatten. Der GRV-Wert beim P-Prozess weist einen bedeutenden Vorsprung der deutschen Automobilindustrie vor der zweitbesten Industrie – der japanischen – auf; der GRV-Wert beim Verfahrensfortschrittsprozess zeigt dagegen eine Nachteilsremanenz gegenüber dem Kostenführer Japan. Der IAV-Wert ist nur für die Fortschrittsprozesse definiert, und zwar nur dann, wenn Rückstände vorliegen, wie das beim V-Prozess der Fall ist. Hier zeigt sich ein sehr leichter Aufholrückstand gegenüber den USA, deren Industrie ihren Kostennachteil gegenüber Japan besser als die deutsche vermindern konnte.

Auch die Angaben für die Charakteristischen Halbwertszeiten und die Stärke der Zentripetalkräfte verdeutlichen interessante Aspekte der Marktdynamik. So zeigt sich – und das ist kontraintuitiv und widerspricht der Redeweise von „kurzfristigen“ und „langfristigen“ Gleichgewichten –, dass der R-Prozess in der ersten Periode *schneller* reagiert (CHWZ = vier Quartale) als der M-Prozess (CHWZ = sechs Quartale) und dass die Zentripetalkraft beim R-Prozess damit deutlich stärker als beim M-Prozess ist (12,50 PpQ vs. 8,33 PpQ). Möglicherweise gibt es einen Ursache-Wirkungs-Zusammenhang zwischen der Langsamkeit des M-Prozesses und der Schnelligkeit des R-Prozesses, etwa in dem Sinn, dass eine zu langsame Preisanpassung die Renditeanpassung beschleunigt.

Insgesamt wird man sagen können, dass die hier vorgestellte Form der dynamischen empirischen Industrieökonomik einerseits eine sehr schöne Bestätigung der komparativ-statischen Theorie ist – die schon immer behauptete Koordinationsleistung von Märkten wird sichtbar und nachprüfbar gemacht –, dass sie andererseits aber auch zu einem vertieften Verständnis der tatsächlichen Funktionsweise von Märkten führt und neue Perspektiven eröffnet: Wie schon erwähnt, kann auf der Basis von KMD-Analysen ein Branchenscreening auf versteckte Kartelle durchgeführt werden; außerdem können die Wirkungen industriepolitischer Maßnahmen mit Hilfe von Parallelgruppenuntersuchungen getestet werden; und wenn eine ausreichende Zahl von KMD-Branchenanalysen vorliegt, kann man schließlich auch Meta-Analysen durchführen, mit denen Hypothesen wie etwa die getestet werden können, dass Konzentrationsgrade eine Vorhersagekraft für die Koordinationsqualität von M-, R-, P- und V-Prozessen haben. Auf diese Weise kann man zu einer evidenzbasierten (d.h. systematisch empirisch getesteten) Gestaltung wettbewerbspolitischer Rahmenbedingungen vordringen und kann man dann auch den Streit zwischen einer prinzipienorientierten („form based“) und einer effektorientierten („effects-based“ or „more economic“) Wettbewerbspolitik lösen.²⁴ Das wäre dann ein Beispiel dafür, wie Ordnungspolitik im Wege der Ermittlung ihrer quantitativen Folgen testbar gemacht werden kann.

²⁴ Zu dieser Auseinandersetzung vgl. z. B. *Schwalbe* (2008).

LITERATURVERZEICHNIS

1. GEDRUCKTE QUELLEN

Blanckenburg, K. v. (i. E.): Entwicklung und Anwendung von ökonomischen Testverfahren zur Koordinationsmängeldiagnose.

Blanckenburg, K. v./ A. Geist (i. E.): How can a Cartel be detected?, in: International Advances in Economic Research.

Debreu, G. (1996): General Equilibrium Theory, 3 Bde., Cheltenham/ UK.

Deutsche Bundesbank (1999): Jahresabschlüsse westdeutscher Unternehmen 1971 bis 1996, Statistische Sonderveröffentlichung 5, Frankfurt, März 1999.

Deutsche Bundesbank (2006): Hochgerechnete Angaben aus Jahresabschlüssen deutscher Unternehmen von 1994 bis 2003, Statistische Sonderveröffentlichung 5, Frankfurt, März 2006.

Deutsche Bundesbank (2009): Gesamtwirtschaftliche Folgen eines Rückgangs der Automobilnachfrage unter Berücksichtigung intersektoraler Produktionsverflechtungen, in: Monatsbericht 2/ 2009, S. 48 f.

Gandolfo, G. (1997): Economic Dynamics, 3. Aufl., Berlin/Heidelberg.

Geanakoplos, J. (1998): Arrow-Debreu-Modell of general equilibrium, in: J. Eatwell/ M. Milgate/ P. Newmann (Hrsg.), The New Palgrave. A Dictionary of Economics, Vol. 1, London/New York, S. 116-124.

Gromer, S. (2006): Die Automobilindustrie in Deutschland. Eine Untersuchung auf der Basis des Konzepts zur Koordinationsmängel-Diagnose, Hamburg.

Grossekettler, H. (1985): Wettbewerbstheorie. Funktionale Marktprozesse als ordnungspolitische Gestaltungsaufgabe, in: M. Borchert/ H. Grossekettler, Preis- und Wettbewerbstheorie. Marktprozesse als analytisches Problem und ordnungspolitische Gestaltungsaufgabe, Stuttgart u.a.O., S. 113-335.

Grossekettler, H. (1999): Das Koordinationsmängel-Diagnosekonzept als didaktisches Instrument, in: E. Lübke/ H. Grossekettler (Hrsg.), Beiträge zur Finanz- und Wirtschaftspolitik (Festschrift Metze), Berlin, S. 94-142.

Grossekettler, H. (2001): Dynamik und Koordinationseffizienz von Marktprozessen im Verarbeitenden Gewerbe Deutschlands, in: Nordrheinwestfälische Akademie der Wissenschaften, Vorträge I2, Wiesbaden.

Grossekettler, H. (2005): Volkswirtschaftliches Controlling mit Hilfe des Koordinationsmängel-Diagnosekonzepts, in: M. Göcke/ St. Kooths (Hrsg.), Entscheidungsorientierte Volkswirtschaftslehre (Festschrift Dieckheuer), Frankfurt/M. u.a.O., S. 397-434.

Haucap, J. (1998): Werbung und Marktorganisation. Die ökonomische Theorie der Werbung, betrachtet aus der Perspektive der Neuen Institutionenökonomik, Lohmar/ Köln.

Lorenz, Chr. (2006): Marktscreening nach Kartellstrukturen. Ein Verfahren zur Kartellaufdeckung auf der Basis des Koordinationsmängel-Diagnosekonzepts (KMD-Kartellcheck), Hamburg.

Lorenz, Chr. (2008): Screening markets for cartel detection: collusive markers in the CFD cartel-audit, in: EurJLawEcon, Vol. 26, S. 213-232.

Munsberg, H. (1994): Der Verlauf von Markträumungsprozessen in den Branchen des Verarbeitenden Gewerbes der Bundesrepublik Deutschland. Eine Analyse von Differenzmengen- und Preis-Indikatoren für das Koordinationsmängelkonzept, Frankfurt/M. u.a.O..

Nagel, F. (1998): Der Renditenormalisierungsprozess: Theoretische Grundlagen und empirische Feststellung von Differenzrenditen und Kapazitätsvariationen im Verarbeitenden Gewerbe. Eine Untersuchung zur Konkretisierung des Koordinationsmängel-Diagnosekonzepts, Lohmar.

Schengber, R. A. (1996): Marktabgrenzung und Machtmessung. Eine Analyse zu Methoden und Indikatoren für das Koordinationsmängel-Diagnosekonzept, Lohmar/Köln.

Schwalbe, U. (2008): Der „more economic approach“ in der Missbrauchsaufsicht, in: Forschungsinstitut für Wirtschaftsverfassung und Wettbewerb (Hrsg.), Schwerpunkte des Kartellrechts 2006, Köln/ München, S. 67-80.

Sebbel-Leschke, B. (1995): Technischer Fortschritt. Eine Analyse zur Funktionsfähigkeitsprüfung des Produkt- und des Verfahrensfortschrittsprozesses im Rahmen des Konzepts zur Koordinationsmängeldiagnose, Bergisch-Gladbach/ Köln.

Walker, D. A. (2000): Equilibrium, 3 Bde., Cheltenham/ UK und Northampton/ MA 2000.

2. BEITRÄGE AUS DEM KMD-WEBCENTER (<http://www.wiwi.uni-muenster.de/kmd>)

Blanckenburg, K. v. (2009a): Eine Methode zur Schätzung der Rückkopplungsparameter in KMD-Branchenanalysen (Beitrag 3).

Blanckenburg, K. v. (2009b): Grenzen der Stabilitätsintervalle für die KMD-Regelprozesse (Beitrag 15).

Blanckenburg, K. v. (2009c): Die Halbwertszeit einer Störungserosion (Beitrag 16).

Grossekettler, H. (2009a): Wie funktionieren Märkte in der Realität? Eine dynamische Analyse von Marktprozessen in der deutschen Automobilindustrie: Abstract, Datensätze und Testergebnisse (Beitrag 20/ Analyse 2).

Grossekettler, H. (2009b): Vergleich von Branchen verschiedener Länder mit Hilfe des Grades der Regelungsverluste (GRV) und des Index der Aufholverluste (IAV) sowie weiterer Kennzahlen (Beitrag 17).

Auszug aus dem KMD-WebCenter

(<http://www.wiwi.uni-muenster.de/kmd>)

BEITRAG 20

KMD-ANALYSEN AB 2009: ABSTRACTS, DATENSÄTZE UND TESTERGEBNISSE

1. DATEN ZU DEN MARKTPROZESSEN IN 18 INDUSTRIEN DES VERARBEITENDEN GEWERBES
IN DEUTSCHLAND
VON
ALEXANDER GEIST UND ANDREAS HADAMITZKY
2. WIE FUNKTIONIEREN MÄRKTE IN DER REALITÄT? EINE DYNAMISCHE ANALYSE VON
MARKTPROZESSEN IN DER DEUTSCHEN AUTOMOBILINDUSTRIE
VON
HEINZ GROSSEKETTLER

ANALYSE 2

WIE FUNKTIONIEREN MÄRKTE IN DER REALITÄT?

EINE DYNAMISCHE ANALYSE VON MARKTPROZESSEN IN DER DEUTSCHEN AUTOMOBILINDUSTRIE

VON

HEINZ GROSSEKETTLER

Abstract, Datensätze und Testergebnisse

Abstract: Im folgenden Beitrag wird die Dynamik von Marktprozessen in der deutschen Automobilindustrie mit Hilfe von Regelkreismodellen und Zeitreihenanalysen sichtbar gemacht und quantifiziert. Dargestellt werden der Markträumungs-, der Renditenormalisierungs-, der Übermachterosions-, der Produktfortschritts- und der Verfahrenfortschrittsprozess. Beim Renditenormalisierungs- und beim Verfahrenfortschrittsprozess zeigen sich Mängel, die schon weit vor dem Ausbruch der Finanz- und Wirtschaftskrise auf eine Kapitalfehllenkung und Gefährdungen für den Fall eines ausgeprägten Nachfragerückgangs hindeuteten. Außerdem zeigt diese neue, dynamische Form empirischer Industrieökonomik in nachprüfbarer Weise, dass die klassischen komparativ-statischen Modelle die Koordinationsleistung von Märkten zwar im Prinzip richtig widerspiegeln, dass sie der Bedeutung von Ungleichgewichtsphänomenen aber zu wenig Rechnung tragen. Weiterhin wird deutlich, dass sich neue Möglichkeiten für eine evidenzbasierte Politik der Gestaltung wettbewerbspolitischer Rahmenbedingungen und – allgemeiner – einer Folgenabschätzung ordnungspolitischer Maßnahmen ergeben.

JEL-Classification: B5: Evolutionary Approaches; C6: Dynamic Analysis; D5: Incomplete Markets; L00: Industrial Organization (General); L42: Industry Studies (Automobiles).

Datensätze und Testergebnisse zu Abschnitt 2: Der Markträumungsprozess in der Automobilindustrie

(1) x^D -Werte zu Kasten 2-3 (Kernprozess)

- *Quelle:* Ifo-Konjunkturtests. Zur Methodik dieser Tests und dem Fragebogen vgl. *J. D. Lindlbauer:* Konjunkturtests, in: K. H. Oppenländer/ G. Poster (Hrsg.), Handbuch der Ifo-Umfragen, Berlin/ München 1989, S. 122-186.
- *Erklärung der Fragestellung zu Ifo-BUS:* Die vom Ifo-Institut gestellte Frage nach der Reichweite der Auftragsbestände läuft in der Beantwortungspraxis auf eine simultane Beurteilung der Reichweite der Auftragsbestände und der Kapazitätsauslastung hinaus. Vgl. *S. Gromer:* Die Automobilindustrie in Deutschland. Eine Untersuchung auf der Basis des Konzeptes zur Koordinationsmängeldiagnose, Hamburg 2006, S.241 f. (m. w. N.).
- *Quartalswerte für x^D* (gemessen über Ifo-BUS)

Quartal	x^D	Quartal	x^D	Quartal	x^D
1980Q1	25,3	1989Q4	19,3	1999Q3	1,9
1980Q2	2,3	1990Q1	37	1999Q4	-3,8
1980Q3	-13,3	1990Q2	39,7	2000Q1	-3,8
1980Q4	-34,7	1990Q3	49,7	2000Q2	-2,9
1981Q1	-32,7	1990Q4	32,3	2000Q3	11,2
1981Q2	-9,7	1991Q1	25,6	2000Q4	8,5
1981Q3	-7,7	1991Q2	27,1	2001Q1	5,2
1981Q4	-7	1991Q3	18,2	2001Q2	-5,6
1982Q1	-2,3	1991Q4	20,5	2001Q3	-13,8
1982Q2	-18,3	1992Q1	23,6	2001Q4	-37,5
1982Q3	-33	1992Q2	4,4	2002Q1	-26,8
1982Q4	-39,7	1992Q3	-12,4	2002Q2	-19,1
1983Q1	-19,7	1992Q4	-49,1	2002Q3	-29,1
1983Q2	-8	1993Q1	-76,7	2002Q4	-15,2
1983Q3	-15	1993Q2	-86,6	2003Q1	-13,7
1983Q4	-14,3	1993Q3	-85,8	2003Q2	-19,8
1984Q1	-13,3	1993Q4	-80,1	2003Q3	-25,1
1984Q2	-22,3	1994Q1	-68,7	2003Q4	-19,3
1984Q3	-11,3	1994Q2	-58,3	2004Q1	-26,4
1984Q4	-10,7	1994Q3	-38,4	2004Q2	-12,8
1985Q1	-8,7	1994Q4	-14,1	2004Q3	-11,1
1985Q2	0,3	1995Q1	-4,8	2004Q4	2,1
1985Q3	0,01	1995Q2	-3,9	2005Q1	-3,4
1985Q4	13	1995Q3	-4,1	2005Q2	0,5
1986Q1	7,7	1995Q4	0,9	2005Q3	-9,8
1986Q2	4,7	1996Q1	-14	2005Q4	-11,6
1986Q3	-1,3	1996Q2	-9,6	2006Q1	-5,7
1986Q4	-5	1996Q3	-4,4	2006Q2	2,9
1987Q1	-5,7	1996Q4	-5,5	2006Q3	2,5
1987Q2	-3,7	1997Q1	7,9	2006Q4	8,7
1987Q3	-7,3	1997Q2	10,7	2007Q1	10,5
1987Q4	-8	1997Q3	22,6	2007Q2	10,2
1988Q1	-3,3	1997Q4	25,5	2007Q3	8,2
1988Q2	-2,7	1998Q1	31,2	2007Q4	5,7
1988Q3	4,7	1998Q2	40,4	2008Q1	8,9
1988Q4	2	1998Q3	31,2		
1989Q1	12	1998Q4	21,6		
1989Q2	11,7	1999Q1	7,6		
1989Q3	10,7	1999Q2	0,7		

(2) Realpreis-Indexwerte zu Kasten 2-3

- *Berechnungsweise:* Hat der Erzeugerpreisindex der Automobilindustrie im Quartal 2005/1 auf der Basis des Jahres 2000 den Wert 105,3 und weist der Erzeugerpreisindex für 2005/1 im Verarbeitenden Gewerbe den Wert 105,9 auf, so gilt:

$$P_{2005/1} = \frac{105,3}{105,9} \cdot 100 = 99,43 \text{ v. H.}$$

- *Datenquelle:* Statistisches Bundesamt, Fachserie 17, Reihe 2
- *Quartalswerte* (Basis: 2000 = 100)

Quartal	PI (Autom.)	PI (VG)	P _t	Quartal	PI (Autom.)	PI (VG)	P _t	Quartal	PI (Autom.)	PI (VG)	P _t
1980Q1	58,42	72,57	80,50	1989Q3	81,95	89,37	91,70	1999Q1	99,17	96,17	103,12
1980Q2	60,10	73,83	81,40	1989Q4	82,16	89,60	91,70	1999Q2	99,30	96,57	102,83
1980Q3	60,36	73,97	81,60	1990Q1	83,87	89,70	93,50	1999Q3	99,80	97,23	102,64
1980Q4	60,15	74,53	80,70	1990Q2	84,18	90,03	93,50	1999Q4	99,80	97,90	101,94
1981Q1	60,40	76,17	79,30	1990Q3	84,74	90,73	93,40	2000Q1	99,87	98,84	101,05
1981Q2	61,41	77,73	79,00	1990Q4	85,55	91,50	93,50	2000Q2	99,90	99,53	100,37
1981Q3	62,25	79,20	78,60	1991Q1	86,05	91,83	93,70	2000Q3	100,10	100,56	99,54
1981Q4	62,59	79,73	78,50	1991Q2	87,86	92,10	95,40	2000Q4	100,10	101,03	99,08
1982Q1	64,02	80,83	79,20	1991Q3	88,84	92,93	95,60	2001Q1	100,40	101,07	99,34
1982Q2	65,50	81,77	80,10	1991Q4	89,34	93,07	96,00	2001Q2	100,73	101,76	98,98
1982Q3	65,95	82,43	80,00	1992Q1	89,94	93,40	96,30	2001Q3	101,30	101,47	99,84
1982Q4	66,10	82,73	79,90	1992Q2	92,13	94,20	97,80	2001Q4	101,50	100,87	100,63
1983Q1	66,25	82,40	80,40	1992Q3	92,44	94,23	98,10	2002Q1	102,30	101,10	101,19
1983Q2	67,13	82,67	81,20	1992Q4	92,31	94,10	98,10	2002Q2	102,53	101,60	100,92
1983Q3	67,80	83,40	81,30	1993Q1	94,04	94,13	99,90	2002Q3	102,90	101,70	101,18
1983Q4	68,29	84,10	81,20	1993Q2	94,54	94,17	100,40	2002Q4	103,03	101,70	101,31
1984Q1	69,25	84,87	81,60	1993Q3	94,69	94,03	100,70	2003Q1	102,97	102,54	100,42
1984Q2	69,63	85,33	81,60	1993Q4	94,77	93,83	101,00	2003Q2	103,30	102,07	101,21
1984Q3	70,02	85,60	81,80	1994Q1	94,73	94,17	100,60	2003Q3	103,70	101,90	101,77
1984Q4	71,23	86,23	82,60	1994Q2	94,94	94,47	100,50	2003Q4	103,87	101,97	101,86
1985Q1	71,42	87,10	82,00	1994Q3	95,21	94,73	100,50	2004Q1	103,83	102,30	101,50
1985Q2	72,91	87,63	83,20	1994Q4	95,65	95,27	100,40	2004Q2	104,07	103,54	100,52
1985Q3	73,33	87,40	83,90	1995Q1	96,07	96,27	99,79	2004Q3	104,40	104,43	99,97
1985Q4	73,48	87,07	84,40	1995Q2	96,23	96,80	99,41	2004Q4	104,67	105,27	99,43
1986Q1	74,42	86,33	86,20	1995Q3	96,33	96,86	99,45	2005Q1	105,30	105,90	99,43
1986Q2	74,81	85,40	87,60	1995Q4	96,57	96,84	99,72	2005Q2	105,83	106,46	99,41
1986Q3	75,78	84,77	89,40	1996Q1	97,10	96,87	100,24	2005Q3	106,07	107,14	99,00
1986Q4	76,64	84,50	90,70	1996Q2	97,13	96,83	100,31	2005Q4	106,63	107,76	98,95
1987Q1	77,04	84,57	91,10	1996Q3	97,17	96,67	100,52	2006Q1	107,17	108,24	99,01
1987Q2	77,71	84,83	91,60	1996Q4	97,37	96,94	100,45	2006Q2	107,23	109,70	97,75
1987Q3	78,12	85,00	91,90	1997Q1	97,30	97,03	100,27	2006Q3	107,43	110,43	97,28
1987Q4	78,55	85,20	92,20	1997Q2	97,77	97,20	100,58	2006Q4	107,93	110,50	97,68

1988Q1	79,38	85,27	93,10	1997Q3	98,03	97,63	100,41	2007Q1	108,03	110,96	97,36
1988Q2	79,61	85,97	92,60	1997Q4	98,30	97,77	100,55	2007Q2	108,13	112,40	96,20
1988Q3	80,07	86,57	92,50	1998Q1	98,23	97,60	100,65	2007Q3	108,60	113,03	96,08
1988Q4	80,67	87,30	92,40	1998Q2	98,77	97,47	101,33	2007Q4	108,83	113,96	95,50
1989Q1	81,71	88,43	92,40	1998Q3	99,07	97,17	101,96	2008Q1	108,83	115,19	94,48
1989Q2	82,13	89,37	91,90	1998Q4	99,20	96,67	102,62				

(3) ADF-Test

Null Hypothesis: XD has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-3.309438	0.0011	
Test critical values:	1% level		-2.584877		
	5% level		-1.943587		
	10% level		-1.614912		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(XD)					
Method: Least Squares					
Date: 01/28/09 Time: 09:22					
Sample (adjusted): 1978Q4 2007Q4					
Included observations: 117 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	XD(-1)	-0.065800	0.019883	-3.309438	0.0012
	D(XD(-1))	0.635128	0.071227	8.916942	0.0000
R-squared	0.423030	Mean dependent var		0.301624	
Adjusted R-squared	0.418012	S.D. dependent var		6.060386	
S.E. of regression	4.623354	Akaike info criterion		5.917064	
Sum squared resid	2458.171	Schwarz criterion		5.964281	
Log likelihood	-344.1483	Hannan-Quinn criter.		5.936234	
Durbin-Watson stat	1.966177				

(4) Kreuzkorrelogrammanalyse ($\Delta p / x_{t-\tau}^D$)

Cross Correlogram of DP and XD					
Date: 02/02/09 Time: 14:32					
Sample: 1980Q1 2008Q1					
Included observations: 112					
Correlations are asymptotically consistent approximations					
DP,XD(-i)	DP,XD(+i)	i	lag	lead	
		0	0.0280	0.0280	
		1	0.1028	-0.0810	
		2	0.1573	-0.1509	
		3	0.2091	-0.2162	
		4	0.2003	-0.1715	
		5	0.1563	-0.1320	
		6	0.1030	-0.1224	
		7	0.0729	-0.0844	
		8	0.0491	-0.0622	
		9	0.0241	-0.0785	
		10	-0.0063	-0.0381	

τ (Kernprozess) = 3

(5) Regressionsgleichung für Δp

Dependent Variable: DP				
Method: Least Squares				
Date: 12/15/08 Time: 09:04				
Sample (adjusted): 1980Q4 2008Q1				
Included observations: 110 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.146528	0.063856	2.294650	0.0237
XD(-3)	0.005105	0.002511	2.033300	0.0445
R-squared	0.036869	Mean dependent var		0.117050
Adjusted R-squared	0.027951	S.D. dependent var		0.661554
S.E. of regression	0.652243	Akaike info criterion		2.001214
Sum squared resid	45.94541	Schwarz criterion		2.050314
Log likelihood	-108.0668	F-statistic		4.134311
Durbin-Watson stat	1.149159	Prob(F-statistic)		0.044474

a (Kernprozess) = 0,005105 = 0,01

(6) Berechnung des Parameterprodukts ab und des Parameters b

- *Berechnungsweg:* Das Parameterprodukt ab wird nach dem Blanckenburg-Verfahren über den Median der sogenannten Zerfallsmodi ZM_t bestimmt. Es gilt:

$$ZM_t = \frac{x_t^D - x_{t-1}^D}{x_{t-1}^D} \cdot \frac{x_{t-1}^D}{x_{t-\tau}^D}$$

- *Nähere Erklärung:* Beitrag 3 im KMD-WebCenter
(www.wiwi.uni-muenster.de/kmd)
- *Quartalswerte*

Quartal	x_t^D	ZM_t	Quartal	x_t^D	ZM_t	Quartal	x_t^D	ZM_t
1980Q1	25,30		1989Q3	10,70	-0,50	1999Q1	7,60	-0,35
1980Q2	2,30		1989Q4	19,30	0,72	1999Q2	0,70	-0,22
1980Q3	-13,30		1990Q1	37,00	1,51	1999Q3	1,90	0,06
1980Q4	-34,70	-0,85	1990Q2	39,70	0,25	1999Q4	-3,80	-0,75
1981Q1	-32,70	0,87	1990Q3	49,70	0,52	2000Q1	-3,80	0,00
1981Q2	-9,70	-1,73	1990Q4	32,30	-0,47	2000Q2	-2,90	0,47
1981Q3	-7,70	-0,06	1991Q1	25,60	-0,17	2000Q3	11,20	-3,71
1981Q4	-7,00	-0,02	1991Q2	27,10	0,03	2000Q4	8,50	0,71
1982Q1	-2,30	-0,48	1991Q3	18,20	-0,28	2001Q1	5,20	1,14
1982Q2	-18,30	2,08	1991Q4	20,50	0,09	2001Q2	-5,60	-0,96
1982Q3	-33,00	2,10	1992Q1	23,60	0,11	2001Q3	-13,80	-0,96
1982Q4	-39,70	2,91	1992Q2	4,40	-1,05	2001Q4	-37,50	-4,56
1983Q1	-19,70	-1,09	1992Q3	-12,40	-0,82	2002Q1	-26,80	-1,91
1983Q2	-8,00	-0,35	1992Q4	-49,10	-1,56	2002Q2	-19,10	-0,56
1983Q3	-15,00	0,18	1993Q1	-76,70	-6,27	2002Q3	-29,10	0,27
1983Q4	-14,30	-0,04	1993Q2	-86,60	0,80	2002Q4	-15,20	-0,52
1984Q1	-13,30	-0,13	1993Q3	-85,80	-0,02	2003Q1	-13,70	-0,08
1984Q2	-22,30	0,60	1993Q4	-80,10	-0,07	2003Q2	-19,80	0,21
1984Q3	-11,30	-0,77	1994Q1	-68,70	-0,13	2003Q3	-25,10	0,35
1984Q4	-10,70	-0,05	1994Q2	-58,30	-0,12	2003Q4	-19,30	-0,42
1985Q1	-8,70	-0,09	1994Q3	-38,40	-0,25	2004Q1	-26,40	0,36
1985Q2	0,30	-0,80	1994Q4	-14,10	-0,35	2004Q2	-12,80	-0,54
1985Q3	0,01	0,03	1995Q1	-4,80	-0,16	2004Q3	-11,10	-0,09
1985Q4	13,00	-1,49	1995Q2	-3,90	-0,02	2004Q4	2,10	-0,50
1986Q1	7,70	-17,67	1995Q3	-4,10	0,01	2005Q1	-3,40	0,43
1986Q2	4,70	-0,18	1995Q4	0,90	-1,04	2005Q2	0,50	-0,35
1986Q3	-1,30	-0,46	1996Q1	-14,00	3,82	2005Q3	-9,80	-4,90
1986Q4	-5,00	-0,48	1996Q2	-9,60	-1,07	2005Q4	-11,60	0,53
1987Q1	-5,70	-0,15	1996Q3	-4,40	5,78	2006Q1	-5,70	11,80
1987Q2	-3,70	-1,54	1996Q4	-5,50	0,08	2006Q2	2,90	-0,88
1987Q3	-7,30	0,72	1997Q1	7,90	-1,40	2006Q3	2,50	0,03
1987Q4	-8,00	0,12	1997Q2	10,70	-0,64	2006Q4	8,70	-1,09
1988Q1	-3,30	-1,27	1997Q3	22,60	-2,16	2007Q1	10,50	0,62
1988Q2	-2,70	-0,08	1997Q4	25,50	0,37	2007Q2	10,20	-0,12
1988Q3	4,70	-0,93	1998Q1	31,20	0,53	2007Q3	8,20	-0,23
1988Q4	2,00	0,82	1998Q2	40,40	0,41	2007Q4	5,70	-0,24
1989Q1	12,00	-3,70	1998Q3	31,20	-0,36	2008Q1	8,90	0,31
1989Q2	11,70	-0,06	1998Q4	21,60	-0,31			

Median der ZM_t -Werte ($=ab$): $ab = -0,12$. Wert $b (=ab / a)$: $b = -0,12 / 0,01 = -12$.

(7) Stabilitätsbereich

- *Definition*: Menge jener ab -Werte (Kernprozess) bzw. a -Werte (Globalprozess), die bei gegebenem τ garantieren, dass eine Regelabweichung, die durch eine isolierte, exogen bedingte Gleichgewichtsstörung ausgelöst wurde, wieder ausreguliert wird.
- *Allgemeine Berechnung*: über das Schur-Theorem oder ein im Beitrag 15 (www.wiwi.uni-muenster.de/kmd) dargestelltes Simulationsverfahren. Der Stabilitätsbereich reicht stets von einem Wert über einer kritischen Untergrenze bis zu einem Wert unter Null. Die kritische Untergrenze für ab (Kernprozess) bzw. a (Globalprozess) ergibt sich in guter Näherung aus den Formeln:
 $ab = -2,0594 \tau^{-1,111}$ und $a = -2,0594 \tau^{-1,111}$
- *Stabilitätsgrenzen im konkreten Fall (Kernprozess)*
 $ab = -2,0594 \cdot 3^{-1,111} = -2,0594 \cdot 0,2951 = -0,61$
Für den Stabilitätsbereich gilt somit: $-0,61 < ab < 0$, d.h. das Parameterprodukt $ab = -0,12$ liegt im Stabilitätsbereich.

(8) Optimalwert der Rückkopplung

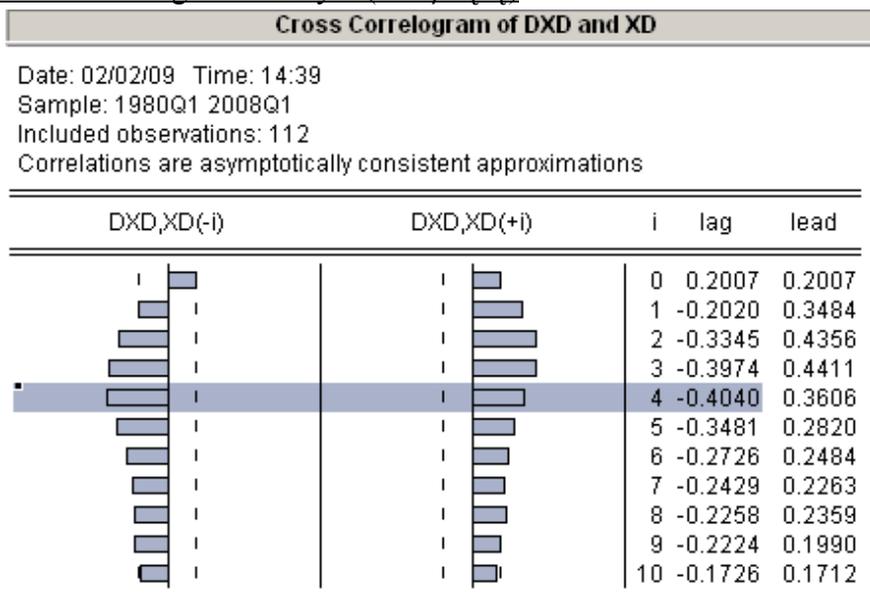
- *Definition*: Der Optimalwert der Rückkopplung (OWR) ist jener ab -Wert (Kernprozess) bzw. a -Wert (Globalprozess), bei dem eine isolierte Gleichgewichtsstörung bei gegebenem τ mit einer minimalen Verlustfläche ausreguliert wird.
- *Allgemeine Berechnung*: über ein im Beitrag 15 (www.wiwi.uni-muenster.de/kmd) dargestelltes Simulationsverfahren, das in guter Näherung zur Funktion $OWR = -0,7642 \tau^{-0,929}$ führt.
- *Konkreter Wert (Kernprozess)*
 $OWR = -0,7642 \cdot 3^{-0,929} = -0,7642 \cdot 0,3604 = -0,28$.

(9) Δx^D -Werte von Kasten 2-4 (Globalprozess)

Quartal	Δx^D	Quartal	Δx^D	Quartal	Δx^D
1980Q1		1989Q3	-1	1999Q1	-14
1980Q2	-23	1989Q4	8,6	1999Q2	-6,9
1980Q3	-15,6	1990Q1	17,7	1999Q3	1,2
1980Q4	-21,4	1990Q2	2,7	1999Q4	-5,7
1981Q1	2	1990Q3	10	2000Q1	0
1981Q2	23	1990Q4	-17,4	2000Q2	0,9
1981Q3	2	1991Q1	-6,7	2000Q3	14,1
1981Q4	0,7	1991Q2	1,5	2000Q4	-2,7
1982Q1	4,7	1991Q3	-8,9	2001Q1	-3,3
1982Q2	-16	1991Q4	2,3	2001Q2	-10,8
1982Q3	-14,7	1992Q1	3,1	2001Q3	-8,2
1982Q4	-6,7	1992Q2	-19,2	2001Q4	-23,7
1983Q1	20	1992Q3	-16,8	2002Q1	10,7
1983Q2	11,7	1992Q4	-36,7	2002Q2	7,7

1983Q3	-7	1993Q1	-27,6	2002Q3	-10
1983Q4	0,7	1993Q2	-9,9	2002Q4	13,9
1984Q1	1	1993Q3	0,8	2003Q1	1,5
1984Q2	-9	1993Q4	5,7	2003Q2	-6,1
1984Q3	11	1994Q1	11,4	2003Q3	-5,3
1984Q4	0,6	1994Q2	10,4	2003Q4	5,8
1985Q1	2	1994Q3	19,9	2004Q1	-7,1
1985Q2	9	1994Q4	24,3	2004Q2	13,6
1985Q3	-0,3	1995Q1	9,3	2004Q3	1,7
1985Q4	13	1995Q2	0,9	2004Q4	13,2
1986Q1	-5,3	1995Q3	-0,2	2005Q1	-5,5
1986Q2	-3	1995Q4	5	2005Q2	3,9
1986Q3	-6	1996Q1	-14,9	2005Q3	-10,3
1986Q4	-3,7	1996Q2	4,4	2005Q4	-1,8
1987Q1	-0,7	1996Q3	5,2	2006Q1	5,9
1987Q2	2	1996Q4	-1,1	2006Q2	8,6
1987Q3	-3,6	1997Q1	13,4	2006Q3	-0,4
1987Q4	-0,7	1997Q2	2,8	2006Q4	6,2
1988Q1	4,7	1997Q3	11,9	2007Q1	1,8
1988Q2	0,6	1997Q4	2,9	2007Q2	-0,3
1988Q3	7,4	1998Q1	5,7	2007Q3	-2
1988Q4	-2,7	1998Q2	9,2	2007Q4	-2,5
1989Q1	10	1998Q3	-9,2	2008Q1	3,2
1989Q2	-0,3	1998Q4	-9,6		

(10) Kreuzkorrelogrammanalyse ($\Delta x^D / x_{t-\tau}^D$)



$\tau = 4$

(11) Regressionsgleichung für Δx^D

Dependent Variable: DXD				
Method: Least Squares				
Date: 12/15/08 Time: 09:29				
Sample (adjusted): 1981Q1 2008Q1				
Included observations: 109 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.612875	0.905095	-0.677138	0.4998
XD(-4)	-0.171062	0.035449	-4.825625	0.0000
R-squared	0.178734	Mean dependent var		0.400000
Adjusted R-squared	0.171059	S.D. dependent var		10.09583
S.E. of regression	9.191869	Akaike info criterion		7.292694
Sum squared resid	9040.479	Schwarz criterion		7.342076
Log likelihood	-395.4518	F-statistic		23.28666
Durbin-Watson stat	1.581358	Prob(F-statistic)		0.000005

a (Globalprozess) = -0,17

(12) Stabilitätsbereich (Globalprozess)

Zur Definition und allgemeinen Berechnung vgl. oben, Nr. (7).

Aus $a = -2,0594 \cdot \tau^{-1,111} = -2,0594 \cdot 4^{-1,111}$ folgt für die kritische Untergrenze:
 $a = -2,0594 \cdot 0,2143 = -0,44$. Der Stabilitätsbereich lautet also: $-0,44 < a < 0$.
Der Wert $a = -0,17$ liegt somit im Stabilitätsbereich.

(13) Optimalwert der Rückkopplung (Globalprozess)

Zur Definition und Berechnung vgl. oben, Nr. (8).

Aus $OWR = -0,7642 \tau^{-0,929} = -0,7642 \cdot 4^{-0,929}$ folgt für den konkreten Fall:
 $OWR = -0,7642 \cdot 0,2759 = -0,21$.

(14) Grad der Regelungsverluste (GRV)

- *Definition:* Der GRV ist eine Maßzahl dafür, welche Regelungsverluste ein Untersuchungsmarkt im Vergleich zu einem Zwillingsmarkt (= ausländischer Vergleichsmarkt) macht. Er kann zwischen den Werten -1 und +1 schwanken. Werte unter Null zeigen einen komparativen Regelungsgewinn an.

- *Berechnung:* $GRV_U = \frac{M_U - M_V}{M_U + M_V}$ mit

$M_{()}$ = mittlere absolute Regelabweichung im Untersuchungsmarkt U bzw. im Vergleichsmarkt V.

- *Konkreter Wert für die Automobilindustrie*

Bei einem Vergleich zwischen Deutschland (D) und Frankreich (F) ergibt sich:

$$GRV_G = \frac{20,07 - 33,81}{20,07 + 33,81} = \frac{-13,74}{53,88} = -0,26$$

Die deutsche Automobilindustrie erzielt also einen komparativen Regelungsgewinn.

Die folgende Ifo-BUS-Wertetabelle zur Berechnung der M-Werte nach einer EU-Statistik ist aus *Gromer* (2006, Anhang M4, S. 471 ff.) entnommen:

	Deutschland	Frankreich		Deutschland	Frankreich
1.Q 85	-10	-65.3	1.Q 95	1	7
2.Q 85	-3	-42	2.Q 95	4.3	-24
3.Q 85	1.3	-10.7	3.Q 95	1.3	-49.7
4.Q 85	16.3	-15.7	4.Q 95	4.3	-63
1.Q 86	10	-28	1.Q 96	-10.7	-70.3
2.Q 86	5.3	3	2.Q 96	-7	-63
3.Q 86	1.3	18.3	3.Q 96	-6.7	-57
4.Q 86	-4	12.7	4.Q 96	-10	-38.7
1.Q 87	-7.3	27.3	1.Q 97	4.7	-46.3
2.Q 87	-6.7	22.7	2.Q 97	10.3	-71.3
3.Q 87	-7.7	30	3.Q 97	19.7	-26.7
4.Q 87	-9.3	43.7	4.Q 97	23	-15
1.Q 88	-4	32	1.Q 98	32	-1
2.Q 88	-4.3	19	2.Q 98	42.3	35.7
3.Q 88	4.7	28	3.Q 98	34	72.7
4.Q 88	2	28.7	4.Q 98	24.3	54
1.Q 89	10.7	34.3	1.Q 99	11	62.7
2.Q 89	12.3	37.7	2.Q 99	0.7	25
3.Q 89	12	53.3	3.Q 99	-0.3	23.3
4.Q 89	20.7	13.3	4.Q 99	-5.7	39.7
1.Q 90	34.7	9.7	1.Q 00	-5	52.3
2.Q 90	40	0	2.Q 00	-5.7	64
3.Q 90	51.7	-34.3	3.Q 00	6.7	41
4.Q 90	39	-61.7	4.Q 00	9	40.7
1.Q 91	27.3	-62.3	1.Q 01	9	38.3
2.Q 91	27	-16.7	2.Q 01	-1.7	27.3
3.Q 91	16.7	-22.7	3.Q 01	-13.7	8.3
4.Q 91	20.7	-12	4.Q 01	-34	-1.3
1.Q 92	21	-31.3	1.Q 02	-28.7	2.3
2.Q 92	4.3	-34.3	2.Q 02	-19.3	1.7
3.Q 92	-11.3	-48	3.Q 02	-33.3	-0.3
4.Q 92	-44	-54.7	4.Q 02	-13.7	2.7
1.Q 93	-76	-65	1.Q 03	-15	-5
2.Q 93	-90	-96	2.Q 03	-18	-25
3.Q 93	-93	-94.3	3.Q 03	-24.3	-18.7
4.Q 93	-84	-93	4.Q 03	-16.3	-9.7
1.Q 94	-73	-54.3			
2.Q 94	-60.7	6.3		$A_D^M = 1525; A_F^M = 2569,6$	
3.Q 94	-40	14.3			
4.Q 94	-11	8.3		$M_D^M = \frac{1525}{76} = 20,07; M_F^M = \frac{2569,6}{76} = 33,81$	

(15) Charakteristische Halbwertzeit (CHWZ) und Stärke der Zentripetalkraft (ZPK)

- *Definitionen:* Die CHWZ zeigt auf der Basis eines Simulationsverfahrens (Beitrag 16 im WebCenter; www.wiwi.uni-muenster.de/kmd) nach wie viel Zeiteinheiten eine Gleichgewichtsstörung beim empirisch ermittelten Rückkopplungsparameter a des Globalprozesses und seiner Verzögerung τ unter der (fiktiven) Bedingung auf ihren Halbwert abgebaut würde, dass während des Abbaus keine neuen Störungen auftreten. Die ZPK wird aus der CHWZ abgeleitet und zeigt die Prozentpunkte, die pro Quartal abgebaut werden (PpQ).
- *Ermittlung:* Die CHWZ-Werte sind von *Blanckenburg* (Beitrag 16 im WebCenter, www.wiwi.uni-muenster.de/kmd) in Abhängigkeit von den a - und τ -Werten des Globalprozesses auf der Basis einer Simulation tabelliert worden. Für die Werte der Automobilindustrie ergibt sich aus $a = -0,17$ und $\tau = 4$ eine CHWZ von sechs Quartalen. Für die ZPK folgt hieraus: $ZPK = 50 / 6 = 8,33$ PpQ.

**Datensätze und Testergebnisse zu Abschnitt 3:
Der Renditenormalisierungsprozess in der Automobilindustrie**

(1) r^D -Werte zu Kasten 3-1a (Kernprozess 1972-1990)

- *Quelle: Deutsche Bundesbank, Jahresabschlüsse westdeutscher Unternehmen 1971 bis 1996, Statistische Sonderveröffentlichung, 5. März 1999.*
- *Allgemeine Definition von r :*

Die **Differenzrendite** wird als Differenz zwischen der im untersuchten Markt erzielten Rendite r^U und der Rendite r^V im übergeordneten Wirtschaftsbereich definiert, aus dem i.d.R. zuwandernde Faktoren stammen oder in den sie emigrieren. Es gilt: $r_t^D = r_t^U - r_t^V$.

Als **Idealindikator für die Renditen r^U und r^V** bietet sich der nachfolgende Quotient an:

$$r_{ideal}^{(*)} = \frac{\text{ordentliches Betriebsergebnis} + \text{Veränderungen der Rückstellungen}}{\text{jahresdurchschnittliches betriebsnotwendiges Vermögen zu Buchwerten}}$$

Dieser Indikator entspricht inhaltlich weitgehend einem in KMD-Analysen als BUBA 1 bezeichneten Idealindikator, für den die Daten jeweils dem Novemberheft der Monatsberichte der Bundesbank entnommen werden können. Sowohl für r^U als auch für r^V gilt folgende Formel:

$$r_t^{(*)} = \frac{J\ddot{U}_t + \Delta RST_t + ZA_t - ZE_t - \ddot{U}E_t + 0,25 \cdot (ZE_t + UE_t) + SA_t}{0,5 \cdot [(SV_t + FV_t - BT_t - WP_t + akt.RAP_t) + (SV_{t-1} + FV_{t-1} - BT_{t-1} - WP_{t-1} + akt.RAP_{t-1})]} * 100$$

mit:

$J\ddot{U}$ = Jahresüberschuss vor Gewinnsteuern

ΔRST = Veränderungen der Rückstellungen

ZA = Zinsaufwendungen

ZE = Zinserträge

$\ddot{U}E$ = übrige Erträge

$\ddot{U}A$ = übrige Aufwendungen

SA = sonstige Abschreibungen

SV = Sachvermögen

FV = Forderungsvermögen

BT = Beteiligungen

WP = Wertpapiere

akt. RAP = aktive Rechnungsabgrenzungsposten

(der Zeitindex t notiert Jahresendwerte). Hierbei weist der Zähler den betriebsbedingten Gewinn vor Steuern und der Nenner das im Jahresmittel gebundene Kapital aus.

- *Berechnungsbeispiel für die Automobilindustrie (1980)*

Ermittlungsbeispiel für die Differenzrendite

Für die Automobilindustrie und das Verarbeitende Gewerbe VG errechnen sich auf der Basis der vorstehenden Formel und der von der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Jahresabschlüsse deutscher Unternehmen für das Jahr 1980 die Renditewerte $r(\cdot)$ wie folgt (Wertangaben in Mrd. €):

$$r_{1980}^{Auto} = \frac{3,38+5,17+1,26-1,58-3,96+0,25(1,58+3,96)+0,5}{0,5[(38,24+31,69-4,30-3,17+0,09)+(30,93+26,13-2,86-2,25+0,07)]} * 100 = 10,74 \%$$

$$r_{1980}^{VG} = \frac{47,75+17,55+24,16-9,48-47,13+0,25(9,48+47,13)+5,87}{0,5[(489,47+332,43-60,26-15,49+1,92)+(434,10+314,38-52,35-15,14+1,66)]} * 100 = 7,39 \%$$

Damit ergibt sich folgende Differenzrendite:

$$r_{1980}^D = 10,74 - 7,39 = 3,35.$$

- *Jahreswerte für r^D*

Jahr	r^D	Jahr	r^D	Jahr	r^D
1972	5.03	1979	6.59	1986	1.73
1973	4.59	1980	3.35	1987	6.45
1974	-6.14	1981	1.94	1988	2.38
1975	5.20	1982	2.90	1989	-2.52
1976	15.87	1983	4.77	1990	0.58
1977	11.35	1984	-0.89		
1978	10.04	1985	2.83		

(2) Kapazitätswachstumsraten zu Kasten 3-1a (Kernprozess 1972-1990)

- *Quelle: Vgl. Görzig, B., Schintke, J./Schmidt, M. (1988): „Produktionsvolumen und – potential, Produktionsfaktoren des Bergbaus und des Verarbeitenden Gewerbes in der*

Bundesrepublik Deutschland – Statistische Kennziffern 1970 bis 1987“, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, DIW, Berlin.

- *Allgemeine Definition von w*

$$w_t = \frac{pBWS_t - pBWS_{t-1}}{pBWS_{t-1}} \cdot 100$$

mit pBWS = potentielle Bruttowertschöpfung zu Preisen von 1980.

- *Berechnungsbeispiel für 1980*

Für das Jahr 1980 berechnet sich die Kapazitätswachstumsrate wie folgt:

$$w_t = \frac{54,63 \text{ Mrd. DM} - 52,5 \text{ Mrd. DM}}{52,5 \text{ Mrd. DM}} \cdot 100 = 4,1.$$

Da die Kapazitätswachstumsrate 1979 den Wert 2,2 hat, ergibt sich für

$$\Delta w = w_{1980} - w_{1979} = 4,1 - 2,2 = 1,9$$

- *Jahreswerte für w*

Jahr	w	Jahr	w	Jahr	w
1972	7.1	1979	2.2	1986	3.83
1973	5.6	1980	4.1	1987	4.6
1974	3.5	1981	5.1	1988	4.83
1975	2.3	1982	3.43	1989	3.92
1976	1.3	1983	3.82	1990	3.1
1977	0.2	1984	4.19		
1978	0.5	1985	3.61		

(3) r^D -Werte zu Kasten 3-1b (Kernprozess 1995-2005)

- *Quelle: Deutsche Bundesbank (2009): „Hochgerechnete Angaben aus Jahresabschlüssen deutscher Unternehmen von 1994-2007“, http://www.bundesbank.de/download/statistik/stat_sonder/statso5_1994_2007.xls (Stand: 30.03.2009).*
- *Jahreswerte für r^D*

Jahr	r^D	Jahr	r^D	Jahr	r^D
1995	-3.16	1999	-1.16	2003	-3.53
1996	0.48	2000	-6.76	2004	-5.76
1997	-2.21	2001	-2.76	2005	-5.61
1998	-2.85	2002	-0.43		

(4) Kapazitätswachstumsraten zu Kasten 3-1b (Kernprozess 1995-2005)

- *Quelle: KLEMS DATENBANK (2008): „EU KLEMS Growth and Productivity Accounts: March 2008 Release“, <http://www.euklems.net/euk08i.shtml#top> (Stand: 30.03.2009).*
- *Allgemeine Definition von w*

$$w_t = \frac{\frac{BWS_t}{P_t^{Auto} \cdot IfoKAD_t} - \frac{BWS_{t-1}}{P_{t-1}^{Auto} \cdot IfoKAD_{t-1}}}{\frac{BWS_{t-1}}{P_{t-1}^{Auto} \cdot IfoKAD_{t-1}}} \cdot 100$$

mit BWS = nominelle Bruttowertschöpfung, IfoKAD = Kapazitätsauslastung der Automobilindustrie gemäß Ifo-Institut und P_t^{Auto} = Erzeugerpreisindex der Automobilindustrie.

- *Berechnungsbeispiel (Automobilindustrie 2000)*

$$w_t = \frac{\frac{49,11 \text{ Mrd. €}}{102,7 \cdot 93,66} - \frac{50,41 \text{ Mrd. €}}{104,87 \cdot 93,13}}{\frac{50,41 \text{ Mrd. €}}{104,87 \cdot 93,13}} \cdot 100 = \frac{0,5193 - 0,5161}{0,5161} \cdot 100 = 0,6.$$

Da die Kapazitätswachstumsrate 1999 den Wert -2,23 hat, ergibt sich für

$$\Delta w = w_{2000} - w_{1999} = 0,6 - (-2,23) = 2,83.$$

▪ Jahreswerte für w

Jahr	w	Jahr	w	Jahr	w
1995	-2.59	1999	-2.23	2003	7.25
1996	-2.55	2000	0.60	2004	4.74
1997	8.55	2001	23.02	2005	-1.16
1998	2.66	2002	2.39		

(5) ADF-Test

Null Hypothesis: RD has a unit root					
Exogenous: None					
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=3)					
			t-Statistic	Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-2.021221	0.0442	
Test critical values:	1% level		-2.699769		
	5% level		-1.961409		
	10% level		-1.606610		
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.					
Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 18					
Augmented Dickey-Fuller Test Equation					
Dependent Variable: D(RD)					
Method: Least Squares					
Date: 03/16/09 Time: 13:46					
Sample (adjusted): 1973 1990					
Included observations: 18 after adjustments					
	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	RD(-1)	-0.370019	0.183067	-2.021221	0.0593
R-squared	0.192070	Mean dependent var		-0.247222	
Adjusted R-squared	0.192070	S.D. dependent var		5.568670	
S.E. of regression	5.005395	Akaike info criterion		6.112862	
Sum squared resid	425.9176	Schwarz criterion		6.162327	
Log likelihood	-54.01576	Hannan-Quinn criter.		6.119683	
Durbin-Watson stat	1.938928				

ADF-Test auf Nullstationarität in der Automobilindustrie (1972-1990). *Quelle:* eigene Berechnung.

(6a) ADF-Test

Null Hypothesis: RD has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=1)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.465960	0.1501
Test critical values:		
1% level	-4.297073	
5% level	-3.212696	
10% level	-2.747676	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations
and may not be accurate for a sample size of 10

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RD)
Method: Least Squares
Date: 03/23/09 Time: 14:58
Sample (adjusted): 1996 2005
Included observations: 10 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RD(-1)	-0.937177	0.380045	-2.465960	0.0390
C	-2.882216	1.336695	-2.156225	0.0632
R-squared	0.431857	Mean dependent var		-0.245000
Adjusted R-squared	0.360839	S.D. dependent var		3.171846
S.E. of regression	2.535813	Akaike info criterion		4.875762
Sum squared resid	51.44278	Schwarz criterion		4.936279
Log likelihood	-22.37881	Hannan-Quinn criter.		4.809375
F-statistic	6.080958	Durbin-Watson stat		1.600208
Prob(F-statistic)	0.038955			

ADF-Test auf Achsenabschnittstationarität in der Automobilindustrie (1995-2005). *Quelle:*
eigene Berechnung.

(6b) Korrigierter ADF-Test (zusätzlicher Datenpunkt in Höhe des Mittelwerts -3,07 der r^D -Werte)

Null Hypothesis: RD has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.840357	0.0842
Test critical values:		
1% level	-4.200056	
5% level	-3.175352	
10% level	-2.728985	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 11

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(RD)
 Method: Least Squares
 Date: 03/30/09 Time: 13:26
 Sample (adjusted): 1996 2006
 Included observations: 11 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RD(-1)	-0.945283	0.332804	-2.840357	0.0194
C	-2.892119	1.249997	-2.313701	0.0460
R-squared	0.472686	Mean dependent var		0.008182
Adjusted R-squared	0.414096	S.D. dependent var		3.124045
S.E. of regression	2.391281	Akaike info criterion		4.744501
Sum squared resid	51.46403	Schwarz criterion		4.816846
Log likelihood	-24.09476	Hannan-Quinn criter.		4.698898
F-statistic	8.067631	Durbin-Watson stat		1.712224
Prob(F-statistic)	0.019392			

(7) Kreuzkorrelogrammanalyse zu Kasten 3-1a

Date: 03/16/09 Time: 13:56
 Sample: 1972 1990
 Included observations: 18
 Correlations are asymptotically consistent approximations

DW,RD(-i)		DW,RD(+i)		i	lag	lead
				0	0.1247	0.1247
				1	0.2553	-0.2260
				2	0.3641	-0.4818
				3	0.4516	-0.4773
				4	0.2435	-0.2721
				5	-0.0458	-0.3083

Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion (Automobilindustrie, 1972-1990) zwischen Δw und $r_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i=3$ (Korrelation: $r = 0,4516$). *Quelle*: eigene Darstellung.

τ (Kernprozess 1972-1990) = 3.

(8) Kreuzkorrelogrammanalyse zu Kasten 3-1b

Date: 03/23/09 Time: 15:02
 Sample: 1995 2005
 Included observations: 10
 Correlations are asymptotically consistent approximations

DW,RD(-i)		DW,RD(+i)		i	lag	lead
				0	-0.1595	-0.1595
				1	-0.0849	0.2937
				2	0.3700	0.3329
				3	-0.3418	-0.2600
				4	0.1661	-0.2992
				5	0.3218	0.1552

Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion (Automobilindustrie, 1995-2005) zwischen Δw und $r_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i = 1$ (Korrelation: $r = 0,37$). *Quelle*: eigene Darstellung.

τ (Kernprozess 1995-2006) = 2.

(9) KQ-Schätzung von a und c zu Kasten 3-1a

Dependent Variable: DW				
Method: Least Squares				
Date: 03/16/09 Time: 14:10				
Sample (adjusted): 1975 1990				
Included observations: 16 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.545350	0.326143	-1.672120	0.1167
RD(-3)	0.110112	0.048101	2.289172	0.0381
R-squared	0.272361	Mean dependent var		-0.025000
Adjusted R-squared	0.220387	S.D. dependent var		1.059528
S.E. of regression	0.935518	Akaike info criterion		2.821036
Sum squared resid	12.25272	Schwarz criterion		2.917609
Log likelihood	-20.56829	Hannan-Quinn criter.		2.825981
F-statistic	5.240307	Durbin-Watson stat		1.504570
Prob(F-statistic)	0.038125			

EvIEWS-Output einer KQ-Schätzung von a^K und c^K in der Automobilindustrie (1972-1990).

Quelle: eigene Darstellung.

(10) KQ-Schätzung von a und c zu Kasten 3-1b

Dependent Variable: DW				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/09 Time: 10:50				
Sample (adjusted): 1997 2005				
Included observations: 9 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.588208	6.253316	1.053554	0.3271
RD(-2)	2.587304	1.971684	1.312231	0.2308
R-squared	0.197427	Mean dependent var		0.154444
Adjusted R-squared	0.082774	S.D. dependent var		12.15829
S.E. of regression	11.64422	Akaike info criterion		7.940628
Sum squared resid	949.1158	Schwarz criterion		7.984455
Log likelihood	-33.73282	Hannan-Quinn criter.		7.846048
F-statistic	1.721950	Durbin-Watson stat		2.450859
Prob(F-statistic)	0.230832			

EvIEWS-Output einer KQ-Schätzung von a^K und c^K in der Automobilindustrie (1995-2005).

Quelle: eigene Darstellung.

a ist nicht signifikant.

(11) Berechnung des Parameterprodukts ab und des Parameters b für die Periode 1

$$\text{Ergebnisse der Berechnung von } ZM_t = \frac{r_t^D - r_{t-1}^D}{r_{t-1}^D} \cdot \frac{r_{t-1}^D}{r_{t-3}^D}$$

Jahr	ZM _t	Jahr	ZM _t	Jahr	ZM _t
1972		1979	-0.22	1986	-0.23
1973		1980	-0.29	1987	-5.30
1974		1981	-0.14	1988	-1.44
1975	2.25	1982	0.15	1989	-2.83
1976	2.32	1983	0.56	1990	0.48
1977	0.74	1984	-2.92		
1978	-0.25	1985	1.28		

$$ab = -0,18, b = -0,18 / 0,11 = -1,64$$

(12) Stabilitätsbereich für die Periode 1 (zur Erklärung und Berechnung vgl. M-Prozess)

Für die Untergrenze gilt: $ab = -2,0594 * 3^{-1,111} = -2,0594 * 0,2951 = -0,61$. Das Stabilitätsintervall lautet somit: $-0,61 < ab < 0,00$.

(13) Optimalwert der Rückkopplung für die Periode 1 (zur Erklärung und Berechnung vgl. M-Prozess)

$$\text{OWR} = -0,7642 * 3^{-0,929} = -0,7642 * 0,3604 = 0,28.$$

(14) Δr^D -Werte zu Kasten 3-2a (Globalprozess 1972-1990)

- Jahreswerte für Δr^D

Jahr	Δr^D	Jahr	Δr^D	Jahr	Δr^D
1972		1979	-3.45	1986	-1.10
1973	-0.44	1980	-3.24	1987	4.72
1974	-10.73	1981	-1.41	1988	-4.07
1975	11.34	1982	0.96	1989	-4.90
1976	10.67	1983	1.87	1990	3.10
1977	-4.52	1984	-5.66		
1978	-1.31	1985	3.72		

(15) Δr^D -Werte zu Kasten 3-2b (Globalprozess 1995-2005)

- Jahreswerte für Δr^D

Jahr	Δr^D	Jahr	Δr^D	Jahr	Δr^D
1995		1999	1.69	2003	-3.10
1996	3.64	2000	-5.60	2004	-2.23
1997	-2.69	2001	4.00	2005	0.15
1998	-0.64	2002	2.33		

(16) Kreuzkorrelogrammanalyse zu Kasten 3-2a

Date: 03/16/09 Time: 14:56

Sample: 1972 1990

Included observations: 18

Correlations are asymptotically consistent approximations

DRD,RD(-i)		DRD,RD(+i)		i	lag	lead
				0	0.5575	0.5575
				1	-0.5337	0.4277
				2	-0.3553	0.0431
				3	-0.0244	-0.0130
				4	-0.0225	-0.0622
				5	0.0648	-0.0235

Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion zwischen Δr^D und $r_{t-\tau}^D$ in der Automobilindustrie (1972-1990) mit einem Maximum bei $i=1$ (Korrelation: $r=-0,5337$). *Quelle:* eigene Darstellung.

$\tau = 1$.

(17) Kreuzkorrelogrammanalyse zu Kasten 3-2b

Date: 03/23/09 Time: 15:07
 Sample: 1995 2005
 Included observations: 10
 Correlations are asymptotically consistent approximations

DRD, RD(-i)		DRD, RD(+i)		i	lag	lead
				0	0.7141	0.7141
				1	-0.6046	0.2340
				2	-0.1258	-0.2566
				3	0.2792	0.0861
				4	-0.1867	-0.1964
				5	0.1665	0.0491

Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion zwischen Δr^D und $r_{t-\tau}^D$ in der Automobilindustrie (1995-2005) mit einem Maximum bei $i = 1$ (Korrelation: $r = -0,6046$). *Quelle:* eigene Darstellung.

$\tau = 1$.

(18) KQ-Schätzung von a und c zu Kasten 3-2a

Dependent Variable: DRD				
Method: Least Squares				
Date: 03/16/09 Time: 15:09				
Sample (adjusted): 1973 1990				
Included observations: 18 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.261353	1.498217	1.509363	0.1507
RD(-1)	-0.598309	0.232478	-2.573609	0.0204
R-squared	0.292770	Mean dependent var		-0.247222
Adjusted R-squared	0.248568	S.D. dependent var		5.568670
S.E. of regression	4.827212	Akaike info criterion		6.090854
Sum squared resid	372.8316	Schwarz criterion		6.189785
Log likelihood	-52.81769	Hannan-Quinn criter.		6.104495
F-statistic	6.623463	Durbin-Watson stat		1.798038
Prob(F-statistic)	0.020405			

Eviews-Output einer KQ-Schätzung von a^G und c^G in der Automobilindustrie (1972-1990).

(19) KQ-Schätzung von a und c zu Kasten 3-2b

Dependent Variable: DRD				
Method: Least Squares				
Date: 03/23/09 Time: 09:41				
Sample (adjusted): 1996 2005				
Included observations: 10 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.882216	1.336695	-2.156225	0.0632
RD(-1)	-0.937177	0.380045	-2.465960	0.0390
R-squared	0.431857	Mean dependent var		-0.245000
Adjusted R-squared	0.360839	S.D. dependent var		3.171846
S.E. of regression	2.535813	Akaike info criterion		4.875762
Sum squared resid	51.44278	Schwarz criterion		4.936279
Log likelihood	-22.37881	Hannan-Quinn criter.		4.809375
F-statistic	6.080958	Durbin-Watson stat		1.600208
Prob(F-statistic)	0.038955			

EvIEWS-Output einer KQ-Schätzung von a^G und c^G in der Automobilindustrie (1995-2005).

(20) Stabilitätsbereich für Periode 1

Bei $\tau = 1$ wird die Näherungsfunktion zur Berechnung der a -Untergrenze nicht angewandt, sondern der exakte Wert $a = -2$. Das Stabilitätsintervall lautet damit: $-2 < a < 0$.

(21) Stabilitätsbereich für Periode 2

Bei $\tau = 1$ gilt das Stabilitätsintervall $-2 < a < 0$ (s.o., Nr. 20).

(22) Optimalwert der Rückkopplung für Periode 1

Bei $\tau = 1$ wird die Näherungsfunktion zur Berechnung von OWR nicht angewandt, sondern der exakte Wert $OWR = -1$.

(23) Optimalwert der Rückkopplung für Periode 2

Bei $\tau = 1$ gilt $OWR = -1$ (s.o., Nr. 22).

(24) r^A -Werte zu Kasten 3-3

Jahr	r^A	Jahr	r^A	Jahr	r^A
1995	0,31	1999	3,28	2003	-1,67
1996	2,54	2000	-1,97	2004	-2,93
1997	1,83	2001	0,12	2005	-1,69
1998	1,04	2002	2,20		

(25) r^{VG} -Werte zu Kasten 3-4

Jahr	r^{VG}	Jahr	r^{VG}	Jahr	r^{VG}
1995	3,47	1999	4,44	2003	1,86
1996	2,06	2000	4,79	2004	2,83
1997	4,04	2001	2,88	2005	3,92
1998	3,89	2002	2,63		

(26) Trendgleichung für w in der Periode 2

Dependent Variable: W
Method: Least Squares
Date: 04/07/09 Time: 14:00
Sample: 1995 2005
Included observations: 11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.101818	4.331228	0.254389	0.8049
@TREND	0.519273	0.732111	0.709281	0.4961

R-squared	0.052939	Mean dependent var	3.698182
Adjusted R-squared	-0.052290	S.D. dependent var	7.485237
S.E. of regression	7.678447	Akaike info criterion	7.077677
Sum squared resid	530.6269	Schwarz criterion	7.150022
Log likelihood	-36.92723	Hannan-Quinn criter.	7.032074
F-statistic	0.503080	Durbin-Watson stat	2.231359
Prob(F-statistic)	0.496112		

(27) Charakteristische Halbwertszeit in der Periode 1

Für $a = -0,6$ und $\tau = 1$ ergibt sich eine CHWZ für die Periode 1 i.H.v. einem Jahr.

**Datensätze und Testergebnisse zu Abschnitt 4:
Der Übermächterosionsprozess in der Automobilindustrie**

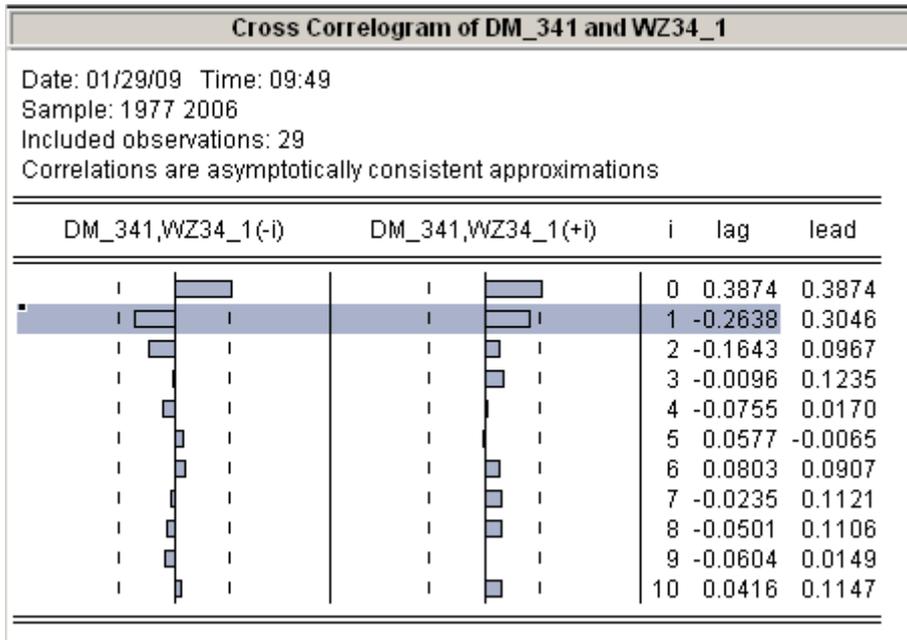
(1) m^D -Werte zu Kasten 4-1 (Globalprozess 1977-2006)

- *Quelle:* Vgl. *Gromer (2006, S. 417-506)*.
- *Korrekturfaktor:* Der Korrekturfaktor ergibt sich nach *Gromer (2006, S. 408ff.)* zu 0,8125.

Jahreswerte (WZ 34.1)

Jahr	m^D	Jahr	m^D	Jahr	m^D
1977	0.1437	1988	0.1508	1999	0.1369
1978	0.1480	1989	0.1467	2000	0.1366
1979	0.1469	1990	0.1476	2001	0.1357
1980	0.1578	1991	0.1494	2002	0.1353
1981	0.1514	1992	0.1413	2003	0.1372
1982	0.1463	1993	0.1461	2004	0.1332
1983	0.1445	1994	0.1462	2005	0.1294
1984	0.1426	1995	0.1297	2006	0.1305
1985	0.1462	1996	0.1320		
1986	0.1529	1997	0.1366		
1987	0.1518	1998	0.1372		

(2) Kreuzkorrelogrammanalyse zu Kasten 4-1



Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion zwischen Δm^D und $m_{t-\tau}^D$ bei der Herstellung von Kraftwagen und -motoren mit einem Maximum bei $i = 1$ (Korrelation: $r = -0,2638$).

Quelle: eigene Darstellung.

$\tau = 1$.

(3) KQ-Schätzung von a und c zu Kasten 4-1

Dependent Variable: DM_341				
Method: Least Squares				
Date: 01/29/09 Time: 09:56				
Sample (adjusted): 1978 2006				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.031330	0.021977	1.425607	0.1654
WZ34_1(-1)	-0.181513	0.124922	-1.453011	0.1577
R-squared	0.072523	Mean dependent var		-0.000560
Adjusted R-squared	0.038172	S.D. dependent var		0.006206
S.E. of regression	0.006087	Akaike info criterion		-7.298913
Sum squared resid	0.001000	Schwarz criterion		-7.204617
Log likelihood	107.8342	Hannan-Quinn criter.		-7.269381
F-statistic	2.111241	Durbin-Watson stat		2.040138
Prob(F-statistic)	0.157745			

Eviews-Output einer KQ-Schätzung von a^G und c^G bei der Herstellung von Kraftwagen und -motoren. Quelle: eigene Darstellung.

**Datensätze und Testergebnisse zu Abschnitt 5:
Der Produktfortschrittsprozess in der Automobilindustrie**

(1) A^D - und ΔA^D -Werte zu Kasten 5-2 (Globalprozess 1991-2002)

Die Fortschrittsintensitätswerte können – aufbereitet von der EU und der OECD – direkt aus dem Internet entnommen werden: <http://stats.oecd.org/WBOS/index.aspx> (Stand: 09.03.2009).

Die Berechnungsvorschrift für die Forschungsintensität findet man unter <http://www.oecd.org/dataoecd/9/51/41274080.pdf?contentid=41274081> (Stand 18.03.2009)

Jahresdaten A^D

Jahr	FuEUAU ^D	FuEUAU ^J	A^D	Jahr	FuEUAU ^D	FuEUAU ^J	A^D
1991	10.68	11.77	-1.09	1997	14.50	13.94	0.56
1992	11.29	12.05	-0.76	1998	15.37	13.19	2.18
1993	14.39	10.62	3.77	1999	18.45	12.15	6.30
1994	13.18	10.59	2.59	2000	22.14	13.12	9.02
1995	12.89	11.92	0.97	2001	18.04	14.00	4.04
1996	14.25	12.36	1.89	2002	19.09	13.53	5.56

Jahresdaten ΔA^D

Jahr	ΔA^D	Jahr	ΔA^D
1991		1997	-1.33
1992	0.33	1998	1.62
1993	4.53	1999	4.12
1994	-1.18	2000	2.72
1995	-1.62	2001	-4.98
1996	0.92	2002	1.52

(2) ADF-Stationaritätstest zu einer Konstanten zu Kasten 5-2

Null Hypothesis: A_JAPAN has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=2)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.831346	0.3481
Test critical values:		
1% level	-4.200056	
5% level	-3.175352	
10% level	-2.728985	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
 Warning: Probabilities and critical values calculated for 20 observations and may not be accurate for a sample size of 11

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(A_JAPAN)
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/09 Time: 14:06
 Sample (adjusted): 1992 2002
 Included observations: 11 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
A_JAPAN(-1)	-0.481206	0.262761	-1.831346	0.1003
C	1.893741	1.031872	1.835248	0.0997

R-squared	0.271481	Mean dependent var	0.604545
Adjusted R-squared	0.190534	S.D. dependent var	2.781181
S.E. of regression	2.502237	Akaike info criterion	4.835213
Sum squared resid	56.35071	Schwarz criterion	4.907558
Log likelihood	-24.59367	Hannan-Quinn criter.	4.789610
F-statistic	3.353829	Durbin-Watson stat	2.004570
Prob(F-statistic)	0.100281		

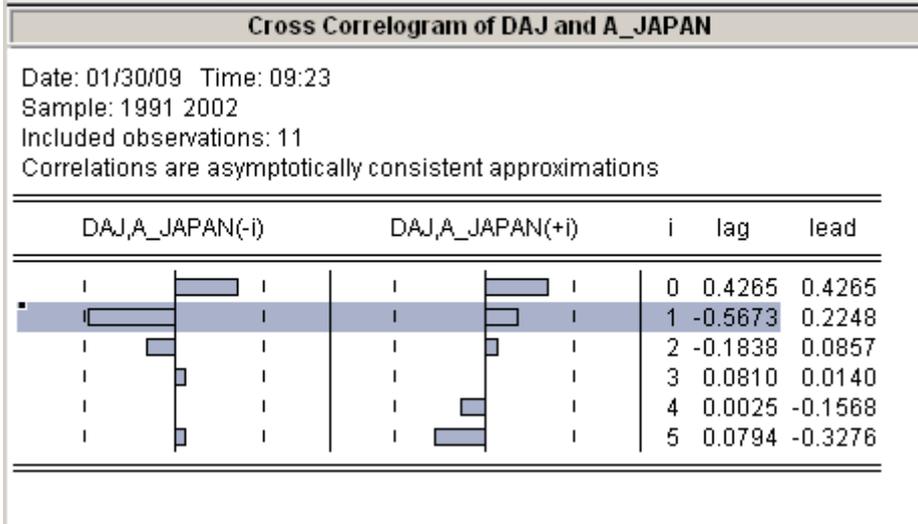
(3) Trendtest zu Kasten 5-2

Dependent Variable: A_JAPAN
 Method: Least Squares
 Date: 03/28/09 Time: 14:07
 Sample: 1991 2002
 Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.426026	1.156944	-0.368234	0.7204
@TREND	0.608217	0.178167	3.413743	0.0066

R-squared	0.538184	Mean dependent var	2.919167
Adjusted R-squared	0.492002	S.D. dependent var	2.989267
S.E. of regression	2.130569	Akaike info criterion	4.501667
Sum squared resid	45.39324	Schwarz criterion	4.582485
Log likelihood	-25.01000	Hannan-Quinn criter.	4.471745
F-statistic	11.65364	Durbin-Watson stat	1.703994
Prob(F-statistic)	0.006617		

(4) Kreuzkorrelogrammanalyse zu Kasten 5-2



Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion in der Automobilindustrie zwischen ΔA^D und $A_{Deu-Japan}^D$ mit einem Maximum bei $i = 1$ (Korrelation: $r = -0,5673$). *Quelle:* eigene Darstellung.

$\tau = 1$.

(5) KQ-Schätzung von a und c zu Kasten 5-2

Dependent Variable: DAJ				
Method: Least Squares				
Date: 01/30/09 Time: 09:42				
Sample (adjusted): 1992 2002				
Included observations: 11 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.893741	1.031872	1.835248	0.0997
A_JAPAN(-1)	-0.481206	0.262761	-1.831346	0.1003
R-squared	0.271481	Mean dependent var		0.604545
Adjusted R-squared	0.190534	S.D. dependent var		2.781181
S.E. of regression	2.502237	Akaike info criterion		4.835213
Sum squared resid	56.35071	Schwarz criterion		4.907558
Log likelihood	-24.59367	Hannan-Quinn criter.		4.789610
F-statistic	3.353829	Durbin-Watson stat		2.004570
Prob(F-statistic)	0.100281			

Eviews-Output einer KQ-Schätzung in der Automobilindustrie zwischen ΔA^D und $A_{Deu-Japan}^D$.

$a = -0,48$ liegt an der Signifikanzgrenze.

(6) Ermittlung des GRV zu Kasten 5-2

Berechnung: Die Verlustfläche für Deutschland ergibt sich nach der Formel:

$$A^P = \sum_{t=1}^{t=n} A_{t,a}^D, \text{ a mit}$$

$$A_{t,a}^D = \begin{cases} 0, & \text{falls } A_t^D \geq 0 \\ |A_t^D|, & \text{falls } A_t^D < 0 \end{cases}$$

Aus den $A_{t,a}^D$ -Werten unter (1) folgt, dass $A_{\text{Deutschland}}^P = 1,09 + 0,76 = 1,85$.

Für Japan ergeben sich die anzurechnenden A^D -Werte nach der Formel:

$$A_{t,a}^D = \begin{cases} 0, & \text{falls } A_t^D \leq 0 \\ |A_t^D|, & \text{falls } A_t^D > 0 \end{cases}$$

Aus den $A_{t,a}^D$ unter (1) folgt, dass $A_{\text{Japan}}^P = 3,77 + 2,59 + 0,97 + 1,89 + 0,56 + 2,18 + 6,3 + 9,02 + 4,04 + 5,56 = 36,88$.

Die zugehörigen Mittelwerte lauten: $M^D = 1,85 / 12 = 0,15$, $M^J = 36,88 / 12 = 3,07$.

Als GRV ergibt sich somit

$$GRV^D = \frac{M^D - M^J}{M^D + M^J} = \frac{0,15 - 3,07}{0,15 + 3,07} = -\frac{2,92}{3,22} = -0,91.$$

**Datensätze und Testergebnisse zu Abschnitt 6:
Der Verfahrensfortschrittsprozess in der Automobilindustrie**

(1) I^D - und ΔI^D -Werte

- Die I^D -Werte können aus der KLEMS-Datenbank ermittelt werden:
„EU KLEMS Growth and Productivity Accounts: March 2008 Release“,
<http://www.euklems.net/euk08i.shtml#top>
(Stand: 30.03.2009).

Die Ermittlungsvorschrift lautet:

$$I^{(\cdot)} = \frac{\text{Labour compensation (in millions of Euro)}}{\text{Gross value added at current basic prices}}$$

Jahreswerte:

Jahr	I^D Deutschland	I^D Japan	I^D	ΔI^D	Jahr	I^D Deutschland	I^D Japan	I^D	ΔI^D
1973	0.66	0.50	0.15		1990	0.74	0.54	0.20	-0.05
1974	0.75	0.53	0.21	0.06	1991	0.74	0.53	0.21	0.01
1975	0.67	0.36	0.31	0.10	1992	0.74	0.57	0.16	-0.04
1976	0.63	0.34	0.29	-0.02	1993	0.84	0.60	0.24	0.08
1977	0.66	0.36	0.30	0.01	1994	0.76	0.63	0.14	-0.11
1978	0.66	0.38	0.28	-0.02	1995	0.75	0.62	0.13	-0.01
1979	0.67	0.47	0.20	-0.08	1996	0.82	0.56	0.26	0.13
1980	0.79	0.46	0.33	0.13	1997	0.78	0.61	0.17	-0.10
1981	0.73	0.47	0.25	-0.07	1998	0.78	0.54	0.23	0.07
1982	0.70	0.50	0.20	-0.05	1999	0.85	0.54	0.31	0.07
1983	0.67	0.50	0.17	-0.04	2000	0.93	0.56	0.37	0.06
1984	0.68	0.52	0.16	-0.01	2001	0.83	0.56	0.26	-0.10
1985	0.66	0.45	0.20	0.04	2002	0.82	0.51	0.31	0.05
1986	0.70	0.50	0.20	0.00	2003	0.77	0.54	0.23	-0.08
1987	0.72	0.47	0.25	0.05	2004	0.79	0.52	0.28	0.04
1988	0.73	0.47	0.26	0.01	2005	0.80	0.50	0.30	0.03
1989	0.72	0.48	0.24	-0.01					

Mittelwert der I^D -Werte im (positiven) Rückstandsbereich: 0,24.

(2) π^A - und $\Delta\pi^A$ -Werte für Deutschland

Die π^A -Werte können ebenfalls der KLEMS-Datenbank entnommen werden:

$$\pi^A = \text{Gross value added per hour worked}$$

Jahreswerte:

Jahr	π^{\wedge}	$\Delta\pi^{\wedge}$	Jahr	π^{\wedge}	$\Delta\pi^{\wedge}$	Jahr	π^{\wedge}	$\Delta\pi^{\wedge}$
1973	59.42		1984	86.41	4.27	1995	100.00	-1.10
1974	57.60	-1.82	1985	88.26	1.85	1996	95.41	-4.59
1975	62.41	4.81	1986	82.80	-5.46	1997	100.93	5.53
1976	69.12	6.71	1987	84.66	1.85	1998	98.82	-2.11
1977	73.45	4.34	1988	84.04	-0.61	1999	93.54	-5.28
1978	73.66	0.21	1989	88.29	4.24	2000	91.02	-2.52
1979	76.23	2.56	1990	93.06	4.77	2001	106.11	15.09
1980	72.59	-3.63	1991	98.37	5.30	2002	106.10	0.00
1981	76.53	3.94	1992	100.17	1.81	2003	114.67	8.56
1982	77.01	0.48	1993	91.89	-8.28	2004	114.32	-0.35
1983	82.14	5.13	1994	101.10	9.22	2005	115.00	0.68

(3) ADF-Test auf Achsenabschnittsstationarität im Rückstandsbereich positiver I^D-Werte

Null Hypothesis: LD has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.718096	0.0085
Test critical values:		
1% level	-3.653730	
5% level	-2.957110	
10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

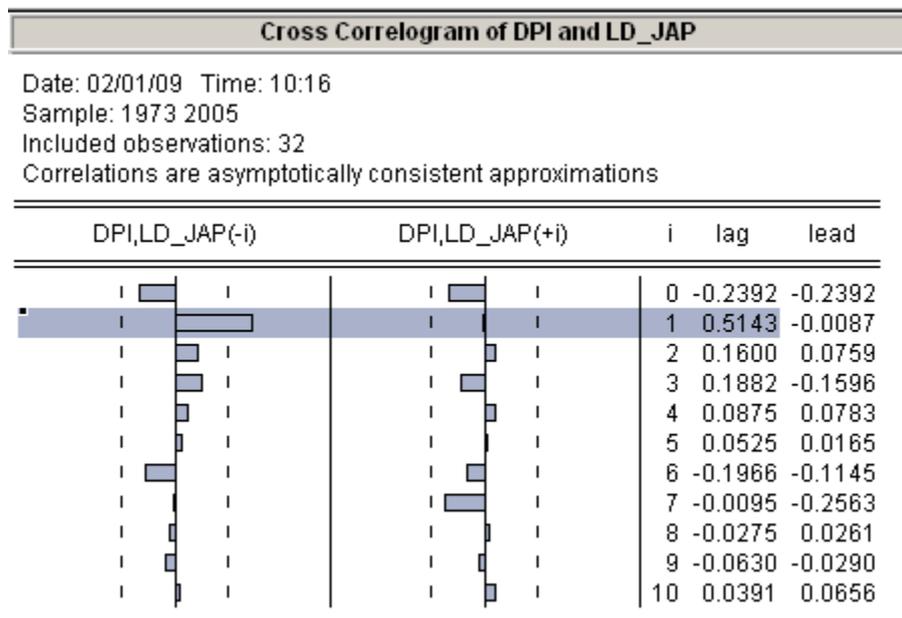
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LD)
 Method: Least Squares
 Date: 02/25/09 Time: 10:57
 Sample (adjusted): 1974 2005
 Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LD(-1)	-0.620220	0.166811	-3.718096	0.0008
C	0.150390	0.040403	3.722227	0.0008

R-squared	0.315447	Mean dependent var	0.004669
Adjusted R-squared	0.292629	S.D. dependent var	0.066028
S.E. of regression	0.055533	Akaike info criterion	-2.883207
Sum squared resid	0.092518	Schwarz criterion	-2.791599
Log likelihood	48.13132	Hannan-Quinn criter.	-2.852842
F-statistic	13.82424	Durbin-Watson stat	2.054523
Prob(F-statistic)	0.000823		

Ergebnis des Achsenabschnittsstationaritätstests in der Automobilindustrie.

(4) Kreuzkorrelationsanalyse für den Kernprozess (1973-2005)



EvIEWS-Output der Kreuzkorrelationsfunktion (Automobilindustrie) zwischen $\Delta\pi^A$ und $l_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i = 1$ (Korrelation: $r = 0,5143$). *Quelle*: eigene Darstellung.

$\tau = 1$.

(5) Regressionsanalyse $\Delta\pi^A$ auf l_{t-1}^D

Dependent Variable: DPI				
Method: Least Squares				
Date: 02/01/09 Time: 10:20				
Sample (adjusted): 1974 2005				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8.604002	3.014650	-2.854064	0.0078
LD(-1)	44.01263	12.44651	3.536142	0.0013
R-squared	0.294189	Mean dependent var		1.736766
Adjusted R-squared	0.270662	S.D. dependent var		4.851890
S.E. of regression	4.143576	Akaike info criterion		5.741457
Sum squared resid	515.0767	Schwarz criterion		5.833065
Log likelihood	-89.86331	Hannan-Quinn criter.		5.771823
F-statistic	12.50430	Durbin-Watson stat		2.145291
Prob(F-statistic)	0.001341			

EvIEWS-Output einer KQ-Schätzung von a^K und c^K in der Automobilindustrie.

(6) Berechnung der *ab*- und *b*-Werte (Blanckenburg-Verfahren für den Kernprozess 1973-2005)

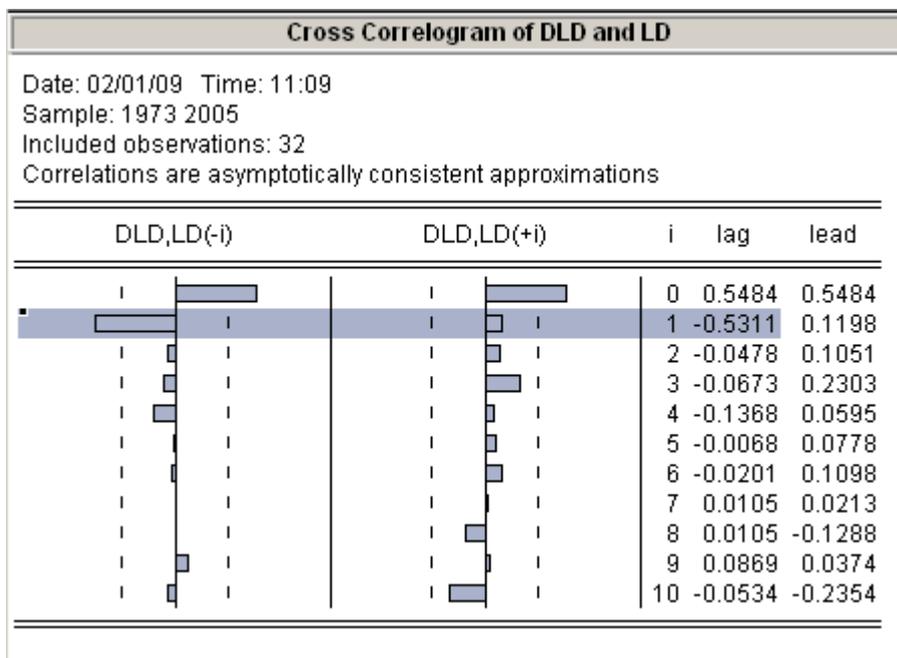
$$Z_t = \frac{l_t^D - l_{t-1}^D}{l_{t-1}^D}$$

Jahreswerte (Z_t)

Jahr	Z_t	Jahr	Z_t	Jahr	Z_t
1973		1984	-0.03	1995	-0.07
1974	0.37	1985	0.26	1996	1.03
1975	0.47	1986	-0.02	1997	-0.37
1976	-0.07	1987	0.24	1998	-0.21
1977	0.04	1988	0.04	1999	0.32
1978	-0.08	1989	-0.06	2000	0.18
1979	-0.29	1990	-0.19	2001	-0.28
1980	0.66	1991	0.04	2002	0.20
1981	-0.23	1992	-0.21	2003	-0.25
1982	-0.20	1993	0.49	2004	0.18
1983	-0.17	1994	-0.43	2005	0.10

$ab = -0,03$; $b = -0,03 / 44,01 = -0,0007$

(7) Kreuzkorrelationsanalyse für den Globalprozess (1973-2005)



Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion in der Automobilindustrie zwischen Δl^D und $l_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i = 1$ (Korrelation: $r = -0,5311$). *Quelle*: eigene Darstellung.

$\tau = 1$.

(8) Regressionsanalyse für den Globalprozess (1973-2005)

Dependent Variable: DLD				
Method: Least Squares				
Date: 02/01/09 Time: 11:13				
Sample (adjusted): 1974 2005				
Included observations: 32 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.150390	0.040403	3.722227	0.0008
LD(-1)	-0.620220	0.166811	-3.718096	0.0008
R-squared	0.315447	Mean dependent var		0.004669
Adjusted R-squared	0.292629	S.D. dependent var		0.066028
S.E. of regression	0.055533	Akaike info criterion		-2.883207
Sum squared resid	0.092518	Schwarz criterion		-2.791599
Log likelihood	48.13132	Hannan-Quinn criter.		-2.852842
F-statistic	13.82424	Durbin-Watson stat		2.054523
Prob(F-statistic)	0.000823			

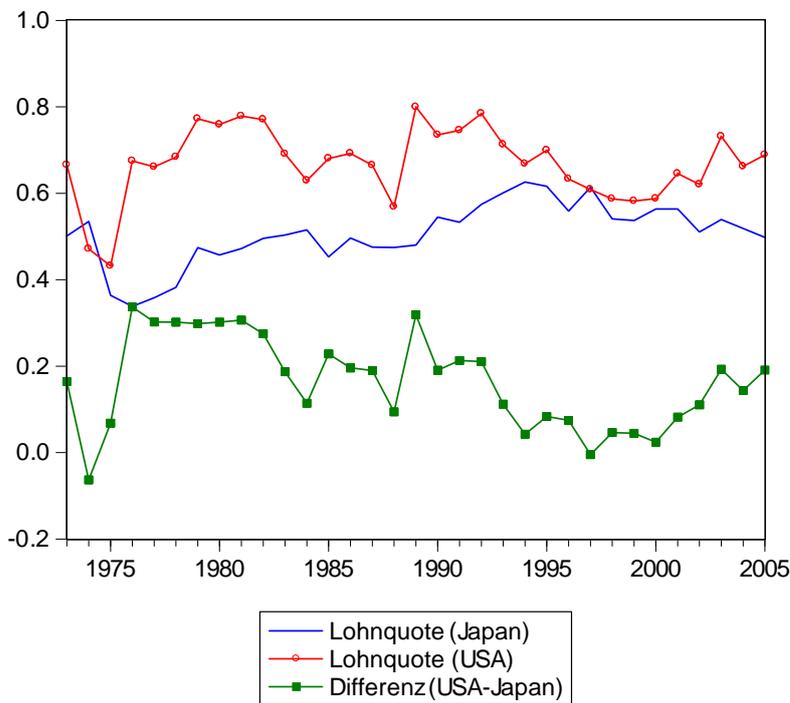
EvIEWS-Output einer KQ-Schätzung von a^G und c^G in der Automobilindustrie.

(9) Grad der Regelungsverluste (GRV)

- Mittelwerte der positiven I^D -Werte für Deutschland: $M_{\text{Deu}} = 0,24$.
- Mittelwerte der positiven I^D -Werte für Japan: $M_{\text{Japan}} = 0$.
- Grad der Regelungsverluste: $GRV = \frac{0,24-0}{0,24+0} = 1,00$

(10) Index der Aufholverluste (IAV) gegenüber den USA

I^D-Entwicklung USA-Japan



Lohnquoten der japanischen und us-amerikanischen Automobilindustrie.

Quelle: eigene Darstellung.

I^D-Trend USA-Japan

Dependent Variable: LD_USA_JAP
 Method: Least Squares
 Date: 02/21/09 Time: 09:37
 Sample: 1973 2005
 Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.234214	0.033565	6.978000	0.0000
@TREND	-0.004465	0.001803	-2.476570	0.0189
R-squared	0.165172	Mean dependent var		0.162781
Adjusted R-squared	0.138242	S.D. dependent var		0.106222
S.E. of regression	0.098607	Akaike info criterion		-1.736662
Sum squared resid	0.301422	Schwarz criterion		-1.645965
Log likelihood	30.65493	Hannan-Quinn criter.		-1.706145
F-statistic	6.133398	Durbin-Watson stat		0.959350
Prob(F-statistic)	0.018927			

Trendtest für die Differenz der Automobilindustrie-Lohnquoten (USA-Japan).

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 ökonomisch-mathematischen Mischverfahrens (Februar 2008)
23. **Korbinian von Blanckenburg und Gerrit Reher**
Testverfahren zur Beurteilung der Funktionsfähigkeit von Marktprozessen
24. **Heinz Grossekketter**
Marktprozessbedingte Controllingaufgaben in Unternehmen (September 2008)
25. **Alexander Geist, Korbinian von Blanckenburg und Andreas Hadamitzky**
Die Legitimation des Briefmonopols zur Finanzierung des Universaldienstes im Briefverkehr (September 2008)
26. **Heinz Grossekketter**
Marktprozessbedingte Controllingaufgaben in Unternehmen, 2., erw. Auflage (Oktober 2008)
27. **Korbinian von Blanckenburg**
Eine Methode zur Schätzung der Rückkopplungsparameter im Koordinationsmängel-Diagnosekonzept (November 2008)
28. **Korbinian von Blanckenburg**
Grenzen der Stabilitätsintervalle für die KMD-Regelprozesse (Dezember 2008)
29. **Michael Heuterkes, Matthias Janssen**
Die Regulierung von Gas- und Strommärkten in Deutschland (Dezember 2008)
30. **Korbinian von Blanckenburg**
Die Halbwertzeit einer Störungserosion (Januar 2009)
31. **Korbinian von Blanckenburg, Sascha Hokamp**
Exakte Bestimmung der Stabilitätsbedingungen von Marktprozessen auf der Basis des Koordinationsmängel-Diagnosekonzepts und des Schur-Theorems (Februar 2009)
32. **Heinz Grossekketter**
Wie funktionieren Märkte in der Realität? Eine dynamische Analyse von Marktprozessen in der deutschen Automobilindustrie (April 2009)