

BEITRAG 13

TESTANLEITUNG ZUR ÜBERPRÜFUNG DER FUNKTIONSQUALITÄT DES VERFAHRENSFORTSCHRITTSPROZESSES DURCH ÖKONOMETRISCHE PROZESSMUSTERANALYSEN

VON KORBINIAN VON BLANCKENBURG

(Stand: 05.05.2009)

1. Anfertigung einer deskriptiven Analyse	1
1.1 Grafische Auswertung	1
1.2 Beschreibung wichtiger Kennzahlen der Werteverteilung	2
2. Testen auf analyserelevante Strukturbrüche	4
3. Bestimmung der Verzögerung, der Rückkopplungsparameter und der Funktionsgüte des Kernprozesses.....	10
3.1 Berechnung der τ^K -Werte mittels maximaler positiver Korrelation der Kreuzkorrelationsfunktion	10
3.2 Berechnung von a^K und c^K mittels KQ-Schätzung.....	12
3.3 Berechnung der $(ab)^K$ -Werte	13
4. Bestimmung der Verzögerung, der Rückkopplungsparameter und der Funktionsgüte des Globalprozesses.....	18
4.1 Berechnung der τ^G -Werte mittels maximaler negativer Korrelation der Kreuzkorrelationsfunktion	18
4.2 Berechnung von a^G und c^G mittels KQ-Schätzung.....	20
5. Stationaritäts- und Trendtest bei dauerhaftem Fortschrittsrückstand.....	23
6. Bestimmung der Charakteristischen Halbwertzeit.....	26
7. Bestimmung der Verlustflächen, des GVR-Wertes und des IAV	28
Literatur	34

1. Anfertigung einer deskriptiven Analyse

Als Vorbereitung für eine umfassende Analyse ist zunächst eine so genannte optische Inspektion der Marktprozesse durchzuführen. Diese umfasst eine grafische Auswertung sowie die Berechnung wichtiger Kennzahlen¹ wie z.B. Mittelwert und Varianz. Für das folgende Beispiel wurde Eviews und die Daten der deutschen Automobil- und Maschinenbau-Industrie verwendet.² [View → Descriptive Statistics → ...]³

1.1 Grafische Auswertung

Um sich den Verlauf des V-Prozesses zunächst zu veranschaulichen, sollten die Zeitreihen der Lohnquotendifferenz- (l^D) und der Arbeitsproduktivität- (π^A) Werte dargestellt werden. Oft ergeben sich bereits aus dem ersten Augenschein Untersuchungsfragen, die näher zu analysieren sind. Wichtig ist es, geeignete Maßstäbe zu wählen, um das Bild des Prozesses nicht zu verzerren.

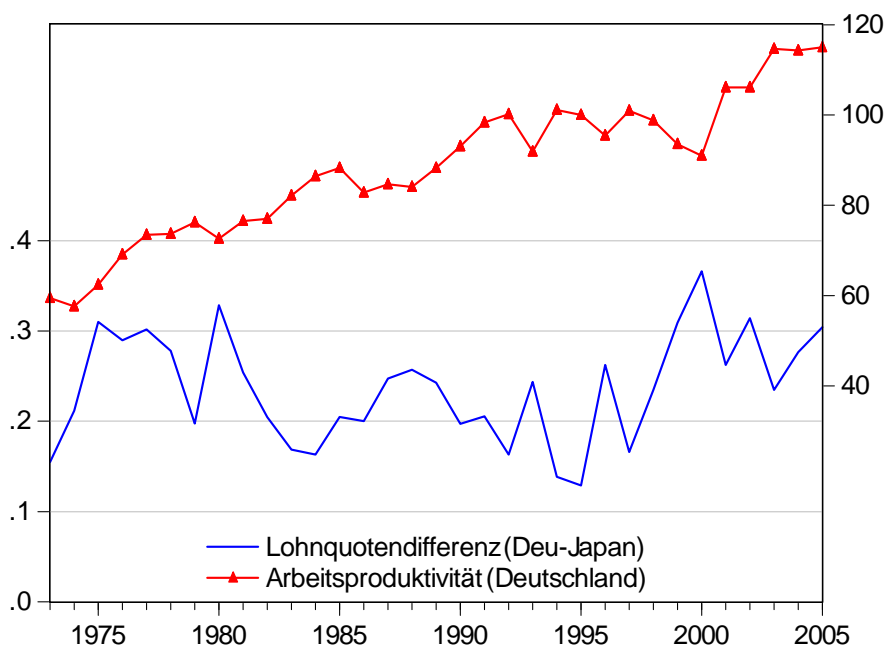


Abbildung 1a: Lohnquotendifferenz⁴ und Arbeitsproduktivität⁵ in der Automobilindustrie (1973-2005). *Quelle:* eigene Darstellung.

¹ Vgl. hierzu ausführlich in *Blanckenburg/Reher* (2008, S. 5-10).

² Zu den Daten der beiden Industrien vgl. Beitrag 20/1; sowie *Gromer* (2006; Automobilindustrie) und *Stetter* (i.E.; Maschinenbauindustrie).

³ Aufrufe von Eviews-Funktionen und Eviews-Befehlen sind durch eckige Klammern gekennzeichnet.

⁴ Die Lohnquoten wurden berechnet als Quotient von Lohnsumme (labour compensation, LAB) und Bruttowertschöpfung zu laufenden Preisen (Gross value added at current basic prices, VA). *Quelle:* <http://www.euklems.net> (Stand: 01.02.2009).

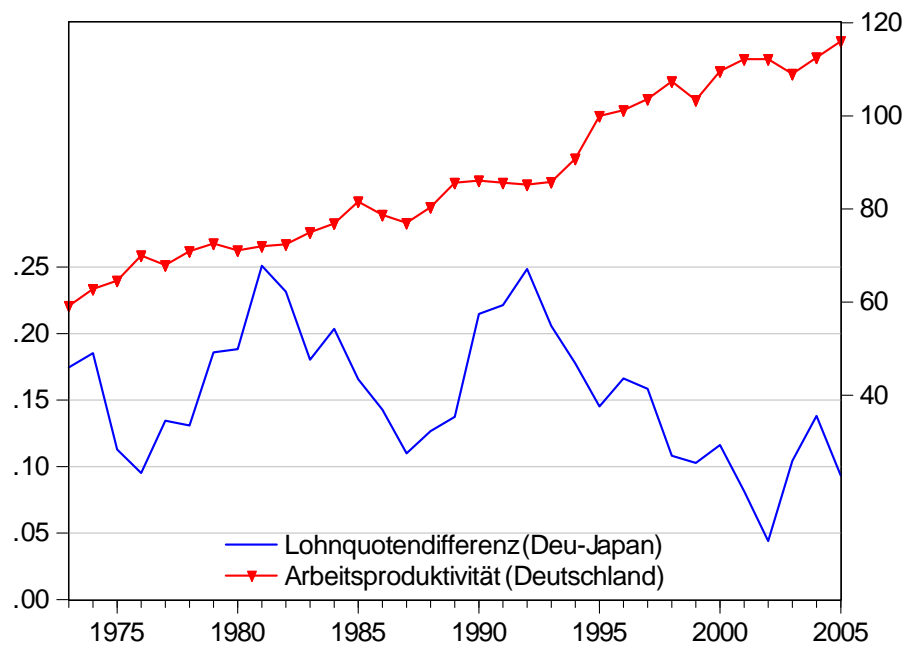


Abbildung 1b: Lohnquotendifferenz und Arbeitsproduktivität in der Maschinenbauindustrie (1973-2005). *Quelle:* eigene Darstellung.

1.2 Beschreibung wichtiger Kennzahlen der Werteverteilung

Die im Folgenden näher beschriebenen Kennzahlen für die Verteilung der Beobachtungswerte von l^D ergeben sich aus der Überlagerung zweier Kräfte: den Zentrifugalkräften, die aus der Verteilung von exogen bedingten Gleichgewichtsstörungen resultieren, und den Zentripetalkräften, die auf das Wirken des V-Prozesses zurückzuführen sind und im Falle von Fortschrittsrückständen zum Gleichgewicht (Nulllinie) drängen. Im Idealfall sind die exogenen Störungen normalverteilt. Das spiegelt sich dann auch in den folgenden Kennzahlen. Abweichungen von den nachfolgend aufgeführten Idealwerten können zum einen daraus resultieren, dass die Gleichgewichtsstörungen nicht normalverteilt sind, und zum anderen daraus, dass der V-Prozess Funktionsschwächen aufweist.

1. Der Mittelwert (Mean, arithmetisches Mittel) gibt Aufschluss über den Durchschnittswert der Fortschrittsdifferenz. Insbesondere bei einem konstanten Erwartungswert kann er als Approximation dieses Wertes aufgefasst werden. Im Idealfall liegt der Mittelwert unterhalb der Nulllinie (Fortschrittsvorsprung).

⁵ Gross value added per hour worked, volume indices (LP_I), 1995=100. *Quelle:* <http://www.euklems.net> (Stand: 01.02.2009).

2. Der Median gibt an, an welchem Punkt der geordneten Stichprobe genau gleich viele Beobachtungen kleiner bzw. größer sind. Er halbiert sozusagen die Stichprobe und liegt im Idealfall ebenfalls unterhalb der Nulllinie.
3. Das Maximum und das Minimum geben die maximalen Ausprägungen und damit die Extremausschläge an.
4. Die Standardabweichung (Std. Dev.) beschreibt die Streuung der Stichprobe um ihren Mittelwert. Als positive Quadratwurzel der Varianz kann sie in der Einheit der Beobachtungsvariablen angegeben werden. Unkritisch wäre eine Streuung, die garantiert, dass sich der l^D -Wert ausschließlich unterhalb der Nulllinie bewegt.
5. Die Schiefe (Skewness) ist ein Maß für Asymmetrie. Beträgt die Schiefe Null ist die Verteilung symmetrisch, eine positive Schiefe beschreibt eine „Linksneigung“, eine negative Schiefe eine „Rechtsneigung“. Ideal wäre der Wert Null.
6. Die Wölbung (Kurtosis) einer Stichprobe beschreibt, wie spitz die Verteilung verläuft. Eine Kurtosis von drei entspricht der Normalverteilung, ist die Kurtosis größer als drei, ist die Verteilung spitzer, ist sie kleiner als drei, verläuft die Verteilung flacher. In der Literatur wird in diesem Fall auch von breiten Flanken („fat tails“) gesprochen. Ideal wäre der Wert Drei.
7. Um die Aussagen über die Verteilung abzuschließen, kann noch ein Jarque-Bera-Test durchgeführt werden. Dieser Test prüft die Nullhypothese einer Normalverteilung. Der zum Jarque-Bera-Wert gehörende p-Wert gibt an, ob dieser Hypothese zu einem vorgegebenen Signifikanzniveau verworfen werden kann. Ideal wäre ein möglichst niedriger p-Wert.

Im Kasten 1 sind Beispiele für einen Ergebnisoutput dargestellt. Verwendet werden die Ergebnisse im Rahmen der Plausibilitätsanalyse.

Series: LD_JAP Sample 1973 2005 Observations 33		Series: LD_JAP Sample 1973 2005 Observations 33	
Mean	0.237048	Mean	0.154029
Median	0.242800	Median	0.145211
Maximum	0.366100	Maximum	0.250950
Minimum	0.129000	Minimum	0.044007
Std. Dev.	0.060073	Std. Dev.	0.050637
Skewness	0.071569	Skewness	0.098037
Kurtosis	2.188139	Kurtosis	2.370718
Jarque-Bera	0.934459	Jarque-Bera	0.597357
Probability	0.626736	Probability	0.741798

Kasten 1: Kennzahlen der deskriptiven Statistik der Lohnquotendifferenz, Automobilindustrie (links), Maschinenbauindustrie (rechts).

2. Testen auf analyserelevante Strukturbrüche

Strukturbrüche werden analysiert, um zwei Fragen zu beantworten:

- Sind Strukturbrüche vorhanden, welche die Anwendung eines Stationaritätstests über die Gesamt-Beobachtungsperiode verbieten?⁶
- Gibt es Strukturbrüche, welche für die Plausibilitätsprüfung von Bedeutung sind?

Im Folgenden wird für die Analyse von Strukturbrüchen der Bai-Perron Test empfohlen. Dieser Test ist im Softwarepaket „R“ enthalten. Die Software steht kostenfrei zum Download unter <http://www.r-project.org> zur Verfügung [Stand: 02.02.2009]. Für die Berechnung mit „R“ muss zusätzlich die *strucchange* library installiert werden. Der Test ist darin als Funktion *breakpoints* enthalten.

Der folgende Programmcode kann verwendet werden, um eine Zeitreihe auf Strukturbrüche zu überprüfen:

⁶ Vgl. hierzu ausführlich *Blanckenburg/Reher* (2008, S. 10ff.).

Zeile	Befehlscode
1	<code>library(MASS)</code>
2	<code>library(strucchange)</code>
3	<code>rdaten<-read.table("I:/lqdiff.csv",header=T,sep=";")</code>
4	<code>rtdaten<-ts(rdaten[,1], frequency = 1, start=1973,end=2005)</code>
5	<code>par(mfrow = c(2,1))</code>
6	<code>bp.reihe <- breakpoints(rtdaten ~ 1)</code>
7	<code>summary(bp.reihe)</code>
8	<code>plot(bp.reihe)</code>
9	<code>breakpoints(bp.reihe)</code>
10	<code>plot(rtdaten, main="Lohnquotendifferenz",ylim=c(0,0.4))</code>
11	<code>lines(bp.reihe)</code>
12	<code>ci.reihe <- confint(bp.reihe,level=0.9)</code>
13	<code>ci.reihe; lines(ci.reihe)</code>

Kasten 2: „R“-Quellcode zur Berechnung von Strukturbrüchen bei Lohnquotendifferenzen.⁷

Breakpoints at observation number:					
m = 1					26
m = 2	9				26
m = 3	4 9				26
m = 4	9 13 17				26
m = 5	4 9 13 17				26
m = 6	4 9 13 17 21				26
m = 7	4 9 13 17 21 25				29
Corresponding to breakdates:					
m = 1					1998
m = 2	1981				1998
m = 3	1976 1981				1998
m = 4	1981 1985 1989				1998
m = 5	1976 1981 1985 1989				1998
m = 6	1976 1981 1985 1989 1993				1998
m = 7	1976 1981 1985 1989 1993 1997				2001
Fit:					
m	0	1	2	3	4
RSS	0.11547976	0.08528776	0.06630608	0.06424021	0.05969076
BIC	-85.97757060	-88.98567825	-90.30039473	-84.35190262	-79.78280424

Kasten 3a: Output bei der Berechnung der Strukturbrüche in der Automobilindustrie.

⁷ Eine detaillierte Erklärung zum Quellcode findet man in der Testanleitung für den M-Prozess (Beitrag Nr. 5).

Breakpoints at observation number:

m = 1 25
m = 2 6 25
m = 3 6 12 25
m = 4 6 12 17 25
m = 5 6 12 17 21 25
m = 6 6 12 17 21 25 29
m = 7 4 8 12 17 21 25 29

Corresponding to breakdates:

m = 1 1997
m = 2 1978 1997
m = 3 1978 1984 1997
m = 4 1978 1984 1989 1997
m = 5 1978 1984 1989 1993 1997
m = 6 1978 1984 1989 1993 1997 2001
m = 7 1976 1980 1984 1989 1993 1997 2001

Fit:

m	0	1	2	3	4
RSS	0.08205042	0.04955026	0.04099010	0.03569775	0.02613923
BIC	-97.25569553	-106.90611446	-106.17178012	-103.74078087	-107.03222412

m	5	6	7
RSS	0.01875752	0.01865403	0.02032915
BIC	-110.99000580	-104.17957543	-94.34876040

Kasten 3b: Output bei der Berechnung der Strukturbrüche in der Maschinenbauindustrie.

BIC and Residual Sum of Squares

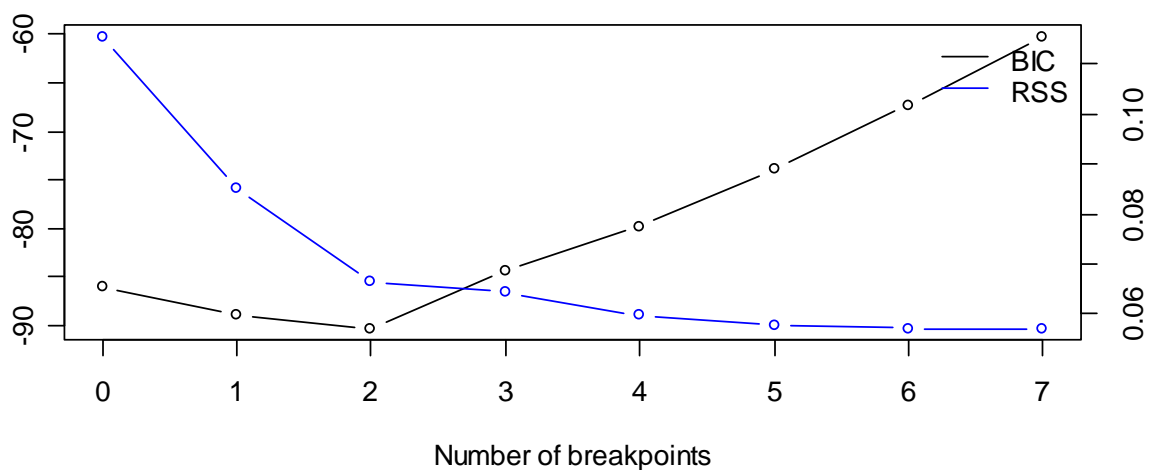


Abbildung 2a: Darstellung des BIC und der RSS in der Automobilindustrie; BIC-Minimum bei 2 Strukturbrüchen. *Quelle:* eigene Darstellung.

BIC and Residual Sum of Squares

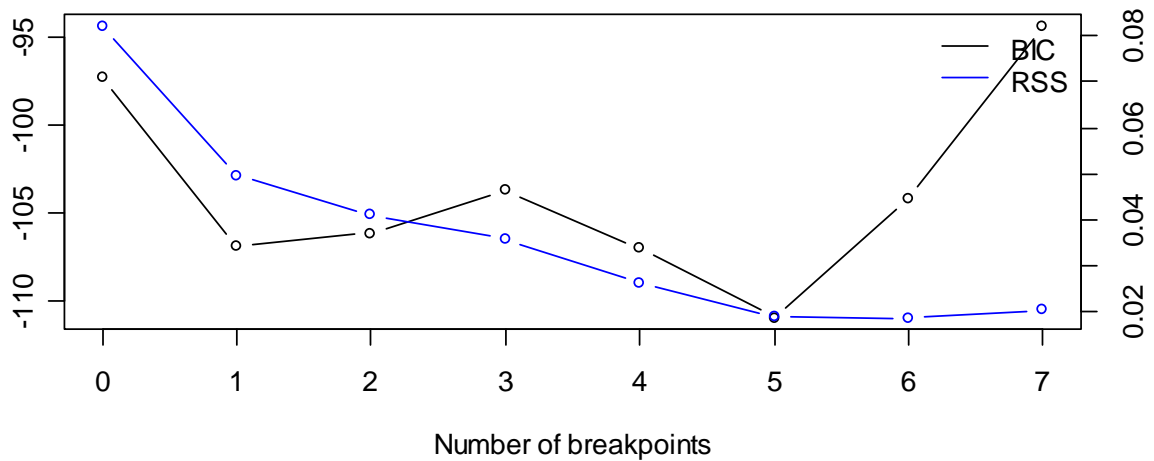


Abbildung 2b: Darstellung des BIC und der RSS in der Maschinenbauindustrie; BIC-Minimum bei 5 Strukturbrüchen. *Quelle:* eigene Darstellung.

Optimal 3-segment partition:

Call:

```
breakpoints.breakpointsfull(obj = bp.reihe)
```

Breakpoints at observation number:

9 26

Corresponding to breakdates:

1981 1998

Kasten 4a: Output bei der Berechnung der optimalen Strukturbruchanzahl in der Automobilindustrie; Strukturbrüche 1981 und 1998.

Optimal 6-segment partition:

Call:

```
breakpoints.breakpointsfull(obj = bp.reihe)
```

Breakpoints at observation number:

```
6 12 17 21 25
```

Corresponding to breakdates:

```
1978 1984 1989 1993 1997
```

Kasten 4b: Output bei der Berechnung der optimalen Strukturbruchanzahl in der Maschinenbauindustrie; Strukturbrüche 1978, 1984, 1979, 1993 und 1997.

Confidence intervals for breakpoints
of optimal 3-segment partition:

Call:

```
confint.breakpointsfull(object = bp.reihe, level = 0.9)
```

Breakpoints at observation number:

```
5 % breakpoints 95 %  
1 5      9 17  
2 24     26 28
```

Corresponding to breakdates:

```
5 % breakpoints 95 %  
1 1977     1981 1989  
2 1996     1998 2000
```

Kasten 5a: Output bei der Berechnung der Konfidenzintervalle in der Automobilindustrie. Konfidenzintervall des Strukturbruches 1981 verläuft von 1977 bis 1989 etc.

Confidence intervals for breakpoints
of optimal 6-segment partition:

Call:

```
confint.breakpointsfull(object = bp.reihe, level = 0.9)
```

Breakpoints at observation number:

5 % breakpoints 95 %

1	4	6	8
2	11	12	14
3	16	17	18
4	20	21	22
5	23	25	26

Corresponding to breakdates:

5 % breakpoints 95 %

1	1976	1978	1980
2	1983	1984	1986
3	1988	1989	1990
4	1992	1993	1994
5	1995	1997	1998

Kasten 5b: Output bei der Berechnung der Konfidenzintervalle in der Maschinenbauindustrie. Konfidenzintervall des Strukturbruches 1978 verläuft von 1976 bis zum 1980 etc.

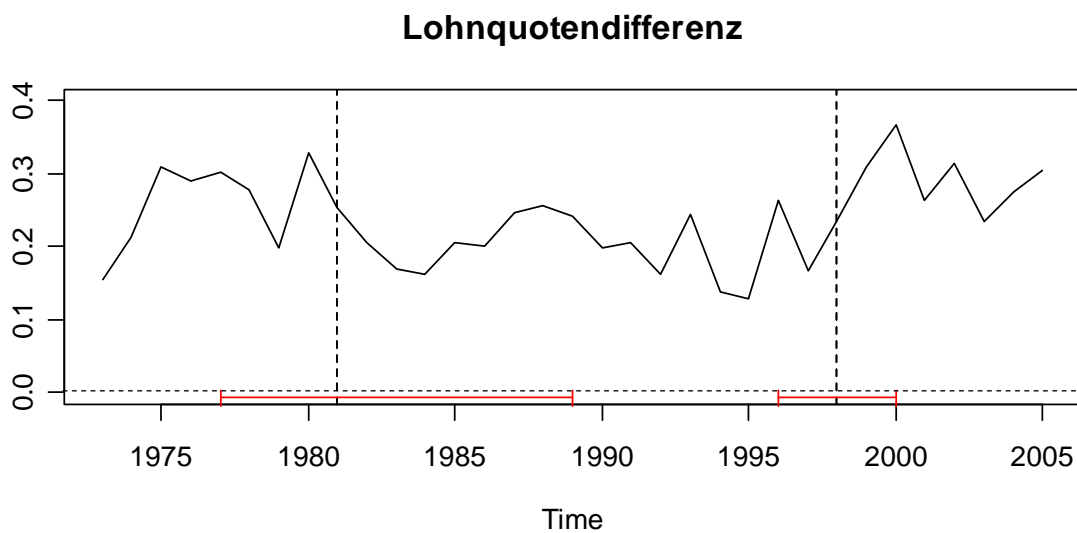


Abbildung 3a: Darstellung der Lohnquotendifferenz mit Strukturbrüchen und Konfidenzintervallen in der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung.

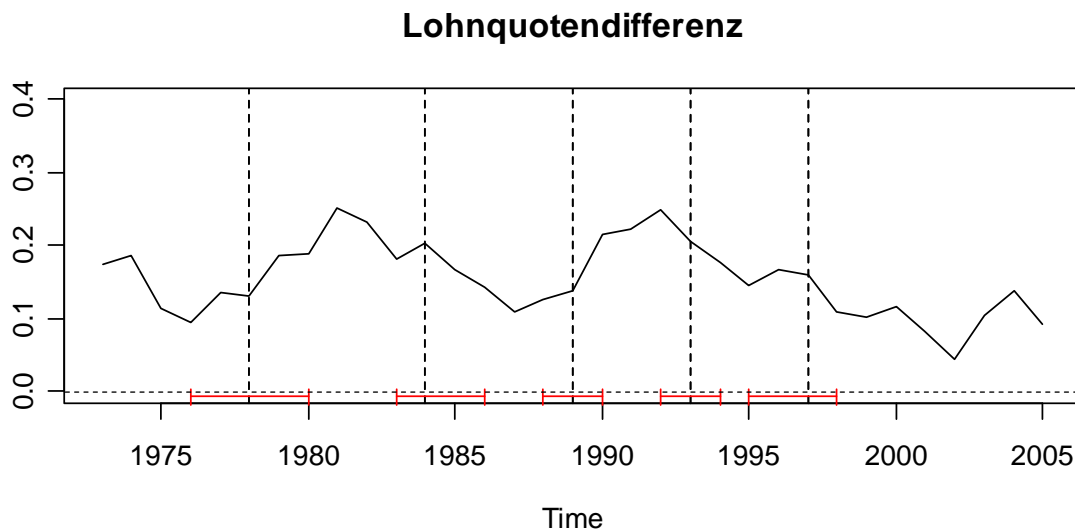


Abbildung 3b: Darstellung der Lohnquotendifferenz mit Strukturbrüchen und Konfidenzintervallen in der Maschinenbauindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung.

Die Strukturbruchanalyse kann im Rahmen der Plausibilitätsanalyse hilfreich sein, innerhalb derer das Zeitreihenbild auch branchenhistorisch erklärt werden sollte.

3. Bestimmung der Verzögerung, der Rückkopplungsparameter und der Funktionsgüte des Kernprozesses

3.1 Berechnung der τ^K -Werte mittels maximaler positiver Korrelation der Kreuzkorrelationsfunktion

Wir suchen nun denjenigen τ^K -Wert, bei dem $\Delta\pi^A$ maximal positiv mit l^D korreliert ist:

[Open as group → View → Cross Correlation]

$$\Delta\pi^A = c^K + a^K l_{t-\tau}^D$$

Die Spalte „lag“ der folgenden Tabellen zeigt, dass dies bei der Automobilindustrie bei einem Lag von $\tau^K = 1$ und bei der Maschinenbauindustrie bei $\tau^K = 4$ der Fall ist (in den Tabellen steht statt τ^K das Symbol i ; entscheidend sind die „DPI, LD_JAP(-i)“- Darstellung und die lag-Spalte).

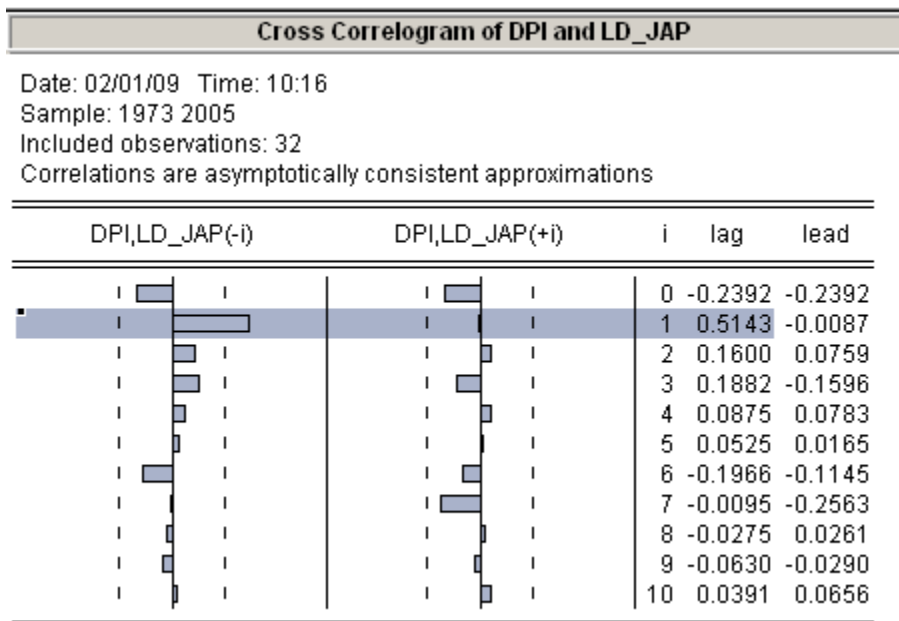


Abbildung 4a: Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion (Automobilindustrie) zwischen $\Delta\pi^A$ und $I_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i=1$ (Korrelation: $r = 0,5143$). *Quelle:* eigene Darstellung.

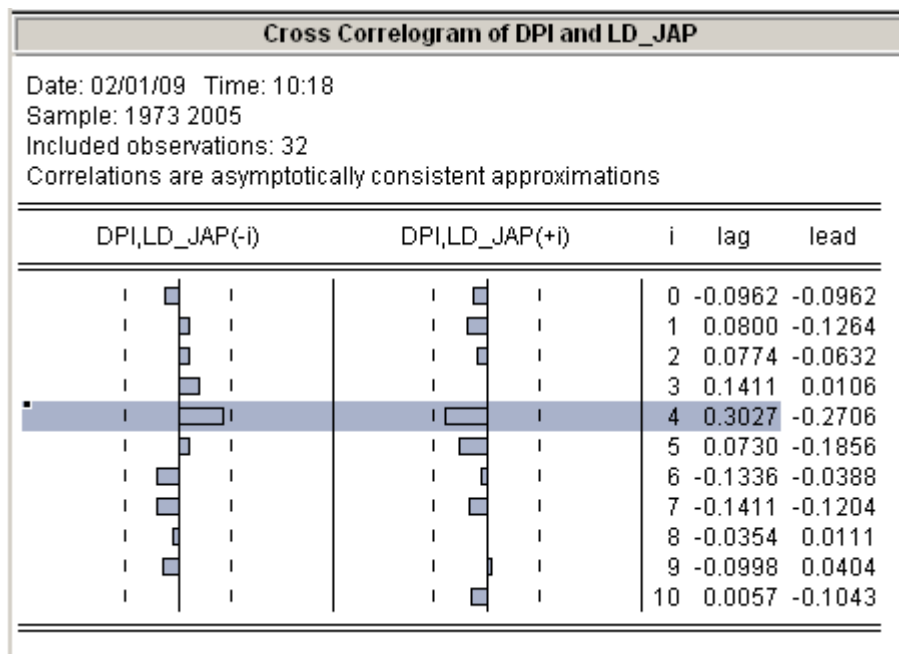


Abbildung 4b: Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion (Maschinenbauindustrie) zwischen $\Delta\pi^A$ und $I_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i=4$ (Korrelation: $r = 0,3027$). *Quelle:* eigene Darstellung.

3.2 Berechnung von a^K und c^K mittels KQ-Schätzung

[Befehl in Eviews: *ls dpi c ld(-1)*]

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			

Kasten 6a: Eviews-Output einer KQ-Schätzung von a^K und c^K in der Automobilindustrie.

[Befehl in Eviews: *ls dpi c ld(-4)*]

Dependent Variable: DPI				
Method: Least Squares				
Date: 02/01/09 Time: 10:21				
Sample (adjusted): 1977 2005				
Included observations: 29 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.097028	1.962591	-1.068500	0.2948
LD(-4)	22.71120	11.64058	1.951036	0.0615
R-squared	0.123563	Mean dependent var		1.586207
Adjusted R-squared	0.091102	S.D. dependent var		3.030526
S.E. of regression	2.889186	Akaike info criterion		5.026299
Sum squared resid	225.3798	Schwarz criterion		5.120595
Log likelihood	-70.88134	Hannan-Quinn criter.		5.055831
F-statistic	3.806542	Durbin-Watson stat		2.023626
Prob(F-statistic)	0.061501			

Kasten 6b: Eviews-Output einer KQ-Schätzung von a^K und c^K bei der Maschinenbauindustrie.

Die geschätzte Gleichung aus Kasten 6a lautet:

$$\Delta\pi^A = -8,6 + 44,01 l_{t-1}^D$$

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

Zur Interpretation vgl. *Grossekettler* (2009, S. 36ff.).

Die geschätzte Gleichung aus Kasten 6b lautet:

$$\Delta\pi^A = -2,1 + 22,71 l_{t-4}^D$$

$(p=0,29) \quad (p=0,06)$

Zur Interpretation vgl. *Stetter* (i.E.).

3.3 Berechnung der $(ab)^K$ -Werte

Die Schätzung von a^K gibt die Auswirkung einer (hier verzögerten) Lohnquotendifferenz $l_t^D \neq 0$ auf die Änderung der Arbeitsproduktivität an. Dieser Parameter kann über eine lineare Regression mittels KQ-Methode geschätzt werden. Der Parameter von b^K gibt die Auswirkung der (neuen) Arbeitsproduktivität auf die Lohnquotendifferenz an. Allerdings lässt sich b^K nicht mittels KQ-Methode schätzen, da der Achsenabschnitt nicht konstant ist, sondern durch jede Störung verändert wird. Weil i.d.R. mehrere Störungen auftreten, kommt es deshalb mehrfach zu einer Verschiebung der l_t^D -Funktion. Das führt zu einer Verzerrung des KQ-Schätzwertes für b^K , weil beim Ansatz $l_t^D = d + b^K \pi^A$ fälschlich ein fester d -Wert geschätzt wird (zur grafischen Erläuterung vgl. *Blanckenburg* (2008a, S. 13).

Die Probleme der Schätzung des Parameters b^K können jedoch umgangen werden, wenn man davon ausgeht, dass es in dem Regelkreis für den V-Prozess eine Anziehungskraft der Nulllinie mit einer charakteristischen Stärke gibt. Für diesen Fall, der sich empirisch als typisch herausgestellt hat, wurde von *Blanckenburg* (2008a, S. 10f.) das folgende Ablaufschema zur Ermittlung von b^K entwickelt.

Das folgende Schema gilt nur für den Fall eines längerfristigen Verfahrensrückstandes ($l_t^D > 0$):

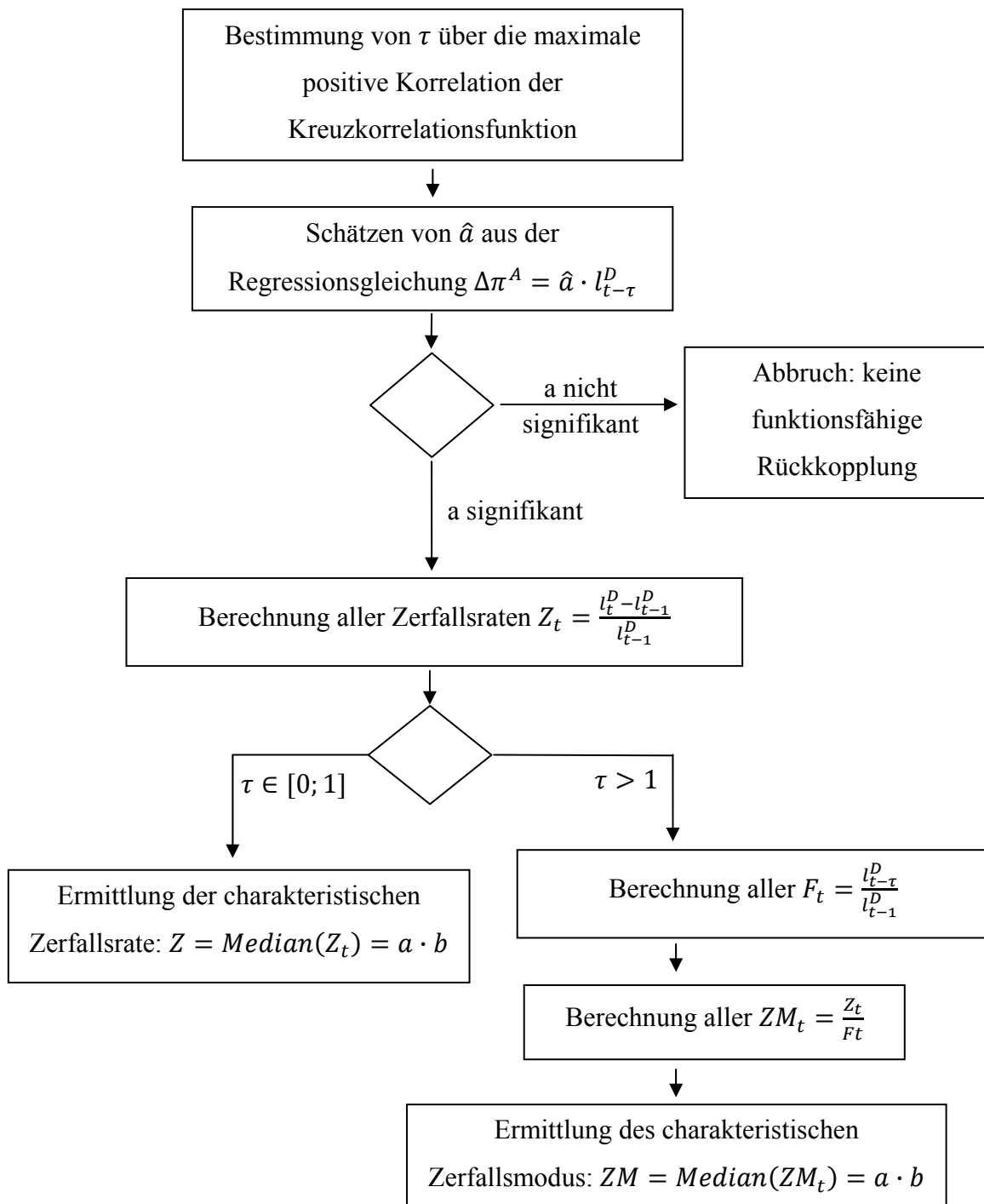


Abbildung 5: Ablaufschema zur Bestimmung von Zerfallsrate (Z) und Zerfallsmodus (ZM) beim V-Prozess. *Quelle:* Blanckenburg (2008a, S. 11). Zur näheren Erklärung vgl. ebenda.

Die Zerfallsraten Z_t werden über folgende Rechnung ermittelt:

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

[Befehl in Eviews: $z=(ld-ld(-1))/ld(-1)$]

Anschließend wird für die Maschinenbauindustrie noch der Zerfallsfaktor F_t bestimmt:

$$F_t = \frac{l_{t-\tau}^D}{l_{t-1}^D}$$

[Befehl in Eviews: $f=ld(-4)/ld(-1)$] (Maschinenbauindustrie)

Die Zerfallsmodi ZM_t ergeben sich daraufhin aus:

$$ZM_t = \frac{Z_t}{F_t}$$

[Befehl in Eviews: $zm=z/f$]

Für die Bestimmung des charakteristischen Zerfallsmodus muss nun abschließend der Median der ZM_t ermittelt werden. Hierzu kann beispielsweise E-Views verwendet werden.

[View \rightarrow Descriptive Statistics \rightarrow Histogram and Stats]

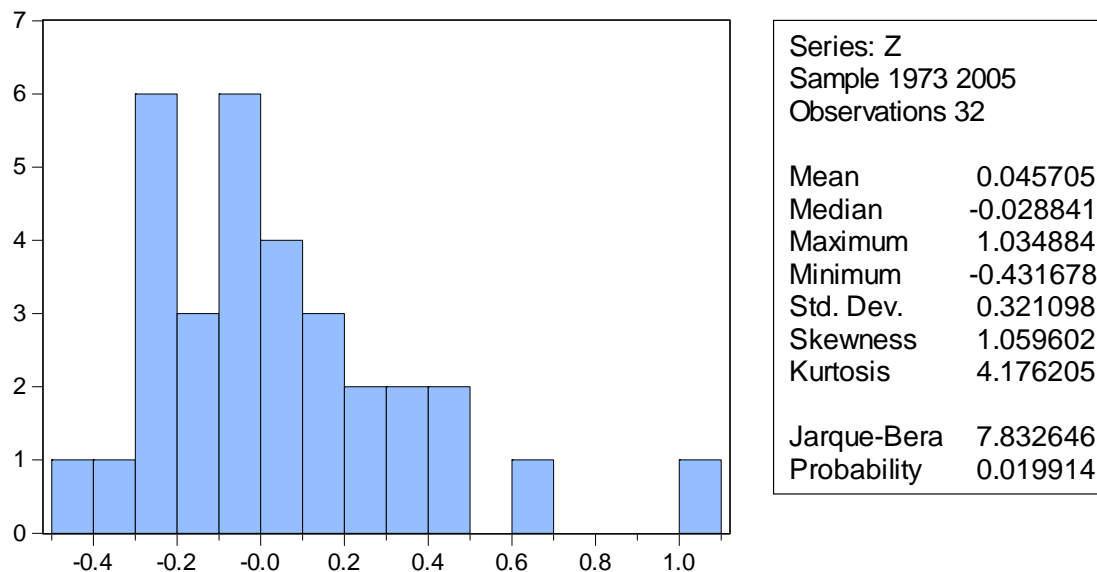


Abbildung 6a: Deskriptive Statistik von Z_t unter Ausgabe des Medians (=ab) bei der Automobilindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung.

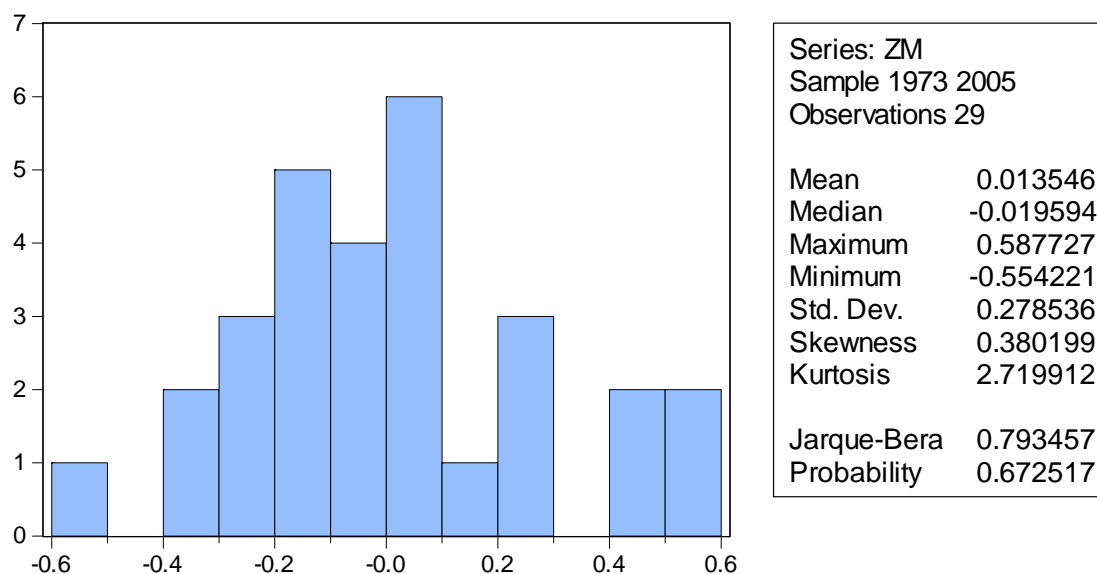


Abbildung 6b: Deskriptive Statistik von ZM_t unter Ausgabe des Medians (=ab) bei der Maschinenbauindustrie. *Quelle:* eigene Darstellung.

Der in den Abbildungen 6a und 6b ausgewiesene Median entspricht dem Parameterprodukt $a^K b^K$. Will man b^K errechnen muss man den Wert des Medians also durch a^K dividieren. Dies führt in diesen Fällen zu $b^K \approx -0,0007$ (Automobilindustrie) bzw. $b^K \approx -0,0009$ (Maschinenbauindustrie).

Neben dem tatsächlichen Zerfallsmodus (=Parameterprodukt $a^K b^K$) gibt es einen Optimalwert der Rückkopplung (OWR), der vom Wert τ^K abhängt und mit Hilfe der Funktion $|ab| = 0,7642\tau^{-0,929}$ näherungsweise ermittelt werden kann.⁸ Hieraus ergibt sich die folgende Wertetabelle:

Lag	Stabilitätsbereich	OWR
1	$-2,00 < ab < 0$	-1
2	$-1,00 < ab < 0$	-0,38
3	$-0,61 < ab < 0$	-0,23
4	$-0,44 < ab < 0$	-0,18
5	$-0,34 < ab < 0$	-0,14
6	$-0,28 < ab < 0$	-0,13
7	$-0,24 < ab < 0$	-0,12
8	$-0,20 < ab < 0$	-0,12
9	$-0,18 < ab < 0$	-0,12
10	$-0,16 < ab < 0$	-0,11

Kasten 7: Optimalwerte der Parameterprodukte (OWR) bei einer Zeitverzögerung von $\tau=1, \dots, 10$. Quelle: Blanckenburg (2008b, S. 12).

Für den hier vorliegenden Fall lautet das optimale Parameterprodukt für die Automobilindustrie $OWR = -0,1$ und die Maschinenbauindustrie $OWR = -0,18$. Daraus ergeben sich für den Kernprozess die folgenden so genannten *Attraktionskoeffizienten (AKK)*:

$$AKK_1 = (ab)^K / OWR = -0,03 / -1 = 0,03 \text{ (Automobilindustrie)}$$

$$AKK_2 = (ab)^K / OWR = -0,02 / -0,18 = 0,11 \text{ (Maschinenbauindustrie)}$$

Das tatsächliche Parameterprodukt des Kernprozesses beträgt bei der Automobilindustrie 3 Prozent und bei der Maschinenbauindustrie 11 Prozent des optimalen Parameterprodukts. Die Abstände betragen somit $100 \text{ Prozent} - 3 \text{ Prozent} = 97 \text{ Prozentpunkte}$ bzw. $100 \text{ Prozent} - 11 \text{ Prozent} = 89 \text{ Prozentpunkte}$.

⁸ Nähere Erklärung bei Blanckenburg (2008b, S. 12).

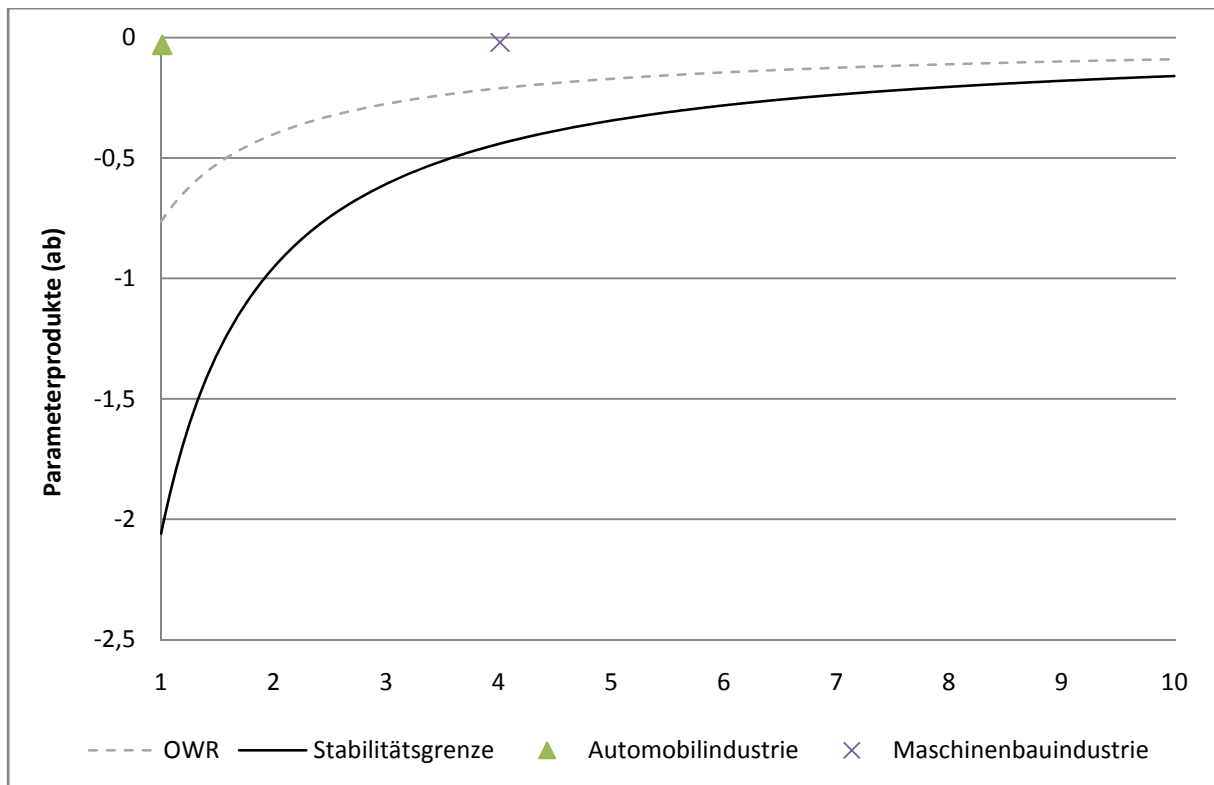


Abbildung 7: Darstellung der Lage des Parameterprodukts der Industrien im Optimalitäts-Stabilitätsbereich. *Quelle:* In Anlehnung an Blanckenburg (2008b, S. 13).

4. Bestimmung der Verzögerung, der Rückkopplungsparameter und der Funktionsgüte des Globalprozesses

4.1 Berechnung der τ^G -Werte mittels maximaler negativer Korrelation der Kreuzkorrelationsfunktion

Wir suchen nun denjenigen τ^G -Wert, bei dem Δl^D maximal negativ mit $l_{t-\tau}^D$ korreliert ist:

[Open as group → View → Cross Correlation]

$\Delta l^D = c^G + a^G l_{t-\tau}^D$ (a^G bezeichnet den Rückkopplungsparameter des Globalprozesses)

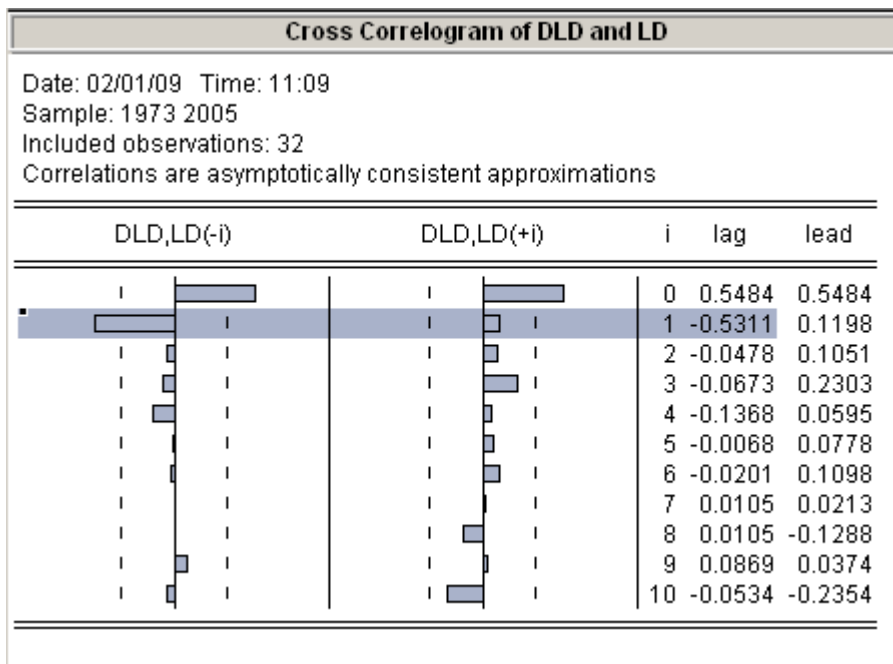


Abbildung 8a: Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion bei der Automobilindustrie zwischen ΔI^D und $I_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i=1$ (Korrelation: $r=-0,5311$). *Quelle:* eigene Darstellung.

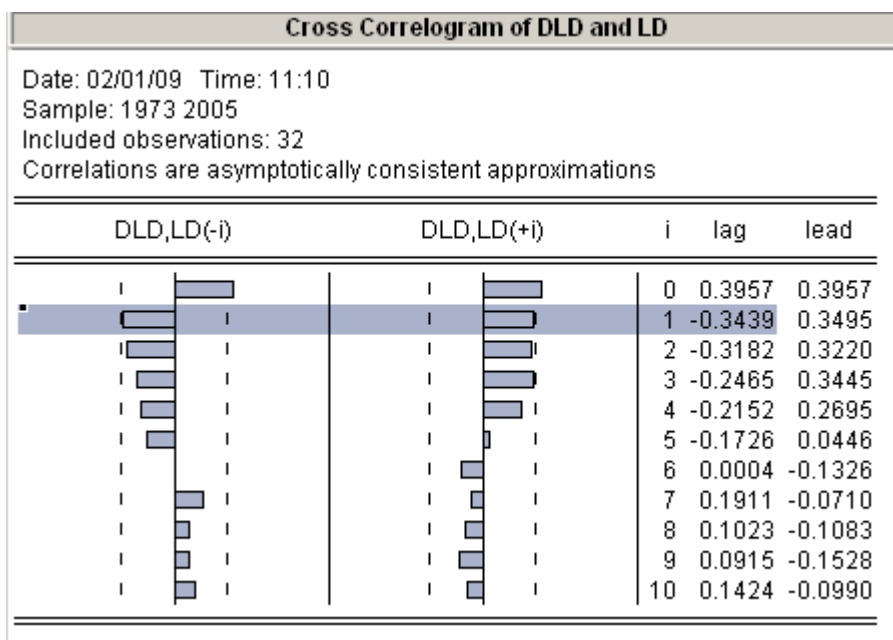


Abbildung 8b: Eviews-Output der Kreuzkorrelationsfunktion bei der Maschinenbauindustrie zwischen ΔI^D und $I_{t-\tau}^D$ mit einem Maximum bei $i=1$ (Korrelation: $r=-0,3439$). *Quelle:* eigene Darstellung.

4.2 Berechnung von a^G und c^G mittels KQ-Schätzung

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			

Kasten 8a: Eviews-Output einer KQ-Schätzung von a^G und c^G bei der Automobilindustrie.

Dependent Variable: DLD
Method: Least Squares
Date: 02/01/09 Time: 11:12
Sample (adjusted): 1974 2005
Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.038010	0.021030	1.807424	0.0807
LD(-1)	-0.260081	0.128560	-2.023030	0.0521
R-squared	0.120045	Mean dependent var		-0.002544
Adjusted R-squared	0.090713	S.D. dependent var		0.037708
S.E. of regression	0.035957	Akaike info criterion		-3.752514
Sum squared resid	0.038788	Schwarz criterion		-3.660905
Log likelihood	62.04022	Hannan-Quinn criter.		-3.722148
F-statistic	4.092652	Durbin-Watson stat		1.734090
Prob(F-statistic)	0.052061			

Kasten 8b: Eviews-Output einer KQ-Schätzung von a^G und c^G bei der Automobilindustrie.

Die Rückkopplungsparameter der Globalprozesse betragen -0,62 (Automobilindustrie, hoch signifikant) bzw. -0,26 (Maschinenbauindustrie, schwach signifikant).

Neben dem tatsächlichen Zerfallsmodus (=Rückkopplungsparameter a^G) gibt es einen Optimalwert der Rückkopplung (OWR), der vom Wert τ^K abhängt und mit Hilfe der Funktion $|a^G| = 0,7642\tau^{-0,929}$ näherungsweise ermittelt werden kann. Hieraus ergibt sich analog zu Kasten 7 folgende Wertetabelle:

Lag	Stabilitätsbereich	OWR
1	$-2,00 < a^G < 0$	-1
2	$-1,00 < a^G < 0$	-0,38
3	$-0,61 < a^G < 0$	-0,23
4	$-0,44 < a^G < 0$	-0,18
5	$-0,34 < a^G < 0$	-0,14
6	$-0,28 < a^G < 0$	-0,13
7	$-0,24 < a^G < 0$	-0,12
8	$-0,20 < a^G < 0$	-0,12
9	$-0,18 < a^G < 0$	-0,12
10	$-0,16 < a^G < 0$	-0,11

Kasten 9: Optimalwerte der Rückkopplungsparameter (OWR) bei einer Zeitverzögerung von $\tau=1, \dots, 10$.

Der optimale Rückkopplungsparameter des Globalprozesses ist unter Idealbedingungen mit dem optimalen Parameterprodukt des Kernprozesses identisch.⁹ Für den vorliegenden Fall lautet der OWR bei der Automobilindustrie und der Maschinenbauindustrie $OWR = -1$. Daraus ergeben sich für den Globalprozess folgende Attraktionskoeffizienten (AKG):

$$AKG_1 = (a^G) / OWR = -0,62 / -1 = 0,62 \text{ (Automobilindustrie)}$$

$$AKG_2 = (a^G) / OWR = -0,26 / -1 = 0,26 \text{ (Maschinenbauindustrie)}$$

Der tatsächliche Rückkopplungsparameter des Globalprozesses (also die Fähigkeit eine Störung mit sämtlichen, teilweise unbekanntem Instrumenten auszugleichen) beträgt also bei der Automobilindustrie 62 Prozent und bei der Maschinenbauindustrie 26 Prozent des Optimalwertes der Rückkopplung (die Abstände lauten: 100 Prozent – 62 Prozent = 38 Prozentpunkte, bzw. 100 Prozent – 26 Prozent = 74 Prozentpunkte). Es ist typisch, dass a^G näher beim OWR liegt als $a^K b^K$, weil der Globalprozess normalerweise mehr Rückkopplungsmechanismen als der Kernprozess erfasst.

⁹ Vgl. *Blanckenburg* (2008b, S. 13-15).

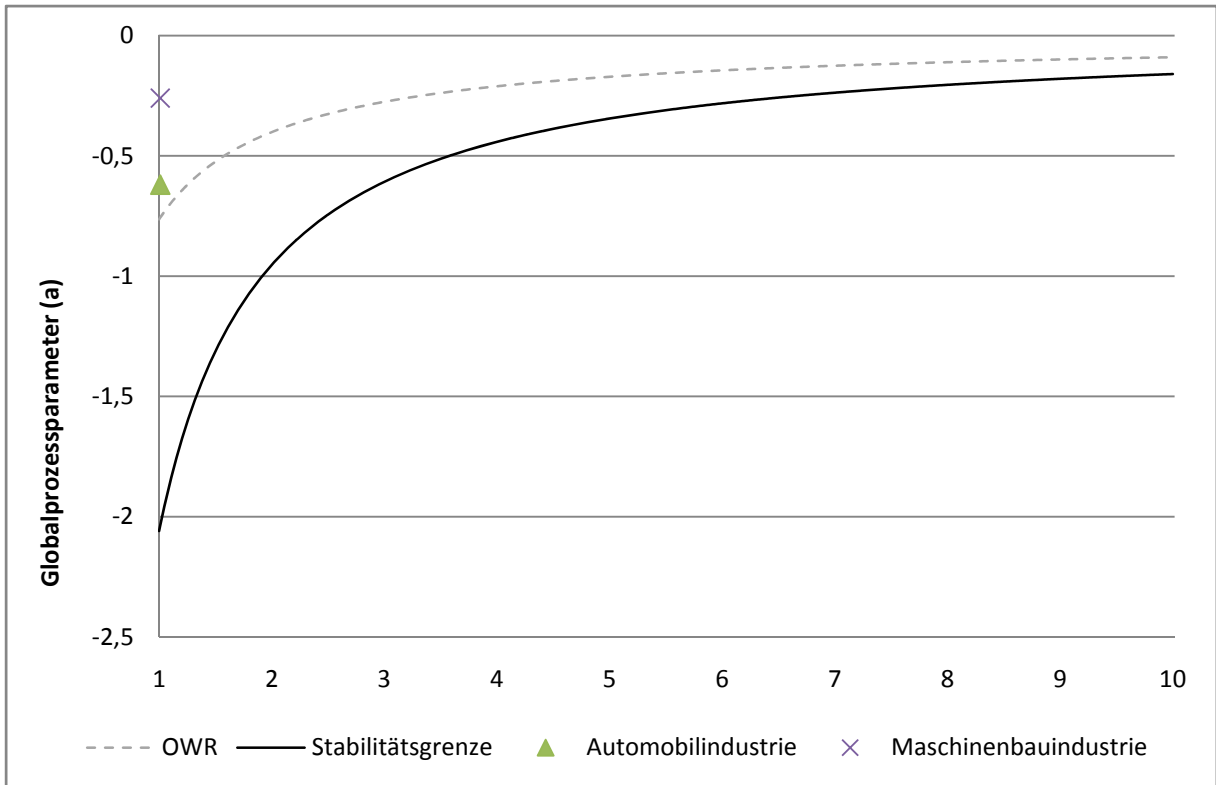


Abbildung 9: Darstellung der Lage des Parameters a^G der Industrien im Optimalitäts-Stabilitätsbereich. *Quelle:* in Anlehnung an Blanckenburg (2008b, S. 13).

5. Stationaritäts- und Trendtest bei dauerhaftem Fortschrittsrückstand

Sowohl in der Automobilindustrie als auch Maschinenbauindustrie tritt im Vergleich zu Japan ein dauerhafter Fortschrittsrückstand auf. In solch einem Fall empfiehlt es sich, bei einer ausreichenden Zahl von Daten einen Test auf Achsenabschnittsstationarität durchzuführen. Liegt keine Achsenabschnittsstationarität vor oder sind zu wenige Daten für einen Achsenabschnittsstationaritätstest gegeben, sollte ein Trendtest durchgeführt werden, wie er später auch für die IAV-Berechnung benötigt wird. Der Trendtest soll lediglich beschreiben, wie sich die Fortschrittsdifferenz in der Vergangenheit verändert hat. Von daher wird über mögliche Annahmeverletzungen einer Regressionsanalyse dieser Art (Unabhängigkeit der Störgrößen) abgesehen. Der Trendtest darf jedoch nicht für Prognosezwecke eingesetzt werden.

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			

Kasten 10: Ergebnis des Achsenabschnittsstationaritätstests bei der Automobilindustrie.

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

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.023030	0.2760
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_DEU_JP)
 Method: Least Squares
 Date: 02/25/09 Time: 10:58
 Sample (adjusted): 1974 2005
 Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LD_DEU_JP(-1)	-0.260081	0.128560	-2.023030	0.0521
C	0.038010	0.021030	1.807424	0.0807
R-squared	0.120045	Mean dependent var		-0.002544
Adjusted R-squared	0.090713	S.D. dependent var		0.037708
S.E. of regression	0.035957	Akaike info criterion		-3.752514
Sum squared resid	0.038788	Schwarz criterion		-3.660905
Log likelihood	62.04022	Hannan-Quinn criter.		-3.722148
F-statistic	4.092652	Durbin-Watson stat		1.734090
Prob(F-statistic)	0.052061			

Kasten 11a: Ergebnis des Achsenabschnittsstationaritätstests bei der Maschinenbauindustrie.

Dependent Variable: LD
 Method: Least Squares
 Date: 02/01/09 Time: 11:23
 Sample: 1973 2005
 Included observations: 33

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.185514	0.016229	11.43138	0.0000
@TREND	-0.001968	0.000872	-2.257697	0.0312
R-squared	0.141208	Mean dependent var		0.154029
Adjusted R-squared	0.113505	S.D. dependent var		0.050637
S.E. of regression	0.047676	Akaike info criterion		-3.190068
Sum squared resid	0.070464	Schwarz criterion		-3.099370
Log likelihood	54.63612	Hannan-Quinn criter.		-3.159551
F-statistic	5.097198	Durbin-Watson stat		0.625703
Prob(F-statistic)	0.031152			

Kasten 11b: Ergebnis des Trendtests bei der Maschinenbauindustrie.

Man kann aus Kasten 10 ablesen, dass es bei der Automobilindustrie keinen signifikanten Trend gibt (Achsenabschnittsstationarität) und dass sich der Fortschrittsrückstand bei der Automobilindustrie folglich nicht systematisch verkleinert. Dieses Ergebnis müsste im Rahmen der Plausibilitätsanalyse erläutert werden, denn es deutet auf einen Koordinationsmangel hin.

Aus Kasten 11a kann man ablesen, dass bei der Maschinenbauindustrie keine Achsenabschnittsstationarität vorliegt; es wird daher ein Trendtest angeschlossen. Dieser ergibt (Kasten 11b):

$$l^D = 0,19 - 0,01 \cdot t, R^2 = 0,14$$

$$(p < 0,01) (p = 0,03)$$

Man kann aus der Gleichung ablesen, dass es bei der Maschinenbauindustrie einen hoch signifikanten negativen Trend gibt, der als Rückstandsverminderung interpretiert werden kann. Auch dieses Ergebnis müsste im Rahmen der Plausibilitätsanalyse erläutert werden.

6. Bestimmung der Charakteristischen Halbwertzeit

Die Charakteristische Halbwertzeit (CHWZ) einer Störungserosion ist dann erreicht, wenn eine Ausgangsstörung bei Abwesenheit weiterer exogener Störungen absolut gesehen um die Hälfte abgebaut wurde. Voraussetzungen einer CHWZ-Berechnung sind bei den Fortschrittsprozessen, dass die negative Rückkopplung im Stabilitätsbereich liegt und dass bei deutlichen Fortschrittsrückständen ein Trend in Richtung Null-Linie zu beobachten ist.

Kasten 12: Definition der Charakteristischen Halbwertzeit (CHWZ). Quelle: In Anlehnung an Blanckenburg (2009, S. 2).

Mit den ermittelten a^G - und τ^G -Werten aus dem Globalprozess lässt sich für den Maschinenbau eine Charakteristische Halbwertzeit bestimmen.

Im Kasten 13 sind die Ergebnisse einer Simulation für $\tau = 1, \dots, 8$ dargestellt.¹⁰ In der Vorspalte sind die a^G -Werte von 0 bis -2 abgetragen, wobei kleinere Bereiche, aus denen keine neuen Erkenntnisse hervorgingen, zusammengefasst wurden. In den Spalten rechts davon sind zusätzlich die Ergebnisse der für die Halbwertzeiten für $\tau^G = 1, \dots, 8$ aufgeführt. Die Tabelle ist so angelegt, dass zum ermittelten a^G - und τ^G -Wert die zugehörige Halbwertzeit abgelesen werden kann. Auf dieser Grundlage kann dann für den Beobachtungsmarkt eine Aussage über die Charakteristische Halbwertzeit (CHWZ) gemacht werden. Generell sind nur Rückkopplungsparameter aufgenommen worden, die sich innerhalb des Stabilitätsbereichs befinden, da nur solche in der Lage sind, eine Störung auszuregulieren, und damit auch über einen Halbwert verfügen. Die Stabilitätsgrenze (Stab-Grenze) kennzeichnet hier den Übergang zum instabilen Bereich (*i*).

¹⁰ Theoretisch kann es – wie bereits in Kapitel 2.6 erläutert – auch zu einem „ $\tau = 0$ “-Fall kommen, wenn die Reaktion beispielsweise noch im gleichen Jahr stattfindet und eine Messung von l_t^p lediglich auf Jahresdaten beruht. Doch auch bei einem solchen scheinbar interdependenten Fall findet eine Produktivitätsänderung zeitlich nach einer unausgeglichene Lohnquotendifferenz statt. Es handelt sich also um einen rekursiven Zusammenhang, der lediglich messtechnisch maskiert wird. Vgl. Blanckenburg (2009, S. 11).

a	$\tau = 1$	$\tau = 2$	$\tau = 3$	$\tau = 4$	$\tau = 5$	$\tau = 6$	$\tau = 7$	$\tau = 8$
0 bis -0,07	>8	>8	>8	>8	>8	>8	>8	>8
-0,08	8	>8	>8	>8	>8	>8	>8	>8
-0,09	7-8	8	8	>8	>8	>8	>8	>8
-0,1	7	7	7-8	8	>8	>8	>8	>8
-0,11	6	6-7	7	7-8	>8	>8	>8	>8
-0,12	5-6	6	6-7	7	8	>8	>8	>8
-0,13	5	5-6	6	6-7	7-8	>8	>8	>8
-0,14	4-5	5	5-6	6-7	7-8	>8	>8	>8
-0,15	4-5	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	>8	>8
-0,16	4-5	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	>8	>8
-0,17	4	4	5	6	7	8	>8	>8
-0,18	3-4	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	>8
-0,19	3-4	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	>8
-0,2	3-4	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	Stab- Grenze
-0,21	3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	<i>i</i>
-0,22	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	<i>i</i>
-0,23	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	>8	<i>i</i>
-0,24	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	7-8	Stab- Grenze	<i>i</i>
-0,25	2-3	3	4	5	6	7	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,26	2-3	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,27	2-3	2-3	3-4	4-5	5-6	6-7	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,28	2-3	2-3	3-4	4-5	5-6	Stab- Grenze	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,29	2	2-3	3-4	4-5	5-6	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,3	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,31	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,32	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,33	1-2	2-3	3-4	4-5	5-6	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,34	1-2	2-3	3-4	4-5	Stab- Grenze	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,35 bis -0,43	1-2	2-3	3-4	4-5	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,44	1-2	2-3	3-4	Stab- Grenze	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,45 bis -0,49	1-2	2-3	3-4	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,5 bis -0,6	1	2	3	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,61	1	2	Stab- Grenze	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-0,62 bis -0,99	1	2	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1	1	Stab- Grenze	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,01 bis -1,49	1	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,5	1	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>

-1,51 bis -1,69	1-2	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,7	1-2	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,71	2	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,72 bis -1,78	2-3	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,79	3	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,8	3-4	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,81	3-4	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,82	3-4	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,83	3-4	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,84	4	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,85	4-5	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,86	4-5	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,87	5	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,88	5-6	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,89	6	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-1,9 bis -1,99	7	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>
-2	Stab- Grenze	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>	<i>i</i>

Kasten 13: Halbwertzeiten in Abhängigkeit verschiedener Rückkopplungsparameter (a^G) und Lags (τ^G). *Quelle: Blanckenburg (2009, S. 10-11).*

Für die Maschinenbauindustrie ergibt sich aus $a^G = -0,26$ und $\tau^G = 1$ eine CHWZ von 2-3 Jahren.

7. Bestimmung der Verlustflächen, des GVR-Wertes und des IAV

Zur Berechnung der Verlustflächen für den V-Prozess, wird der (vorerst einzig verfügbare) Lohnquotendifferenz-Indikator l^D herangezogen. In die Berechnung der Verlustfläche gehen allein positive Werte ein, da nur ein positiver Wert von l^D einen Rückstand des Untersuchungsmarktes im Vergleich zum Markt mit der Kostenführerschaft anzeigt. Es gilt:

$$l_{t,a}^D = \begin{cases} 0 & \forall l_{t,b}^D \leq 0 \\ |l_{t,b}^D| & \forall l_{t,b}^D > 0 \end{cases}$$

mit $l_{t,a}^D$ = anzurechnende Lohnquotendifferenzwerte und

$l_{t,b}^D$ = beobachtete Lohnquotendifferenzwerte sowie

$$A^V = \sum_{t=1}^{t=n} l_{t,a}^D$$

mit $t = 1, 2, \dots, n$ Beobachtungspunkten. [Befehl in Eviews: `summe=@sum(abs(ld>0))`]

Für die Automobilindustrie ergibt sich für die Fortschrittsdifferenz folgende Verlustfläche (vgl. Abbildung 1a und Fußnote 4):

$$A_{Deu-Japan}^V = 7,82.$$

Für die Maschinenbauindustrie lautet die Verlustfläche (vgl. Abbildung 1b und Fußnote 4):

$$A_{Deu-Japan}^V = 5,08.$$

Diese Verlustflächen können bei einem vorhandenen Vergleichsmarkt in den Grad der Regelungsverluste (GRV) umgerechnet werden:

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

$M_U^{(V)}$ bzw. $M_V^{(V)}$ erhält man durch die Division der A^V -Werte auf dem Untersuchungs- und dem Vergleichsmarkt durch die Zahl der Beobachtungspunkte. Sie stellen also mittleren absoluten Abweichungen dar.

Für den Automobilmarkt lautet $M_U^V = 7,82/33$ und $M_V^V = 0$. Daraus folgt

$$GRV^V = \frac{7,82/33 - 0}{7,82/33 + 0} = 1.$$

Den Aussagegehalt des GRV-Maßes beschreibt *Grossekettler* wörtlich folgendermaßen (Beitrag 17):

- * Bei $-1 \leq GRV < 0$ ist die inländische Summe der mittleren anzurechnenden Abweichungen kleiner als die ausländische. D. h., dass der inländische Markt besser funktioniert als der ausländische (man realisiert einen „komparativen Regelungsgewinn“).
- * Bei $GRV = 0$ sind die Summen der mittleren anzurechnenden Abweichungen gleich groß. Beide Märkte funktionieren also gleich gut.
- * Bei $0 < GRV \leq 1$ ist die inländische Summe der mittleren anzurechnenden Abweichungen größer als die ausländische. Der inländische Markt funktioniert folglich schlechter, d. h. er führt zu größeren mittleren Regelungsverlusten als der ausländische und somit zu einem „komparativen Regelungsverlust“.

Der **Index der Aufholverluste (IAV)**¹¹ muss nur berechnet werden, wenn zwei Länder – darunter der Untersuchungsmarkt – im Vergleich zu einem Benchmark-Land zurückliegen und unterschiedlich schnell aufholen. Bei der IAV-Berechnung wird gefragt, ob und wie schnell der Fortschrittsrückstand gegenüber Japan aufgeholt wurde. Einschlägige Rechnungen wurden bereits im Punkt 5 durchgeführt: Bei der Automobilindustrie folgt aus der Tatsache der Achsenabschnittsstationarität, dass es keinen Trend gibt und die Steigung s_U^V somit den Wert Null hat.

Hinsichtlich der Werte $l_{USA-Japan}^D$ ergibt ein Trendtest für die Automobilindustrie Folgendes:

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			

Kasten 14: Trendtest für die Differenz der Automobilindustrie-Lohnquoten (USA-Japan).

Es gilt somit:

$$l_{USA-Japan}^D = 0,23 - 0,004 \cdot t, R^2 = 0,17.$$

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

Im Falle der amerikanischen Automobilindustrie liegt somit ein signifikanter (wenn auch schwacher) negativer Trend vor; die Lohnquotendifferenz nimmt also ab und der Fortschrittsrückstand der USA gegenüber Japan damit ebenfalls. Dies wird auch in Abbildung 10 deutlich:

¹¹ Zur ausführlichen Erläuterung der IAV-Berechnung vgl. Beitrag 17.

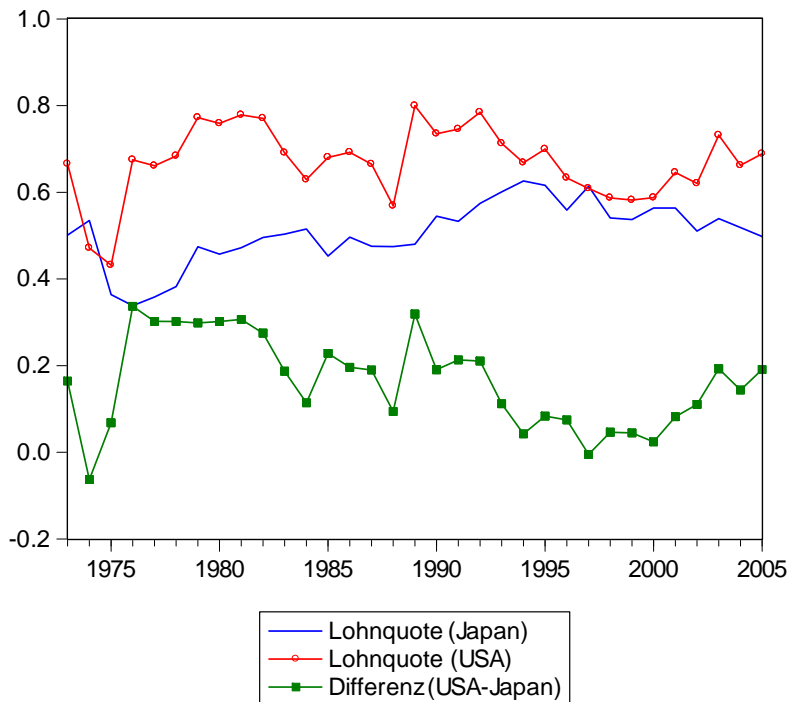


Abbildung 10: Lohnquoten der japanischen und us-amerikanischen Automobilindustrie.

Quelle: eigene Darstellung.

Die Steigungen der Trendfunktionen D-Japan und USA-Japan kann man in einen IAV-Wert umrechnen. Es gilt:

$$IAV = s_U^V - s_V^V.$$

s_V^V , der Steigungsparameter der oben berechneten Trendfunktion, beträgt $-0,004$, s_U^V als Steigungsparameter der Trendfunktion D-Japan hat hingegen – wie gesagt – den Wert Null. Daraus ergibt sich für die Automobilindustrie:

$$IAV = 0 - (-0,004) = 0,004.$$

Für die deutsche Maschinenbauindustrie hatte der Achsenabschnittstationaritätstest (unter 5) zum Ergebnis „keine Achsenabschnittstationarität“ geführt, und der Trendtest hatte einen signifikanten negativen Trend mit $s_U^V = -0,01$ gezeigt. Für die amerikanische Maschinenbauindustrie ergibt ein Trendtest der Werte $l_{USA-Japan}^D$ dagegen:

Dependent Variable: LD_USA_JAP				
Method: Least Squares				
Sample: 1973 2005				
Included observations: 33				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.082329	0.014182	5.805296	0.0000
@TREND	0.000913	0.000762	1.198483	0.2398
R-squared	0.044282	Mean dependent var		0.096934
Adjusted R-squared	0.013453	S.D. dependent var		0.041946
S.E. of regression	0.041663	Akaike info criterion		-3.459712
Sum squared resid	0.053810	Schwarz criterion		-3.369014
Log likelihood	59.08524	Hannan-Quinn criter.		-3.429195
F-statistic	1.436361	Durbin-Watson stat		0.911666
Prob(F-statistic)	0.239811			

Kasten 15: Trendtest für die Differenz der Maschinenbauindustrie-Lohnquoten (USA-Japan).

Es gilt somit:

$$l_{USA-Japan}^D = 0,08 + 0,001 \cdot t, R^2 = 0,04.$$

$$(p < 0,01) \quad (p = 0,24)$$

Da im Falle der amerikanischen Maschinenbauindustrie somit kein signifikanter Trend vorliegt, bleibt die Lohnquotendifferenz und damit der Fortschrittsrückstand der USA gegenüber Japan konstant. Dies wird auch in Abbildung 11 deutlich:

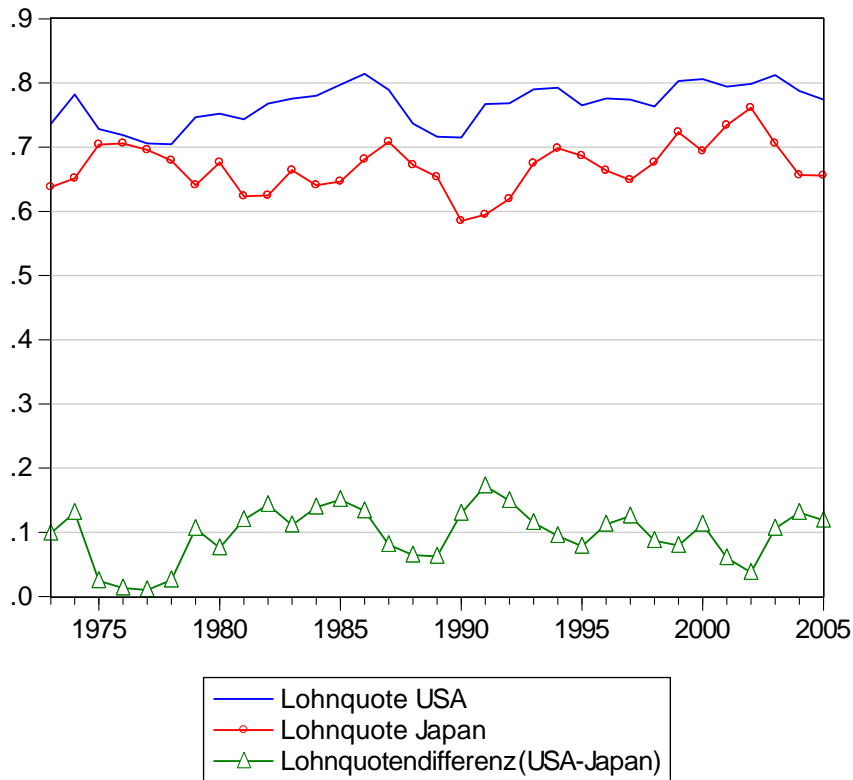


Abbildung 11: Lohnquoten der japanischen und us-amerikanischen Maschinenbauindustrie.
Quelle: eigene Darstellung.

Die Steigungen der Trendfunktionen D-Japan und USA – Japan kann man in einen IAV-Wert umrechnen. Es gilt:

$$IAV = s_U^V - s_V^V$$

s_V^V , der Steigungsparameter der oben berechneten amerikanischen Trendfunktion unterscheidet sich nicht von Null, s_U^V als Steigungsparameter der Trendfunktion D-Japan hat – wie unter (5) errechnet – hingegen den Wert -0,01. Daraus ergibt sich für die Maschinenbauindustrie:

$$IAV = -0,01 - 0 = -0,01$$

Man kann also bei der Maschinenbauindustrie einen komparativen Aufholgewinn Deutschlands gegenüber den USA im Aufholprozess zu Japan feststellen.

Grundsätzlich gilt für die IAV-Berechnung: Ist der Unterschied zwischen den Steigungen nicht signifikant, hat der IAV-Index den Wert Null. Da Steigungsdifferenzen als solche anschaulich sind, werden die Indexwerte nicht in das [-1; +1]-Intervall transformiert.

Damit ergibt sich die folgende Interpretation des IAV:

- * Gilt $IAV < 0$, ergibt sich im Vergleich zum Drittlandsmarkt kein Aufholverlust, d. h. der Aufholprozess im Untersuchungsmarkt funktioniert besser (komparativer Aufholgewinn).
- * Gilt $IAV = 0$, funktionieren beide Aufholprozesse gleichartig.
- * Gilt $IAV > 0$, funktioniert der Aufholprozess im Vergleich zum herangezogenen Drittlandsmarkt besser als der des Untersuchungsmarktes (komparativer Aufholverlust). Hier müsste untersucht werden, was man in Bezug auf die Organisation von Aufholprozessen vom Drittland lernen kann.

Literatur

Blanckenburg, K. v. (2008a): „Eine Methode zur Schätzung der Rückkopplungsparameter im Koordinationsmängel-Diagnosekonzept“, in: Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe des Centrums für angewandte Wirtschaftsforschung Münster (CAWM), Nr. 27.

Blanckenburg, K. v. (2008b): „Grenzen der Stabilitätsintervalle für die KMD-Regelprozesse“, in: Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe des Centrums für angewandte Wirtschaftsforschung Münster (CAWM), Nr. 28.

Blanckenburg, K. v. (2009): „Die Halbwertszeit einer Störungserosion“, in: Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe des Centrums für angewandte Wirtschaftsforschung Münster (CAWM), Nr. 30.

Blanckenburg, K. v./Reher, G. (2008): „Testverfahren zur Beurteilung der Funktionsfähigkeit von Marktprozessen“, in: Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe des Centrums für angewandte Wirtschaftsforschung Münster (CAWM), Nr. 23.

Gromer, S. (2006): „Die Automobilindustrie in Deutschland. Eine Untersuchung auf Basis des Konzepts zur Koordinationsmängeldiagnose“, Hamburg.

Grossekettler, H. (2009): „Wie funktionieren Märkte in der Realität? Eine dynamische Analyse von Marktprozessen in der deutschen Automobilindustrie“, in: Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Schriftenreihe des Centrums für angewandte Wirtschaftsforschung Münster (CAWM), Nr. 32.

Stetter, A. (i.E.): „Die Maschinenbauindustrie in Deutschland - Eine Untersuchung auf der Basis des Konzeptes zur Koordinationsmängeldiagnose“, im Erscheinen.