

**Kurzfristprognosen  
des Containerumschlags für  
Deutschland und Hamburg  
- Ein SARIMA-Ansatz -**

Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 41 (September 2008)

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

© 2008 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz  
ISSN Nr. 1430 - 2136

## **Kurzfristprognosen des deutschen und Hamburger Containerumschlags - Ein SARIMA-Ansatz -**

**Peter M. Schulze\***

### **Gliederung**

1 Einführung	2
2 SARIMA-Analyse	4
3 Daten	6
4 Empirische Analyse und Prognose	8
5 Fazit	15
Anhang	16
Datenquellen	25
Literatur	26

### **Zusammenfassung**

Ziel der Analyse ist die Kurzfristprognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags für Deutschland insgesamt, seine wichtigsten Fahrtgebiete (Europa, Asien, Nord-Amerika) und für den wichtigsten deutschen Seehafen Hamburg. Methodischer Ansatz ist ein SARIMA-Modell, dessen vorläufige Identifikation mittels Autokorrelations- und partieller Autokorrelationsfunktion erfolgt. Die Stationarität der verwendeten Daten wird zusätzlich an Hand des HEGY-Tests überprüft. Es ergeben sich SARIMA(0,1,0)(1,1,0)-Ansätze für den deutschen Containerumschlag insgesamt (Welt), Hamburg und das Fahrtgebiet Europa sowie (1,1,0)(1,1,0)-Identifikationen für Asien und Nord-Amerika. Punkt- und Intervallprognosen werden für die Quartale in den Jahren 2008 und 2009 erstellt, wobei sich durch stark differierende Intervalle in den verschiedenen Segmenten unterschiedliche Genauigkeiten bzgl. der Prognosen zeigen.

### **Summary**

In this paper the container transshipment of Germany worldwide, its main destinations (Europe, Asia, North-America) and Hamburg, Germany's most important seaport, is analysed by seasonal ARIMA-models and this is taken for shortrun forecasting. For preliminary identification autocorrelation and partial autocorrelation functions and for the examination of stationarity the HEGY-test is used. Quarterly point- and intervalvalues for the years 2008 and 2009 are estimated with different precision in the various destinations.

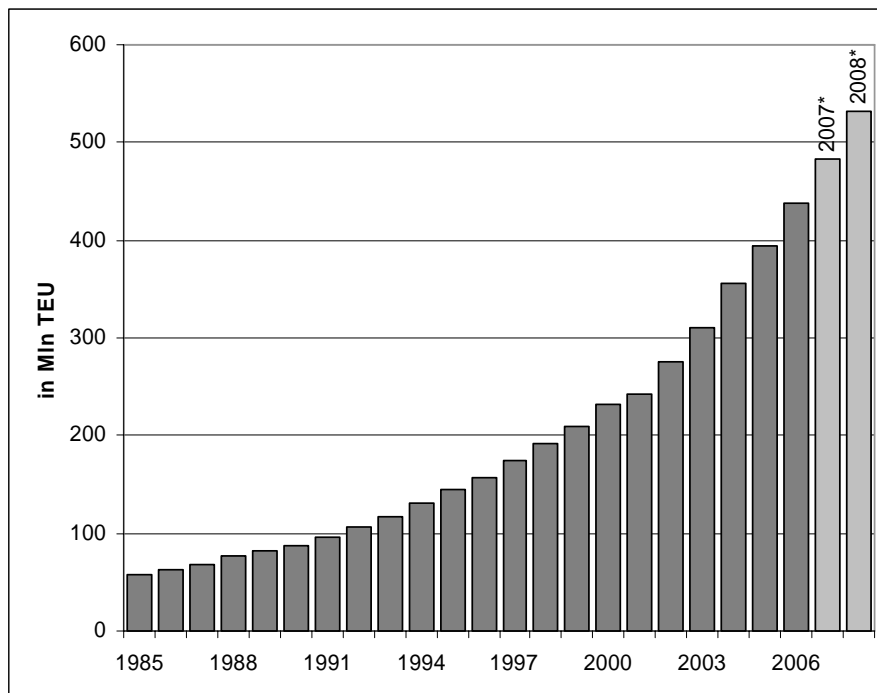
\*Herrn stud. rer. pol. Constantin Weiser danke ich für die Erstellung der Grafiken und die Durchführung der Berechnungen.

E-Mail: STATOEK@uni-mainz.de

## 1 Einführung

Nach einer Wachstumsprognose des Internationalen Währungsfonds wird der Welthandel 2008 um 5,6% und 2009 um 5,8% zunehmen (IMF, 2008). Auch wenn Ein- und Ausfuhr Deutschlands nicht mehr so dynamisch wachsen wie in den Vorjahren, nimmt beispielsweise die Bedeutung Chinas für die deutsche Wirtschaft aber noch stetig zu (FAZ 30.07.2008, 11). Ein Großteil dieses internationalen Handels wird über See abgewickelt und findet für Deutschland und seine einzelnen Seehäfen in der Statistik „Seegüterumschlag“ ihren Niederschlag.

Insbesondere der stark wachsende internationale Transport in Containern, gemessen in TEU (Twenty Foot Equivalent Unit), ist ein wichtiger Indikator für die Dynamik des Welthandels. Containerschiffe besaßen 2005 zwar nur einen Anteil von 14% des Seehandels (gemessen an der Weltbruttotonnage) (Heymann, 2006: 4), aber der Wert der in Containern transportierten Güter ist erheblich höher. Der weltweite Containerumschlag wuchs zwischen 1995 und 2005 jährlich um etwa 11% (vgl. auch Abb.1), und Prognosen sagen bis 2015 jährliche Wachstums-raten von ca. 8% voraus (ISL, 2006b: 16).



\* 2007/2008 Hochrechnung

Quelle: ISL, 2008:6.

**Abb. 1:** Containerumschlag weltweit 1985 - 2008 (in Mln. TEU)

Im Jahr 2005 hatte Deutschland an den realen Weltexporten einen Anteil von etwa 9% (in Preisen und Wechselkursen des Jahres 2000) (Deutsche Bundesbank, 2006: 33) und mehr als

3% Anteil am weiterhin wachsenden Weltcontainerumschlag. Der deutsche Containerumschlag stieg von 2006 auf 2007 um 10,6% (Winter, 2008: 586), wobei Deutschland etwa ein Drittel der Containerflotte der Welt kontrolliert (ISL, 2006a: 23).

Diese Entwicklung wird begünstigt durch die hohen Wachstumsraten des Welthandels, die fortschreitende Globalisierung mit ihrer internationalen Arbeitsteilung und die damit einhergehende Dezentralisierung der Produktion. Die Liberalisierung des Handels und die wachsende wirtschaftliche Bedeutung von Volkswirtschaften, wie z. B. Brasilien, Indien sowie vor allem China, sind Treiber dieser Entwicklung. Die sechs größten Containerhäfen liegen in Asien; Europa hat einen Anteil am Containerumschlag von etwa 20%. Die Häfen Rotterdam, Hamburg und Antwerpen standen dabei 2006 weltweit an siebter, neunter und vierzehnter Stelle (UN Conference on Trade and Development, 2007: 88).

Durch diese starke internationale Position bestimmt Hamburg die Entwicklung des deutschen Containerumschlags maßgeblich. Von den Nordsee-Häfen Antwerpen, Bremen, Hamburg und Rotterdam besaß Hamburg 2004 mit 28,2% einen Anteil am Containerumschlag nach Rotterdam (33,1%), aber vor Antwerpen (24,6%) und den Bremer Häfen mit 14,1% (Hamburg Port Authority, 2005: 16).

Der Anteil Hamburgs am Gesamtseegüterumschlag aller deutschen Häfen betrug 2007 knapp 38% (Winter, 2008: 588). Der Containerisierungsgrad, als Anteil am Stückgutumschlag insgesamt, stieg im Hamburger Hafen von 38,1% im Jahr 1980 auf 97,1% 2007 (Hamburg Port Authority, 2008: Faltblatt). Vom Containerumschlag Hamburg entfällt mehr als die Hälfte auf das Fahrtgebiet Asien - speziell Nordostasien (Hamburg Port Authority, 2005: 10). Für die Dynamik des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags ist die Entwicklung des deutschen Außenhandels von maßgeblicher Bedeutung; genauso ist der Ausbau des Containerumschlags wesentlich von der Entwicklung des internationalen Warenverkehrs abhängig. Auch wenn sich - wie erwähnt - der Containerumschlag längerfristig trendmäßig weiter dynamisch bewegen wird (zu einer Langfristprognose vgl. z. B. Großmann u.a., 2006: 65), kann es kurz-/mittelfristig, z. B. durch Faktoren wie sinkende Frachtraten oder sich eintrübende Weltkonjunktur, Abweichungen von diesem Trend geben. In Kurzfristprognosen sollten solche Faktoren, die sich in unterjährigen Containerumschlagszahlen frühzeitig ankündigen und manifestieren, berücksichtigt werden. Für diese Prognosen bieten sich reine zeitreihenanalytische Verfahren an. Hier soll auf der Basis eines SARIMA-Ansatzes anhand von Vierteljahresdaten Prognosen für den (seewärtigen) Containerumschlag in Deutschland insgesamt, seine wichtigsten Fahrtgebiete und für Hamburg insgesamt für die Jahre 2008 und 2009 erstellt werden.

Solche Prognosen sind z. B. für Reedereien und Hafenverwaltungen wichtig, da Vierteljahresdaten saisonale Effekte zeigen, deren Prognosewerte detaillierte Angaben innerhalb eines Jahres für die unternehmerische Planung - etwa die Kapazitätsplanung - liefern. Unter theoretischen Gesichtspunkten kann die Berücksichtigung von Saisonfaktoren die Prognosefehler verringern.

Im nächsten Abschnitt wird das methodische Instrumentarium zur Analyse und Prognose der zur Verfügung stehenden Zeitreihen dargestellt, danach wird kurz auf die Datenbasis selbst eingegangen, bevor im vierten Kapitel die empirischen Ergebnisse präsentiert werden.

Ein Fazit schließt die Analyse ab.

## 2 SARIMA-Analyse

Unterjährige Zeitreihen ökonomischer Sachverhalte weisen oft Saisonschwankungen auf, die von Jahr zu Jahr ein typisches, gleich bleibendes Muster aufweisen (Franses/Paap, 2004: 11-17). Ebenso wie beim Trend einer Zeitreihe lässt sich eine deterministische oder eine stochastische Saison annehmen. Deterministische Saisonschwankungen können durch Saisondummies, stochastische durch Differenzbildung modelliert werden. Dabei kann man davon ausgehen, dass zeitliche Abhängigkeiten der  $y_t$ -Werte ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) voneinander sowohl innerhalb eines Jahres als auch zwischen den Jahren bestehen. Diese Zusammenhänge lassen sich durch Korrelationen messen. Im saisonalen ARIMA-Ansatz (SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)) (Newbold/Bos, 1994: 319-325; Rinne/Specht, 2002: 314-320) werden Differenzen der Zeitreihenwerte gebildet, bis Stationarität erreicht scheint und die geschätzten Autokorrelationsfunktionen (AKF) und partiellen Autokorrelationsfunktionen (PAKF) wenige signifikante Korrelationen zeigen.

Da die PAKF saisonaler Modelle schwer zu interpretieren sind (Rinne/Specht, 2002: 317), wird man sich meist auf die Interpretation der AKF konzentrieren. Dabei sollte man auch hier dem Prinzip der sparsamen Parametrisierung folgen, und selten benötigt man für  $p$ ,  $d$ ,  $q$ ,  $P$ ,  $D$  oder  $Q$  höhere Ordnungen als zwei (Newbold/Bos, 1994: 320). Man wird also bei Anwendungen zunächst die geschätzten Autokorrelationsfunktionen von  $\Delta_1 y_t$  und  $\Delta_4 y_t$  betrachten und auf ein rasches Absinken achten.

Für Vierteljahresdaten hat sich eine doppelte Differenzbildung, d. h. die Kombination eines nichtsaisonalen und eines saisonalen Differenzfilters der Form

$$\Delta_1 \Delta_4 y_t = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-4} - y_{t-4-1}) \quad (1)$$

als brauchbar erwiesen.

Ein Beispiel für ein SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)-Modell niedriger Ordnung stellt das sog. Airline Modell SARIMA(0,1,1)(0,1,1) dar (Box/Jenkins, 1970: 300-322). Hierfür lautet die Prognose-gleichung einer Ein-Schritt-Vorhersage (Schätzung von  $\hat{y}$ ) für  $T + 1$

$$\hat{y}_{T+1} = y_T + y_{T-3} - y_{T-4} + \beta_1 e_T + \beta_4 e_{T-3} + \beta_1 \beta_4 e_{T-4} \quad (2)$$

Die  $\beta$ 's sind die geschätzten Koeffizienten der MA-Terme e.

Für  $h = 6, 7, \dots$  erhält man hier

$$\hat{y}_{T+h} = \hat{y}_{T+h-1} + \hat{y}_{T+h-4} + \hat{y}_{T+h-5} \quad (3)$$

Dies zeigt, dass nach  $h = 5$  die geschätzten MA-Teile verschwinden.

Um genauer zu untersuchen, ob die unterjährigen Zeitreihenwerte (saisonale) Einheitswurzeln besitzen, lässt sich eine Reihe von Ansätzen wählen (Hinweise bei Franses/Paap, 2004: 20). Häufig wird bei Quartalsdaten der von Hylleberg u. a. (Hylleberg/Engle/Granger/Yoo, 1990: 215 ff.) entwickelte Test (HEGY-Test) benutzt. Um die Integrationseigenschaften der unterjährigen Zeitreihe zu prüfen, geht man von der folgenden mit der KQ-Methode zu schätzenden Regressionsgleichung aus

$$\Delta_4 y_t = a + \beta t + \sum_{i=2}^4 \gamma_i SD_{it} + \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} + \sum_{i=1}^k (1 - T_i L^i) y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$L^i$  stellt dabei den Lag Operator dar.

Die ersten drei Terme der rechten Seite in (4) bilden mit  $a$  als Absolutglied,  $t$  dem Trend (mitsamt dem Koeffizienten  $\beta$ ) und  $SD$  den Saisondummies die möglicherweise vorhandenen deterministischen Teile der Zeitreihe ab. Die Lag-Länge des AR-Teils (vorletzter Term) wird so gewählt, dass die latente Variable  $\varepsilon_t$  White-Noise-Eigenschaft hat. Die restlichen Terme mit den  $\pi$ -Koeffizienten stellen den möglicherweise vorhandenen stochastischen Teil der Zeitreihe dar. Mit dem Lag-Operator  $L$  beinhalten diese Terme

$$\begin{aligned} y_{1t-1} &= (1 + L + L^2 + L^3) y_{t-1} = y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} \\ y_{2t-1} &= -(1 - L + L^2 - L^3) y_{t-1} = -y_{t-1} + y_{t-2} - y_{t-3} + y_{t-4} \\ y_{3t-2} &= -(1 - L^2) y_{t-2} = -y_{t-2} + y_{t-4} \\ y_{3t-1} &= -(1 - L^2) y_{t-1} = -y_{t-1} + y_{t-3}. \end{aligned}$$

Liegen die zugehörigen Wurzeln der AR-Polynome auf dem Einheitskreis, so sind die Parameter  $\pi_i$  Null. Wenn  $\pi_1 = 0$  ist, dann kann die Nullhypothese „Nichtseasonale Einheitswurzel liegt vor“, nicht abgelehnt werden. Wenn  $\pi_2 = 0$  ist, dann liegt eine halbjährige Einheitswurzel vor. Die t-Tests hierfür werden mit  $t(\pi_1)$  bzw.  $t(\pi_2)$  bezeichnet.

Wenn entweder  $\pi_3$  oder  $\pi_4$  gleich Null ist, dann kann mit einer F-Statistik  $[F(\pi_3, \pi_4)]$  für die verbundene Nullhypothese  $\pi_3 \cap \pi_4 = 0$  auf eine saisonale Einheitswurzel geprüft werden.

Es liegt also keine saisonale Einheitswurzel vor, wenn  $\pi_2$  und entweder  $\pi_3$  oder  $\pi_4$  signifikant von Null verschieden sind, was die Ablehnung der Nullhypothesen beider Tests, nämlich einmal für  $\pi_2$  und zum zweiten für den verbundenen Test für  $\pi_3$  und  $\pi_4$  erfordert.

Um Stationarität zu erreichen, muss also jedes der  $\pi$ 's signifikant von Null verschieden sein - möglicherweise ausgenommen  $\pi_3$  oder  $\pi_4$  (Hylleberg u.a., 1990: 223). Es werden damit drei Nullhypothesen gegen ihre Alternativen getestet:

- 1)  $H_0: \pi_1 = 0$              $H_1: \pi_1 < 0$
- 2)  $H_0: \pi_2 = 0$              $H_1: \pi_2 < 0$
- 3)  $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$      $H_1: \pi_3 \neq 0$  und/oder  $\pi_4 \neq 0$ .

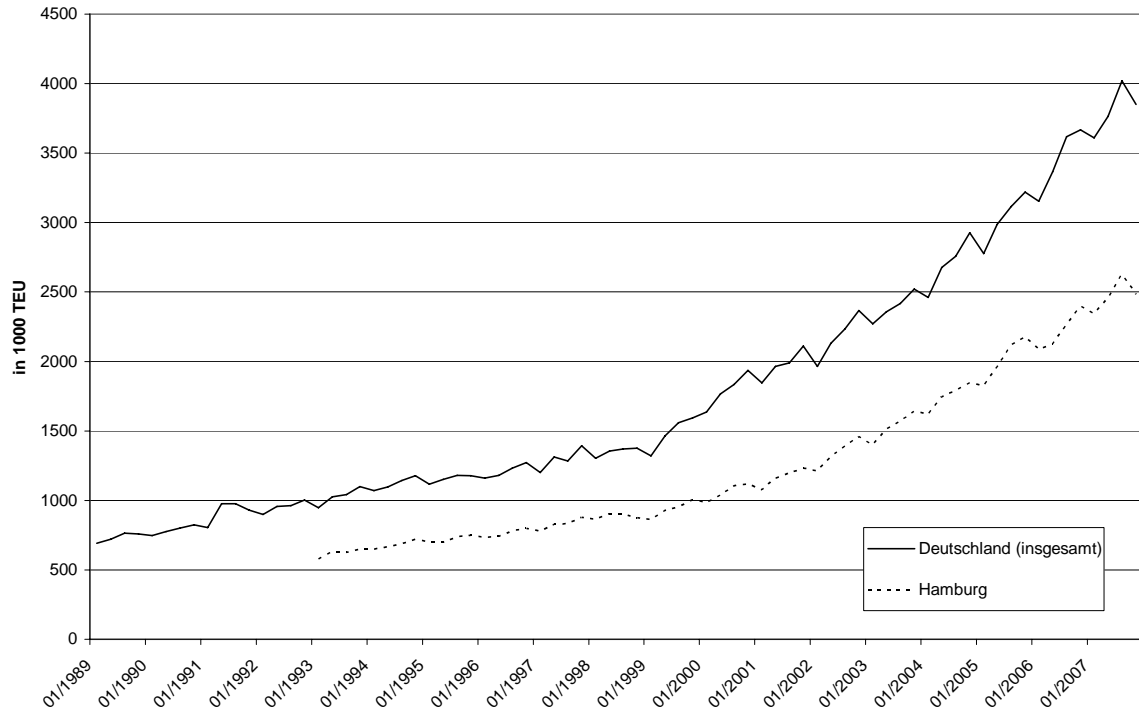
Führen diese drei Tests zu nicht signifikant von Null verschiedenen Ergebnissen, so kann die Nullhypothese saisonaler Instationarität nicht abgelehnt werden.

### 3 Daten

Die Daten des weltweiten Containerumschlags von 1985 bis 2006 (Jahreswerte) zeigen den bereits in Kapitel 1 erwähnten starken Aufwärtstrend (vgl. Abb. 1), der den hohen Wachstumsraten des Welthandels folgt. Die Zeitreihenwerte Deutschlands und Hamburgs folgen wiederum den steigenden weltweiten Containerumschlagszahlen (vgl. Abb. 2). Diese Quartalswerte weisen allerdings auch noch typische saisonale Schwankungen auf. Die saisonalen Variationen zeigen eine starke Abwärtsbewegung zu Beginn eines jeden Jahres. Beide Zeitreihenkomponenten (Trend, Saison) gemeinsam werden in Kapitel 4 analysiert und prognostiziert.

Die Daten stellen die jeweiligen Werte (Deutschland insgesamt, Fahrtgebiete Asien, Europa, Nord-Amerika und Hamburg) dar, wie sie vom Statistischen Bundesamt (StBA) für Deutschland und die Fahrtgebiete von 1989:01 bis 2007:12 - teilweise als Monatsdaten - zur Verfügung gestellt und - soweit nötig - zu Quartalsdaten aggregiert wurden (StBA, Versch. Jg. A).

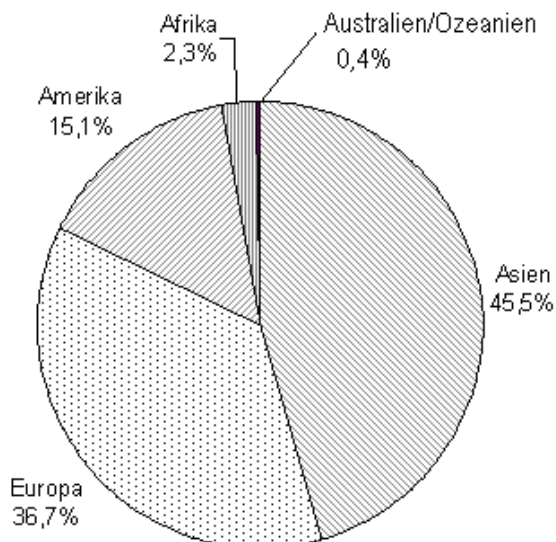




Quellen: Containerumschlag deutsche Häfen: StBA, Versch. Jahrgänge A;  
 Containerumschlag Hamburg 1/1993-12/2000: BSG, Versch. Jahrgänge; 1/2001-12/2007:  
 StBA, Versch. Jahrgänge B.

**Abb. 2:** Containerumschlag deutscher Häfen weltweit und Hamburgs (Vierteljahresdaten)

Abbildung 3 zeigt mit über 82% Anteil der Fahrtgebiete Asien und Europa deren Bedeutung für den deutschen (seewärtigen) Containerumschlag im Jahr 2007.



Quelle: StBA (2008), Versch. Jahrgänge A: 26-28.

**Abb. 3:** Anteil der Fahrtgebiete am weltweiten deutschen Containerumschlag (in TEU) für das Jahr 2007

Für Hamburg wurden die Werte aus Monatsdaten zu Quartalsdaten zusammengefasst. Die Daten stammen von 1993:01 bis 2000:12 aus Quellen des Bundesamtes für Seeschifffahrt und

Hydrographie (BSH) (BSH, Versch. Jg.) und ab 2000:01 bis 2007:12 vom Statistischen Bundesamt (StBA, Versch. Jg. B).

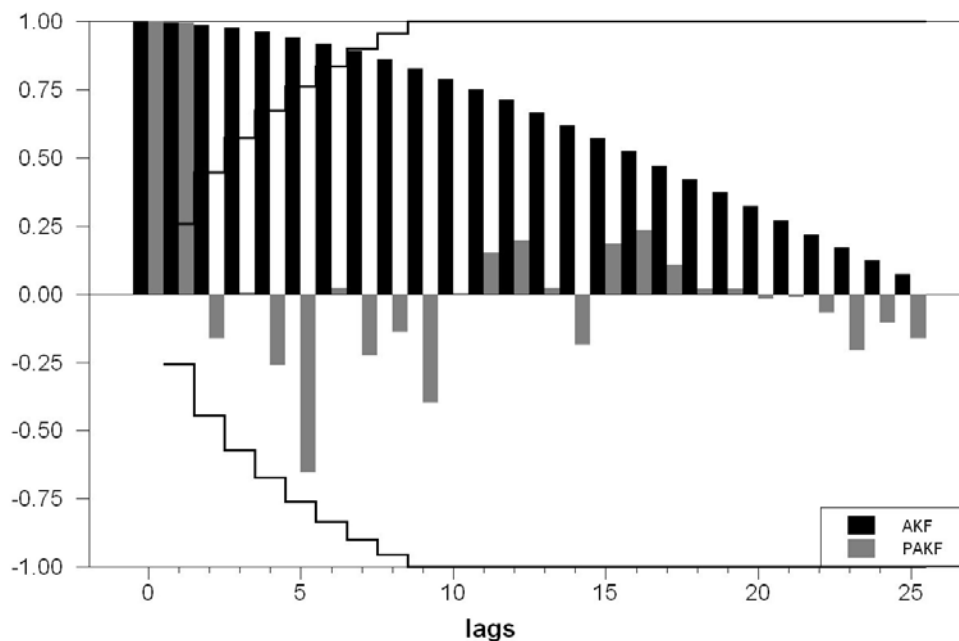
#### 4 Empirische Analyse und Prognose

Die Analyse betrachtet den (seewärtigen) Containerumschlag Deutschlands sowohl insgesamt (Welt), als auch mit den wichtigsten Fahrtgebieten (Asien, Europa, Nord-Amerika) und mit dem wichtigsten deutschen Seehafen Hamburg. Im Anschluss an die SARIMA-Analyse werden für die fünf genannten Segmente Punkt- und Vierteljahres-Intervallprognosen der Jahre 2008 und 2009 erstellt.

Die quantitative Analyse und Prognose der im folgenden erhaltenen SARIMA-Ansätze erfolgt mit Hilfe von WinRATS 7.0 (zur Einführung vgl. Schulze u. a., 2006: 183 ff.).

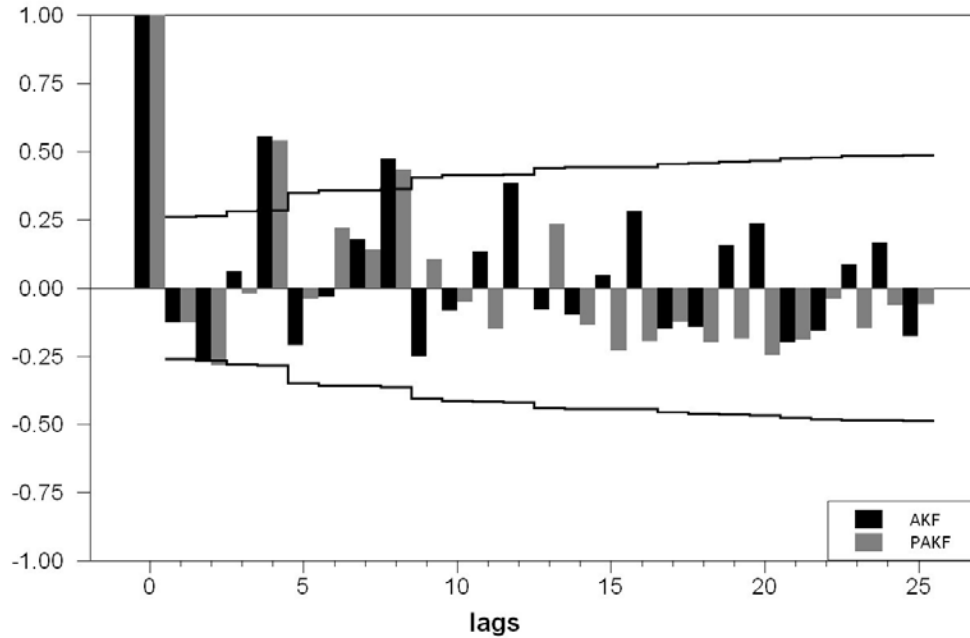
Beispielhaft wird die Analyse für den Containerumschlag in Hamburg gezeigt. Die Ergebnisse für Deutschland und die verschiedenen Fahrtgebiete finden sich im Einzelnen im Anhang.

Abbildung 4 zeigt zunächst im Korrelogramm aufgrund des nur sehr langsamen Absinkens der geschätzten AKF die Instationarität der logarithmierten Originalzeitreihenwerte ( $y_t$ ) für den Hamburger Containerumschlag. Hier sind auch - wie in den folgenden Abbildungen - die 95%-Konfidenzgrenzen mit angegeben.



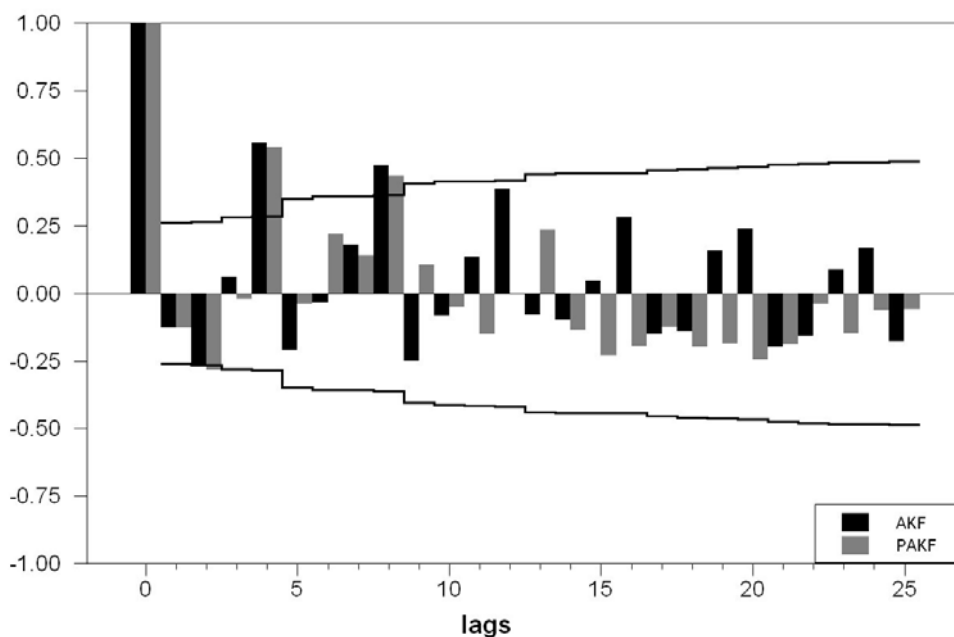
**Abb. 4:** Korrelogramm der AKF und PAKF der Originaldaten Containerumschlag Hamburg

Die AKF-Werte der ersten Differenzen ( $\Delta_1 y_t$ ) in Abb. 5 weisen dagegen einen ganz anderen Verlauf auf: Es gibt anhaltend hohe AKF-Werte bei den saisonalen Lags 4, 8, ..., die auf saisonale Instationarität hindeuten.



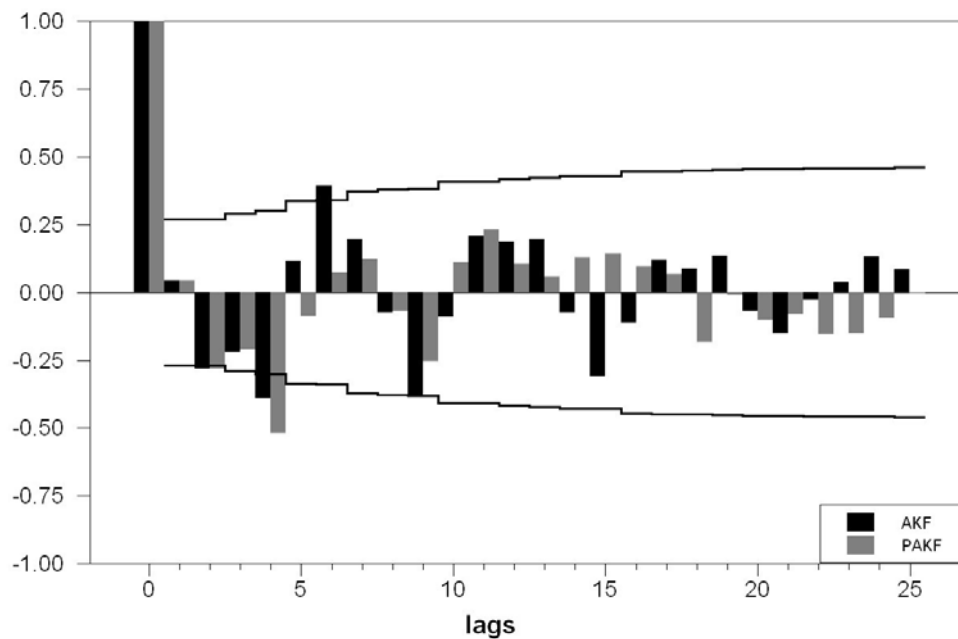
**Abb. 5:** Korrelogramm der AKF und PAKF der  $\Delta_1$ -Werte für Hamburg

Man wird bei Quartalsdaten versuchen, diese analog zur nicht-saisonalen Instationarität durch die vierten Differenzen ( $\Delta_4 y_t$ ) zu eliminieren. Das Ergebnis zeigt Abb. 6 mit dem für Instationarität typischen, erst allmählich abklingenden Verlauf.



**Abb. 6:** Korrelogramm der AKF und PAKF der  $\Delta_4$ -Werte für Hamburg

Bildet man nun die saisonalen und nicht-saisonalen Differenzen entsprechend Ausdruck (1), so erhält man signifikant von Null verschiedene Korrelationswerte bei Lag 4.



**Abb. 7:** Korrelogramm der AKF und PAKF der  $\Delta_1\Delta_4$ -Werte für Hamburg

Dies lässt auf einen saisonalen AR- oder MA-Prozess (SARIMA(0,1,0)(1,1,0) oder SARIMA(0,1,0)(0,1,1)) schließen. Ähnliche Verläufe der AKF und PAKF zeigen die Datenreihen der Fahrtgebiete Deutschland insgesamt (Anhang 1, S. 17) und Europa (Anhang 2, S.18).

Für Asien und Nord-Amerika hingegen treten bei den  $\Delta_1\Delta_4$ -Werten signifikant von Null verschiedene Werte bei Lag 1 auf, was die vorläufige Identifikation als SARIMA(0,1,1)(0,1,1) oder SARIMA(1,1,0)(1,1,0)-Modell zulässt (vgl. Korrelogramme Anhang 3 und 4, S. 19/20).

Bevor eine Schätzung erfolgt, sollen die oben mittels kombiniertem Differenzfilter gefundenen (vorläufigen) Stationarisierungen anhand HEGY-Einheitswurzeltests überprüft werden. Dazu wird Gleichung (4) in verschiedenen Spezifikationen getestet: ohne die deterministischen Terme (0), mit Konstante (K), mit Konstante und Saisondummies (K, SD), mit Konstante und linearem Trend (K, Tr) sowie mit Konstante, Saisondummies und linearem Trend (K, SD, Tr). Beispielhaft sind wiederum die Ergebnisse für Hamburg in Tab. 1 angegeben.

In der letzten Spalte ist die jeweilige Zahl der Lags angegeben [vorletzter Term in (4)], die nötig ist, um Autokorrelation in der latenten Variable zu vermeiden: In diesem Fall war keine Lag-Bildung erforderlich. Die vorletzte Spalte der Tabelle 1 zeigt: Es gibt hier keinen Hinweis auf Autokorrelation.

Hilfs- regression	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$t(\pi_3)$	$t(\pi_4)$	$F(\pi_3 \cap \pi_4)$	LM-sign	Lags
O	-7,174	-4,828	-5,491	-0,708	16,795	0,686	0
K	-7,348	-4,882	-5,600	-0,599	17,260	0,734	0
K, SD	-7,316	-4,734	-5,609	-0,800	17,816	0,553	0
K, Tr	-7,181	-4,861	-5,572	-0,628	17,133	0,751	0
K, SD, Tr	-7,145	-4,716	-5,577	-0,828	17,671	0,587	0

Effektive Zeitreihenlänge 03/1996-04/2007

**Tab. 1:** HEGY-Einheitswurzeltest für die  $\Delta_1\Delta_4$ - Containerumschlagswerte Hamburgs

Die Tabelle 1 weist die berechneten Werte der Prüfgrößen  $t(\pi_1)$  bis  $t(\pi_4)$  und  $F(\pi_3 \cap \pi_4)$  aus: Die t-Werte sind bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% und der für den vorliegenden Stichprobenumfang am nächsten liegenden Wert von  $T = 48$  alle kleiner als die zugehörigen kritischen Werte, die auszugsweise in Tab. 2 angegeben sind.

Hilfsregression	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$t(\pi_3)$	$t(\pi_4)$	$F(\pi_3 \cap \pi_4)$
O	-1,95	-1,95	-1,93	-1,76	3,26
K	-2,96	-1,95	-1,90	-1,72	3,04
K, SD	-3,08	-3,04	-3,61	-1,98	6,60
K, Tr	-3,56	-1,91	-1,92	-1,70	2,95
K, SD, Tr	-3,71	-3,08	-3,66	-1,91	6,55

Quelle: Hylleberg u.a., 1990: 226-227.

**Tab. 2:** Kritische Werte für den HEGY-Test bei  $\alpha = 0,05$  und  $T = 48$

Damit ist die Nullhypothese „Saisonale Einheitswurzel liegt vor“ abzulehnen. Für die übrigen betrachteten Segmente gilt im Wesentlichen das gleiche Ergebnis (vgl. Anhang 5, S. 21). Einzig beim Fahrtgebiet Asien deuten einige Ergebnisse auf die Nichtablehnung von  $H_0$  hin, d.h. es liegt vereinzelt keine Einheitswurzel vor. Vermutlich rührt dies daher, dass im 4. Quartal 2007 der Containerumschlag in dieses Fahrtgebiet stark zurückgegangen ist.

Somit ist  $H_0$  durchgängig im Wesentlichen abzulehnen: Es liegen nach der vorgenommenen Differenzenbildung entsprechend (1) keine (saisonalen) Einheitswurzeln mehr vor.

Die F-Werte für die verbundene Nullhypothese zur Prüfung einer einjährigen Einheitswurzel sind alle größer als die zugehörigen kritischen Werte und bestätigen damit das bereits gefundene Ergebnis: Die Reihe  $\Delta_1\Delta_4 y_t$  ist stationär.

Somit können entsprechende SARIMA-Modelle geschätzt werden. Für Hamburg und die Fahrtgebiete Europa und Welt wurden zunächst alternative Schätzungen für  $(0,1,0)(0,1,1)$

bzw.  $(0,1,0)(1,1,0)$  durchgeführt. In beiden Spezifikationen waren die latenten Variablen nicht autokorreliert - getestet über die Box-Pierce-Q-Statistik - und die Koeffizienten signifikant von Null verschieden. Da aber im Vergleich durchgängig die AR-Schätzungen deutlich kleinere Werte des Akaike- und des Schwarz-Informationskriteriums aufwiesen, wurde ihnen der Vorzug gegeben.

Für Nord-Amerika und Asien zeigten die beiden genannten Modellspezifikationen durchaus gleichwertige Schätzungen bzgl. Parametersignifikanz und Nicht-Autokorrelation. Gewählt und für die Prognosen benutzt wurden auch hier diejenigen mit den kleinsten Werten der genannten Informationskriterien, nämlich SARIMA  $(1,1,0)(1,1,0)$ -Ansätze.

Die Schätzergebnisse sind in Tab. 3 zusammengefasst.

	Hamburg	Europa	Welt	Asien	Nord-Amerika
SARIMA	$(0,1,0)(1,1,0)$	$(0,1,0)(1,1,0)$	$(0,1,0)(1,1,0)$	$(1,1,0)(1,1,0)$	$(1,1,0)(1,1,0)$
Zahl der Iterationsschnitte	2	2	2	7	6
AR	-	-	-	-0,5315 (0,0004)	-0,4907 (0,0000)
MA	-	-	-	-	-
SAR	-0,7318 (0,0002)	-0,4642 (0,0002)	-0,3077 (0,0209)	-0,4218 (0,0019)	-0,4244 (0,0002)
Q-sign	0,43	0,31	0,29	0,53	0,60

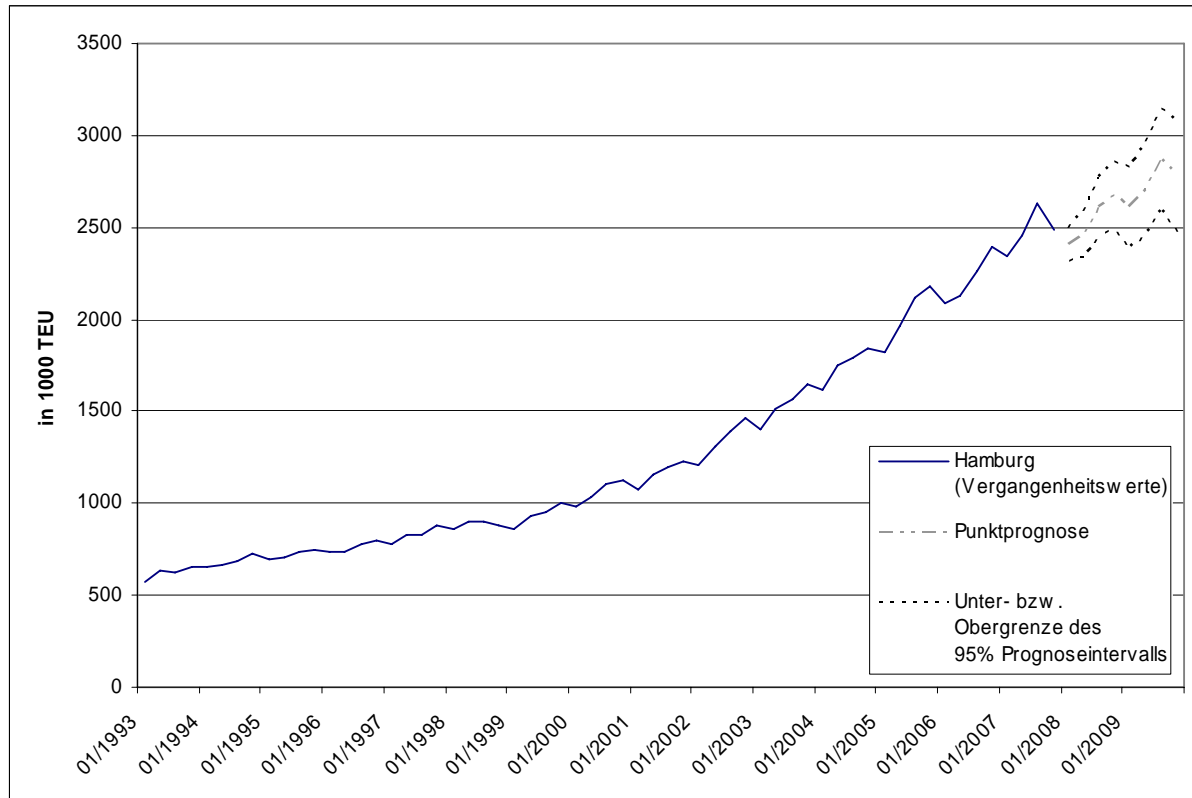
**Tab. 3:** Schätzergebnisse der verschiedenen SARIMA-Modelle

Die erste Zeile von Tab. 3 gibt Informationen über das jeweils spezifizierte Modell. Die geringe Zahl der Iterationsschnitte zeigt, wie schnell Konvergenz erreicht wurde.

In Klammern sind bei den Schätzungen für die Modellparameter die Überschreitungswahrscheinlichkeiten angegeben. „Q-sign“ in der letzten Zeile gibt die p-value der Box-Pierce-Statistik auf Nicht-Autokorrelation der latenten Variablen  $\varepsilon$  an. Konstante erscheinen nicht, da sie sich als nicht signifikant erwiesen. Damit haben sich zwei Modellgruppen herauskristallisiert: für Hamburg, Europa und die Welt ein SARIMA  $(0,1,0)(1,1,0)$ -Modell, für Asien und Nord-Amerika ein  $(1,1,0)(1,1,0)$ -Ansatz.

Nachdem sich die Schätzergebnisse hinsichtlich der Beurteilungskriterien in Tab. 3 als brauchbar erweisen, lassen sich mit den verschiedenen Modellansätzen für 2008 und 2009 Prognosen erstellen.

Abbildung 8 zeigt zunächst neben den Vergangenheitswerten die Vierteljahreswerte der Punkt- und 95%igen Intervallprognosen (gestrichelt) für Hamburg und Abb. 9 für den deutschen weltweiten seewärtigen Containerumschlag und darunter jeweils die zugehörigen numerischen Werte. Die entsprechenden graphischen und numerischen Prognoseergebnisse für Asien, Europa und Nord-Amerika finden sich in den Anhängen 6-8 (S. 22-24).

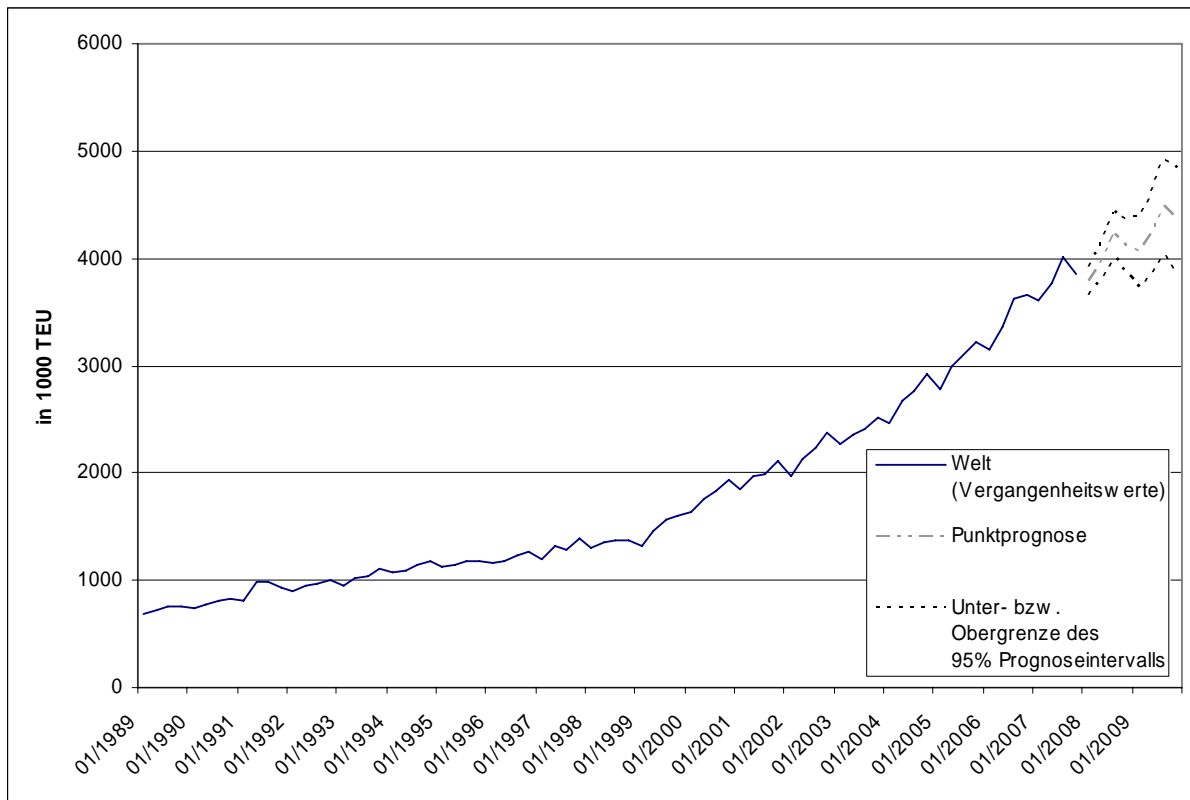


Quartal	Punktprognose*	95% Prognoseintervall*
01/2008	2403	2310 – 2496
02/2008	2462	2330 – 2594
03/2008	2610	2448 – 2771
04/2008	2669	2482 – 2855
01/2009	2605	2384 – 2826
02/2009	2706	2455 – 2956
03/2009	2870	2593 – 3147
04/2009	2780	2479 – 3081

\* Angaben in 1000 TEU

Quelle: Eigene Berechnungen, Angaben in 1000 TEU

**Abb. 8:** Punkt- und Intervallprognosen für den Containerumschlag Hamburgs



Quartal	Punktprognose*	95% Prognoseintervall*
01/2008	3792	3668 – 3915
02/2008	3965	3790 – 4140
03/2008	4218	4004 – 4433
04/2008	4118	3870 – 4365
01/2009	4058	3734 – 4382
02/2009	4227	3841 – 4613
03/2009	4480	4041 – 4919
04/2009	4258	3872 – 4845

\* Angaben in 1000 TEU

Quelle: Eigene Berechnungen

**Abb. 9:** Punkt- und Intervallprognosen für den Containerumschlag Deutschlands weltweit

Die unterschiedlichen Prognosevarianzen führen mit zunehmendem Prognosehorizont je nach Fahrgebiet zu sehr unterschiedlich genauen Prognosewerten: Für Europa (vgl. Anhang 6, S. 22) und erst recht für Nord-Amerika (vgl. Anhang 8, S. 24) werden die Intervalle - etwa im Vergleich zu Asien - rasch sehr groß.



## 5 Fazit

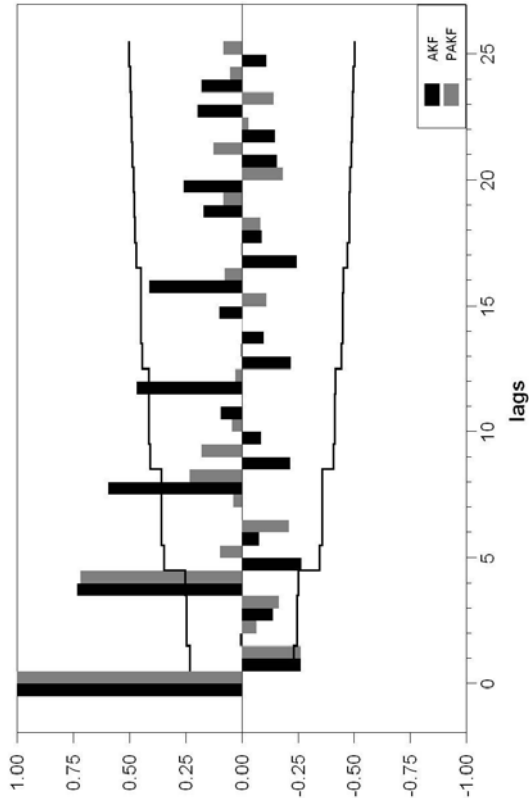
Gegenstand der Analyse war der (seewärtige) Containerumschlag in Deutschland insgesamt, für die wichtigsten Fahrtgebiete und Hamburg. Mit Hilfe eines SARIMA-Ansatzes wurde die Datenstruktur zunächst analysiert und dann zur Kurzfristprognose genutzt.

Zur ersten Identifikation der Prozesse dienten die Korrelogramme von AKF und PAKF. Die Stationarität der  $\Delta_1\Delta_4$ -Zeitreihendifferenzenwerte wurde mittels HEGY-Test überprüft. Für Hamburg, Europa und den deutschen weltweiten Containerumschlag wurden  $(0,1,0)(1,1,0)$ -Ansätze und für Asien und Nord-Amerika  $(1,1,0)(1,1,0)$ -Spezifikationen identifiziert und geschätzt. Diese dienten zu Punkt- und Intervallprognosen von Vierteljahreswerten für 2008 und 2009. In den verschiedenen Segmenten zeigten sich dabei durchaus unterschiedliche Genauigkeiten bzgl. der Prognosewerte.

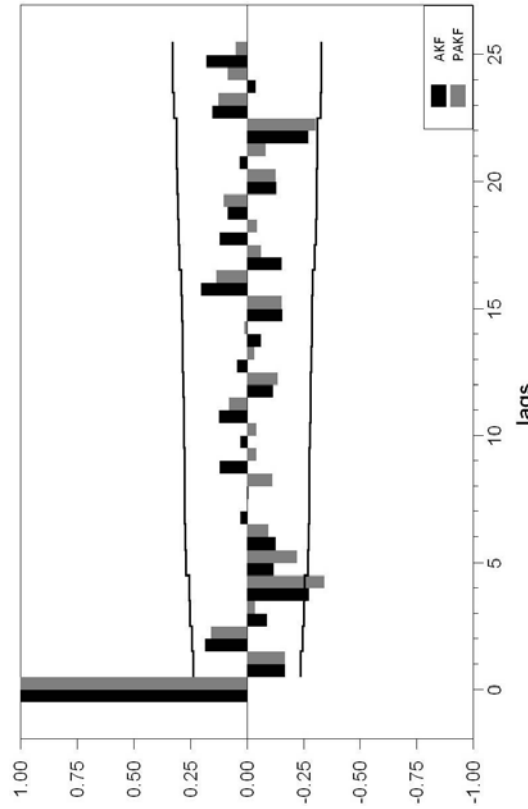
**Anhang**

	Seite
Anhang 1: Korrelogramme Containerumschlag Deutschland insgesamt	17
Anhang 2: Korrelogramme Containerumschlag Fahrtgebiet Europa	18
Anhang 3: Korrelogramme Containerumschlag Fahrtgebiet Asien	19
Anhang 4: Korrelogramme Containerumschlag Fahrtgebiet Nord-Amerika	20
Anhang 5: HEGY-Test für Deutschland insgesamt und die Fahrtgebiete Europa, Asien, Nord-Amerika	21
Anhang 6: Punkt- und Intervallprognosen für Europa	22
Anhang 7: Punkt- und Intervallprognosen für Asien	23
Anhang 8: Punkt- und Intervallprognosen für Nord-Amerika	24

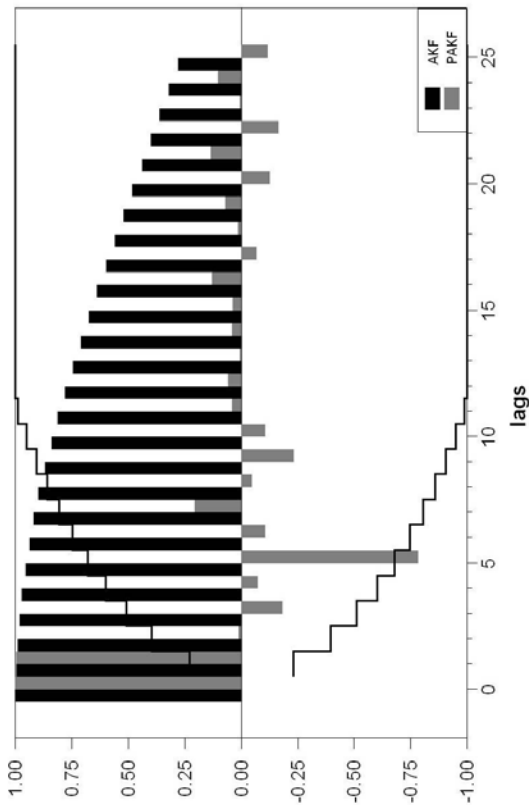
**Anhang 1:** Korrelogramm der AKF und PAKF der Originaldaten Containerumschlag Deutschland



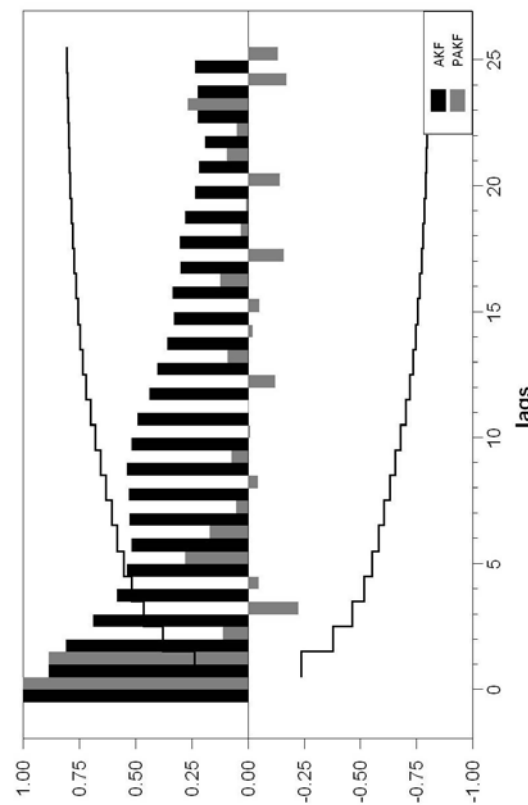
1. reguläre Differenz



1. reguläre und 1. saisonale Differenz

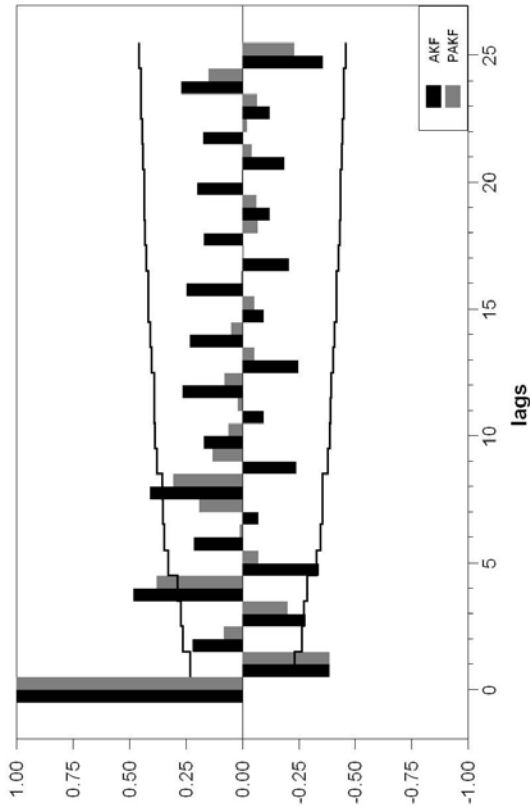


Ursprungsdaten

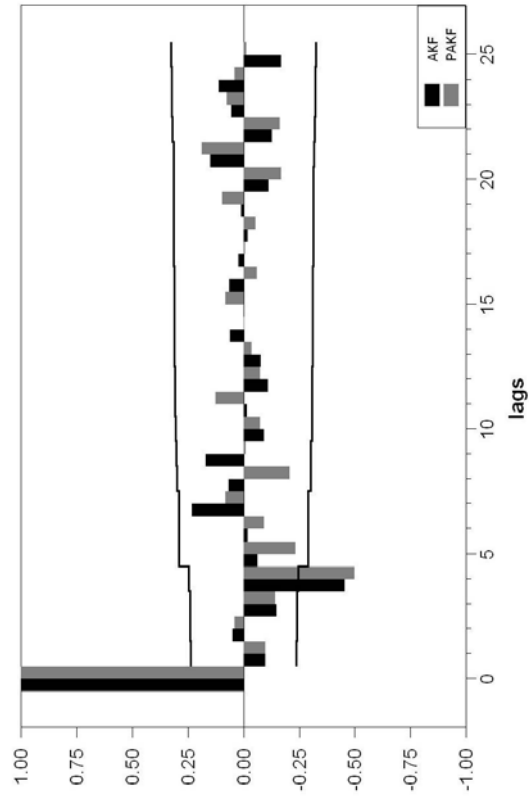


1. saisonale Differenz

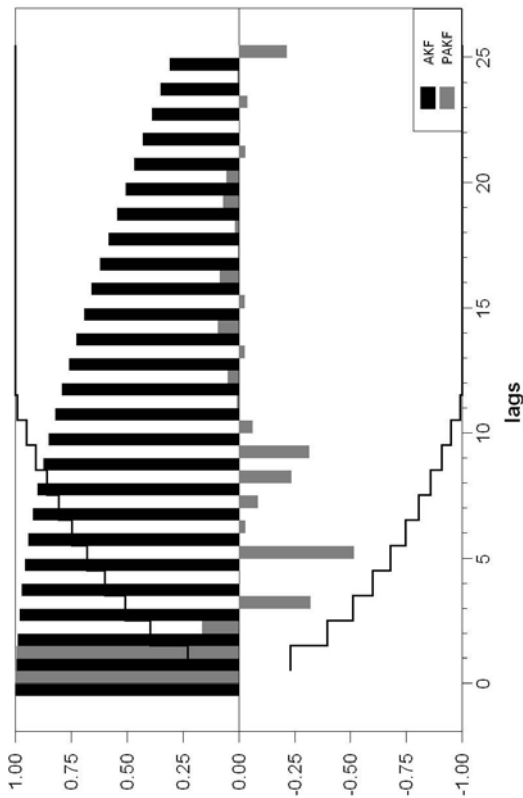
**Anhang 2: Korrelogramme Containerumschlag Fahrtgebiet Europa**



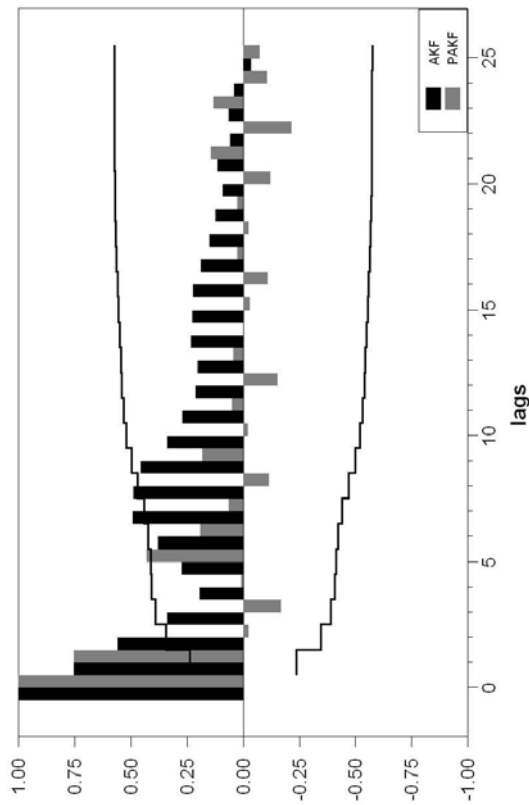
1. reguläre Differenz



1. reguläre und 1. saisonale Differenz

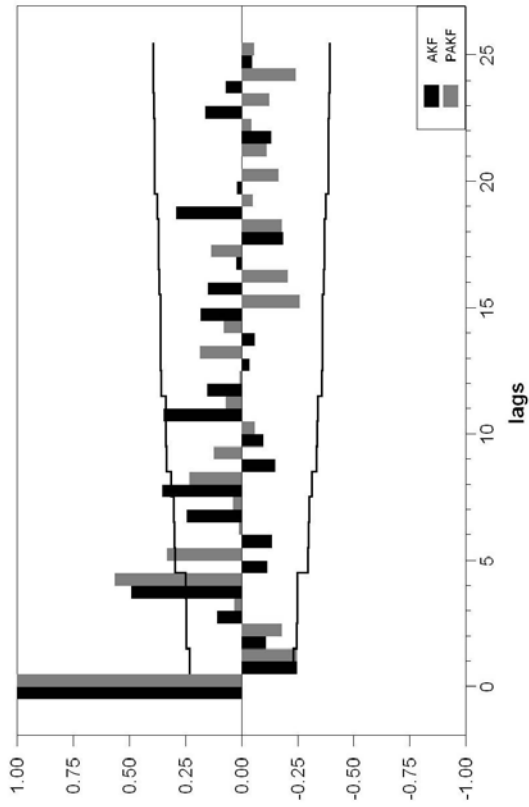


Ursprungsdaten

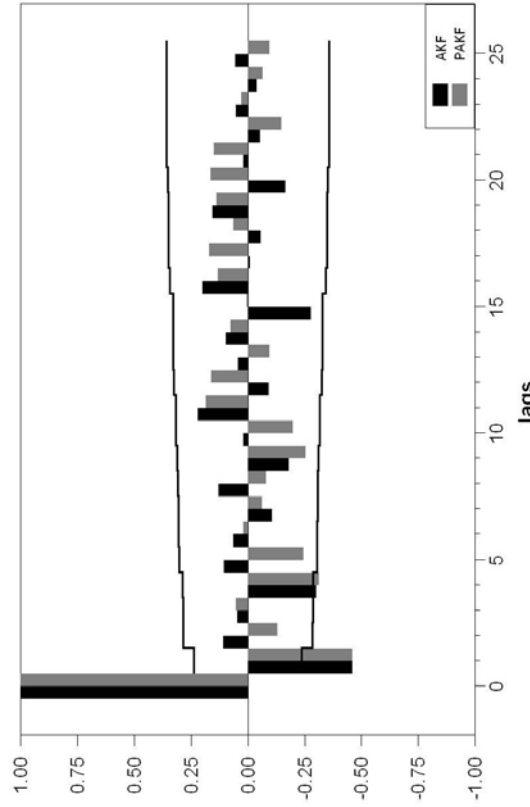


1. saisonale Differenz

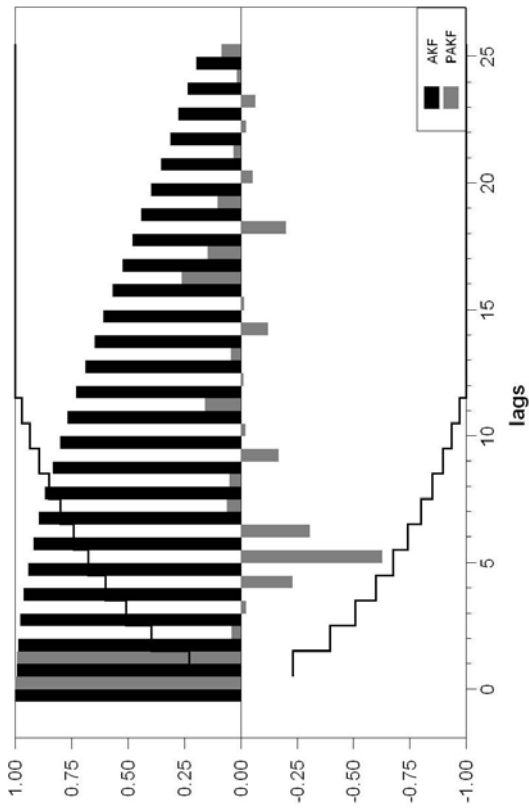
**Anhang 3: Korrelogramme Containerumschlag Fahrtgebiet Asien**



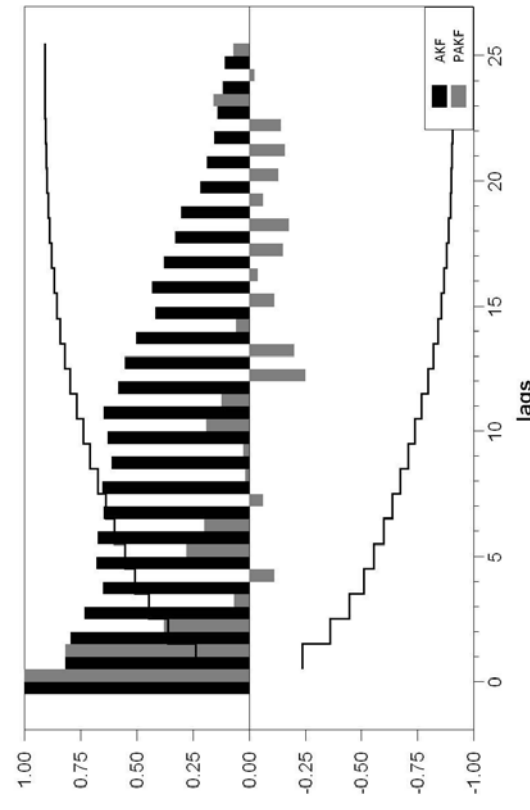
1. reguläre Differenz



1. reguläre und 1. saisonale Differenz

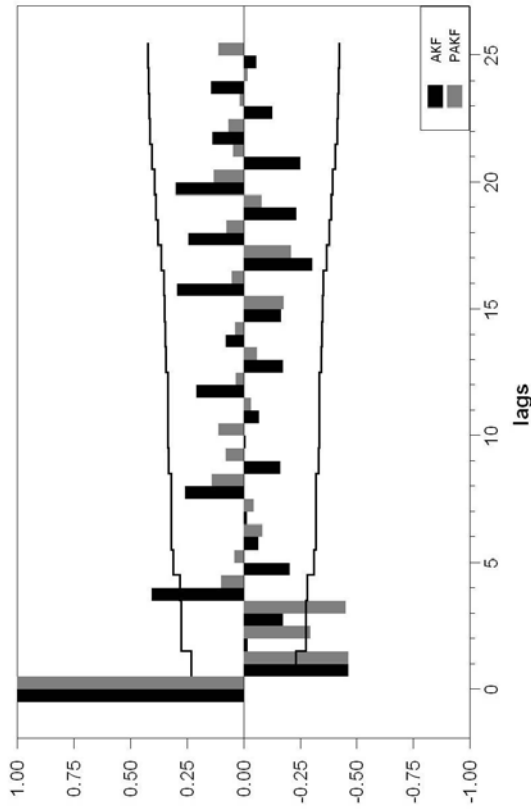


Ursprungsdaten

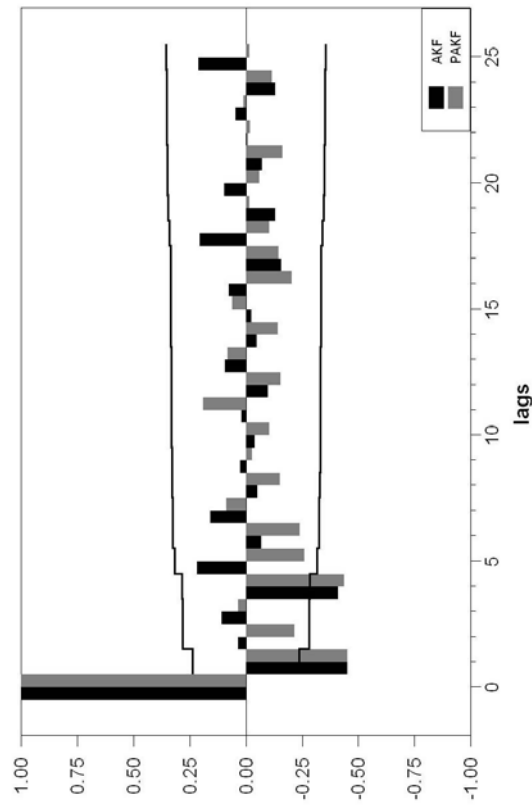


1. saisonale Differenz

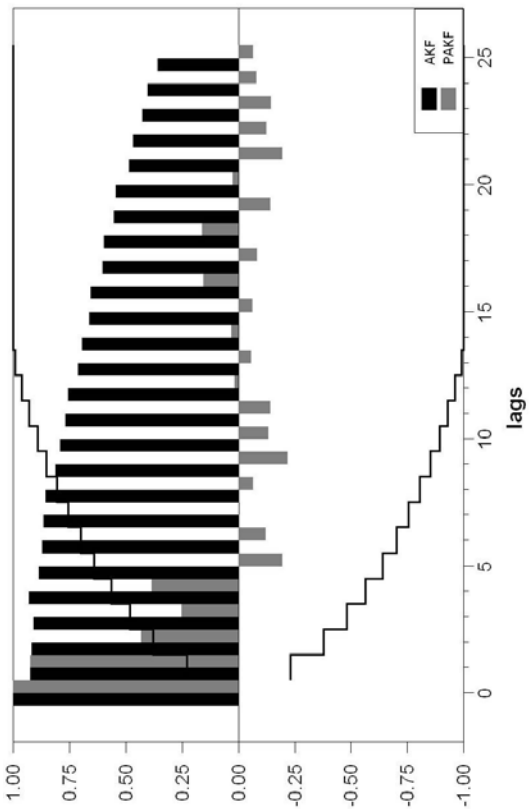
Anhang 4: Korrelogramme Containerumschlag Fahrtgebiet Nord-Amerika



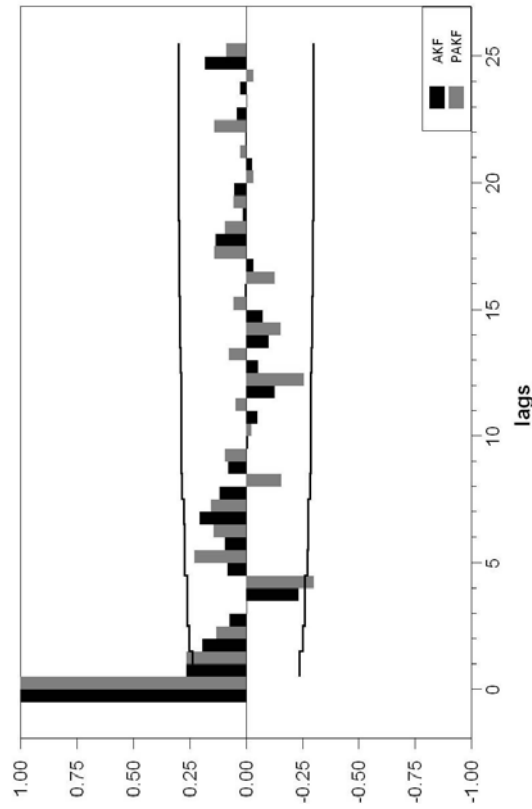
1. reguläre Differenz



1. reguläre und 1. saisonale Differenz



Ursprungsdaten



1. saisonale Differenz

### Anhang 5: HEGY-Tests für Deutschland insgesamt und die Fahrtgebiete Europa, Asien, Nord-Amerika

a) HEGY-Test für Deutschland insgesamt ( $\Delta_1\Delta_4$ -Werte)

Effective sample: 1992:03 to 2007:04

Aux. regr.	t1	t2	t3	t4	F3&4	LM-sign	Lags
	-4.788	-3.976	-7.583	0.378	29.111	0.398	
I	-4.797	-3.851	-7.527	0.376	28.686	0.278	
I, SD	-4.710	-3.977	-7.546	0.221	28.720	0.311	
I, Tr	-4.554	-3.915	-7.440	0.395	28.066	0.291	
I, SD, Tr	-4.475	-3.939	-7.456	0.240	28.072	0.324	

\*\*\*\*\*

b) HEGY-Tests für Europa ( $\Delta_1\Delta_4$ -Werte)

Effective sample: 1992:03 to 2007:04

Aux. regr.	t1	t2	t3	t4	F3&4	LM-sign	Lags
	-7.662	-5.293	-9.552	-1.157	47.331	0.270	
I	-7.620	-5.260	-9.481	-1.156	46.655	0.201	
I, SD	-7.517	-5.133	-9.416	-1.296	46.333	0.207	
I, Tr	-7.409	-5.194	-9.364	-1.136	45.448	0.214	
I, SD, Tr	-7.306	-5.064	-9.296	-1.275	45.099	0.220	

\*\*\*\*\*

c) HEGY-Tests für Asien ( $\Delta_1\Delta_4$ -Werte)

Effective sample: 1992:03 to 2007:04

Aux. regr.	t1	t2	t3	t4	F3&4	LM-sign	Lags
	-5.170	-3.056	-5.426	-1.477	18.065	0.267	
I	-5.401	-3.078	-5.206	-1.500	16.826	0.181	
I, SD	-5.299	-3.269	-5.267	-1.369	16.928	0.163	
I, Tr	-5.851	-0.331	-1.944	-3.010	7.155	0.341	123456
I, SD, Tr	-5.695	-0.413	-2.150	-2.895	7.403	0.179	123456

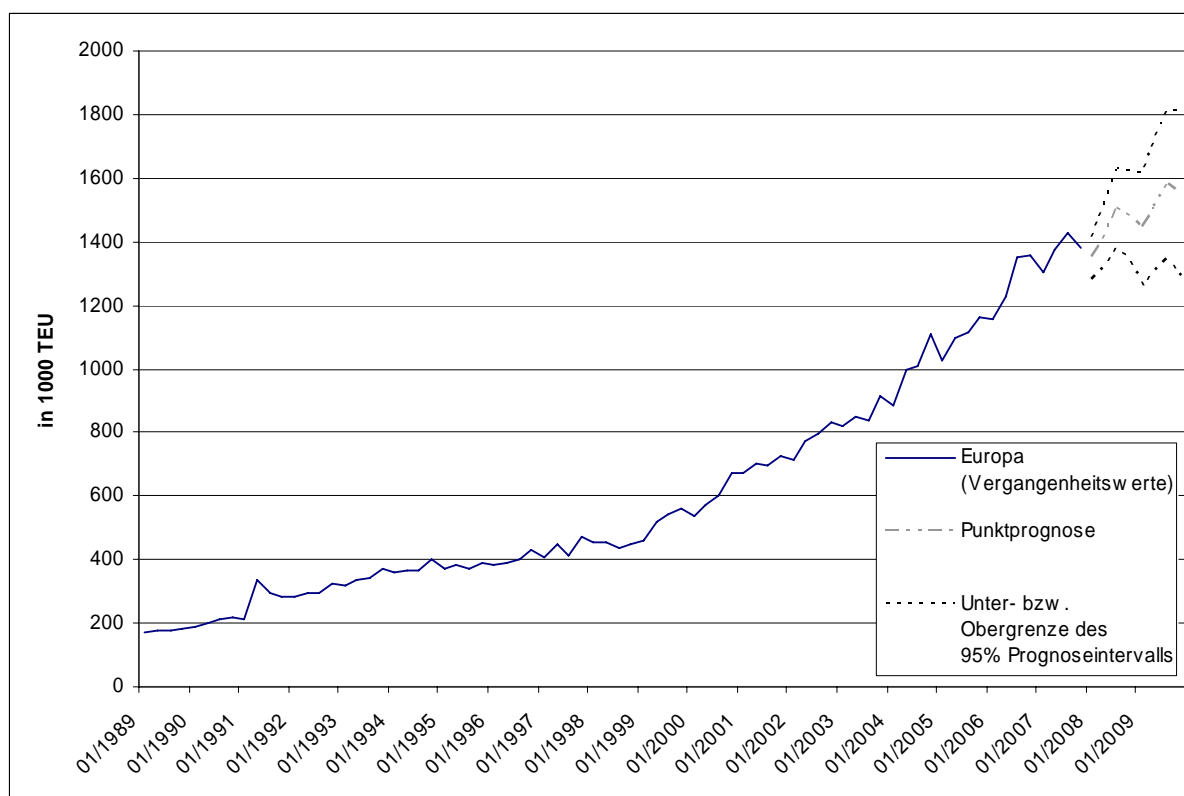
\*\*\*\*\*

d) HEGY-Tests für Nord-Amerika ( $\Delta_1\Delta_4$ -Werte)

Effective sample: 1992:03 to 2007:04

Aux. regr.	t1	t2	t3	t4	F3&4	LM-sign	Lags
	-6.084	-3.528	-6.774	2.996	27.411	0.387	1
I	-6.031	-3.497	-6.701	2.970	26.834	0.370	1
I, SD	-5.813	-3.447	-6.524	2.861	25.374	0.293	1
I, Tr	-5.964	-3.467	-6.640	2.939	26.337	0.357	1
I, SD, Tr	-5.743	-3.415	-6.462	2.830	24.880	0.283	1

## Anhang 6: Punkt- und Intervallprognosen für Europa

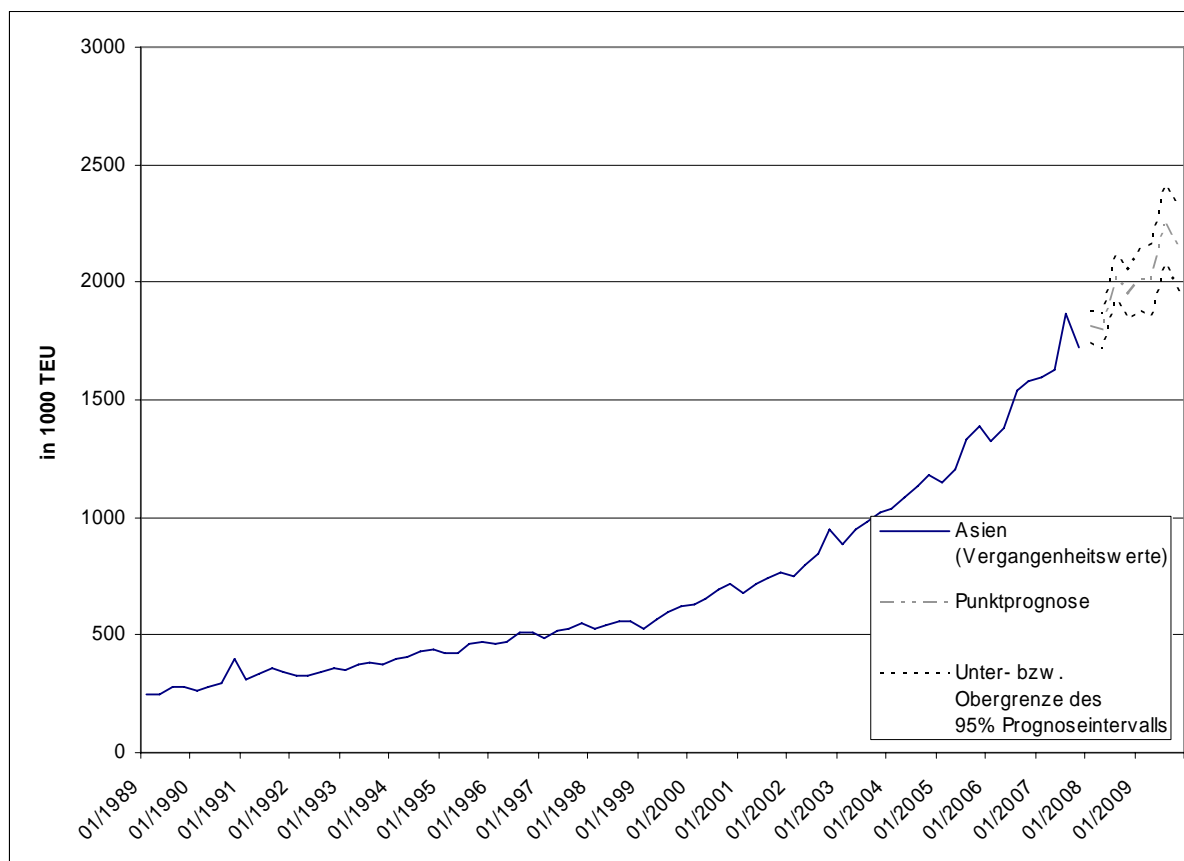


Quartal	Punktprognose*	95% Prognoseintervall*
01/2008	1348	1278 – 1419
02/2008	1420	1321 – 1519
03/2008	1505	1383 – 1626
04/2008	1483	1343 – 1623
01/2009	1441	1264 – 1618
02/2009	1512	1305 – 1719
03/2009	1581	1348 – 1815
04/2009	1548	1291 – 1805

\* Angaben in 1000 TEU



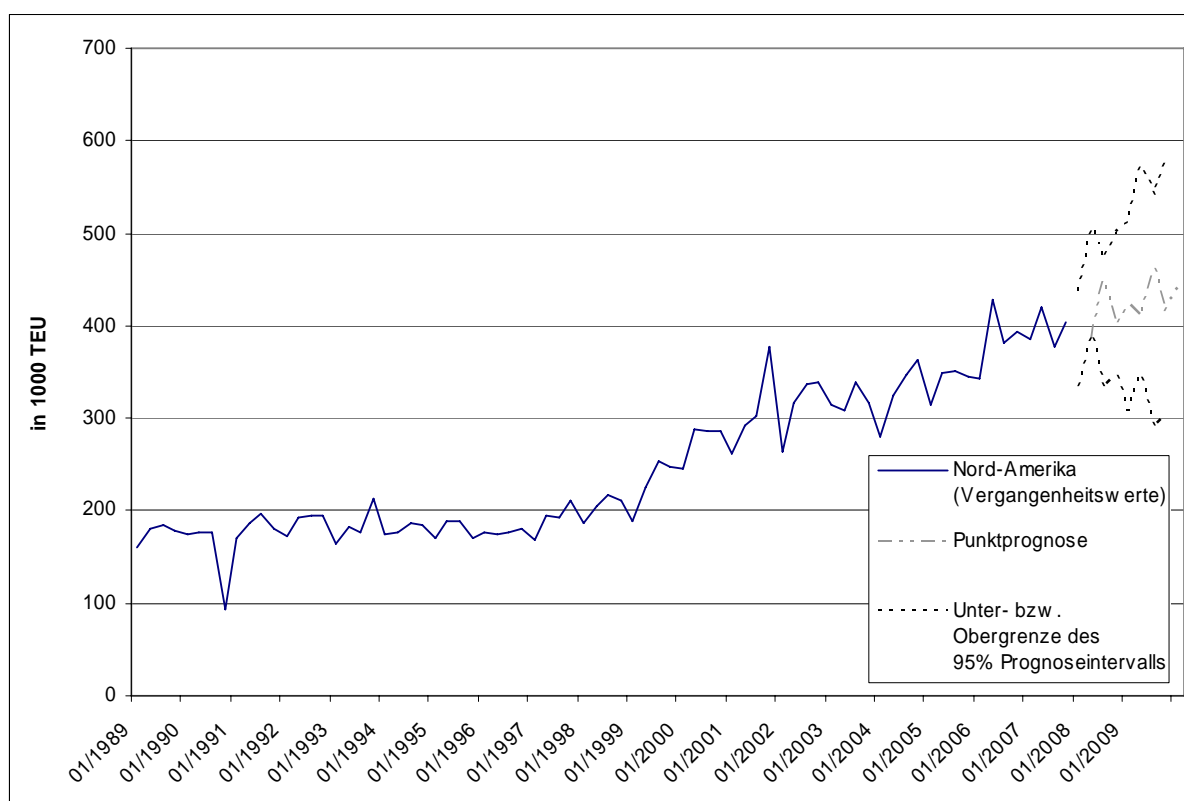
## Anhang 7: Punkt- und Intervallprognosen für Asien



Quartal	Punktprognose*	95% Prognoseintervall*
01/2008	1808	1737 – 1878
02/2008	1793	1715 – 1871
03/2008	2029	1935 – 2123
04/2008	1946	1843 – 2049
01/2009	2011	1875 – 2147
02/2009	2012	1861 – 2162
03/2009	2252	2083 – 2421
04/2009	2141	1958 – 2325

\* Angaben in 1000 TEU

### Anhang 8: Punkt- und Intervallprognosen für Nord-Amerika



Quartal	Nord-Amerika*	95% Prognoseintervall*
01/2008	387	336 – 439
02/2008	450	392 – 508
03/2008	402	333 – 472
04/2008	424	347 – 501
01/2009	410	309 – 511
02/2009	462	349 – 574
03/2009	416	290 – 542
04/2009	439	303 – 576

\* Angaben in 1000 TEU

## Datenquellen

**IMF (2008):** World Economic Outlook Update, Juli 2008.

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

**Institut für Seeverkehrswirtschaft und Logistik (ISL) (2006a):** Shipping Statistics and Market Review (SSMR)-World Merchant Fleet by Ownership Patterns Bd. 51, Ausg. 4, 2006.

**Bundesamt für Seeschifffahrt und Hydrographie (BSH) (Versch. Jahrgänge):** Der Seegüterumschlag in ausgewählten Häfen der Bundesrepublik Deutschland, Hamburg.

**Statistisches Bundesamt (StBA) (Versch. Jahrgänge A):** Seeschifffahrt, FS 8, Reihe 5, Wiesbaden.

**Statistisches Bundesamt (StBA) (Versch. Jahrgänge B):** Verkehr-Seegüterumschlag deutscher Häfen, Wiesbaden.

### Literaturverzeichnis

- Box, G. E. P./Jenkins, G. M. (1970):** Time Series Analysis, Forecasting and Control, San Francisco (Holden Day).
- Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ) (2008):** China wird für deutsche Wirtschaft immer wichtiger. FAZ 30.07.2008.
- Franses, P. H./Paap, R. (2004):** Periodic Time Series Models, Oxford (University Press).
- Großmann, H./Otto, A./Stiller, S./Wedermeier, J. (2006):** Maritime Wirtschaft und Transportlogistik, Band A: Perspektiven der maritimen Handels-Frachtschifffahrt und Hafenvirtschaft, Berenberg Bank, HWWI: Strategie 2030, Hamburg.
- Hamburg Port Authority (2005):** Im Focus dynamischer Wachstumsmärkte, Chancen und Entwicklungspotentiale des Hamburger Hafens, Hamburg.
- Hamburg Port Authority (2008):** Der Hamburger Hafen, Daten und Fakten, Faltblatt.
- Heymann, E. (2006):** Containerschifffahrt, Deutsche Bank Research Nr. 347.
- Hylleberg, S./Engle, R. F./Granger, C. W. J./Yoo, B. S. (1990):** Seasonal Integration and Cointegration, Journal of Econometrics, 44: 215-238.
- Institut für Seeverkehrswirtschaft und Logistik (ISL) (2006b):** Tätigkeitsbericht 2006
- Institut für Seeverkehrswirtschaft und Logistik (ISL) (2008):** Zachcial, M., Marine Capital Conference, Hamburg 11.7.2008.
- Newbold, P./Bos, Th. (1994):** Introductory Business and Economic Forecasting, 2<sup>nd</sup> ed., Cincinnati (Ohio) (South-Western-Publ.).
- Rinne, H./Specht, K. (2002):** Zeitreihen, Statistische Modellierung, Schätzung und Prognose, München (Franz Vahlen).
- Schulze, P. M./Prinz, A./Schweinberger, A. (2006):** Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München/Wien (R. Oldenbourg).
- United Nations Conference on Trade and Development (2007):** Review of Maritime Transport 2007, New York/Genf.
- Winter, H. (2008):** Seeverkehr 2007, Wirtschaft und Statistik Heft 7: 581-591.
- Datenquellen wurden nicht in das Literaturverzeichnis aufgenommen (s. hierzu S. 25).

#### Autor:

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

**Bisher erschienene Arbeitspapiere:**

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

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, Zählmodellen (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)

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)
38. Anna Lerch / Peter M. Schulze, Ein Gravitationsansatz zur Analyse internationaler Tourismusströme nach Deutschland (Oktober 2007)
39. Steffen Becker, Der Betafaktor im CAPM als variierender Regressionskoeffizient (Juli 2008)
40. Timo Jost / Peter M. Schulze, Segmente der Welthandelsflotte - Eine Seemingly-Unrelated-Regressions-Analyse (August 2008)
41. Peter M. Schulze, Kurzfristprognosen Containerumschlags für Deutschland und Hamburg - Ein SARIMA-Ansatz (September 2008)