

**Analyse und Prognose des deutschen  
(seewärtigen) Containerumschlags**

Peter M. Schulze / Christoph Eschermann

Arbeitspapier Nr. 37 (September 2007)

Institut für Statistik und Ökonometrie  
Johannes Gutenberg-Universität Mainz  
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-  
wissenschaften  
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P. M. Schulze

© 2007 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz  
ISSN Nr. 1430 - 2136

# **Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags**

**Peter M. Schulze\* / Christoph Eschermann**

## **Gliederung**

1 Einleitung	2
2 Analyse des deutschen Containerumschlags	4
3 Prognose des deutschen Containerumschlags	10
4 Fazit	14
Anhang	15
Datenverzeichnis	24
Literaturverzeichnis	25

## **Zusammenfassung**

Die Analyse des deutschen seewärtigen Containerumschlags erfolgt anhand eines Regressionsansatzes mit Daten von 1989 bis 2004. Als Determinanten für diesen Containerumschlag lassen sich im betrachteten Zeitraum das Welt-Inlandsprodukt, das deutsche Außenhandelsvolumen und die Globalisierung (stellvertretend gemessen durch den Globalisierungsindex für China) quantifizieren.

Für die Prognose dient ein ARIMA-Ansatz mit Jahresdaten von 1974 bis 2005, wobei aus Gründen der Datenverfügbarkeit Werte von Bremen/Bremerhaven und Hamburg benutzt werden. Die Prognosen für 2006 bis 2008 zeigen die weitere dynamische Entwicklung dieses Seehandelssegments.

## **Summary**

By a regression approach the german container throughput is analysed by data from 1989 to 2004. Its main determinants in this period are the world-GDP, the german total foreign trade volume and the globalization (measured by the globalization index for China as indicator variable).

For forecasting purposes an ARIMA-approach with yearly data from 1974 to 2005 is chosen, though it should be noted that from reasons of data availability values of Bremen/Bremerhaven and Hamburg are used. The forecasting values from 2006 to 2008 show the further dynamic development in this sector.

---

\* E-Mail: STATOEK@uni-mainz.de

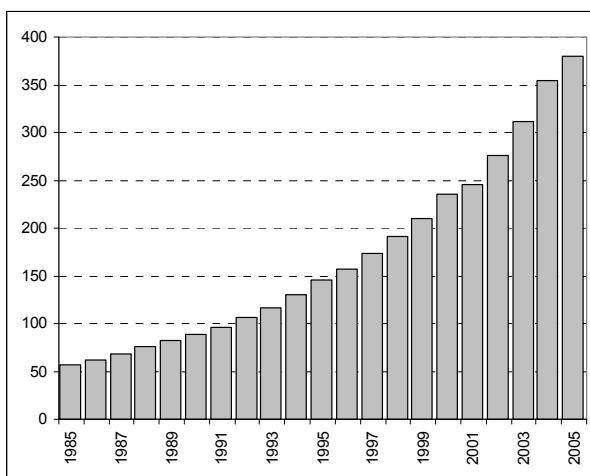
## 1 Einleitung

Die Entwicklung der Weltwirtschaft und ihre Globalisierung ist gekennzeichnet durch eine steigende internationale Arbeitsteilung mit einer Dezentralisierung von Produktionsprozessen, durch die Entwicklung von Schwellenländern zu Industrieländern und durch ein weiteres Wachstum der Weltbevölkerung.

Hinzu kommt die weitere „Containerisierung“ bei Seegütern. Sie hat bewirkt, dass der konventionelle Stückgutverkehr durch Containerverkehr substituiert wird. Dieser „Containerisierungsgrad“ liegt - bei weiterem Anstieg - bei über 50 % (Lemper, 2003, S. 4).

Durch die Globalisierung boomt die internationale Seeschifffahrt. Etwa zwei Drittel des gesamten Welthandels wird derzeit über die Seewege abgewickelt. Der internationale Handel erfährt durch die stark expandierenden Volkswirtschaften Asiens, z.B. China mit zweistelligen Wachstumsraten, zusätzliche Impulse.

Der weltweite Containerumschlag stieg zwischen 1995 und 2005 (vgl. Abb. 1) jährlich um etwa 11 %, und das HWWI prognostiziert z.B. eine Versechsfachung des Containerumschlags in Europas Haupthäfen bis 2030 (Großmann u.a., 2006, S. 65).

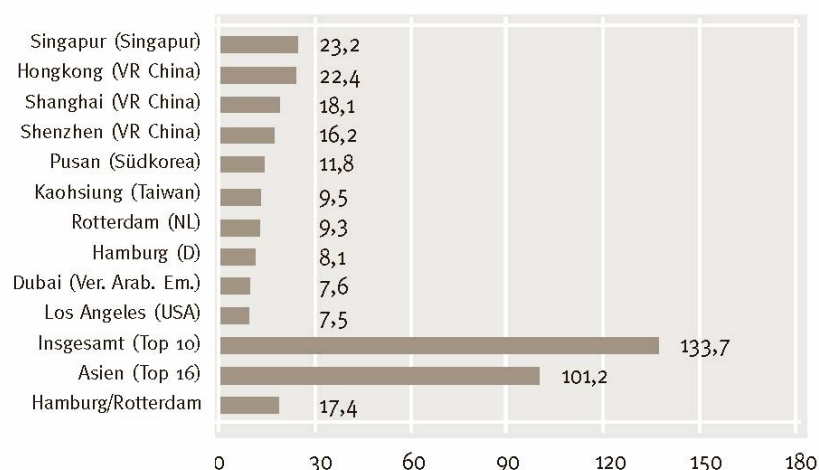


Quelle: ISL, 2006b.

**Abb. 1:** Containerumschlag weltweit 1985-2005 in Mio TEU.

Unter den zehn weltweit größten Containerhäfen nehmen die beiden europäischen Häfen Rotterdam und Hamburg derzeit die Plätze 7 und 8 ein - gemessen am Containerumschlag in Mio TEU (vgl. Abb. 2) (TEU: Standard – 20 – Fuß – Container).

Die Top 10 der weltgrößten Containerhäfen, Containerumschlag 2005, in Mio. TEU



Quelle: Großmann u.a., 2006, S. 49.

**Abb. 2:** Die 10 größten Containerhäfen der Welt 2005 (Containerumschlag in Mio TEU).

Im Jahr 2005 hatte Deutschland einen Anteil von 9 % an den realen Exporten der Welt (Deutsche Bundesbank, 2006, S. 33), und es kontrolliert etwa ein Drittel der Weltcontainerflotte (ISL, 2006a, S. 23).

Diese Zahlen machen die Bedeutung des seewärtigen Containerumschlags sowohl für die großen deutschen Seehäfen als auch für die deutsche Volkswirtschaft im Rahmen der Globalisierung deutlich.

Im folgenden Kapitel 2 wird zunächst auf der Grundlage eines Regressionsansatzes eine relativ einfache quantitative Analyse für die Erklärung des deutschen Containerumschlags in den letzten 15 Jahren gegeben. In Kapitel 3 folgt eine Kurzfristprognose für den deutschen Containerumschlag auf Basis eines zeitreihenanalytischen Ansatzes. Ein Fazit schließt die Analyse in Kapitel 4 ab.

## 2 Analyse des deutschen Containerumschlags

### 2.1 Determinanten des Containerumschlags

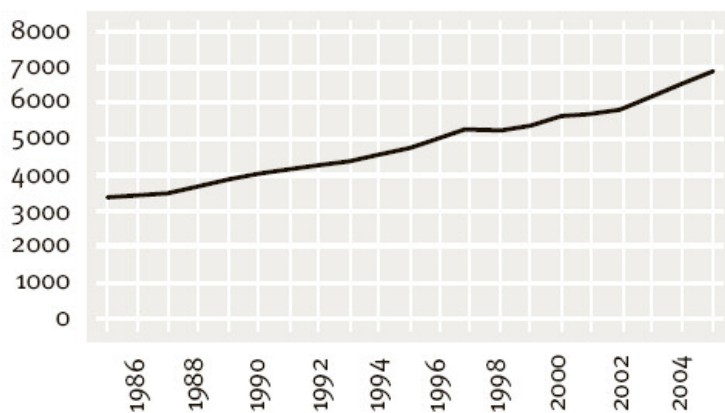
Soll der Containerumschlag modellhaft aufgrund einer Funktionalbeziehung quantifiziert werden, so stellt sich die Frage nach den Bestimmungsgründen für den Außenhandel allgemein und speziell für den (deutschen seewärtigen) Containerumschlag.

Stichwortartig sind einige Punkte hierzu bereits in Kapitel 1 genannt worden.

Zunächst liefert die traditionelle Außenhandelstheorie wenig Hinweise für empirische Sachverhalte zur Erklärung des Wachstums des Welthandels, da es hierbei vor allem um die Analyse der positiven Wohlfahrtswirkungen des Außenhandels geht (zu diesem und den weiteren Bestimmungsgründen vgl. auch Großmann, 2006, S. 17 ff.).

Als eine Determinante des Containerumschlags für Deutschland lässt sich der Außenhandel, hier speziell der Weltseehandel vermuten, wobei dieser sich ähnlich entwickelt wie das Welt - GDP. Die Entwicklung des Weltseehandels zeigt Abb. 3.

#### Entwicklung des seewärtigen Welthandelsvolumens (in Mio. Tonnen)



Quelle: Großmann u.a., 2006, S. 23.

**Abb. 3:** Weltseehandel 1985-2005 (in Mio Tonnen).

Des Weiteren lässt sich die Liberalisierung des Handels, die mit der Globalisierung und mit dem fortschreitenden Abbau staatlicher Handelsschranken einhergeht, als Bestimmungsgröße für den Containerumschlag annehmen.

Wegen ihrer handelshemmenden Wirkung können darüber hinaus die Transportkosten, hier die Frachtraten, Einfluss auf den internationalen Handel und damit den Containerumschlag haben.

## 2.2 Methodischer Ansatz

Um Funktionalbeziehungen zwischen dem (deutschen) Containerumschlag als abhängiger Variable (Regressand) und den möglichen in Kapitel 2.1 skizzierten Einflussgrößen zu quantifizieren, bietet sich die Regressionsanalyse an.

Das „klassische“ Regressionsmodell (z.B. Eckey u.a., 2004, S. 19 ff.) geht aus von der linearen Gleichung

$$(1) y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_m x_{mt} + \varepsilon_t$$

mit  $y_t$  als Regressand, also der zu erklärenden Variablen, und  $x_{kt}$  ( $k = 1, 2, \dots, m$ ) als Einflussgrößen (Regressoren). Es liegen  $t = 0, 1, 2, \dots, T$  Zeitreihenwerte vor.  $\beta_k$  ( $k = 0, 1, \dots, m$ ) sind die Regressionskoeffizienten.  $\varepsilon_t$  stellt die latente Variable dar, die alle nicht explizit in die Gleichung aufgenommenen Variablen erfasst und bestimmte Eigenschaften haben muss, damit man mit Hilfe von (1) zu brauchbaren Aussagen gelangen kann. So ist hierbei auf Nicht-Autokorrelation, Homoskedastie und Normalverteilung zu prüfen, ebenso auf fehlende Multikollinearität zwischen einzelnen Regressoren.

## 2.3 Daten

Die Verfügbarkeit von international zueinander stimmigen Daten ist beschränkt. Für die Durchführung der Regressionsanalyse konnten deshalb nur Jahresdaten von 1989 bis 2004 genutzt werden, was u.a. auch zur Verwendung eines einfachen, aus Gleichung (1) abgeleiteten Modells führte.

Regressand ist hier der seewärtige deutsche Containerumschlag (in 1000 TEU), der vom Statistischen Bundesamt quartalsweise erhoben wird (Statistisches Bundesamt, 1989-2004). Da die benutzten Regressoren nur in Form von Jahresdaten vorliegen, wurden die Quartalsdaten auf Jahresdaten umgerechnet.

Entsprechend den Überlegungen in Kapitel 2.1 wird als ein Regressor das Volumen des deutschen Außenhandels, als Summe aus Importen und Exporten (in Mio. Euro) verwendet (Statistisches Bundesamt, 2006). Sowohl der gesamte Welthandel (als Index), als auch die gesamten Welt-Importe und Welt-Exporte (in Mrd. US-Dollar) zeigten im betrachteten Zeitraum bei Probeschätzungen keinen Einfluss auf den deutschen Containerumschlag, weshalb diese Größen nicht weiter berücksichtigt werden.

Als weitere Erklärungsvariable diene das Welt-GDP, erhoben vom International Monetary Fund, in laufenden Preisen und Mrd. US-Dollar (IMF, 2006).

Die Globalisierung zeigte in anderen Studien einen Einfluss auf das Wirtschaftswachstum (z.B. Dreher, 2006), weshalb hier als weitere erklärende Variable für den deutschen Containerumschlag versuchsweise der Globalisierungsindex der ETH Zürich für China als Indikatorvariable dieses Phänomens aufgenommen wird (Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich, 2007).

Da bei den Frachtraten - als Proxivariable für die Transportkosten - in anderen Studien nur partiell ein Einfluss auf die Containerschiffsflottenentwicklung festgestellt werden konnte (z.B. Prinz/Schulze, 2004), wird hier bei der Globalanalyse auf die Aufnahme dieser Größe als Regressor verzichtet.

Die zur Schätzung verwendeten Datensätze sind in Anhang I, S. 16 aufgeführt.

## 2.4 Schätzergebnisse

Für die Bestimmung des deutschen seewärtigen Containerumschlags ergaben sich aus der allgemeinen Darstellung (1) letztlich zwei voneinander unabhängige Spezifikationen, nämlich zum einen mit dem Globalisierungsindex Chinas und dem Welt-GDP als Regressoren, zum anderen mit dem Außenhandelsvolumen Deutschlands und dem Welt-GDP als Erklärungsgrößen.

Die Kleinst-Quadrat-Schätzungen und die Berechnung der Beurteilungskriterien wurden mit dem Programmpaket WinRATS durchgeführt (z.B. Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, Kap. 6).

Die erste Variante der zu schätzenden Gleichung lautet

$$(2) \hat{\text{CONTUMD}}_t = \beta_0 + \text{WGDP}_t + \text{GICHN}_t$$

mit

CONTUMD: Seewärtiger Containerumschlag Deutschlands

WGDP: Welt-Bruttoinlandsprodukt

GICHIN: Globalisierungsindex für China.



Die zweite Variante ist

$$(3) \hat{\text{CONTUMD}}_t = \beta_0 + \text{WGDP}_t + \text{AUSVOLD}_t$$

mit

AUSVOLD: Außenhandelsvolumen (Export + Import) Deutschlands, sonst wie unter (2).

Bei beiden Schätzungen zeigte sich aufgrund des Durbin-Watson-Tests Autokorrelation 1. Ordnung, weshalb jeweils eine autoregressive Transformation durchgeführt wurde. Die danach für (2) erhaltenen Schätzungen sind in Tabelle 1 zusammengefasst.

Regressoren	Koeffizienten	t-Statistik	p-value
Konstante	-10092,2382	-5,39	0,00022
WGDP	0,2231	3,93	0,00236
GICHIN	175,5538	3,94	0,00232
Datenumfang T=15		White-Prüfgröße = 6,744	
R <sup>2</sup> = 0,979		r <sub>x<sub>1</sub>x<sub>2</sub></sub> = 0,673	
DW-Prüfgröße = 1,77		JB-Prüfgröße = 1,034	

Quelle: Eigene Berechnungen (Einzelheiten siehe Anhang II.1, S. 17).

**Tab. 1:** Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien zu Gleichung (2).

Die Anpassungsgüte der Regression - gemessen am R<sup>2</sup> - ist hoch, die DW-Prüfgröße deutet bei einem kritischen Wert von 1,54 (Irrtumswahrscheinlichkeit 5%) auf keine Autokorrelation 1. Ordnung bei  $\varepsilon_t$  hin. Die Prüfgröße des White-Tests auf Heteroskedastie in der latenten Variablen liegt mit einem Wert von 6,744 im Annahmebereich; gleiches gilt für die Prüfung auf Normalverteilung mit dem JB-Test. Die Korrelation von 0,673 zwischen den beiden Regressoren lässt keine Multikollinearität vermuten. Unter statistisch-ökonomischen Gesichtspunkten ist die Schätzung also brauchbar.

Die t-Werte bei den Koeffizienten, bzw. die p-values (Überschreitungswahrscheinlichkeiten) sind deshalb aussagekräftig und zeigen zugehörige signifikant von Null verschiedene Koeffizienten. Der Koeffizient 0,2231 bei dem Regressor WGDP bedeutet, dass – ceteris

paribus – bei einer Erhöhung des Welt-GDP um 1 Mrd. US-Dollar zwischen 1989 und 2004 der deutsche seewärtige Containerumschlag durchschnittlich um 2231 TEU stieg. Erhöht sich der Globalisierungsindex für China (als Gradmesser für die Globalisierung insgesamt) um einen Indexpunkt, so erhöht sich der deutsche seewärtige Containerumschlag im betrachteten Zeitraum um durchschnittlich etwa 175 Tausend TEU – bei Konstanz des Welt-GDP.

Für Gleichung (3) ergaben sich nach der autoregressiven Transformation die in Tabelle 2 dargestellten Schätzergebnisse.

Regressoren	Koeffizienten	t-Statistik	p-value
Konstante	-4265,5520	-2,60	0,02453
WGDP	0,1760	2,68	0,02140
AUSVOLD	0,0056	3,63	0,00396
Datenumfang T=15		White-Prüfgröße = 4,651	
$R^2 = 0,979$		$r_{x_1x_2} = 0,686$	
DW-Prüfgröße = 1,16		JB-Prüfgröße = 0,364	

Quelle: Eigene Berechnungen (Einzelheiten siehe Anhang II.2, S. 18).

**Tab. 2:** Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien zu Gleichung (3).

Die Anpassungsgüte ist wie bei der Schätzung von Gleichung (2) hoch, allerdings liegt der DW-Wert mit 1,16 im Unsicherheitsbereich, durch die einmalige autoregressive Transformation konnte die Autokorrelation in den  $\varepsilon_t$  – Werten also nicht vollständig beseitigt werden. Da die übrigen Prüfgrößen – genau wie bei der vorherigen Schätzung – auf keine Verletzung einer Modellannahme hindeuten, soll die Schätzung so akzeptiert werden.

Die Koeffizienten sind signifikant von Null verschieden (vgl. t-Werte bzw. p-values). Hier zeigt eine Erhöhung des Welt-GDP um 1 Mrd. US-Dollar eine Erhöhung des deutschen seewärtigen Containerumschlags um durchschnittlich 1760 TEU – bei Konstanz des deutschen Außenhandelsvolumens. Erhöht sich dagegen das deutsche Außenhandelsvolumen um 1 Mrd. EUR, so steigt im betrachteten Zeitraum der deutsche Containerumschlag um durchschnittlich 5,6 TEU – bei konstantem Welt-GDP. Die Wirkung des deutschen Außenhandelsvolumens auf den deutschen seewärtigen Containerumschlag ist also vergleichsweise gering.

Auch wenn die beiden Schätzungen statistisch signifikante Koeffizienten und zufriedenstellende Beurteilungskriterien erbrachten, so sollen diese Regressionsanalysen nicht überbewertet werden, denn der Beobachtungsumfang ist relativ klein, und die Zusammenfassung beider Gleichungen zu einer einzigen Regressionsgleichung zeigte keine stabilen Ergebnisse.

Trotzdem lassen sich die Schätzungen als erster quantitativer Ansatz zur Erklärung des deutschen Containerumschlags durch Funktionalbeziehungen ansehen. Damit können das Welt-GDP, das deutsche Außenhandelsvolumen und die Globalisierung (hier stellvertretend der chinesische Globalisierungsindex) als wesentliche Bestimmungsgründe - wenn auch in erheblich unterschiedlichen Größenordnungen - für den deutschen seewärtigen Containerumschlag angesehen werden.

### 3 Prognose des deutschen Containerumschlags

#### 3.1 Methodik

Dem hier angewandten Prognoseverfahren liegt die Vorstellung zugrunde, dass die Prognosewerte für den deutschen seewärtigen Containerumschlag aus den Charakteristika der Vergangenheitsdaten eben dieser Zeitreihe formuliert werden können. Dazu bedarf es zunächst der Analyse ihrer Eigenschaften. Hier soll diese anhand des Box-Jenkins-Ansatzes über eine ARIMA-Modellierung (Auto-Regressive-Integrierte-Moving-Average-Modellierung) erfolgen (z.B. Newbold/Bos, 1994, Chap. 7).

Die allgemeine Gleichung für stationäre Daten  $W_t$  hierzu lautet

$$(4) \quad W_t = \mu + \alpha_1 W_{t-1} + \alpha_2 W_{t-2} + \dots + \alpha_p W_{t-p} + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q}$$

#### 3.2 Daten

Für die Analyse und anschließende Prognose des Containerumschlags in Deutschland mittels Box-Jenkins-Ansatz sind vergleichsweise lange Datenreihen nötig. Da längere durchgehend einheitliche Zeitreihenwerte für Deutschland fehlen, wurde die Summe der jährlichen Containerumschlagszahlen von Bremen/Bremerhaven und Hamburg in 1000 TEU als Proxivariable für den gesamten deutschen Containerumschlag von 1974 bis 2005 verwendet. Grundlage hierfür waren Angaben des ISL in den Shipping Statistics Yearbooks (ISL, 1974 - 2006). Die fehlenden Werte für die Jahre 1983 und 1985 wurden durch eine nicht lineare Interpolation ergänzt (vgl. Anhang III, S. 19).

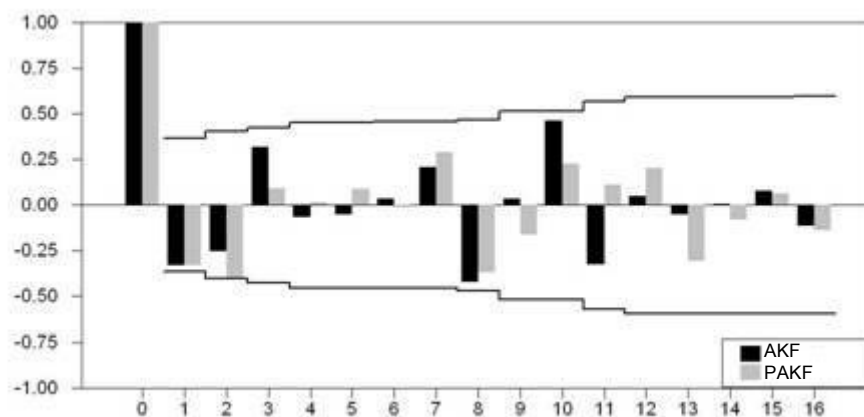
Der folgende konkrete Ansatz wurde mit dem Programmpaket WinRATS berechnet (z.B. Schulze/Prinz/Schweinberger, 2006, Kap. 8).

#### 3.3 Analyse

Voraussetzung für die Erstellung eines ARIMA-Modells ist das Vorliegen einer stationären Zeitreihe. Daher wurde zunächst für die Daten des Containerumschlags in Deutschland der Integrationsgrad bestimmt. Wie aus Abb. 5 (S. 13) ersichtlich, steigt der Containerumschlag näherungsweise exponentiell an. Aufgrund des Verlaufs der Zeitreihe nach einmaliger und zweimaliger Differenzbildung lässt sich vermuten, dass der Prozess integriert der

Ordnung zwei ist (vgl. Anhang IV, S. 20). Dies wurde durch die Durchführung eines Augmented-Dickey-Fuller-Tests bestätigt (vgl. Anhang V, S. 22).

Zur Identifikation des Modells betrachtet man zunächst die Werte der Autokorrelationsfunktion (AKF) sowie die Werte der partiellen Autokorrelationsfunktion (PAKF) für die zweiten Differenzen des Containerumschlags (vgl. Abb. 4).



Quelle: Eigene Berechnungen.

**Abb. 4:** AKF- und PAKF-Werte der zweiten Differenzen des Containerumschlags.

Hieraus können jedoch keine eindeutigen Erkenntnisse gewonnen werden, so dass in einem nächsten Schritt die Informationskriterien nach Akaike und Schwarz berechnet wurden. Hier gingen jeweils die Werte für Modellspezifikationen mit und ohne Konstante in die Berechnung ein. Berücksichtigung fanden maximal fünf Lags, sowohl bei der autoregressiven Komponente ( $p$ ) als auch bei dem Moving-Average-Prozess ( $q$ ). Unter Berücksichtigung dieser Informationskriterien, einer sparsamen Modellierung und Stabilität der Koeffizientenschätzungen wurde letztlich ein ARIMA (2,2,0) - Prozess mit Konstante gewählt.

Das Schätzergebnis dieses ARIMA (2,2,0) - Ansatzes

$$(5) \hat{W}_t = \mu + \alpha_1 W_{t-1} + \alpha_2 W_{t-2}$$

mit  $W$  als 2. Differenz des seewärtigen Containerumschlags der beiden größten deutschen Seehäfen, ist in Tab. 3 zusammengefasst.

Variable	Koeffizient	t-Wert	p-value
Konstante	39,834	2,00	0,05627
$W_{t-1}$	-0,478	-2,56	0,01698
$W_{t-2}$	-0,421	-2,23	0,03514
Datenumfang $T = 28$ $R^2 = 0,99$ Q-Prüfgröße = 0,81			

Quelle: Eigene Berechnungen (Einzelheiten siehe Anhang VII, S. 22).

**Tab. 3:** Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien zu Gleichung (5).

Die formalen Stationaritätsbedingungen sind, was der ADF-Test schon ergab, erfüllt: Beide Koeffizienten haben einen Betrag kleiner als Eins und auch deren Summe bzw. Differenz ist kleiner als Eins. Die Anpassungsgüte ist mit einem  $R^2$  von über 99 Prozent sehr hoch. Die latente Variable wurde auf das Vorliegen von White-Noise mittels des Q-Tests überprüft. Die zugehörige Prüfgröße liegt im Annahmebereich, so dass von nichtautokorrelierten  $\varepsilon_t$  - Werten ausgegangen werden kann. Die Koeffizienten der Vergangenheitswerte  $W_{t-1}$  und  $W_{t-2}$  sind beide signifikant von Null verschieden, und die Konstante erfüllt diese Eigenschaft bei einem Signifikanzniveau von knapp sechs Prozent.

Zusammenfassend ist zu konstatieren, daß die ARIMA(2,2,0)-Identifikation für die Zeitreihe des Containerumschlags eine brauchbare Modellspezifikation darstellt. Sie bildet deshalb im nächsten Kapitel die Grundlage für die Prognose des Containerumschlags.

### 3.4 Prognose

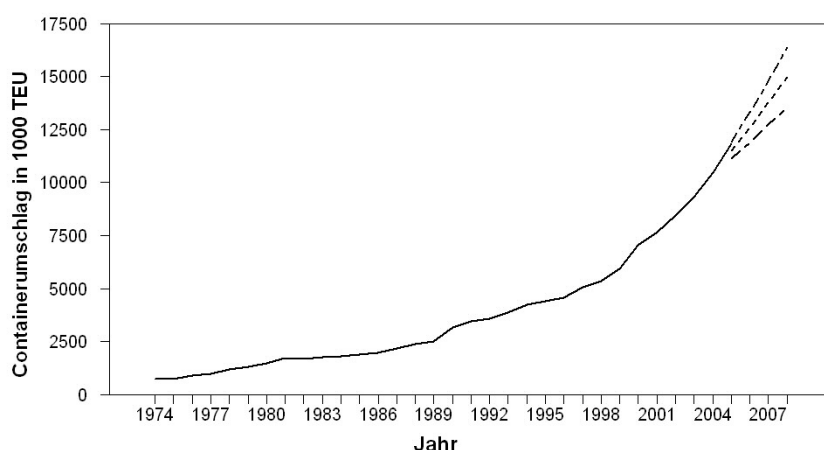
Die reinen Zeitreihenprognosen – wie die hier auf dem Box-Jenkins-Ansatz aufbauenden – sind typischerweise für Kurzfristprognosen geeignet. Hier soll die Prognose für den Zeitraum von 2006 bis 2008 für den Containerumschlag von Bremen/Bremerhaven und Hamburg durchgeführt werden. Die Prognosewerte, einschließlich der Werte eines 95%igen Prognoseintervalls, sind in Tab. 4 angegeben.

Jahr	Prognosewerte	Prognoseintervall-
	Werte	
Containerumschlag in 1000 TEU		
2006	12587	11875 – 13300
2007	13760	12744 – 14776
2008	14950	13547 – 16354

Quelle: Eigene Berechnungen.

**Tab. 4:** Prognosewerte für den Containerumschlag von Bremen/Hamburg (in 1000 TEU).

Abb. 5 zeigt die Vergangenheitswerte von 1974 bis 2005 und – die gestrichelte mittlere Linie – die Prognosewerte für 2006 bis 2008. Die oberen und unteren gestrichelten Linien kennzeichnen die Werte des 95%igen Prognoseintervalls.



Quelle: Eigene Berechnungen.

**Abb. 5:** Werte des Containerumschlags 1974 - 2005 für Bremen/Hamburg und Prognose des Containerumschlags für 2006 bis 2008.

Vergleicht man den mittlerweile für 2006 ausgewiesenen Wert von 13,4 Mio TEU (Winter, 2007, S. 695) mit dem für 2006 prognostizierten Wert von etwa 12,6 Mio TEU, so zeigt die Punktprognose eine deutliche Unterschätzung des tatsächlichen Wertes, und selbst in der Obergrenze des Prognoseintervalls (obere gestrichelte Linie in Abb. 5) ist der Wert –

wenn auch knapp – nicht enthalten. Offenbar kann das Modell die Dynamik der letzten Jahre (noch) nicht adäquat wiedergeben.

Nimmt man allerdings den aktuellen Wert für 2006 von 13,4 Mio. TEU mit in die Prognoserechnung hinein, so wird der starke Anstieg der letzten Jahre besser bei der Prognose berücksichtigt, und es ergibt sich für 2007 der Prognosewert 14,4 Mio. TEU mit den Intervallgrenzen 13,6 bis 15,2 Mio. TEU und für 2008 die Punktprognose 15,8 Mio. TEU (mit den Intervallgrenzen 14,7 bis 16,9 Mio. TEU).

Aus dieser Entwicklung lässt sich jedenfalls die weitere dynamische Entwicklung des Containerumschlags der beiden größten deutschen Containerhäfen, und damit für die deutschen Seehäfen insgesamt, ablesen.

#### **4. Fazit**

Die vorangegangene quantitative Untersuchung des deutschen seewärtigen Containerumschlags benutzte zur Bestimmung seiner Determinanten die Regressionsanalyse und zur Prognose einen Box-Jenkins-Ansatz. Wegen der beschränkten Datenlage ließen sich nur relativ einfache Spezifikationen empirisch überprüfen. So zeigten sich für den Zeitraum 1989 bis 2004 maßgeblich das Welt-BIP und ferner das deutsche Außenhandelsvolumen bzw. der Globalisierungsgrad der Weltwirtschaft (hier stellvertretend derjenige von China) als Einflussgrößen für den deutschen Containerumschlag, wobei die Einflussstärken der Regressoren erhebliche Unterschiede aufweisen.

Für die Kurzfristprognose war ein rein zeitreihenanalytischer Ansatz die Grundlage.

Wegen fehlender Jahresdaten für die deutschen Seehäfen insgesamt wurde dabei auf die zusammengefassten Daten der beiden größten Seehäfen Bremen/Bremerhaven und Hamburg zurückgegriffen. Für den Zeitraum 1974 bis 2005 konnte ein ARIMA (2,2,0) - Modell identifiziert werden, das auch der Prognose zugrunde liegt.

Auch wenn die Prognoserechnung keine Daten für alle deutschen Seehäfen umfasst, so lässt die Entwicklung der beiden größten deutschen Seehäfen und die Prognosen deren Containerumschlagszahlen eine weitere dynamische Entwicklung, auch für den seewärtigen deutschen Containerumschlag insgesamt, erwarten, insbesondere dann, wenn man den aktuell vorliegenden Wert für 2006 bei der Prognose berücksichtigt.



## Anhang

	Seite
Anhang I: Datensatz für die Regressionsanalyse	16
Anhang II: Regressionsanalysen	17
Anhang III: Datensatz für die ARIMA-Modellierung	19
Anhang IV: Erste und zweite Differenzen der Containerumschlagsdaten	20
Anhang V: Informationskriterien und Augmented-Dickey-Fuller-Tests für den Containerumschlag	21
Anhang VI: Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien für den ARIMA(2,2,0) - Prozess	23

**Anhang I: Datensatz zur Regressionsanalyse**

Jahr	Containerumschlag Deutschland (in 1000 TEU)	Welt - GDP (in Mrd US-\$)	Import Deutschland (in Mrd. €)	Export Deutschland (in Mrd. €)	Globalisierungs- index China
1989	2933	20470.81	258.951	327.759	33.67
1990	3147	22721.70	293.215	348.117	38.03
1991	3687	23913.58	329.228	340.425	40.91
1992	3819	24100.76	325.972	343.089	43.20
1993	4114	24656.79	289.644	321.289	45.16
1994	4487	26488.03	315.444	353.084	46.83
1995	4626	29390.76	339.617	383.232	47.77
1996	4844	30079.92	352.995	403.377	48.44
1997	5188	29927.89	394.794	454.342	49.38
1998	5402	29682.36	423.452	488.371	54.92
1999	5939	30785.54	444.797	510.008	56.62
2000	7173	31649.87	538.311	597.440	57.51
2001	7913	31455.91	542.774	638.268	61.48
2002	8699	32714.13	518.532	651.320	62.75
2003	9569	36750.97	534.534	664.455	63.43
2004	10823	41258.03	577.375	733.456	65.26

## Quellen:

- Containerumschlag Deutschland: Statistisches Bundesamt (1989 – 2004)
- Welt-GDP: IMF (2006)
- Import/Export Deutschland: Statistisches Bundesamt (2006)
- Globalisierungsindex China: Konjunkturforschungsstelle ETH Zürich (2007)

## Anhang II: Regressionsanalysen

### II.1 Regressionsanalyse mit den Regressoren Welt - GDP und Globalisierungsindex China (nach autoregressiver Transformation)

*Regression with ARI - Estimation by Cochrane-Orcutt*

Dependent Variable CONTUMD

Annual Data From 1990:01 To 2004:01

Usable Observations	15	Degrees of Freedom	11
Centered R**2	0.979456	R Bar **2	0.973853
Uncentered R**2	0.997418	T x R**2	14.961
Mean of Dependent Variable	5962.0641333		
Std Error of Dependent Variable	2339.5991581		
Standard Error of Estimate	378.3117234		
Sum of Squared Residuals	1574317.3603		
Regression F(3,11)	174.8136		
Significance Level of F	0.00000000		
Log Likelihood	-107.99369		
Durbin-Watson Statistic	1.774175		
Q(3-1)	1.151155		
Significance Level of Q	0.56238012		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	-10092.2382	1872.80070	-5.38885	0.00022037
2. GICHIN	175.55380	44.59040	3.93703	0.00232384
3. WGDP	0.22307	0.05677	3.92921	0.00235528
*****				
4. RHO	0.64636	0.13519	4.78120	0.00057031

*Indikator für Multikollinearität:*

Korrelationskoeffizient 0.67280

*White-Test:*

Chi-Squared(5)= 6.743841 with Significance Level 0.24039877

*Prüfung auf normalverteilte Residuen:*

Annual Data From 1990:01 To 2004:01

Observations	15	Variance	112451.240024
Sample Mean	0.000000	of Sample Mean	86.583771
Standard Error	335.337502	Signif Level	1.000000
t-Statistic (Mean=0)	0.000000	Signif Level (Sk=0)	0.455468
Skewness	-0.524828	Signif Level (Ku=0)	0.647206
Kurtosis (excess)	0.743216	Signif Level (JB=0)	0.596354
Jarque-Bera	1.033842		

## II.2 Regressionsanalyse mit den Regressoren GDP und Außenhandel Deutschland (nach autoregressiver Transformation)

*Regression with ARI - Estimation by Cochrane-Orcutt*

Dependent Variable CONTUMD

Annual Data From 1990:01 To 2004:01

Usable Observations	15	Degrees of Freedom	11
Centered R**2	0.979148	R Bar **2	0.973462
Uncentered R**2	0.997380	T x R**2	14.961
Mean of Dependent Variable	5962.0641333		
Std Error of Dependent Variable	2339.5991581		
Standard Error of Estimate	381.1341309		
Sum of Squared Residuals	1597895.4828		
Regression F(3,11)	172.1799		
Significance Level of F	0.00000000		
Log Likelihood	-108.10519		
Durbin-Watson Statistic	1.159853		
Q(3-1)	3.456216		
Significance Level of Q	0.17762016		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. Constant	-4265.552	1638.208019	-2.60379	0.02452758
2. AUSVOLD	0.005609	0.001546	3.62899	0.00396366
3. WGDP	0.175993	0.065662	2.68030	0.02139663
*****				
4. RHO	0.726943	0.368223	1.97419	0.07400000

*Indikator für Multikollinearität:*

Korrelationskoeffizient 0.68572

*White-Test:*

Chi-Squared(5)= 4.651413 with Significance Level 0.45988396

*Prüfung auf normalverteilte Residuen:*

Annual Data From 1990:01 To 2004:01

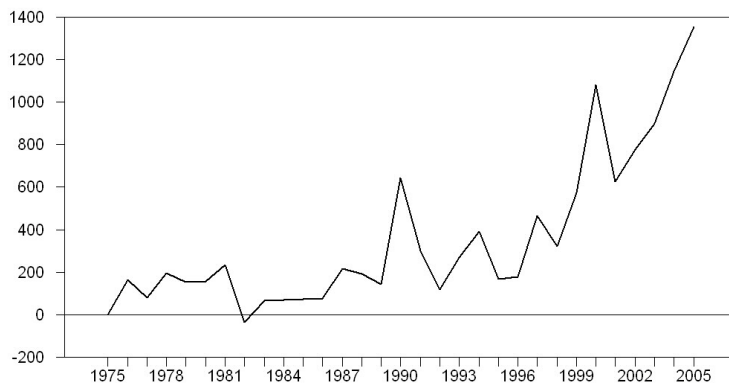
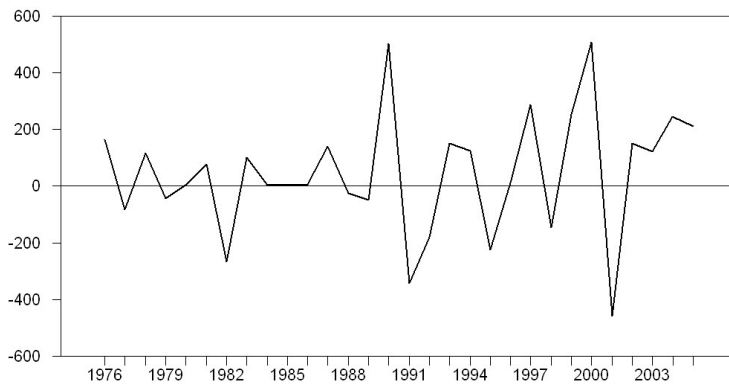
Observations	15	Variance	114135.391630
Sample Mean	000000	of Sample Mean	87.229732
Standard Error	7.839299	Signif Level	1.000000
t-Statistic (Mean=0)	0.000000	Signif Level (Sk=0)	0.597779
Skewness	0.371012	Signif Level (Ku=0)	0.911631
Kurtosis (excess)	-0.180233	Signif Level (JB=0)	0.833423
Jarque-Bera	0.364428		

### Anhang III: Datensatz für die ARIMA-Modellierung

Jahr	Containerumschlag Bremen/Bremerhaven und Hamburg (in 1000 TEU)
1974	737
1975	736
1976	899
1977	979
1978	1176
1979	1329
1980	1486
1981	1719
1982	1685
1983	1752
1984	1822
1985	1895
1986	1973
1987	2190
1988	2382
1989	2524
1990	3167
1991	3466
1992	3584
1993	3853
1994	4245
1995	4413
1996	4592
1997	5057
1998	5377
1999	5951
2000	7033
2001	7658
2002	8433
2003	9330
2004	10472
2005	11824

Quelle: ISL, Shipping Statistics Yearbooks, 1974 – 2006.

Die Werte 1983 und 1985 wurden interpoliert, vgl. S. 9.

**Anhang IV: Erste und zweite Differenzen für Containerumschlagsdaten****Erste Differenzen****Zweite Differenzen**

## Anhang V: Informationskriterien und Augmented-Dickey-Fuller-Tests für den Containerumschlag

### 1 Lag-Längen-Bestimmung

Die jeweiligen optimalen Lag-Längen wurden durch die probeweise Benutzung verschiedener Lag-Längen und der Berechnung des Akaike (AIC)- und Schwarz (SBC)-Informationskriteriums bestimmt. Die Werte sind im Folgenden für die Ausgangsdaten CONTUMSCHLAG, die ersten Differenzen DIFFCONT und die zweiten Differenzen DIFFCONT2 bei verschiedenen Lag-Längen ausgegeben. Gewählt wird die Laglänge mit dem kleinsten Informationskriterium.

Information Criteria for ADF Lag Lengths, Series CONTUMSCHLAG

Lags	AIC	SBC
0	<b>10.311</b>	<b>10.357*</b>
1	10.386	10.479
2	10.476	10.617
3	10.520	10.710
4	10.610	10.850
5	10.736	11.026

Information Criteria for ADF Lag Lengths, Series DIFFCONT

Lags	AIC	SBC
0	10.831	10.877
1	10.777	10.871
2	<b>10.601</b>	<b>10.744*</b>
3	10.695	10.887
4	10.804	11.046
5	10.919	11.212

Information Criteria for ADF Lag Lengths, Series DIFFCONT2

Lags	AIC	SBC
0	10.767	<b>10.814*</b>
1	<b>10.762</b>	10.857
2	10.826	10.970
3	10.936	11.129
4	11.039	11.282
5	11.177	11.472

## 2 Tests

Dickey-Fuller Unit Root Test, *Series CONTUMSCHLAG*  
 Regression Run From 1975:01 to 2005:01  
 Observations 32  
 Without intercept or trend with 0 lags on the differences  
*T-test statistic* 15.47701  
 Critical values: 1%= -2.637 5%= -1.952 10%= -1.621

→ Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden → Einheitswurzel liegt vor (nichtstationäre Daten).

Dickey-Fuller Unit Root Test, *Series DIFFCONT*  
 Regression Run From 1978:01 to 2005:01  
 Observations 29  
 Without intercept or trend with 2 lags on the differences  
*T-test statistic* 2.55880  
 Critical values: 1%= -2.645 5%= -1.953 10%= -1.622

→ Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden → Einheitswurzel liegt vor (nichtstationäre Daten).

Dickey-Fuller Unit Root Test, *Series DIFFCONT2*  
 Regression Run From 1977:01 to 2005:01  
 Observations 30  
 Without intercept or trend with 0 lags on the differences  
*T-test statistic* -7.06983  
 Critical values: 1%= -2.642 5%= -1.953 10%= -1.622

→ Nullhypothese wird abgelehnt

→ Daten sind stationär, die Daten zum Containerumschlag sind integriert vom Grad 2.



## Anhang VI: Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien für den ARIMA (2,2,0) - Prozess

Box-Jenkins - Estimation by Gauss-Newton

Convergence in 5 Iterations. Final criterion was 0.0000000 <= 0.0000100

Dependent Variable CONTUMSCHLAG

Annual Data From 1978:01 To 2005:01

Usable Observations	28	Degrees of Freedom	25
Centered R**2	0.995816	R Bar **2	0.995482
Uncentered R**2	0.998681	T x R**2	27.963
Mean of Dependent Variable	4299.5714286		
Std Error of Dependent Variable	2970.2542905		
Standard Error of Estimate	199.6597588		
Sum of Squared Residuals	996600.48194		
Regression F(2,25)	2975.2204		
Significance Level of F	0.00000000		
Log Likelihood	-186.44889		
Durbin-Watson Statistic	1.828453		
Q(7-2)	0.819890		
Significance Level of Q	0.97574738		

Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
*****				
1. CONSTANT	39.83406855	19.89866705	2.00185	0.05626455
2. AR{1}	-0.47805708	0.18689984	-2.55783	0.01697769
3. AR{2}	-0.42079363	0.18889216	-2.22769	0.03513476

## Datenverzeichnis

**IMF (2006):** World Economic Outlook Database, Stand 9/2006,  
<http://www.imf.org/external/data.htm>.

**ISL (1974 - 2006):** Shipping Statistics Yearbook.

**Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich (2007):** Index of Globalization, Stand 3/2007,  
<http://globalization.kof.ethz.ch/query/>.

**Statistisches Bundesamt (1989-2004):** Seeschifffahrt, Fachserie 8, Reihe 5.

**Statistisches Bundesamt (2006):** Gesamtentwicklung Außenhandel,  
[http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Aussenhandel/  
Gesamtentwicklung/Tabellen/Content100/GesamtentwicklungAussenhandel,property=file.pdf](http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Statistiken/Aussenhandel/Gesamtentwicklung/Tabellen/Content100/GesamtentwicklungAussenhandel,property=file.pdf).

## Literaturverzeichnis

**Deutsche Bundesbank (2006):** Monatbericht 12.

**Dreher, A. (2006):** Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization, Applied Economics 38, S. 1091-1110.

**Eckey, H.F., Kosfeld, R., Dreger, Chr. (2004):** Ökonometrie, 3. überarb. u. erw. Aufl., Wiesbaden.

**Großmann, H. u.a. (2006):** Maritime Wirtschaft und Transportlogistik, Band A: Perspektiven des maritimen Handels – Frachtschiffahrt und Hafenwirtschaft, Berenberg Bank, HWWI: Strategie 2030, Hamburg.

**ISL (Institut für Seeverkehrswirtschaft und Logistik, Bremen) (2006a):** Shipping Statistics and Market Review – World Merchant Fleet by Ownership Patterns, Vol. 51, Iss.4.

**ISL (2006b):** Shipping Statistics and Market Review – General Cargo and Container Shipping, Vol. 51, Iss. 6.

**Lemper, B. (2003):** Containerschiffahrt und Welthandel – eine “Symbiose”, ISL, Bremen.

**Newbold, P., Bos, T. (1994):** Introductory Business and Economic Forecasting, 2nd ed., Cincinnati (Oh.).

**Schulze, P.M.; Prinz, A.; Schweinberger, A. (2006):** Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München/Wien.

**Winter, H. (2007):** Seeverkehr 2006, Wirtschaft und Statistik, Heft 7, S. 688-698.

### **Autoren:**

**Peter M. Schulze**, Univ.-Prof., Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie an der Johannes Gutenberg-Universität Mainz.

**Christoph Eschermann**, stud. rer. pol., Projektmitarbeiter.

**Bisher erschienene Arbeitspapiere:**

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
11. Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
12. Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
13. Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
14. Christoph Balz/ Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)
15. Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)

16. Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
17. Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
18. Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
19. Christoph Balz/Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
- 20\* Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
- 21\* Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)
- 22\* Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)
- 23\* Verena Dexheimer, Zähldatenmodelle (Count Data Models). Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
- 24\* Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland (September 2003)
- 25\* Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes - Überblick und Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
- 26\* Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten - Eine Paneldatenanalyse (Mai 2004)
- 27\* Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
- 28\* Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung (Juli 2004)
- 29\* Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen - Eine quantitative Analyse für Deutschland (August 2004)
- 30\* Andreas Schweinberger, Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum in Deutschland (November 2004)
- 31\* Frank Jacobi, ARCH-Prozesse und ihre Erweiterungen - Eine empirische Untersuchung für Finanzmarktzeitreihen (April 2005)
- 32\* Frank Jacobi, Informationskriterien und volatility clustering (September 2005)

---

\* Im Internet unter <http://www.statoek.de/> verfügbar.

- 33\* Peter M. Schulze / Alexander Prinz / Daniela Knoll, E-Learning in der statistischen Grundausbildung von Wirtschaftswissenschaftlern (März 2006)
- 34\* Julia König / Peter M. Schulze, Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels Gravitationsmodell (Oktober 2006)
- 35\* Anke Koch / Peter M. Schulze, Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion (November 2006)
- 36\* Daria Orlova / Timo Jost, Zur Erklärung der Zuwanderungen nach Deutschland - Ein Gravitationsmodell (Dezember 2006)
- 37\* Peter M. Schulze / Christoph Eschermann, Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags (September 2007)

---

\* Im Internet unter <http://www.statoek.de/> verfügbar.