

Segmente der Welthandelsflotte
- Eine Seemingly-Unrelated-Regressions-Analyse -

Timo Jost / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 40 (August 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

Segmente der Welthandelsflotte
- Eine Seemingly-Unrelated-Regressions-Analyse -
Timo Jost / Peter M. Schulze

Gliederung

1 Einleitung	1
2 Segmente der Welthandelsflotte	2
3 Seemingly-Unrelated-Regressions (SUR)-Ansatz	5
4 Analyse von Teilssegmenten der Welthandelsflotte	13
5 Zusammenfassung und Ausblick	24
Anhang	26
Daten	33
Literatur	34

Zusammenfassung

Diese Arbeit untersucht die Entwicklung der wichtigsten Teilssegmente der Welthandelsflotte. Anhand verschiedener Schätzverfahren im Rahmen einer SUR-Analyse werden geeignete Faktoren, die die Dynamik der unterschiedlichen Schiffstypen signifikant beeinflussen, identifiziert und die Abhängigkeiten der Kapazitäten der Welthandelsflotte von weltwirtschaftlichen Determinanten quantifiziert.

Summary

This paper examines the development of the most important segments of the world merchant fleet. Suitable factors which influence the dynamics of the different ship types significantly are identified by different estimation procedures within the scope of a SUR- analysis. Positive dependence between the capacities of the world merchant fleet and the world economy is quantified.

1 Einleitung

Die Seeschifffahrt ist der bedeutendste Verkehrsträger im internationalen Warenhandel. Rund zwei Drittel aller Welthandelsgüter werden über Seewege befördert. Ca. 95% des interkontinentalen und ca. 35% des innereuropäischen Warenverkehrs entfallen auf den Seetransport¹. Welthandel ist somit ohne Schiffe nicht möglich. Die sich verändernde Arbeitsteilung in der Weltwirtschaft mit zunehmender Verlagerung der Güterproduktionen in kostengünstigere Länder bewirkt die Aufnahme neuer Transportverbindungen. Die Weiterentwicklung von Schwellenländern zu exportorientierten Industrienationen mit hoher Kaufkraft und der durch das globale Wachstum gestiegene Rohstoffbedarf lassen die Güterströme überproportional anwachsen. Dies steigert die Nachfrage nach qualifizierter Schiffstonnage. Diese erhöhte Nachfrage und der stetig wachsende Weltseehandel haben positive Auswirkungen auf die Weltschiffbauproduktion, die mit einer mittleren Wachstumsrate von 8% p.a. seit mehr als 15 Jahren kontinuierlich steigt².

Die vorliegende Analyse versucht, geeignete Bestimmungsgründe für diese positive Entwicklung der Welthandelsflotte im Rahmen eines Seemingly-Unrelated-Regressions (SUR)-Ansatzes zu identifizieren.

Zunächst werden die wichtigsten Teilsegmente der Welthandelsflotte - insbesondere die Entwicklung der letzten 20 Jahre - beschrieben und in der aktuellen Situation dargestellt. In Kapitel 3 folgt die Darstellung des SUR-Ansatzes. Dafür werden verschiedene Schätzverfahren aufgezeigt, erläutert und miteinander verglichen sowie zugehörige Testverfahren angegeben.

Teil 4 der Arbeit identifiziert geeignete Regressoren für die Analyse der einzelnen Schiffstypen und es werden die zugehörigen Schätzungen vorgestellt. Abschließend erfolgt ein Vergleich und eine Zusammenfassung der Ergebnisse.

¹ Vgl. Biebig/Althof/Wagener, 2004, S. 14.

² Für die Entwicklung des Weltschiffbaus siehe bspw. Lloyd's Register, World Fleet Statistics 2006, zitiert nach Verband Deutscher Reeder (VDR), 2007, Faltblatt 20-2, S. 1.

2 Segmente der Welthandelsflotte

2.1 Überblick über die Zusammensetzung der Welthandelsflotte

Die Welthandelsflotte wird üblicherweise in vier Schiffstypen eingeteilt:

Handelsschiffe, Fischereifahrzeuge, Schleppfahrzeuge und sonstige Wasserfahrzeuge. Bei Betrachtung der Tragfähigkeit (gemessen in dwt = deadweight tons) der einzelnen Teilssegmente im Verhältnis zur Tragfähigkeit der gesamten Welthandelsflotte können die Handelsschiffstypen Containerschiffe, Tankschiffe, Massengutfrachter und Stückgutfrachter mit dem Gesamtanteil von über 95% als die wichtigsten Komponenten der Welthandelsflotte angesehen werden. Nur diese werden im Folgenden behandelt.

2.2 Hauptsegmente der Welthandelsflotte

2.2.1 Containerschiffe

Zwischen 1990 und 2005 expandierte die Containerschifffahrt um durchschnittlich knapp 10% pro Jahr (2005: +11%). Damit übertrifft die Branche den Seehandel insgesamt sowie das Wachstum des internationalen Luftverkehrs deutlich³. Das Teilssegment der Containerschiffe ist daher als das expansivste der Welthandelsflotte in den letzten 20 Jahren anzusehen.

Die von den Containerschiffen transportierten Container stellen international genormte Transportbehälter dar⁴. Durch die vielseitige Verwendbarkeit⁵ dieses Transportmittels sind die Zuwachsraten auf dem Sektor des Containerverkehrs beträchtlich⁶, und die Containerschifffahrt profitiert entscheidend von dem Wachstum des Welthandels. Durch ihre Effizienz und Produktivität ermöglicht sie ihrerseits die zunehmende Globalisierung⁷. Vermutlich besteht folglich ein wechselseitiger Zusammenhang zwischen dem Containerhandel und der Globalisierung.

³ Vgl. Heymann, 2006, S. 1.

⁴ Normung DIN-ISO 668 für die 20-Fuß-Container, üblich sind auch die 40-Fuß-Container vgl. Seidelmann, 1997a, S.143-145.

⁵ Mit dem Transportmittel des Containers können fast alle Güter transportiert werden. Daher gibt es eine Reihe von sog. Spezialcontainer: Bulkcontainer für Rieselgüter, wie z. B. Getreide; Tankcontainer für flüssige Lebensmittel; Kühlcontainer für Obst und Gemüse; sowie Open-Top-Container, flat racks oder platforms für sehr große bzw. schwere Stückgüter, vgl. Exler, 1996, S. 44-48.

⁶ Vgl. Gerstenberger, 2002, S. 29.

⁷ Für die Bestimmungsgründe der durch die Dynamik von Hafenumschlag und Verschiffungen von Containern möglich gemachten Globalisierung vgl. Zachial, 2002, S. 44.

2.2.2 Tankschiffe

Unter dem Oberbegriff „Tankschiffe“ sind Rohöltanker, Produktentanker⁸, Flüssiggastanker und Chemikalientanker zu verstehen. Sie dienen zum Transport von flüssigen Stoffen, wie Wasser, Rohöl, Ölen, Kraftstoffen, Flüssiggas oder petrochemischen Erzeugnissen. Hierbei befördern die Rohöltanker heute die größte Menge eines einzelnen Gutes in der gesamten Weltseeschifffahrt⁹. Die Tankschiffe stellen mit mehr als 40% der Tragfähigkeit das größte Teilsegment der Welthandelsflotte dar¹⁰. Die Tragfähigkeit der Tankschiffe hat in den letzten 20 Jahren stetig zugenommen. Dies scheint einerseits nicht überraschend, da normalerweise die Transportkosten pro Ladungseinheit mit steigender Größe des Transportmittels sinken. Andererseits stehen jedoch ab einer bestimmten Größe des Schiffes einer weiteren Vergrößerung der Transportmittel steigende Kosten für die Veränderung der Umwelt und Anpassung der Infrastruktur entgegen. Dies gilt z. B. für wachsende Wasserweg-Ausbaukosten bei einer Vergrößerung des Schiffstiefganges¹¹. Durch den großen Tiefgang können nur noch wenige Häfen angelauten werden, außerdem sind die Schiffe zu groß für den Panamakanal. Des Weiteren hatte auch der Strukturwandel¹² auf den Ölmärkten bis Mitte der 90er Jahre Einfluss darauf, dass Tankschiff-Neubauten kaum noch 300.000 dwt überschritten. Seit Beginn des neuen Jahrtausends nehmen die Neubauten für Schiffe der ULCC-Klasse¹³ wieder zu, was vor allem auf die enorme Nachfrage asiatischer Schwellenländer nach Erdölprodukten zurückzuführen ist.

2.2.3 Massengutfrachter

Massengutfrachter (Bulkcarrier, Bulker oder Schüttgutfrachter) sind Schiffe, die speziell für den Transport von losen Massengütern verwendet werden. Mit diesen Frachtern werden feste (trockene) Massengüter wie bspw. Erze, Kohle, Bauxit, Zement oder Ge-

⁸ Produktentanker transportieren meist Fertigprodukte des Rohöls, z. B. Benzin.

⁹ Vgl. Böhme, 1997a, S. 1051.

¹⁰ Siehe Lloyd's Register, World Fleet Statistics 2006, zitiert nach Verband Deutscher Reeder (VDR), 2007, Faltblatt 20-2, S. 1.

¹¹ Vgl. Isensee/Poehls, 1989, S. 113.

¹² „In sämtlichen hoch entwickelten Volkswirtschaften lässt sich ein langfristiger Trend einer relativen Verschiebung der Wertschöpfung, nämlich weg von der Industrie und hin zu Dienstleistungen, feststellen. Dies wirkt dämpfend auf den Erdölverbrauch. Dieser Strukturwandel hat - zusammen mit gesteigerter Energieeffizienz - dazu beigetragen, dass das Wirtschaftswachstum in den Industrieländern im Vergleich zu früher deutlich weniger erdölintensiv ist, wodurch die wirtschaftliche Anfälligkeit ebenfalls gemindert wird“; Schmidbauer, in: Die Volkswirtschaft, 3-2006, S. 18.

¹³ ULCC = Ultra Large Crude Carrier mit einer Tragfähigkeit von 320.000 – 565.000 dwt.

treide transportiert¹⁴. Bulker decken in etwa ein Drittel des gesamten Weltseehandels ab¹⁵. Sie versorgen typischerweise die Wirtschaftszentren der nördlichen Hemisphäre mit den Rohstoffen, die auf der Südhalbkugel gewonnen werden.

Während große Containerschiffe sich in oligopolistisch aufgeteilten Märkten mit relativ wenigen Marktteilnehmern bewegen und Rohöltanker nur eine einzige Produktart transportieren, befördern die Massengutfrachter unterschiedlichste Rohstoffe und werden weltweit von sehr vielen Operatern eingesetzt¹⁶. Daher existiert hier ein breiter Markt mit vielen Akteuren. Es entstehen keine Abhängigkeiten von einzelnen Nutzern, was sich positiv auf mögliche Verkäufe und Anschlussvercharterungen auswirkt. Der Markt ist darüber hinaus ausgesprochen transparent und wird durch einen eigenen Index, den sog. Baltic Panmax-Index (BPI), abgebildet¹⁷.

Um die Durchschnittskosten beim Seetransport zu senken, sind in der Massengutfahrt (wie auch beim Containertransport) die Schiffsgrößen stetig erhöht worden mit dem Ziel, zunehmende Skalenerträge zu realisieren. Die Grenzen des Wachstums der Schiffsgrößen scheinen allerdings erreicht, da mit steigender Schiffsgröße die Einsatzflexibilität der Bulkcarrier, was die Ladungsarten und die Anforderungen an die Häfen betrifft, rasch abnimmt. Darüber hinaus sind diese Skalenerträge bei Schiffsgrößenveränderungen über 250.000 t Tragfähigkeit kaum noch nachweisbar bzw. schlagen sogar in abnehmende Skalenerträge um¹⁸.

2.2.4 Stückgutfrachter

Stückgutfrachter (general cargo ships) sind Schiffe, in denen alle Arten von Stückgütern transportiert werden. Unter Stückgut sind Ladungen zu verstehen, die keine Standardmaße haben, wie das z. B. bei Containern der Fall ist. Kisten, Säcke, Ballen, Kartons oder Verschläge werden bspw. als Stückgut bezeichnet.

Stückgutfrachter waren bis zur Einführung des Containers in den 60er Jahren der Standardschiffstyp und haben jahrzehntelang fast den gesamten Ladungstransport des Welt-

¹⁴ Neben den reinen Massengutfrachtern gibt es auch kombinierte Spezialtypen der Massengutfrachter, so genannte OBC- (Ore-Bulk-Container) und OBO- (Ore-Bulk-Oil) Schiffe für den alternativen Transport von trockenen oder flüssigen Bulkladungen sowie von Containern, vgl. Boehme, 1997b, S. 119-120.

¹⁵ Vgl. Lloyd's Register, World Fleet Statistics 2006, zitiert nach Verband Deutscher Reeder (VDR), 2007, Faltblatt 20-2, S. 1.

¹⁶ Vgl. Hamburgische Seehandlung, 2007, S. 1.

¹⁷ Vgl. Dresdner Bank 2007, S. 4.

¹⁸ Die zunächst auftretenden Kosteneinsparungen aufgrund der Schiffsgrößenausweitungen beziehen sich vor allem auf die durchschnittlichen Personal- und Kapitalkosten. Darüber hinaus würden bei einer weiteren zukünftigen Zunahme der Schiffsgrößen durch steigende Lager- und Umschlagkosten, durch fahrwasserbedingte Umwege sowie verlängerte Vor- und Nachtransporte die erzielbaren Kostenersparnisse des Seetransports neutralisiert oder sogar überkompensiert werden, vgl. Aberle, 2003, S. 265-266.

handels bewältigt¹⁹. Aufgrund der immer größeren Verbreitung von Containerschiffen, nahm die Anzahl der Stückgutschiffe Anfang der 90er Jahre weiter ab. Der „reine“ Stückgutfrachter wird heute nur noch für spezielle Ladungen, die nicht in Container passen, benötigt²⁰. Hier ist allerdings eine kleine, inzwischen nicht nur stabile, sondern, was die Anzahl und die Tragfähigkeit der Schiffe angeht, wachsende Nische verblieben, nämlich der Bereich des Projekt- und Schwerguttransports. Damit sind alle Güter gemeint, die zu groß, zu sperrig oder zu kompliziert für die Verladung auf Containerschiffen sind, wie z. B. Maschinen, Kräne, Bauteile, Flugzeugtechnik, Tanks, Turbinen, komplette Kraftwerke oder vorgefertigte Anlagen und Fabrikteile. Der Transport dieser Güter erfolgt mit speziellen Stückgutfrachtern, den sog. Schwergutfrachtern. Hauptzielgebiete dieser Schwergutschiffe sind die wachstumsstarken Regionen/Länder wie Südafrika, China, Indien und die Golfstaaten.

Eine quantitative Analyse der in diesem Kapitel präsentierten Teilsegmente der Welt-handelsflotte erfolgt in Kapitel 4; die dafür benötigten Schätzverfahren werden im folgenden Kapitel erläutert.

3. Seemingly-Unrelated-Regressions (SUR)

3.1 Ausgangspunkt und Grundidee der SUR – Analyse

Das SUR-Modell kann neben anderen Modellen als eine Erweiterung des Classical Pooling(CP)-Modells zur Analyse von Paneldatensätzen angesehen werden²¹. Paneldaten stellen eine Kombination von Längs- und Querschnittsdaten („pooling“) dar. Der wesentliche Unterschied zum CP besteht in der Einbeziehung individueller Effekte, die über die Zeit hinweg als konstant betrachtet werden und hier die Querschnittsdimension des Panels betreffen sollen. Die Wirkungen der erklärenden Größen auf die zu erklärende Variable sind somit bei jeder einzelnen Untersuchungseinheit unterschiedlich, ändern sich jedoch während des Beobachtungszeitraums nicht.

Die Aufnahme der Heterogenität der Untersuchungseinheiten in das Modell wird durch die Untersuchung der Interdependenzen zwischen den Individuen über die Kovari-

¹⁹ Vgl. Keil, 1997, S. 948.

²⁰ Dabei hat der konventionelle Stückgutfrachter auch heute noch eine weite Verbreitung in Fahrgebieten, in denen keine Containerschiffe eingesetzt werden. Vgl. hierzu Keil, 1997, S. 948.

anzstruktur der Residuen ermöglicht²². Diese Heterogenität zwischen den N Individuen wird im Regressionsmodell anhand von individuenspezifischen Konstanten und Steigungskoeffizienten β_{ij} für $j = 0, 1, \dots, k$ und $i = 1, 2, \dots, m$ dargestellt. Hierbei wird für jedes Individuum $i = 1, \dots, N$ eine separate Regression berechnet:

$$Y_t^{(i)} = \alpha^{(i)} + \beta_1^{(i)} X_{1,t}^{(i)} + \beta_2^{(i)} X_{2,t}^{(i)} + \dots + \beta_k^{(i)} X_{k,t}^{(i)} + \varepsilon_t^{(i)} \quad (3.1.1)$$

Es existieren demnach N Gleichungen, wobei jede T Beobachtungen enthält:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & X_2 & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & X_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3.1.2)$$

In Matrixschreibweise ergibt sich kompakt

$$y = X\beta + \varepsilon \quad (3.1.3)$$

Hier stellen y und ε jeweils $(T \times N \times 1)$ -dimensionale Vektoren, X eine $(T \times N \times K)$ Matrix und β einen $(K \times 1)$ -dimensionalen Vektor dar, wobei

$$K = \sum_{i=1}^N K_i \quad (3.1.4)$$

Keine Variable in dem System von Gleichungen ist gleichzeitig erklärende und zu erklärende, was den Ausgangspunkt für die Anwendung des SUR-Ansatzes beschreibt²³. Bezeichnend für das SUR-Modell sind die oft unterschiedlichen numerischen Werte der Koeffizienten bei den Untersuchungseinheiten. Auch können Anzahl und Art der Regressoren zwischen den N Gleichungen durchaus variieren²⁴.

Die Grundidee der SUR-Analyse besteht darin, dass die einzelnen Regressionsgleichungen von gemeinsamen Störungen beeinflusst werden, die als Korrelation der zeitgleichen latenten Variablen ε modelliert werden. Deshalb sind die einzelnen Regressionen nur scheinbar unabhängig. Diese kontemporäre Korrelation kann durch singuläre Ereignisse entstehen, die alle Untersuchungseinheiten im Panel gemeinsam betreffen. Dies zeigt, dass ein möglicher, unbeobachtbarer Einfluss eine simultane Wirkung auf alle Untersuchungsobjekte (Individuen) hat²⁵. Daher führt die OLS-Methode, separat auf jede der Gleichungen angewendet, bei vorliegender kontemporärer Korrelation der

²¹ Vgl. Dielman, 1989, S. 30.

²² Vgl. Prinz/Schulze, 2004, S. 4.

²³ Vgl. Srivastava/Giles, 1987, S. 1; dies ist auch der Grund, warum die Containerschiffe bei der Identifikation der Bestimmungsgründe für die Entwicklung der Kapazitäten der Teilsegmente in Kapitel 4.2 nicht als Regressor in der Gleichung der Stückgutfrachter aufgenommen werden.

²⁴ Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 323.

latentem Variablen zwar zu konsistenten, jedoch nicht effizienten Schätzungen. Wird durch geeignete Tests festgestellt, dass eine kontemporäre Korrelation zwischen den Residuen besteht, sind die durch Schätzung mit der Verallgemeinerten Methode der kleinsten Quadrate (GLS)²⁶ erhaltenen Schätzer relativ effizienter²⁷.

3.2 Annahmen im SUR – Modell

Die Anwendung des SUR-Modells ist nur dann möglich, wenn die Anzahl der beobachteten Untersuchungsobjekte N nicht größer ist als der Beobachtungszeitraum T pro Untersuchungsobjekt²⁸ (Freiheitsgradproblem); demnach muss für eine sinnvolle Schätzung mittels SUR gelten, dass $N \leq T$ ist.

Bei Betrachtung von Gleichung (3.1.3) werden für das SUR-Modell in Bezug auf den Vektor der latenten Variablen ε und die Matrix X die folgenden Annahmen²⁹ getroffen:

$$- E(\varepsilon_i) = 0; \quad i = 1, \dots, N \quad (3.2.1)$$

$$- E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \sigma_i^2 \mathbf{I} = \sigma_{ii} \mathbf{I}; \quad i = 1, \dots, N \quad (3.2.2)$$

$$- E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = \sigma_{ij} \text{ bzw. } E(\varepsilon_i \varepsilon_j') = \sigma_{ij} \mathbf{I}; \quad i, j = 1, \dots, N; \quad i \neq j \quad (3.2.3)$$

$$- X_i \text{ ist nicht stochastisch und enthält keine endogenen Variablen} \quad (3.2.4)$$

Darüber hinaus wird zugelassen, dass sich der Koeffizientenvektor β_i bei den einzelnen i Untersuchungsobjekten unterscheidet, also nicht homogen ist.

Annahme (3.2.1) besagt, dass der Erwartungswert der latenten Variable für alle Untersuchungsobjekte gleich Null ist. Homoskedastie und Nicht-Autokorrelation der Residuen innerhalb der i -ten Gleichung enthält Annahme (3.2.2), wobei \mathbf{I} hier eine $(T \times T)$ – Einheitsmatrix darstellt. Mit der Annahme (3.2.3) wird die kontemporäre Korrelation der Residuen verschiedener Untersuchungsobjekte beschrieben, wobei es hier von entscheidender Bedeutung für das Vorliegen einer kontemporären Korrelation ist, dass die Kovarianzen σ_{ij} nicht alle gleich Null sind.

Aus den Annahmen (3.2.1) – (3.2.3) folgt, dass die Varianz-Kovarianz-Matrix des Residuenvektors ε aus Gleichung (3.1.3) die Form

$$\mathbf{\Omega} = \mathbf{\Sigma} \otimes \mathbf{I} \text{ hat, wobei} \quad (3.2.5)$$

²⁵ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 684.

²⁶ Vgl. Kapitel 3.3.

²⁷ Vgl. Dielman, 1989, S. 29.

²⁸ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 687.

²⁹ Vgl. Dielman, 1989, S. 30.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \cdots & \sigma_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \cdots & \sigma_N^2 \end{bmatrix} \quad (3.2.6)$$

Die Varianzen der Residuen unterschiedlicher Gleichungen können hierbei voneinander abweichen, d.h.:

$$\sigma_i^2 \neq \sigma_j^2 \text{ mit } i, j = 1, \dots, N \text{ und } i \neq j.$$

Die Elemente ober- und unterhalb der Hauptdiagonalen stellen die Kovarianz-Matrizen der Residuen von jeweils zwei Gleichungen dar (vgl. Annahme (3.2.3)).

3.3 Schätzverfahren

Es existieren mehrere Möglichkeiten, die Koeffizienten eines SUR-Modells zu schätzen. Eine davon ist die Anwendung der OLS-Methode getrennt für jede Gleichung des Modells. Der erwartungstreue und konsistente OLS-Schätzer lautet³⁰:

$$\hat{\beta}_{OLS} = (X'X)^{-1}(X'y) \quad (3.3.1)$$

Dieser berücksichtigt allerdings nicht, dass die Varianz-Kovarianz-Matrix Ω entspricht und behandelt diese Matrix als wäre sie ein Skalar³¹. Durch diese einzelne und unabhängige Schätzung jeder Gleichung wird die vermutete kontemporäre Korrelation zwischen den Residuen beim SUR-Modell ignoriert, die Effizienz des Schätzers geht - wie erwähnt - verloren.

Die GLS-Methode zieht dagegen in Betracht, dass die Kovarianzen der Residuen verschiedener Gleichungen eines Modells signifikant von Null verschiedenen sein können. Unter den Annahmen (3.2.1) – (3.2.4) lautet der GLS-Schätzer von β ³²:

$$\hat{\beta}_{GLS} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}(X'\Omega^{-1}y) \quad (3.3.2)$$

Der Schätzer setzt voraus, dass die Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen Ω bekannt ist. Weiterhin wird angenommen, dass X den vollen Spaltenrang besitzt und demnach invertierbar ist. Unter diesen Annahmen ist $\hat{\beta}_{GLS}$ der relativ effizienteste Schätzer aller linearen, erwartungstreuen Schätzer³³ von β . Darüber hinaus ist er asymptotisch nor-

³⁰ Vgl. Kmenta, 1986, S. 609.

³¹ Vgl. Srivastava/Giles, 1987, S. 12.

³² Vgl. Dielman, 1989, S. 3.

³³ Vgl. Dielman, 1989, S. 4.

malverteilt und konsistent. Diesen effizienten Schätzer erhält man durch Transformation des Modells, so dass die Kovarianzmatrix die Form $\sigma^2 I$ annimmt.

Bei empirischen Anwendungen ist die Varianz-Kovarianz-Matrix Ω im Allgemeinen unbekannt, wodurch der Schätzer $\hat{\beta}_{GLS}$ nicht berechnet werden kann. Daher ist vor einer Schätzung des Modells mittels GLS ein konsistenter Schätzer $\hat{\Omega}$ zu entwickeln³⁴. Dies erfolgt durch Schätzung jeder einzelnen Gleichung mit der OLS-Methode. Jede der i Gleichungen liefert einen Residuenvektor der Dimension $(T \times 1)$. Mit diesen Residuen lassen sich sowohl die Varianzen $\hat{\sigma}_i^2$ als auch die Kovarianzen $\hat{\sigma}_{ij}$ berechnen, welche die σ_i^2 und σ_{ij} aus der Matrix Ω ersetzen, wobei³⁵

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{T - k_i} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}' \hat{\varepsilon}_{it} = \frac{1}{T - k_i} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2 ; \quad i = 1, \dots, N$$

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{\sqrt{T - k_i} \sqrt{T - k_j}} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it} \hat{\varepsilon}_{jt} ; \quad i, j = 1, \dots, N \text{ und } i \neq j$$

Die OLS-Residuen werden demnach dazu benutzt, konsistent die Elemente von Σ in (3.2.5) zu schätzen, was zur Varianz-Kovarianz-Matrix $\hat{\Omega}$ ³⁶ führt. Dies stellt den ersten von zwei Schritten zur Ermittlung des $\hat{\beta}_{FGLS}$ (FeasibleGLS)-Schätzers im SUR-Modell dar³⁷. Im zweiten Schritt wird diese geschätzte Varianz-Kovarianzmatrix $\hat{\Omega}$ für die GLS-Schätzung benutzt. Daraus ergibt sich der FGLS-Schätzer $\hat{\beta}_{FGLS}$:

$$\hat{\beta}_{FGLS} = (X' \hat{\Omega}^{-1} X)^{-1} (X' \hat{\Omega}^{-1} y) \quad (3.3.3)$$

Als Konsequenz einer unbekannt Matrix Ω ergibt sich jedoch zunächst, dass $\hat{\beta}_{FGLS}$ kein linearer Schätzer mehr ist. Da $\hat{\Omega}$ eine Zufallsvariable ist, sind auch die Gewichte der Linearkombination Zufallsvariablen³⁸. Aus dem gleichen Grund existiert nun ein Erwartungswert von $\hat{\Omega}$, so dass $\hat{\beta}_{FGLS}$ auch die Eigenschaften der Unverzerrtheit verliert. Falls die Residuen normalverteilt sind, ist $\hat{\beta}_{FGLS}$ auch asymptotisch effizient³⁹.

³⁴ Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 122.

³⁵ Vgl. Dielman, 1989, S. 33.

³⁶ Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 326.

³⁷ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 686.

³⁸ Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 122-123.

³⁹ Vgl. Dielman, 1989, S. 32.

Eine weitere Methode, die zur Schätzung eines SUR-Modells verwendet werden kann, ist die Maximum-Likelihood(ML)-Schätzung⁴⁰. Die allgemeine log-likelihood Funktion des Vektors y lautet:

$$\log L = -\frac{NT}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log|\mathbf{\Omega}| - \frac{1}{2} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})' \mathbf{\Omega}^{-1} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad (3.3.4)$$

Um hieraus die beiden Schätzer $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{ML}$ und $\hat{\mathbf{\Omega}}_{ML}$ zu erhalten, ist Gleichung (3.3.4) nach den jeweiligen Schätzern zu differenzieren und die erste Ableitung gleich Null zu setzen. Das Ergebnis sind die ML-Schätzer:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{ML} = (\mathbf{X}' \hat{\mathbf{\Omega}}_{ML}^{-1} \mathbf{X})^{-1} (\mathbf{X}' \hat{\mathbf{\Omega}}_{ML}^{-1} \mathbf{y}) \quad (3.3.5)$$

und

$$\hat{\mathbf{\Omega}}_{ML} = \begin{bmatrix} \hat{\sigma}_1^2 I_T & \hat{\sigma}_{12} I_T & \cdots & \hat{\sigma}_{1N} I_T \\ \hat{\sigma}_{21} I_T & \hat{\sigma}_2^2 I_T & \cdots & \hat{\sigma}_{2N} I_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}_{N1} I_T & \hat{\sigma}_{N2} I_T & \cdots & \hat{\sigma}_N^2 I_T \end{bmatrix} \quad (3.3.6)$$

Hierbei sind $\hat{\sigma}_{ij}$ und $\hat{\sigma}_i^2$ mit $i, j = 1, 2, \dots, N$ die gleichen geschätzten Kovarianzen und Varianzen wie bei der GLS-Methode.

Zur Vereinfachung dieses Verfahrens sind die zwei Schritte zur Ermittlung des FGLS-Schätzers von $\boldsymbol{\beta}$ in der Weise zu wiederholen, dass die im zweiten Schritt erhaltenen Residuen für eine neue Schätzung von $\mathbf{\Omega}$ wieder verwendet (also das zweistufige Verfahren mit den neu erhaltenen Residuen wiederholt) werden und so eine korrespondierend neue GLS-Schätzung entsteht⁴¹. Diese Iteration ist so lange durchzuführen, bis die Schätzungen konvergieren. Die Ergebnisse der iterierten Schätzer (iterated FGLS) für $\boldsymbol{\beta}$ und $\mathbf{\Omega}$ stellen dann die ML-Schätzer aus Gleichungen (3.3.5) und (3.3.6) dar⁴².

Voraussetzung ist, dass die latenten Variablen normalverteilt sind, die Anzahl der Beobachtungsobjekte N über den betrachteten Zeitraum T gleichbleiben und der betrachtete Zeitraum hinreichend groß ist⁴³.

⁴⁰ Vgl. Kmenta, 1986, S. 644.

⁴¹ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 687.

⁴² Vgl. Kmenta, 1971, S. 644.

⁴³ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 686-687.

3.4 Testverfahren bei der SUR – Analyse

Für das SUR-Modell existieren spezielle Testverfahren zur Überprüfung des Vorliegens von kontemporärer Korrelation, Autokorrelation und von signifikant unterschiedlichen Koeffizientenvektoren. Darüber hinaus wird auch die Güte eines SUR-Modells durch ein spezielles Verfahren überprüft.

Da der OLS-Schätzer $\hat{\beta}_{OLS}$ effizient ist, wenn $\hat{\Omega}$ bzw. $\hat{\Sigma}$ diagonal sind, wird eine Teststatistik benötigt, die diese Hypothese überprüft. Breusch und Pagan entwickelten den Lagrange-Multiplier-Test für kontemporäre Korrelation⁴⁴. Unter der Annahme der Normalverteilung der Residuen überprüft er die Nullhypothese $H_0: \Sigma$ ist diagonal⁴⁵. Falls H_0 nicht abgelehnt werden kann, ist die Anwendung der OLS-Methode separat bei jeder Gleichung angebracht, da dann kein Effizienzverlust entsteht. Wird H_0 abgelehnt, liegt eine kontemporäre Korrelation vor und das SUR-Modell sollte mit (F)GLS oder ML geschätzt werden, die in diesem Fall relativ effizientere Schätzer liefern als OLS⁴⁶. Die Prüfgröße für den Breusch/Pagan-Test lautet⁴⁷:

$$LM_{SUR} = T \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^{i-1} \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (3.4.1)$$

die χ^2 -verteilt ist mit $\frac{1}{2}N(N-1)$ Freiheitsgraden, wobei

$$\hat{\rho} = T^{-1}(\hat{\sigma}_i^2 \hat{\sigma}_j^2 \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_j).$$

Eine Alternative zum Breusch/Pagan-Test stellt der Likelihood-Ratio-Test, mit

$$LR_{SUR} = \frac{|\Omega_\theta^*|}{|\Omega^*|} \text{ dar}^{48}. \quad (3.4.2)$$

Unter H_0 hat LR_{SUR} die gleichen asymptotischen Eigenschaften wie LM_{SUR} . LM_{SUR} ist allerdings deutlich einfacher zu berechnen. Daher wurde in der folgenden empirischen Untersuchung nur dieses Testverfahren von *Breusch/Pagan* zur Überprüfung der kontemporären Korrelation angewandt.

Tritt der Fall auf, dass die Residuen einer einzelnen Gleichung nicht unabhängig voneinander über den betrachteten Zeitraum sind, liegen autokorrelierte Residuen vor. Die Nullhypothese für den Test auf Autokorrelation beim SUR-Modell lautet⁴⁹:

⁴⁴ Vgl. Breusch/Pagan, 1980, S. 247-248.

⁴⁵ Vgl. Judge u.a., 1985, S. 476-477.

⁴⁶ Vgl. Kapitel 3.3.

⁴⁷ Vgl. Dielman, 1989, S. 43.

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = 0 \quad (3.4.3)$$

Der zur Überprüfung der Autokorrelation 1. Ordnung verbreitete Durbin-Watson-Test ist für die Anwendung in einem SUR-Modell eher ungeeignet, da er nur einzelne Gleichungen auf Autokorrelation testet. (3.5.3) ist jedoch eine Nullhypothese, die für das gesamte Gleichungssystem gilt. Daher sollte ein anderes Testverfahren gewählt werden, bspw.⁵⁰ der Lagrange-Multiplier-Test von *Harvey* mit der Prüfgröße⁵¹:

$$q = T \sum_{i=1}^N \hat{\rho}_i^2 \quad (3.4.4)$$

die χ^2 -verteilt ist mit N Freiheitsgraden, wobei

$$\hat{\rho}_i = \frac{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{i,t} \hat{\varepsilon}_{i,t-1}}{\sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{i,t-1}^2}.$$

Eine bestehende Autokorrelation 1. Ordnung kann mit der Cochrane-Orcutt- oder der Prais-Winsten-Prozedur separat für jede Modellgleichung beseitigt werden⁵².

Ein Test zur Überprüfung, ob die Koeffizientenvektoren der einzelnen Gleichungen im SUR-Modell gleich sind, ist der sog. „test for aggregation bias“ von *Zellner*. Die Nullhypothese dieses Tests lautet⁵³:

$$H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N \quad (3.4.5)$$

Zur Gütemessung des gesamten SUR-Modells wird das R^2 von *McElroy*⁵⁴

$$R_{McElroy}^2 = 1 - \frac{\hat{\varepsilon}' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}) \hat{\varepsilon}}{\mathbf{y}' (\hat{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}) \mathbf{y}} \quad (3.4.6)$$

verwendet. Je größer der $R_{McElroy}^2$ -Wert ist, desto besser ist die Anpassungsgüte des SUR-Modells (Wertebereich zwischen 0 und 1).

⁴⁸ Wobei Ω_0 die Varianz-Kovarianz-Matrix unter der Nullhypothese, Ω die unrestringierte Varianz-Kovarianz-Matrix und die * den ML-Schätzer darstellen, vgl. Dielman, 1989, S. 43.

⁴⁹ Vgl. Judge u.a., 1985, S. 493.

⁵⁰ Andere Tests zur Überprüfung, ob Autokorrelation 1. Ordnung vorliegt, stellen der LR-Test und der Wald-Test von *Guilkey* dar; vgl. Judge u.a., 1985, S. 494.

⁵¹ Vgl. Judge u.a., 1985, S. 494-495 und Dielman, 1989, S. 44.

⁵² Vgl. Judge u.a., 1985, S. 285-286.

⁵³ Vgl. Zellner, 1962, S. 354-356 oder auch bspw. Dielman, 1989, S. 41. Dieser Test ist für die spätere empirische Analyse jedoch nicht relevant, da dort in jeder der betrachteten Gleichungen offensichtlich unterschiedliche Koeffizientenvektoren verwendet werden. Für eine detailliertere Beschreibung des Testverfahrens vgl. z. B. Koch/Schulze, 2006, S. 8-9.

⁵⁴ Vgl. Dielman, 1989, S. 44.

In der folgenden empirischen Analyse werden die beschriebenen Schätzverfahren OLS, FGLS und FGLS(iteriert) zur Untersuchung von Bestimmungsgründen für die Entwicklung der in Kapitel 2.2 beschriebenen Teilsegmente der Welthandelsflotte herangezogen.

4 Analyse der wichtigsten Teilsegmente der Welthandelsflotte

4.1 Beschreibung des Datensatzes

Die Anwendung des SUR-Ansatzes erfordert in der Regel ein Panel mit sehr großem T . Die Zusammenstellung eines Panels mit einer relativ langen Zeitreihe T für ein globalisiertes Phänomen wie die Welthandelsflotte und die Auswahl geeigneter Regressoren für jeden Schiffstyp erwiesen sich allerdings als sehr schwierig.

Mit der Prämisse, ein „balanced panel“⁵⁵ zu schätzen, bei dem auch die Daten für sämtliche Regressoren geschlossen für einen möglichst langen Zeitraum verfügbar sind, beträgt der Beobachtungszeitraum der nachfolgenden Analyse 22 Jahre. Er umfasst den Zeitraum von 1985 – 2006⁵⁶. Die Schätzung erstreckt sich über ein Panel der vier Schiffstypen der Welthandelsflotte, wie sie in Kapitel 2.2 dargestellt wurden: Containerschiffe, Tankschiffe, Massengutfrachter und Stückgutfrachter.

4.2 Identifikation von Regressand und Regressoren

Um die Entwicklung der Kapazitäten der verschiedenen Schiffstypen für den gewählten Zeitraum als zu erklärende Variable zu untersuchen, lassen sich zwei Proxy-Variablen heranziehen: die Anzahl der Schiffe (NO) und die Tragfähigkeit (dwt). Hierbei ist die Aussage der Anzahl der Schiffe (NO) über die eigentliche Größe der jeweiligen Flotte gering, da diese Proxy-Variable kein Maß für die Kapazität darstellt. Einer Anwendung dieser Proxy steht auch entgegen, dass sie die eigentliche Größenentwicklung der verschiedenen Flotten aufgrund der Tendenz zu immer größeren Schiffen verzerrt illustriert. Daher werden die Tragfähigkeiten (dwt) der verschiedenen Teilsegmente der Welthandelsflotte als Regressanden verwendet.

Ein wichtiger Aspekt dieser Analyse besteht in der Identifikation von Faktoren, welche die Dynamik der Entwicklung der einzelnen Segmente der Welthandelsflotte beeinflus-

⁵⁵ Bei einem „balanced panel“ beinhaltet der Paneldatensatz für alle Untersuchungsobjekte die gleiche Anzahl von Zeitpunktbeobachtungen.

⁵⁶ Vgl. das Datenverzeichnis im Anhang S. 34.

sen. Dabei wäre die Annahme eines völlig homogenen Verhaltens dieser Segmente nicht plausibel. Dies bedeutet aber auch gleichzeitig, dass makroökonomische Größen, wie bspw. das weltweite Bruttoinlandsprodukt pro Kopf oder das Welthandelsvolumen nicht gleichzeitig bei allen Teilsegmenten als unabhängige Variablen fungieren sollten. Zur Berücksichtigung der konjunkturellen Entwicklung wurde das Welt-Bruttoinlandsprodukt (in konstanten Preisen und Wechselkursen des Jahres 2000 in US-Dollar) und alternativ das Weltbruttoinlandsprodukt pro Kopf (in konstanten Preisen und Wechselkursen des Jahres 2000 in US-Dollar) ausgewählt. Diese Variable wird mit einem Lag von einem Jahr in das Modell aufgenommen, da typischerweise zwischen der Konjunktorentwicklung und der Entwicklung des Seeverkehrs eine Verzögerung besteht.

Eine weitere Variable, die bei einer Analyse der wichtigsten Teilsegmente der Welthandelsflotte in Betracht gezogen werden sollte, ist der Rohölpreis auf dem Weltmarkt (gemessen in US-Dollar/Barrel). Zum einen kann diese Variable bei allen Schiffstypen in Bezug auf die Gesamtentwicklung des Bunkeröls als Regressor aufgenommen werden. Zum anderen ist der Rohölpreis auch ein wesentlicher Bestimmungsgrund für die Tankerschiffahrt.

Das Welthandelsvolumen, welches sich aus den gesamten weltweiten Exporten und Importen (in Mio. US-Dollar) pro Jahr zusammensetzt⁵⁷, kann als eine weitere potentielle erklärende Variable identifiziert werden. Alternativ dazu könnten auch die Importe und Exporte des Verarbeitenden Gewerbes Bestandteil der Betrachtung sein. Hierbei sollte allerdings beachtet werden, dass es in der heutigen Zeit praktisch keine reinen Produktionsgüter mehr gibt; Produkte differenzieren sich immer mehr nur durch ihre produktbegleitenden Dienstleistungen⁵⁸.

Die bisher identifizierten potentiellen Bestimmungsgründe stellen ausschließlich makroökonomische Größen in dem Sinne dar, dass sie für alle Schiffstypen als Regressoren geeignet erscheinen. Damit nun die einzelnen Gleichungen auch das Kriterium der „scheinbaren Unverbundenheit“ der SUR-Analyse erfüllen, ist die Identifikation spezieller Bestimmungsgründe der einzelnen Teilsegmente erforderlich.

Für das Teilsegment der Massengutfrachter (Bulkler) ist die Betrachtung der weltweiten Exporte und Importe von Erzen (in Mio. US-Dollar) und etwas allgemeiner von Berg-

⁵⁷ Der Ausdruck Welthandelsvolumen beschreibt die Summe des Warenwertes aller Güter, die weltweit zwischen den Ländern oder den Wirtschaftsräumen gehandelt werden.

⁵⁸ Vgl. Prinz/Schulze, 2004, S. 15.

bauprodukten (mit Ausnahme der Erze) (in Mio. US-Dollar) sinnvoll, da Bulker ausschließlich diese Güter transportieren. Auch wurde speziell der Preis für Eisenerz auf dem Weltmarkt⁵⁹ als Regressor mit ins Kalkül der Massengutfrachter gezogen.

Bei den Tankschiffen sind die weltweiten Exporte und Importe (in Mio. US-Dollar) von Kraftstoffen - neben dem das Hauptgut der Tankschiffahrt bestimmenden Ölpreis auf dem Weltmarkt - als Regressor zu berücksichtigen, da fast ausschließlich Tankschiffe flüssige Güter befördern.

Um die spezielle Transporteigenschaften der Stückgutfrachter hinsichtlich des sog. „Schwerguts“ mit in die Betrachtung einzubeziehen, werden bei diesem Teilsegment die Exporte und Importe der Industriegüter (in Mio. US-Dollar) als potentiell erklärende Variablen identifiziert.

Containerschiffe können durch den bzgl. der Ladungsart vielseitig einsetzbaren Container fast jede Art von Gütern transportieren. Daher werden bei diesem Teilsegment der Welthandelsflotte die Exporte und Importe von Nahrungsmitteln, Kraftstoffen und Industriegütern⁶⁰ als potentiell unabhängige Variablen angesehen.

4.3 Darstellung und Überprüfung der verschiedenen Spezifikationen

Aus den im vorangegangenen Kapitel dargestellten potentiellen Einflussfaktoren für die einzelnen Teilsegmente der Welthandelsflotte wird ersichtlich, dass nicht alle aufgeführten Variablen bei jedem Schiffstyp als erklärende Variablen geeignet sind.

Nach vorläufigen Prüfungen/Schätzungen wurden folgende Gleichungen für die verschiedenen Schiffstypen gewählt⁶¹:

○ Für Containerschiffe (con):

$$dwt_con_t = \beta_0^{(con)} + \beta_1^{(con)} food_t^{(con)} + \beta_2^{(con)} fuel_t^{(con)} + \beta_3^{(con)} manu_t^{(con)} + \varepsilon_t^{(con)} \quad (4.3.1)$$

Hierbei wird a priori erwartet, dass bei Zunahme der weltweiten Exporte und Importe von Nahrungsmitteln ($food_t$), Kraftstoffen ($fuel_t$) und Industriegütern ($manu_t$) die Größe der Weltcontainerschiffsflotte in Bezug auf die Tragfähigkeit (dwt) zunimmt.

○ Für Tankschiffe (tan):

$$dwt_tanke_t = \beta_0^{(tan)} + \beta_1^{(tan)} fuel_t^{(tan)} + \beta_2^{(tan)} oildpb_t^{(tan)} + \varepsilon_t^{(tan)} \quad (4.3.2)$$

⁵⁹ Gemessen als Preisindex, mit dem Basiswert 100 im Jahr 1995.

⁶⁰ Spezialformen des Containers stellen bspw. Kühlcontainer (für Nahrungsmittel) und Tankcontainer (für flüssige Güter) dar.

⁶¹ Die Berechnungen wurden im Softwareprogramm Stata/SE 9.2 programmiert und ausgeführt.

Hier wird angenommen, dass sich bei Zunahme der weltweiten Exporte und Importe von Kraftstoffen ($fuel_t$) das Teilssegment der Tankschiffe (dwt) vergrößert. Das Vorzeichen bei der Variable des Ölpreises ($oilpb_t$) ist vorab nicht eindeutig bestimmbar. Der Markt für Rohöl stellt ein Oligopol dar, wodurch der Ölpreis sowohl nachfragelastig wie auch angebotslastig wirken kann. Dass bei einer Erhöhung des Ölpreises auch die Kosten für den Treibstoff der Schiffe (Bunkeröl) zunehmen, hat dabei nur Auswirkungen auf die Betriebskosten⁶² und zumindest nicht direkt auf die Herstellung der Schiffe.

○ Für Massengutfrachter (bulk):

$$dwt_bulk_t = \beta_0^{(bulk)} + \beta_1^{(bulk)} mining_t^{(bulk)} + \beta_2^{(bulk)} ore_t^{(bulk)} + \beta_3^{(bulk)} iron_t^{(bulk)} + \varepsilon_t^{(bulk)} \quad (4.3.3)$$

Bei dieser Regression wird vermutet, dass bei Steigerung der weltweiten Exporte und Importe von Bergbauprodukten ($mining_t$) und Erzen (ore_t) die Kapazitäten der Bulker zunehmen. Bei der Variable $iron_t$ kann wie bei der Öl-Variable a priori keine eindeutige Aussage über das erwartete Vorzeichen getroffen werden, da auch dieser Markt ein Oligopol darstellt⁶³. Andererseits bestehen Schiffe fast ausschließlich aus Stahl, was bei einem steigenden Eisenpreis zu höheren Herstellungskosten führen würde, womit ein negatives Vorzeichen zu erklären wäre⁶⁴.

○ Für Stückgutfrachter (cargo):

$$dwt_cargo_t = \beta_0^{(car)} + \beta_1^{(car)} manu_t^{(car)} + \beta_2^{(car)} bpk_{t-1}^{(car)} + \beta_3^{(car)} oilpb_t^{(car)} + \varepsilon_t^{(car)} \quad (4.3.4)$$

Bei Zunahme der weltweiten Exporte und Importe von Industriegütern ($manu_t$) und des Weltbruttoinlandsprodukts der Vorperiode pro Kopf (bip_{t-1}) wird hier eine positive Entwicklung der Transporte mit diesem Schiffstypus erwartet.

Zur Überprüfung der jeweiligen Modellspezifikationen wurde der RESET-Test⁶⁵ angewendet und in unklaren Fällen das Akaike-Informationskriterium. H_0 kann bei allen Gleichungen auf einem Signifikanzniveau von 5% nicht abgelehnt werden, da die p-values des RESET-Tests mit 0,2797 bei den Containerschiffen, 0,0517 bei den Tankschiffen, 0,1359 bei den Bulkern und 0,1039 bei den Stückgutfrachtern über 0,05 lie-

⁶² Vgl. Böhme, 2000, S. 17, Fußnote Nr. 21, zitiert nach: Prinz/Schulze, 2004, S. 36.

⁶³ Vgl. Rudnick, in: Stahlmarkt, 4/2006, S. 35.

⁶⁴ „Der Eisen- bzw. Stahlpreis spielt bei der Schiffsherstellung eine elementare Rolle“, Ludwig/Tholen, 2004, S. 40.

⁶⁵ Vgl. Eckey/Kosfeld/Dreger, 2001, S. 221.

gen⁶⁶. Demnach sind diese Modellgleichungen nicht in dem Sinne fehlspezifiziert, dass eine Variable ausgelassen wurde, die bei Aufnahme in das jeweilige Modell die Güte des Modells signifikant verbessert hätte.

In den nächsten Kapiteln werden die Schätzergebnisse der einzelnen Schätzverfahren präsentiert und geeignete Testverfahren zur Überprüfung der verschiedenen Modellannahmen durchgeführt. Anschließend erfolgt eine Interpretation und Würdigung der erhaltenen Schätzergebnisse.

4.4 Separate Schätzung jeder Gleichung mit OLS

4.4.1 Schätzergebnisse

Die Ergebnisse der separaten Schätzung jeder Modellgleichung mit OLS sind in Tabelle I dargestellt.

Schätzergebnisse der OLS-Schätzung				
	Containerschiffe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengutfrachter (Gl. 4.3.3)	Stückgutfrachter (Gl. 4.3.4)
R^2	0,9858	0,9406	0,9782	0,8361
R^2_{adj}	0,9834	0,9344	0,9746	0,8088
$\hat{\beta}_0^{(i)}$	-2.870,157	25.642,44	11.486,92	23.034,52
p-value	0,702	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_1^{(i)}$	-0,0391	0,1387	327,0174	47,3522
p-value	0,074	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_2^{(i)}$	0,0112	-3.476,536	0,0979	-33,9486
p-value	0,003	0,000	0,050	0,000
$\hat{\beta}_3^{(i)}$	0,0104	-	213,2739	111,2758
p-value	0,000	-	0,000	0,037

Tabelle I: Schätzergebnisse der separaten OLS-Schätzungen

Die Anpassungsgüte der Modelle, ausgedrückt durch die Determinationskoeffizienten, ist durchgängig sehr gut. Bei Betrachtung der Schätzergebnisse der Modellgleichung (4.3.1) erweisen sich alle Koeffizienten mit Ausnahme von $\hat{\beta}_1^{(con)}$ bei einem Signifikanzniveau von 5% als signifikant. Das negative Vorzeichen der Konstante $\hat{\beta}_0^{(con)}$ ist ökonomisch nicht sinnvoll interpretierbar, da eine negative Flottengröße nicht auftreten

⁶⁶ Vgl. die Ergebnisse im Anhang 1, S. 27.

kann. Die signifikanten partiellen Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}_2^{(con)}$ und $\hat{\beta}_3^{(con)}$ beschreiben das Wachstum der Containerschiffe in Bezug auf die weltweiten Exporte und Importe von Kraftstoffen ($\hat{\beta}_2^{(con)}$) und Industriegütern ($\hat{\beta}_3^{(con)}$). Eine Erhöhung der weltweiten Exporte führt demnach zu einer positiven Entwicklung der Containerschiffahrt. Die a priori-Vermutungen sind dahingehend also erfüllt. Die Ausnahme stellt der nicht-signifikante partielle Regressionskoeffizient $\hat{\beta}_1^{(con)}$ dar, was überrascht, da sich gerade für den Transport von Nahrungsmitteln die Containerschiffahrt mit ihren speziellen Transportmöglichkeiten (Kühlcontainern) besonders gut eignet. Darüber hinaus erwies sich dieser Regressor bei einer linearen Einfachregression sowie bei einer Regression zusammen mit $fuel_t^{(con)}$ als höchst signifikant. Ursache für das oben dargestellte Schätzergebnis von Gleichung (4.3.1) könnte eine durch einen gemeinsamen Trend verursachte versteckte Multikollinearität sein.

Bei den übrigen Modellgleichungen (4.3.2) – (4.3.4) sind alle geschätzten Koeffizienten signifikant. Es bestätigen sich weitgehend die a priori angenommenen Vorzeichen. Abweichend hiervon ist der partielle Regressionskoeffizient $\hat{\beta}_2^{(car)}$ negativ, ebenso das Vorzeichen von $\hat{\beta}_2^{(tan)}$. Dies bedeutet in Bezug auf $\hat{\beta}_2^{(tan)}$, dass c. p. eine Steigung des Ölpreises um 1 USD/Barrel eine negative Entwicklung der Größe der Tankschiffe bezüglich ihrer Ladekapazität um 3.476.537 dwt zur Folge hat. Ökonomischer Hintergrund könnten bspw. steigende Ölpreise aufgrund von Drosselungen der Ölfördermengen seitens der OPEC sein.

Das negative Vorzeichen beim partiellen Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}_2^{(car)}$ bedeutet, dass c. p. bei einer Zunahme des Weltbruttoinlandsprodukts pro Kopf des Vorjahres um 1.000 USD die Größe der Stückgutfrachterflotte um 3.394.860 dwt abnimmt. Hinter diesem Ergebnis könnte die negative Entwicklung der Stückgutfrachterflotte in der Vergangenheit stecken: Die Größe der Stückgutfrachter ging bis in die Mitte der 90er im Zuge der expansiven Entwicklung der Containerschiffe stark zurück, erholte sich bis zum Jahr 2000 wieder, bis es einen erneuten Einbruch bis zum Jahr 2004 gab⁶⁷. Über den betrachteten Zeitraum hinweg liegt insgesamt eine stark negative Entwicklung dieses Teilsegments vor. Dagegen steht die kontinuierliche Steigerung des Weltbruttoin-

⁶⁷ Da bei einem SUR-Modell jedoch ein Regressand wie die Variable der Containerschiffe nicht gleichzeitig auch Regressor sein darf, kann diese bei der Modellierung der Entwicklung der Stückgutfrachter nicht berücksichtigt werden.

landsprodukts, was das negative Vorzeichen von $\hat{\beta}_2^{(car)}$ plausibel erscheinen lässt. Die positiven Konstanten der Modellgleichungen (4.3.2) – (4.3.4) bestätigen das generelle Wachstum der verschiedenen Teilssegmente der Welthandelsflotte. Dies trifft bei den Stückgutfrachtern jedoch nur auf die single-deck-cargos zu. Insgesamt gesehen bestätigen die Stückgutfrachter diese Entwicklung nicht.

4.4.2. Überprüfung der OLS-Modellannahmen

Die Annahmen des klassischen Regressionsmodells über die latente Variable ε wurden für jede Modellgleichung getrennt wie folgt getestet:

Zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme der latenten Variablen diente der Jarque-Bera-Test⁶⁸: Sie erwiesen sich in allen Gleichungen als normalverteilt⁶⁹.

Mit Hilfe des White-Tests⁷⁰ wurde auf Heteroskedastie getestet, wobei sich homoskedastische Varianzen der Residuen in jeder der vier Gleichungen zeigten⁷¹.

Für die Frage autokorrelierter Restwerte in den Gleichungen wurde der Durbin-Watson-Test⁷² benutzt: Positive Autokorrelation 1. Ordnung liegt bei den Residuen der Modellgleichung (4.3.3) vor⁷³. Die DW-Werte für die Gleichungen der Containerschiffe (4.3.1) und der Tankschiffe (4.3.2) liegen im Unsicherheitsbereich. Dass keine Autokorrelation höherer Ordnung vorliegt, zeigte sich durch Anwendung des Q -Tests von Ljung-Box⁷⁴. Mit Hilfe der Cochrane-Orcutt-Prozedur⁷⁵ konnte die festgestellte Autokorrelation 1. Ordnung bei Gleichung (4.3.3) beseitigt werden⁷⁶.

Mit der Faustregel, dass ab einem Korrelationskoeffizienten von $r_{ij} > 0,95$ versteckte Multikollinearität vorliegt, kann diese für jeweils zwei Regressoren in den Gleichungen (4.3.1) und (4.3.4) bestätigt werden⁷⁷. Sie kann hier mit Hilfe einer Differenzen-Regression beseitigt werden⁷⁸.

Ist R^2 größer als der Durbin-Watson-Wert, liegt entsprechend einer Faustregel „spurious regression“ in der jeweiligen Modellgleichung vor, was bei der Gleichung der Fall war. ADF-Tests für Gleichung (4.3.3) ergaben, dass der Regressand *dwt_bulk* sowie die

⁶⁸ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 386-387.

⁶⁹ Die Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests sind in Anhang 2, S. 27 veranschaulicht.

⁷⁰ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 345.

⁷¹ Für die Ergebnisse des White-Tests siehe Anhang 3, S. 27.

⁷² Vgl. Heij u.a., 2004, S. 362.

⁷³ Siehe Anhang 4, Seite 28.

⁷⁴ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 364-365; für die Ergebnisse des Q -Tests siehe Anhang 5, S. 28

⁷⁵ Vgl. Heij u.a., 2004, S. 369-370.

⁷⁶ Für die DW-Werte nach Anwendung der Cochrane-Orcutt-Prozedur siehe Anhang 6, S. 29.

⁷⁷ Siehe dazu Anhang 7, S. 30/31.

⁷⁸ Die Ergebnisse werden aus Platzgründen nicht im Einzelnen dokumentiert.

Regressoren *mining* und *ore* integriert vom Grad 1 und der Regressor *iron* integriert vom Grad 2 sind⁷⁹.

Aufgrund des sehr kurzen Beobachtungszeitraums wird die Überprüfung einer möglichen Kointegrationsbeziehung durch geeignete Kointegrationstests für diese Modellgleichung aber nicht weiter in Betracht gezogen.

4.5 Schätzung des SUR-Modells mit FGLS

4.5.1 Schätzergebnisse

Die Ergebnisse der Schätzung des SUR-Modells mit der Verallgemeinerten Methode der kleinsten Quadrate (FGLS) sind in Tabelle II aufgeführt.

Schätzergebnisse des SUR-Modells mit FGLS				
	Containerschiffe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengutfrachter (Gl. 4.3.3)	Stückgutfrachter (Gl. 4.3.4)
$\hat{\beta}_0^{(i)}$	-582,8073	25.517,76	11.842,77	23.203,16
p-value	0,913	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_1^{(i)}$	-0,0472	0,1386	293,6927	48,7859
p-value	0,001	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_2^{(i)}$	0,0080	-3.443,448	0,1301	-34,3778
p-value	0,011	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_3^{(i)}$	0,0114	-	173,0082	86,1286
p-value	0,000	-	0,000	0,021

Tabelle II: Schätzergebnisse der SUR-Schätzung mit FGLS

Das vorliegende SUR-Modell weist mit einem $R_{McElroy}^2$ von 0,9143 eine sehr gute Anpassung auf. Alle partiellen Regressionskoeffizienten sind bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% signifikant, was auf den ersten Blick eine Verbesserung zur OLS-Schätzung darstellt: Der bei der OLS-Schätzung nicht signifikante partielle Regressionskoeffizient $\hat{\beta}_1^{(con)}$ erweist sich hier bei einem p-value von 0,001 als signifikant. Das negative Vorzeichen dieses Parameters entspricht allerdings nicht den a priori-

⁷⁹ Die Ergebnisse der ADF-Tests werden hier nicht im Einzelnen angegeben.

Annahmen. Das unplausibel erscheinende negative Vorzeichen ist durch die starke Korrelation der Variable $food_t^{(con)}$ mit $manu_t^{(con)}$ zu erklären⁸⁰, was auf die Auswahl der Regressoren für diese Gleichung zurückzuführen ist. Sämtliche Vorzeichen der partiellen Regressionskoeffizienten der SUR-Schätzung entsprechen denjenigen der OLS-Schätzung, d. h. die a priori angenommenen Wirkungsrichtungen werden weitgehend bestätigt. Eine Ausnahme stellt auch hier der Koeffizient $\hat{\beta}_2^{(car)}$ dar.

4.5.2 Testverfahren bei der SUR-Analyse

Bei einem Vergleich der Ergebnisse aus Tabelle II mit denen aus Tabelle I fällt auf, dass alle Standardabweichungen der einzelnen Regressionskoeffizienten bei der FGLS-Schätzung niedriger sind, als die der jeweiligen OLS-Schätzer. Ob diese relativ effizientere Schätzung der FGLS signifikant ist, wurde durch den Test auf kontemporäre Korrelation von Breusch und Pagan überprüft⁸¹: Das Testergebnis besagt, dass die Nullhypothese, Σ bzw. $\hat{\Sigma}$ sei diagonal, abzulehnen ist. Folglich ist der OLS-Schätzer $\hat{\beta}_{OLS}$ nicht effizient, es liegt eine kontemporäre Korrelation vor, d.h. die Residuen der einzelnen Gleichungen sind paarweise korreliert⁸². Der Effizienzvorteil der FGLS-Schätzer gegenüber den OLS-Schätzern ist daher signifikant. Die Ablehnung von H_0 liefert eine Begründung für den Einsatz der SUR-Methode.

Die unterschiedlichen Regressoren in den Gleichungen (4.3.1) – (4.3.4) zeigen die individuelle Heterogenität der verschiedenen Schiffstypen auf, wodurch der erwähnte „test for aggregation bias“ von Zellner für diese Analyse nicht relevant ist. Das SUR-Modell ist somit, wie aufgrund der gewählten Spezifikation erwartet, adäquat, die Daten der einzelnen Untersuchungsobjekte können nicht zu einer Zeitreihe aggregiert werden⁸³.

Der LM-Test von Harvey⁸⁴ zur Überprüfung einer möglicherweise vorliegenden Autokorrelation 1. Ordnung ergab ein χ_{ber}^2 von 7,707. Der kritische Wert liegt unter der Berücksichtigung von 4 Freiheitsgraden und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% bei 9,488. Die Nullhypothese kann daher nicht abgelehnt werden, es liegen im Gegensatz zur separaten OLS-Schätzung keine autokorrelierten Störterme 1. Ordnung vor. Die

⁸⁰ Siehe Anhang 7, S. 28.

⁸¹ Bzgl. der Testergebnisse siehe Anhang 8, S. 31.

⁸² Die Korrelationskoeffizienten zwischen den Residuen der Gleichungen (4.3.1) – (4.3.4) sind in Anhang 9, Seite 31 veranschaulicht.

⁸³ Könnte man H_0 bei dem „test for aggregation bias“ nicht ablehnen und die Daten könnten aggregiert werden, wäre der Ansatz des Classical-Pooling-Modells dem SUR-Modell vorzuziehen.

⁸⁴ Vgl. Judge u.a., 1985, S. 494-495; für die Prüfgröße siehe Kapitel 3.4, Ausdruck (3.4.3).

FGLS-Schätzung scheint somit robuster gegenüber einer etwaigen Autokorrelation zu sein.

Da bei autokorrelierten Residuen die Varianz-Kovarianz-Matrix $\frac{T(T-1)}{2}$ verschiedene Elemente hat, lassen sich diese Elemente nicht aus T Beobachtungswerten schätzen⁸⁵. Daher sind Restriktionen zur Bestimmung dieser Matrix erforderlich. Der SUR-Ansatz mit der kontemporären Korrelation der Residuen stellt eine solche Restriktion dar. Dadurch kann trotz vorliegender Autokorrelation 1. Ordnung bei Betrachtung der einzelnen Gleichungen eine konsistente, erwartungstreue und zumindest asymptotisch effiziente Schätzung des FGLS-Schätzers $\hat{\beta}_{FGLS}$ erreicht werden.

4.6 ML-Schätzung durch Iteration des FGLS-Schätzers

Unter der Voraussetzung der Normalverteilung der Residuen⁸⁶ konvergiert der FGLS-Schätzer $\hat{\beta}_{FGLS}$ nach Durchführung des in Kapitel 3.3 beschriebenen Iterationsprozesses zum ML-Schätzer $\hat{\beta}_{ML}$.

4.6.1 Darstellung und Interpretation der Schätzergebnisse

Die ML-Schätzergebnisse des SUR-Modells sind in Tabelle III zusammengestellt.

Mit diesem Schätzverfahren wird eine Anpassung von $R_{McElroy}^2 = 0,9229$ erzielt, was einen sehr guten Determinationskoeffizienten darstellt. Alle partiellen Regressionskoeffizienten sind signifikant, die Vorzeichen entsprechen denen der vorigen Schätzverfahren. Die Ergebnisse des LM-Test von *Breusch* und *Pagan* auf kontemporäre Korrelation zeigen⁸⁷, dass die Nullhypothese abzulehnen ist: Es liegt auch hier eine kontemporäre Korrelation vor⁸⁸.

⁸⁵ Vgl. Judge u.a., 1985, S. 275.

⁸⁶ Die Residuen sind normalverteilt, siehe Anhang 10, S. 31 (?).

⁸⁷ Siehe Anhang 8, Seite 31.

⁸⁸ Zur Veranschaulichung sind die Korrelationskoeffizienten der Residuen der verschiedenen Gleichungen in Anhang 9, S. 31 dargestellt.

Schätzergebnisse des SUR-Modells nach Konvergenz der FGLS-Schätzer zu den ML-Schätzern				
	Containerschiffe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengutfrachter (Gl. 4.3.3)	Stückgutfrachter (Gl. 4.3.4)
$\hat{\beta}_0^{(i)}$	-9,3461	25.564,58	12.007,90	23.023,85
p-value	0,998	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_1^{(i)}$	-0,0521	0,1403	287,3484	48,5791
p-value	0,000	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_2^{(i)}$	0,0073	-3.510,243	0,1429	-33,9620
p-value	0,030	0,000	0,000	0,000
$\hat{\beta}_3^{(i)}$	0,0123	-	138,3236	85,6224
p-value	0,000	-	0,001	0,016

Tabelle III: Schätzergebnisse der iterierten FGLS-Schätzung

Der Test auf Autokorrelation 1. Ordnung von *Harvey* ergab ein χ_{ber}^2 von 7,674. Bei einem Signifikanzniveau 5% beträgt der kritische Wert 9,488. Hier liegt folglich ebenfalls keine Autokorrelation 1. Ordnung vor. Die übrigen Modellannahmen sind erfüllt⁸⁹.

4.7 Vergleich und Zusammenfassung der Schätzergebnisse⁹⁰

Die im Rahmen dieser empirischen Untersuchung angewandten Schätzverfahren zeigen hinsichtlich der Effizienz der jeweiligen Schätzer Unterschiede auf. Bei einem Vergleich der Standardabweichungen der verschiedenen Schätzer aus den Tabellen I, II und III erweisen sich die ML-Schätzer weitgehend als die relativ effizientesten. Der Effizienzvorteil der ML- und FGLS-Schätzer gegenüber den OLS-Schätzern nimmt mit dem Ausmaß der kontemporären Korrelation der Residuen zu. Da die kontemporäre Korrelation der Störterme signifikant ist, ist in diesem Fall eine separate Schätzung der Systemgleichungen mit dem OLS-Verfahren nicht empfehlenswert. Das „Mehr an Effizienz“ zwischen den ML- und den FGLS-Schätzern fällt hier gering aus, was z.T. an der

⁸⁹ Da sich die Residuen in den Einzelgleichungen bereits als homoskedastisch erwiesen, soll dies auch für die SUR-Schätzung angenommen werden. Bzgl. des Tests auf Normalverteilung der Residuen, siehe Anhang 10, S. 32.

⁹⁰ Der Einfachheit halber werden in diesem Kapitel die Ergebnisse des iterierten FGLS-Schätzverfahrens als ML-Schätzer bezeichnet.

hohen Korrelation der erklärenden Variablen innerhalb der einzelnen Gleichungen liegt⁹¹.

Die ML-Schätzung zeigt mit einem $R^2_{McElroy}$ von 0,9229 eine leicht bessere Anpassung als die FGLS-Schätzung.

Bei der FGLS- und ML-Schätzung erweisen sich alle partiellen Regressionskoeffizienten als signifikant, was bei der separaten OLS-Schätzung für $\hat{\beta}_1^{(con)}$ nicht der Fall ist.

Das Problem der autokorrelierten Residuen bei der separaten OLS-Schätzung der Gleichung (4.3.3) wird durch Anwendung des FGLS-Schätzverfahrens umgangen. Die FGLS- und ML-Schätzer scheinen robust gegen die nach der OLS-Methode vorliegende Autokorrelation 1. Ordnung zu sein. Dies zeigt neben dem Effizienzgewinn einen weiteren Vorteil des SUR-Schätzverfahrens mit FGLS- bzw. iterierten FGLS-Schätzern im Vergleich zu den separaten OLS-Schätzungen.

5 Zusammenfassung und Ausblick

Das Ziel der vorliegenden Analyse bestand in der Identifikation von Faktoren, die die Dynamik der Segmente der Welthandelsflotte signifikant beeinflussen sowie der Anwendung des SUR-Ansatzes.

Aufgrund der Tatsache, dass die Entwicklung der Welthandelsflotte eine sehr globale Thematik darstellt, erwies sich die Identifikation von Regressoren, die speziell nur einem Teilsegment zugeordnet werden können, als schwierig.

Bei der empirischen Analyse zeigte sich eine kontemporäre Korrelation, was den Einsatz der speziellen SUR-Schätzverfahren rechtfertigte. Diese wiesen effizientere Schätzer auf als die der separaten Schätzungen mit der OLS-Methode. Darüber hinaus besaßen FGLS- und ML-Schätzer im Gegensatz zu den OLS-Schätzern keine autokorrelierten Residuen.

Insgesamt lieferte die in Kapitel 4 präsentierte Untersuchung der wichtigsten Segmente der Welthandelsflotte brauchbare Ergebnisse. Sie unterstrich den vermuteten positiven Zusammenhang zwischen der Kapazität der Welthandelsflotte und Determinanten der Weltwirtschaft. Die zukünftige Entwicklung der Weltwirtschaft und des Welthandels ist und bleibt für die weitere Nachfrage nach qualifizierter Schiffstonnage entscheidend.

⁹¹ Vgl. Kmenta, 1986, S. 645.

Die Ergebnisse der SUR-Analyse sind bei einem Beobachtungszeitraum von nur 22 Jahren jedoch vorsichtig zu interpretieren.

Ebenso ist an das „spurious regression“-Problem zu denken. Kritisch ist auch allgemein die Anwendung des SUR-Modells zur Erklärung der Kapazitätenentwicklung der verschiedenen Schiffstypen zu sehen, da dieses Modell nur unter der Prämisse anzuwenden ist, dass keine Variable zugleich erklärende und zu erklärende sein darf. Die Vergrößerung der Kapazitäten der Stückgutfrachter hängt aber entscheidend von der expansiven Entwicklung der Containerschiffe ab. Diesbezüglich wäre ein interdependentes Mehrgleichungsmodell dem SUR-Modell vorzuziehen.

Anhang

Anhang 1: RESET-Test	27
Anhang 2: Jarque-Bera-Test zur Überprüfung der Normalverteilung der latenten Variablen	27
Anhang 3: White-Test zur Überprüfung der Homoskedastie	28
Anhang 4: Durbin-Watson-Test Überprüfung von Autokorrelation 1. Ordnung	28
Anhang 5: Ljung-Box-Q-Test zur Überprüfung von AK höherer Ordnung	29
Anhang 6: Durbin-Watson-Test nach Transformation der Residuen	29
Anhang 7: Korrelationskoeffizienten zwischen den Regressoren der einzelnen Gleichungen	30
Anhang 8: Testverfahren für kontemporäre Korrelation bei FGLS-Schätzung	31
Anhang 9: Korrelationskoeffizienten zwischen den Residuen der betrachteten Gleichungen nach FGLS-Schätzung	31
Anhang 10: Jarque-Bera-Test zur Überprüfung der Normalverteilung der Residuen $\varepsilon_t^{(i)}$ nach FGLS-Schätzung	32
Anhang 11: Test auf kontemporäre Korrelation bei iterierter FGLS-Schätzung	32
Anhang 12: Korrelationskoeffizienten zwischen den Residuen der Gleichungen nach iterierter FGLS-Schätzung	33
Anhang 13: Jarque-Bera-Test zur Überprüfung der Normalverteilung der Residuen $\varepsilon_t^{(i)}$ nach iterierter FGLS-Schätzung	33

Anhang

Anhang 1: RESET-Test

Vergleich der Ergebnisse der RESET-Tests				
	Contai- nerschiffe	Tank- schiffe	Massengut- frachter	Stückgutfrach- ter
DF	3;15	2;17	3;15	3;15
F_{ber}	1,49	3,54	2,14	2,45
$F_{krit}, \alpha = 0,05$	3,29	3,59	3,29	3,29
$F_{krit}, \alpha = 0,01$	5,42	6,11	5,42	5,42
$p - value$	0,2797	0,0517	0,1359	0,1039

Anhang 2: Jarque-Bera-Test zur Überprüfung der Normalverteilung der latenten Variablen

Jarque-Bera-Test				
	Containerschif- fe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengut- frachter (Gl. 4.3.3)	Stückgut- frachter (Gl. 4.3.4)
Prüfgröße	1,60	1,10	3,91	2,61
p-value	0,4487	0,5770	0,1418	0,2714
NV, bei $\alpha = 5 \%$	ja	ja	ja	ja

Anhang 3: White-Test zur Überprüfung der Homoskedastie

White-Test				
	Containerschiffe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengut- frachter (Gl. 4.3.3)	Stückgut- frachter (Gl. 4.3.4)
Prüfgröße	8,45	9,40	9,97	16,11
p-value	0,4891	0,0943	0,3526	0,0646

Anhang 4: Durbin-Watson-Test zur Überprüfung von Autokorrelation 1. Ordnung

Durbin-Watson-Test für Ausgangsgleichungen				
	Containerschiffe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengut- frachter (Gl. 4.3.3)	Stückgut- frachter (Gl. 4.3.4)
d	1,438	1,218	0,897	1,857
d_L	1,053	1,147	1,053	1,053
d_U	1,664	1,541	1,664	1,664
AK	Unsicherheitsbe- reich	Unsicherheitsbe- reich	ja	nein

Anhang 5: Ljung-Box-Q-Test zur Überprüfung von AK höherer Ordnung

Q-Test von Ljung-Box zur Überprüfung von AK höherer Ordnung				
	Containerschiffe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengutfrachter (Gl. 4.3.3)	Stückgutfrachter (Gl. 4.3.4)
χ_{ber}^2	9,343	4,162	7,436	4,191
$\chi_{krit;5,\alpha=0,05}^2$	11,070	11,070	11,070	11,070
p-value	0,0962	0,5264	0,1902	0,5223
AK	nein	nein	nein	nein

Anhang 6: Durbin-Watson-Test nach Transformation der Residuen

Durbin-Watson-Test nach Durchführung der Cochrane-Orcutt-Prozedur	
	Massengutfrachter (Gl. 4.3.3.)
d vor C-O-Prozedur	0,897
d nach C-O-Prozedur	1,917
d_L	1,053
d_U	1,664
AK	nein

Anhang 7: Korrelationskoeffizienten zwischen den Regressoren der einzelnen Gleichungen⁹²

- Korrelationskoeffizient: r_{ij} wobei $i \neq j$

Korrelationskoeffizienten der Gleichung (Gl. 4.3.1):

	$food_t^{(con)}$	$fuel_t^{(con)}$	$manu_t^{(con)}$
$food_t^{(con)}$	1,0000	0,8507	0,9807
$fuel_t^{(con)}$	0,8507	1,0000	0,8806
$manu_t^{(con)}$	0,9807	0,8806	1,0000

Korrelationskoeffizienten der Gleichung (Gl. 4.3.2):

	$fuel_t^{(tan)}$	$oildpb_t^{(tan)}$
$fuel_t^{(tan)}$	1,0000	0,9141
$oildpb_t^{(tan)}$	0,9141	1,0000

Korrelationskoeffizienten der Gleichung (Gl. 4.3.3):

	$mining_t^{(bulk)}$	$ore_t^{(bulk)}$	$iron_t^{(bulk)}$
$mining_t^{(bulk)}$	1,0000	0,9221	0,6091
$ore_t^{(bulk)}$	0,9221	1,0000	0,7942
$iron_t^{(bulk)}$	0,6091	0,7942	1,0000

⁹² Bei den „fett“ hervorgehobenen Werten ist von versteckter Multikollinearität auszugehen.

Korrelationskoeffizienten der Gleichung (Gl. 4.3.4):

	$manu_t^{(car)}$	$bipklag_t^{(car)}$	$oildpb_t^{(car)}$
$manu_t^{(car)}$	1,0000	0,9854	0,6590
$bipklag_t^{(car)}$	0,9854	1,0000	0,7176
$oildpb_t^{(car)}$	0,7558	0,7552	1,0000

Anhang 8: Testverfahren für kontemporäre Korrelation bei FGLS-Schätzung

Breusch-Pagan-Test auf kontemporäre Korrelation	
H_0	$\sigma_{ij} = 0 \quad i, j = 1, \dots, N; \quad i \neq j$
FG	$\bar{n} = 6$
Kritischer Wert bei $\alpha = 5\%$	12,592
Berechneter Wert	19,532
p-value	0,0034
Schlussfolgerung	H_0 ist abzulehnen.

Anhang 9: Korrelationskoeffizienten zwischen den Residuen der betrachteten Gleichungen nach FGLS-Schätzung

	$\hat{\varepsilon}_t^{(con)}$	$\hat{\varepsilon}_t^{(tan)}$	$\hat{\varepsilon}_t^{(bulk)}$	$\hat{\varepsilon}_t^{(car)}$
$\hat{\varepsilon}_t^{(con)}$	1,0000	-0,1014	0,6714	0,4304
$\hat{\varepsilon}_t^{(tan)}$	-0,1014	1,0000	-0,1640	-0,3779
$\hat{\varepsilon}_t^{(bulk)}$	0,6714	-0,1640	1,0000	0,2678
$\hat{\varepsilon}_t^{(car)}$	0,4304	-0,3779	0,2678	1,0000

Anhang 10: Jarque-Bera-Test zur Überprüfung der Normalverteilung der Residuen $\varepsilon_t^{(i)}$ nach FGLS-Schätzung

Jarque-Bera-Test				
	Containerschiffe (Gl. IV.3.1)	Tankschiffe (Gl. IV.3.2)	Massengutfrachter (Gl. IV.3.3)	Stückgutfrachter (Gl. IV.3.4)
Prüfgröße	0,79	1,44	1,97	3,75
p-value	0,6732	0,4875	0,3734	0,1536
NV, bei $\alpha = 5\%$	ja	ja	ja	ja

Anhang 11: Test auf kontemporäre Korrelation bei iterierter FGLS-Schätzung

Breusch-Pagan-Test auf kontemporäre Korrelation	
H_0	$\sigma_{ij} = 0 \quad i, j = 1, \dots, N; \quad i \neq j$
FG	$\bar{n} = 6$
Kritischer Wert bei $\alpha = 5\%$	12,592
Berechneter Wert	32,122
p-value	0,0000
Schlussfolgerung	H_0 ist abzulehnen.

Anhang 12: Korrelationskoeffizienten zwischen den Residuen der Gleichungen nach iterierter FGLS-Schätzung

	$\hat{\varepsilon}_t^{(con)}$	$\hat{\varepsilon}_t^{(tan)}$	$\hat{\varepsilon}_t^{(bulk)}$	$\hat{\varepsilon}_t^{(car)}$
$\hat{\varepsilon}_t^{(con)}$	1,0000	-0,3373	0,8017	0,5364
$\hat{\varepsilon}_t^{(tan)}$	-0,3373	1,0000	-0,2030	-0,4476
$\hat{\varepsilon}_t^{(bulk)}$	0,8017	-0,2030	1,0000	0,4176
$\hat{\varepsilon}_t^{(car)}$	0,5364	-0,4476	0,4176	1,0000

Anhang 13: Jarque-Bera-Test zur Überprüfung der Normalverteilung der Residuen $\varepsilon_t^{(i)}$ nach iterierter FGLS-Schätzung

Jarque-Bera-Test				
	Containerschiffe (Gl. 4.3.1)	Tankschiffe (Gl. 4.3.2)	Massengutfrachter (Gl. 4.3.3)	Stückgutfrachter (Gl. 4.3.4)
Prüfgröße	0,37	1,60	1,20	2,94
p-value	0,8294	0,4485	0,5501	0,2303
NV, bei $\alpha = 5\%$	ja	ja	ja	ja

Daten

- Teilstimente der Welthandelsflotte (nach Anzahl der Schiffe, in Tsd. gt, in Tsd. dwt, in Tsd. TEU – erhoben für Schiffe größer 300 gt)

Quelle: ISL Shipping Statistics Yearbook (SSYB) 1994, 1997 und 2006, Bremen 1995, 1998 und 2007

ISL Shipping Statistics and Market Review (SSMR) 2007, Ausgabe Januar/Februar 2007, Bremen 2007

- Weltbruttoinlandsprodukt pro Kopf zu Marktpreisen in konstanten Preisen und Wechselkursen von 2000 (in USD)

Quelle: World Development Indicators (WDI) 2007, World Bank

- Weltweite Exporte und Importe von Nahrungsmitteln (in Mio. USD)
- Weltweite Exporte und Importe von Treibstoffen (in Mio. USD)
- Weltweite Exporte und Importe von Industriegütern (in Mio. USD)
- Weltweite Exporte und Importe von Bergbauprodukten (in Mio. USD)
- Weltweite Exporte und Importe von Erzen (als Preisindex mit dem Basiswert 100 im Jahr 1995)

Quelle: World Trade Organization/ WTO

http://www.wto.org/english/res_e/statis_e/its2007_e/appendix_e/a10.xls

- Ölpreis (in USD/Barrel)
- Eisenpreis (in USD)

Quelle: International Monetary Fund (IMF), World Economic Outlook Database, October 2007

Literatur

Bücher, Buch- und Zeitschriftenbeiträge:

Aberle, G. (2003)

Transportwirtschaft, München (Oldenbourg)

Biebig, P., Althof, W., Wagener, N. (2004)

Seeverkehrswirtschaft, 3. erg. Aufl., München (Oldenbourg)

Böhme, H. (1997a)

Tankschiffahrt, in: Bloech, J., Ihde, G. B. (Hrsg.): Vahlens großes Logistiklexikon, München (Beck u.a.), S. 1051-1053

Böhme, H. (1997b)

Bulkcarrier, in: Bloech, J., Ihde, G. B. (Hrsg.): Vahlens großes Logistiklexikon, München (Beck u.a.), S. 119-120

Breusch, T.S., Pagan, A. (1980)

The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics, in: Review of Economic Studies, 47, S. 239-253

Dielman, T.E. (1989)

Pooled Cross-Sectional Time Series Data Analysis, New York (Dekker)

Eckey, H.-F., Kosfeld, R., Dreger, Ch. (2001)

Ökonometrie, 2. überarb. und erw. Aufl., Wiesbaden (Gabler)

Gerstenberger, H. (2002)

Ein globalisiertes Gewerbe, in: Gerstenberger, H., Wilke, U. (Hrsg.): Seefahrt im Zeichen der Globalisierung, Münster (Westfälisches Dampfboot), S. 10-42

Heij, Ch., de Boer, P., Franses, P.H., Kloek, T., van Dijk, H.K. (2004)

Econometric Methods with Applications in Business and Economics, New York (Oxford University Press)

Isensee, J., Poehls, H. (1989)

Schiffsentwurf und Bewertung, in: Geisler, O., Keil, H. (Hrsg.): Sicherheit und Wirtschaftlichkeit großer und schneller Handelsschiffe, Weinheim (VCH), S. 109-127

Judge, G.G., Griffiths, W.E., Hill, R.C., Lütkepohl, H., Lee, T.C. (1985)

The Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed., New York u.a. (Wiley)

Keil, H. (1997)

Technik der Seeschifffahrt, in: Bloech, J., Ihde, G. B. (Hrsg.): Vahlens großes Logistiklexikon, München (Beck), S. 945-949

Kmenta, J. (1986)

Elements of Econometrics, 2nd ed., New York/London (Macmillan)

Koch, A., Schulze P.M. (2006)

Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion, Arbeitspapier Nr. 35, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

Prinz, A., Schulze P.M. (2004)

Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten – Eine Paneldatenanalyse, Arbeitspapier Nr. 26, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

Seidelmann, C. (1997)

Container, in: Bloech, J., Ihde, G. B. (Hrsg.): Vahlens großes Logistiklexikon, München (Beck), S. 143-145

Srivastava, K.V., Giles, D.E. (1987)

Seemingly Unrelated Regression Equation Models: Estimation and Inference, New York (Dekker)

Zachial, M. (2002)

Neuere Entwicklungen in der Seeverkehrswirtschaft, in: Gerstenberger, H., Wilke, U. (Hrsg.): Seefahrt im Zeichen der Globalisierung, Münster, S. 43-54

Zellner, A. (1962)

An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias, in: Journal of the American Statistical Association, 57, S. 348-368

Internet:**Dresdner Bank (2007)**

Dresdner Frachtraten-Zertifikate, Frankfurt/Main,
www.de.zertifikate.dresdner.com/DE/binaer_view.asp?BinaerNr=468,

Stand: Frühjahr 2007, Abruf: 10.12.2007

Hamburgische Seehandlung (2007)

Massengutfrachter, Hamburg, www.seehandlung.de/flotte/massengutfrachter/index.php,

Stand: Frühjahr 2007, Abruf: 11.10.2007

Heymann, E. (2006)

Containerschiffahrt, in: Deutsche Bank Research, Aktuelle Themen Nr. 347, Frankfurt/Main,

http://www.dbresearch.de/PROD/DBR_INTERNET_DE-PROD/PROD0000000000197745.pdf

Stand: 06.04.2006, Abruf: 13.12.2007

Ludwig, T., Tholen, J. (2004)

Beschäftigung, Auftragslage und Perspektive im deutschen Schiffbau, IAW Forschungsbericht der Universität Bremen, 2004,

<http://www.iaw.uni-bremen.de/downloads/FB7-Schiffbau2004.pdf>, Stand: 2004, Abruf: 07.12.2007

Rudnick, B. (2006)

Das Erzübel, in: Stahlmarkt 4/2006,

http://www.stahleisen.de/html/zeitschriften/leseprobe/stahlmarkt_042006.pdf, Stand: April 2006, Abruf: 07.12.2007, S. 35

Schmidbauer, F. (2006)

Erdölpreise und Konjunktur, in: Die Volkswirtschaft, 3-2006, Bern,

<http://www.dievolkswirtschaft.ch/de/editions/200603/Schmidbauer.html>,
Stand: 2006, Abruf: 12.12.2007, S.15-18

Verband Deutscher Reeder/VDR (2007)

Faltblatt 20-2, Hamburg,

<http://www.vdr-online.de/files/images/Faltblatt%202.pdf>,
Stand 31.12.2006: Abruf: 02.11.2007

Daten:

ISL (Institut für Seeverkehrswirtschaft und Logistik) (1995, 1998, 2007)

ISL Shipping Statistics Yearbook (SSYB) 1994, 1997, 2006, Bremen

ISL (2007)

ISL Shipping Statistics and Market Review (SSMR) 2007, Ausgabe Januar/Februar 2007, Bremen

International Monetary Fund (IMF) (2007)

World Economic Outlook Database

World Bank (2007)

World Development Indicators (WDI) 2007, Washington D.C.

World Trade Organization/ WTO (2007)

http://www.wto.org/english/res_e/statis_e/its2007_e/appendix_e/a10.xls

Autoren:

Timo Jost, Dipl.-Kaufmann, Dipl.-Finanzwirt (FH)

Prof. Dr. Peter M. Schulze,

Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

Alle Arbeitspapiere sind 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)

II

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)
33. Peter M. Schulze / Alexander Prinz / Daniela Knoll, E-Learning in der statistischen Grundausbildung von Wirtschaftswissenschaftlern (März 2006)

III

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)