

Teitge, Jonas; Nastansky, Andreas

Working Paper

Interdependenzen in den Renditen DAX-notierter Unternehmen nach Branchen

Statistische Diskussionsbeiträge, No. 47

Provided in Cooperation with:

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Universität Potsdam

Suggested Citation: Teitge, Jonas; Nastansky, Andreas (2011) : Interdependenzen in den Renditen DAX-notierter Unternehmen nach Branchen, Statistische Diskussionsbeiträge, No. 47, Universität Potsdam, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Potsdam, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:517-opus-52084>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/337355>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

UNIVERSITÄT POTSDAM

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Hans Gerhard Strohe (Hrsg.)

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 47

Jonas Teitge

Andreas Nastansky

**Interdependenzen in den Renditen DAX-notierter
Unternehmen nach Branchen**



Potsdam 2011

ISSN 0949-068X

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 47

Jonas Teitge

Andreas Nastansky

Interdependenzen in den Renditen DAX-notierter Unternehmen nach Branchen

Herausgeber: Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe, Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität Potsdam
August-Bebel-Str. 89, D-14482 Potsdam
Tel. +49 (0) 331 977-3225
Fax. +49 (0) 331 977-3210
Email : strohe@uni-potsdam.de
2011, ISSN 0949-068X

Zusammenfassung

Die Identifikation von Einflussfaktoren und deren Wirkungsrichtung auf die Kursentwicklung einer Aktie ist von großer Bedeutung für die Finanzmarktanalyse. Die wechselseitigen Zusammenhänge zwischen den Renditen spezifischer Aktien sind solche relevante Informationen. In diesem Beitrag werden die Interdependenzen von Aktienrenditen auf der Grundlage vektorautoregressiver (VAR)-Modelle für kleine, homogene Branchen- und Marktsegmente analysiert. Hierzu wurden die Renditen ausgewählter im Deutschen Aktienindex (DAX) notierter Unternehmen zu drei Branchensegmenten zusammengefasst. Darüber hinaus zeigt sich am Beispiel der Hoechst-Aktie, dass eine gemeinsame DAX-Notierung Einfluss auf das Beziehungsgeflecht der Renditen innerhalb eines Branchensegmentes nimmt.

JEL-Klassifikation: C32, C58, G10

Schlagworte: Vektorautoregressive Modelle, Deutscher Aktienindex, Aktienrenditen, Impuls-Response-Analyse, Strukturbruch

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung	1
2 VAR-Modelle in der Finanzmarktanalyse.....	3
3 Datengrundlage	4
3.1 Branchengliederung für DAX-Unternehmen	4
3.2 Überblick über den Datensatz und seine Besonderheiten	5
4 Ökonometrische Methodik	8
4.1 Das VAR-Modell	8
4.2 Bestimmung der Lag-Ordnung.....	11
4.3 Grangerkausalität.....	12
4.4 Impulse-Response-Analyse	13
4.5 Chow-Test für Strukturbrüche	16
5 Empirische Resultate.....	18
5.1 Chemie- und Pharmasektor	18
5.1.1 Ergebnisse der VAR-Schätzung.....	18
5.1.2 Grangerkausalität.....	21
5.1.3 Impulse-Response-Analyse	21
5.1.4 Ergebnisüberblick und Interpretation.....	24
5.2 Fahrzeug- und Maschinenbau	25
5.2.1 Ergebnisse der VAR-Schätzung.....	25
5.2.2 Grangerkausalität.....	28
5.2.3 Impulse-Response-Analyse	29
5.2.4 Ergebnisüberblick und Interpretation.....	32
5.3 Finanzsektor.....	33
5.3.1 Ergebnisse der VAR-Schätzung.....	33
5.3.2 Grangerkausalität.....	36
5.3.3 Impulse-Response-Analyse	36
5.3.4 Ergebnisüberblick und Interpretation.....	39
5.4 Einfluss der gemeinsamen DAX-Notierung.....	40
6 Zusammenfassung	43
Literaturverzeichnis	45
Anhang.....	48

Abbildungsverzeichnis

ABBILDUNG 1: DESKRIPTIVE ZUSAMMENFASSUNG DES DATENSATZ.....	6
ABBILDUNG 2: KORRELATIONEN IM CHEMIE- UND PHARMASEGMENT.....	19
ABBILDUNG 3: ADF-TEST FÜR DAS CHEMIE- UND PHARMASEGMENT	19
ABBILDUNG 4: WAHL DER ORDNUNG DES VAR FÜR DAS CHEMIE- UND PHARMASEGMENT	19
ABBILDUNG 5: VAR-MODELL FÜR DAS CHEMIE- UND PHARMASEGMENT	20
ABBILDUNG 6: GRANGERKAUSALITÄT IM CHEMIE- UND PHARMASEGMENT	21
ABBILDUNG 7: OIR FÜR DAS CHEMIE- UND PHARMASEGMENT.....	23
ABBILDUNG 8: KORRELATIONEN IM FAHRZEUG- UND MASCHINENBAUSEGMENT	26
ABBILDUNG 9: ADF-TEST FÜR DAS FAHRZEUG- UND MASCHINENBAUSEGMENT	26
ABBILDUNG 10: WAHL DER ORDNUNG DES VAR FÜR DAS FAHRZEUG- UND MASCHINENBAUSEGMENT	27
ABBILDUNG 11: VAR-MODELL FÜR DAS FAHRZEUG- UND MASCHINENBAUSEGMENT.....	27
ABBILDUNG 12: GRANGERKAUSALITÄT IM FAHRZEUG- UND MASCHINENBAUSEGMENT	28
ABBILDUNG 13: OIR FÜR DAS MASCHINEN- UND FAHRZEUGBAUSEGMENT.....	31
ABBILDUNG 14: KORRELATION IM FINANZSEGMENT	34
ABBILDUNG 15: ADF-TEST FÜR DAS FINANZSEGMENT	34
ABBILDUNG 16: WAHL DER ORDNUNG DES VAR FÜR DAS FINANZSEGMENT	35
ABBILDUNG 17: VAR-MODELL FÜR DAS FINANZSEGMENT	35
ABBILDUNG 18: GRANGERKAUSALITÄT IM FINANZSEGMENT	36
ABBILDUNG 19: OIR FÜR DAS FINANZSEGMENT	38
ABBILDUNG 20: CHOW-TEST FÜR DAS CHEMIE- UND PHARMASEGMENT	40
ABBILDUNG 21: GEGENÜBERSTELLUNG GETRENNTER VAR-MODELLE VOR UND NACH DEM STRUKTUR- BRUCH.....	41
ABBILDUNG 22: HISTORISCHE DAX-ZUSAMMENSTELLUNG.....	48
ABBILDUNG 23: STABILITÄT IM VAR FÜR DAS CHEMIE- UND PHARMASEGMENT.....	49
ABBILDUNG 24: STABILITÄT IM VAR FÜR DAS MASCHINEN- UND FAHRZEUGSEGMENT	49
ABBILDUNG 25: STABILITÄT IM VAR FÜR DAS FINANZSEGMENT.....	49

Abkürzungsverzeichnis

ADF	Augmented-Dickey-Fuller-Test
ADF(p)	Augmented-Dickey-Fuller-Test mit einer Lag-Ordnung von p
AIC	Informationskriterium nach Akaike
ARCH	Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
DAX	Deutscher Aktienindex
DF	Dickey-Fuller-Test
GARCH	Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
GLS	Generalized Least Squares
HQIC	Informationskriterium nach Hannan und Quinn
IR	Impulse-Response-Analyse
MA	Moving average
ML	Maximum Likelihood
OIR	Orthogonalized Impulse-Response
OLS	Ordinary Least Squares (Methode der kleinsten Quadrate)
SBC	Informationskriterium nach Schwarz
VAR	Vektorautoregressiver Prozess
VAR(p)	Vektorautoregressiver Prozess der Ordnung p

1 Einleitung

Für den gewinnbringenden Handel mit Wertpapieren spielen Informationen eine herausragende und kaum zu überschätzende Bedeutung. Das Wissen über zukünftige Ereignisse hat Einfluss auf die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte bezüglich eines Titels und damit verbunden auch über Angebot und Nachfrage sowie dem daraus resultierenden Preis. Folglich kann es die Anleger in eine aussichtsreiche Position zur Realisierung von Gewinnen und zur Vermeidung von Verlusten bringen.

Aus ökonometrischer Sicht ist aus diesem Grund die Identifikation von Einflussfaktoren und deren Wirkungsrichtung auf den Kurs einer Aktie von Bedeutung. Solche Faktoren können psychologischer Art (z.B. operationalisiert durch einen der verschiedenen Konjunkturklimaindizes) sein oder auf Ereignissen beruhen, die das Unternehmen selbst bzw. auch den spezifischen Markt betreffen. Letzterer Faktor bildet den Kern dieser Arbeit. Es gibt bei einer derartigen Analyse einen Konflikt bezüglich der einbezogenen Faktoren. Zum einen können bei der Auswahl möglichst alle Faktoren, die potenziell auch nur einen kleinen Einfluss haben, berücksichtigt werden; zum anderen kann die Analyse auf die vermutlich wichtigsten Faktoren beschränkt werden. Beide Herangehensweisen haben ihre Berechtigung sowie Vor- und Nachteile.

Gerade in der von Zufallsimpulsen dominierten Welt des Wertpapierhandels mit einer schier grenzenlosen Zahl an Märkten und Titeln scheint jedoch eine reduzierte Betrachtung reizvoll. Um diese zu ermöglichen, werden in diesem Beitrag möglichst homogenen Marktsegmente, in denen die Renditen von im DAX notierten und überdies branchengleichen Unternehmen zusammengefasst sind, mittels vektorautoregressiver (VAR)-Modelle untersucht. Es stellt sich dabei die Frage, ob diese sehr enge Segmentierung und die gewählte Art der Modellierung in der Lage sind, die Beziehungen in den Renditen darzustellen. Aufbauend auf die geschätzten Modelle wird überdies untersucht, ob von einer gemeinsamen Notierung im Deutschen Aktienindex (DAX) von Aktien gleicher Branche auch ein Einfluss auf das Beziehungsgeflecht der Titel untereinander ausgeht.

Hierzu wird im Folgenden ein kurzer Überblick über die Verwendung von VAR-Modellen in der Finanzmarktökonomie gegeben. Im Kapitel 2 wird der DAX als Aktienindex kurz vorgestellt und dazu ein Überblick über Historie und die in ihm notierten Unternehmen vermittelt. Auf Grundlage dieser Zusammenstellung werden einige Unternehmen jeweils exemplarisch zu den 3 Branchensegmenten Chemie und Pharmazie, Finanzen sowie Maschinen- und Fahrzeugbau zusammengefasst (Kapitel 3), welche die Grundlage für die nachfolgende Analyse bilden werden. Anschließend wird die statistische Datenbasis vorgestellt und auf Besonderheiten wird eingegangen. Die verwendeten ökonometrischen Verfahren werden in Kapitel 4 skizziert. Dem folgen in Kapitel 5 die empirischen Resultate. Für die einzelnen Segmente (Branchen) werden die Ergebnisse der VAR-Schätzungen sowie eine weiterführenden Analyse anhand von Grangerkausalität und Impulse-Response-Analyse dargelegt. Im Kapitel 6 wird am Beispiel des Chemie- und Pharmasektors eine Analyse auf Strukturbrüche nach Chow bezüglich des Einflusses einer gemeinsamen DAX-Notierung auf das Beziehungsgeflecht untersucht. Dieser Beitrag endet mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse und einem Ausblick für weiteren Forschungsbedarf.

2 VAR-Modelle in der Finanzmarktanalyse

Die Analyse von Renditen am Aktienmarkt mittels VAR-Modellen und den darauf aufbauenden Verfahren ist eine gängige Praxis, um die Interdependenzen, im Besonderen von internationalen Märkten, zu ermitteln. In der Literatur existiert eine Vielzahl von Studien, die sich mit diesem Thema befassen. Hierbei wurden unterschiedliche Ansätze verfolgt. Analysen anhand von VAR-Modellen finden sich für abgrenzte Regionen z.B. der Nordischen Markt bei MATHUR/VIJAVA SUBRAHMAVA (1990) oder der Asiatische Markt bei CHA/OH (2000). Zudem wird untersucht, inwiefern kleinere Märkte von Größeren beeinflusst werden. So untersuchten VERAROSA/KASIMATI (2007) die Wirkung von Veränderungen an den US- und EU-Börsen auf den griechischen Aktienmarkt. Nach den zurückliegenden Finanzkrisen wurden VAR-Modelle genutzt, um die internationale Verbindung der großen Märkte untereinander zu untersuchen. Für die Märkte aus Europa, Japan und den USA wurde eine Analyse von QUAN/HUYGHEBAERT (2006) sowie für einen größeren Zusammenhang zwischen den östlichen und den westlichen Märkten auch von EGERT/KOCENDA (2007) und auch für ausgewählte Indizes für den gesamten Weltmarkt bei CHEOL/SANGDAL (1989) durchgeführt. Hingegen analysierten ACHSANI/STROHE (2006) die Vormachtstellung des US-Marktes, d.h. inwieweit dieser Auswirkungen für asiatische und europäische Aktienmärkte hatte. Eine alternative Möglichkeit der Anwendung von VAR-Modellen ist die Quantifizierung der Veränderungen und Brüche in den Interdependenzen verschiedener Märkte nach wichtigen Ereignissen, wie dies für den asiatischen Raum bei HUYGHEBAERT /WANG (2010) und ACHSANI /STROHE (2002) der Fall war.

Die Erforschung von Interdependenz von Renditen verschiedener Aktien innerhalb eines Landes sowie ihren Veränderungen durch die vektorautoregressive Analyse ist ein offenes Forschungsfeld. Der Vorteil der VAR-Modellierung ist die beinahe theorielose Analyse-möglichkeit der Daten und eine Vielzahl auf ihr basierender weiterführender Verfahren und Test. Gegenstand dieses Beitrags ist die Übertragung des Analyserahmens von großen internationalen heterogenen Märkten auf kleine nationale möglichst homogene Segmente.

3 Datengrundlage

3.1 Branchengliederung für DAX-Unternehmen

Der Deutsche Aktienindex (DAX) ist der wichtigste Index für deutsche börsennotierte Unternehmen. Er umfasst die Titel der 30 größten und umsatzstärksten Unternehmen der Frankfurter Wertpapierbörse (FWB), die ihren operativen bzw. juristischen Sitz innerhalb Deutschlands oder den Schwerpunkt des Handelsumsatzes sowie einen Sitz innerhalb der EU oder der innerhalb eines der EFTA Staaten haben.¹ Seit seiner Gründung am 30.12.1987 hat er sich zu einem einheitlichen Messkonzept für die Entwicklung deutscher Standardwerte etabliert.² Für die deutschen börsennotierten Aktiengesellschaften ist der DAX ein wichtiger Orientierungspunkt.³ Der DAX ist jedoch nicht der erste deutsche Aktienindex, sondern führt den Aktienindex der Deutschen Börsenzeitung fort, dessen Werte bis Oktober 1959 zurückreichen und für die Untersuchung ebenfalls genutzt werden.⁴ Neben einer Reihe weiterer Faktoren erfolgt die Aufnahme in den DAX auch nach der Zugehörigkeit zu einem bestimmten wirtschaftlichen Sektorensegment. Die Liste der DAX-notierten Unternehmen war im Laufe der Zeit Schwankungen unterworfen. Betrachtet man die Gruppe der Gründungsmitglieder des DAX, waren durchgehend 17 Unternehmen notiert.⁵

Durch diese langfristige Verbundenheit über den DAX sowie über die entsprechenden Wirtschaftszweige, soll die Hypothese überprüft werden, dass sich diese reale, enge Verbindung der Unternehmen auch in einem Zusammenhang der entsprechenden Kursverläufe bzw. Renditen manifestiert. Dazu wurde eine Auswahl dieser Unternehmen in 3 größere Branchengruppen zusammengefasst, welche die Grundlage der weiteren Analyse bilden werden. Bei der Auswahl wurde darauf geachtet, möglichst homogene und kleine Segmente zu formen. Die Aufnahme von Hoechst⁶ beruht auf der Tatsache, dass so auch eine Grundlage für die Analyse des Einflusses gemeinsamer Notierung im DAX über die Marktverbundenheit hinaus geschaffen wurde.

¹ Vgl. Deutschen Börse (2010), S. 7.

² Vgl. Kachel (2008), S. 600.

³ Vgl. Kachel (2008), S. 600.

⁴ Vgl. Deutschen Börse (2010), S. 17.

⁵ Siehe Anhang.

⁶ Hoechst war, wie dem Anhang zu entnehmen ist, nur bis zum Jahr 1999 Mitglied im DAX.

Die Überlegungen führten zu den folgenden drei Segmenten:

- **Chemie und Pharma:** BASF, Bayer, Hoechst
- **Fahrzeug- und Maschinenbau:** Linde, Siemens, MAN, Daimler, BMW
- **Finanzen:** Deutsche Bank, Commerzbank, Hypo-Vereinsbank, Allianz

3.2 Überblick über den Datensatz und seine Besonderheiten

Der vorliegende Datensatz beinhaltet Zeitreihendaten für die Renditen zwischen dem 05.01.1960 und 31.1.2008.⁷ Die Daten stammen aus der Karlsruher Kapitalmarktdatenbank (KKMDB).⁸ Für den gesamten Datensatz ist eine Bereinigung nach der Methodik der sog. Operation Blanche erfolgt.⁹ Nötig ist diese, da es bei Aktien zu technisch bedingten Kursänderungen kommen kann, die jedoch nicht direkt im Marktgeschehen selbst begründet liegen.¹⁰ Solche Ereignisse sind zum Beispiel Dividendenzahlungen, Kapitalerhöhungen, Kapitalherabsetzungen, Notizwechseln sowie Aktiensplits. Für eine empirische Analyse der Daten ist es notwendig, eine Zeitreihe um derartige Ereignisse zu bereinigen, um zu validen Ergebnissen zu gelangen. Als Grundidee der verwendeten Methodik der Operation Blanche wird davon ausgegangen, dass die Anleger für eine Planungsperiode einen bestimmten Betrag investieren und während des Betrachtungszeitraumes weder Kapitalzuflüsse noch Kapitalentnahmen erfolgen.¹¹ Für die verschiedenen Ereignisse können Korrekturfaktoren berechnet werden, mit denen die Renditen der Aktien retrograd bereinigt wurden. Bei der retrograden Bereinigung werden im Vergleich zur progressiven Bereinigung bei einem kurswirksamen Ereignis alle zurückliegenden und nicht die kommenden Kurse mit dem entsprechenden Korrekturfaktor bereinigt. Dies hat den Vorteil, dass der aktuelle Tageskurs (z.B. aus einer Tageszeitung) auch der gültige ist.

Die folgende Abbildung zeigt eine deskriptive Zusammenfassung des vorliegenden Datensatzes für die Tagesrenditen der relevanten Unternehmen.

⁷ Die Hoechst AG wurde nur bis Ende des Jahres 2004 gehandelt. Entsprechend sind nur bis zu diesem Zeitraum Daten vorhanden.

⁸ Vgl. homepage: <http://fimi.fbv.uni-karlsruhe.de>

⁹ Vgl. Sauer (1991), S. 3.

¹⁰ Vgl. Sauer (1991), S. 4.

¹¹ Vgl. Sauer (1991), S. 3.

Unternehmen	Beob.	Mittelwert	Standardabw.	Minimum	Maximum
Linde	12041	0.0521590	1.428976	-13.49693	11.64511
MAN	12013	0.0625133	1.825274	-21.05263	25.00000
Hoechst	11384	0.0526259	1.325209	-15.06173	15.47619
Bayer	12041	0.0491153	1.432593	-18.27243	38.13230
BASF	12063	0.0529505	1.292704	-10.19332	12.96296
Commerzbank	12042	0.0408157	1.504428	-13.63636	19.75309
Allianz	11965	0.0505783	1.701392	-15.29412	21.25604
BMW	12042	0.0765743	1.814801	-17.52066	32.63473
Daimler	12021	0.0557829	1.649585	-15.03268	17.47708
Siemens	12064	0.0478306	1.451755	-11.17851	19.14894
Hypo-Vereinsbank	12041	0.0499975	1.610199	-15.88235	23.78902
Deutsche Bank	12063	0.0449834	1.401719	-15.63805	13.04910

Abbildung 1: Deskriptive Zusammenfassung des Datensatz

Die Mittelwerte der Renditen sind für alle Unternehmen positiv und bewegen sich zwischen 0,040 (Commerzbank) und 0,077 (BMW) Prozent. Im Verhältnis zu ihren Mittelwerten zeigt sich bei allen Unternehmen eine hohe Standardabweichung bzw. Volatilität, was jedoch für Aktienrenditen nicht weiter ungewöhnlich ist. Bei den maximalen und minimalen Renditen finden sich zum Teil hohe Werte von jenseits der 20% und sogar 30%. Eine genauere Betrachtung der Datensätze im Einzelnen zeigt jedoch, dass es sich dabei um einige wenige Ausreißer pro Zeitreihe handelt.

Wie aus Abbildung 1 deutlich wird, ist nicht für alle Renditen die gleiche Anzahl an Beobachtungen vorhanden. In den Zeitreihen finden sich Lücken (missing values). In der Literatur existieren unterschiedliche Möglichkeiten mit fehlenden Werten umzugehen¹² Aufgrund der im Verhältnis zur gesamten Anzahl verhältnismäßig kleinen Zahl fehlender Werte, wurde im Weiteren auf die Methode der listwise deletion zurückgegriffen. Bei listwise deletion wird im Falle eines fehlenden Wertes der gesamte Beobachtungszeitpunkt von der Analyse ausgeschlossen.¹³

¹² Vgl. Allison (2001), S. 5.

¹³ Vgl. Allison (2001), S. 6.

Bei diesem Verfahren ist das Problem anzumerken, dass eine Streichung eines gesamten Beobachtungszeitpunktes zu einer Beeinträchtigung der Periodizität und damit zu Problemen bei der Interpretation der Ergebnisse führen kann. Außerdem führt das Verfahren der listwise deletion zu einer Reduktion des Datensatzes. Bei der großen Zahl an vorhandenen vollständigen Beobachtungen und der verhältnismäßig kleinen Zahl fehlender Werte, wird dies jedoch als hinnehmbar angesehen. Des Weiteren ist davon auszugehen, dass die fehlenden Werte zufällig und nicht in einem Zusammenhang mit ihrer Ausprägung oder anderen Faktoren, wie dies z.B. bei Befragungen anhand von Fragebögen auftreten kann, entstanden sind. Dies konnte bei einer zufälligen Auswahl einiger der fehlenden Werte bestätigt werden.

4 Ökonometrische Methodik

Vektoren und Matrizen sind durch **fett gedruckte** Formelsymbole gekennzeichnet. Die jeweilige Dimension ist dem erläuternden Text zu entnehmen.

4.1 Das VAR-Modell

Grundlage der Analyse soll eine Modellierung der Renditen innerhalb der vorgestellten Branchen anhand eines vektorautoregressiven Ansatzes bilden. Vektorautoregressive (VAR) Modelle bilden in der Zeitreihenanalyse eine Spezialform der multivariaten Regression. Ein solches VAR-Modell behandelt alle Variablen als potenziell endogen und kommt so weitestgehend ohne a-priori Annahmen bezüglich des Beziehungsgeflechtes und andere theoretische Grundlagen aus. In einem vektorautoregressiven Modell wird jede Variable als eine Funktion aller anderen Variablen des Modells formuliert, wobei in einem VAR mit der Ordnung p jede Komponente von $\mathbf{y}_t$ linear von ihren eigenen bis zu p Perioden verzögerten Werten sowie von den bis zu p Perioden verzögerten Werten aller anderen gemeinsam abhängigen Variablen abhängt. Demnach bildet die reduzierte Form des Systems den Ausgangspunkt der Analyse.¹⁴ Die Modellierung der Renditen als VAR bietet die Möglichkeit die Stabilität zu untersuchen, Grangerkausalität zu testen und Impulse-Response-Funktion zu schätzen. Formal lässt es sich in vektorieller Schreibweise für $i = 1, \dots, j, \dots, K$ beobachtbare Variablen und $t = 1, \dots, s, \dots, T$ Zeitpunkte wie folgt darstellen:

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\theta}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\theta}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \dots + \boldsymbol{\theta}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t$$

wobei $\mathbf{y}_t = (\mathbf{y}_{1t}; \dots; \mathbf{y}_{jt}; \dots; \mathbf{y}_{Kt})'$ ein $K \times 1$ Vektor der gemeinsam abhängigen (endogenen) Variablen, $\boldsymbol{\theta}_\tau (\tau = 1, \dots, p)$ die $K \times K$ Koeffizienten-Matrix der verzögerten endogenen Variablen, p die Ordnung des VARs und $\mathbf{u}_t = (\mathbf{u}_{1t}; \dots; \mathbf{u}_{Kt})'$ der Vektor von Zufallsfehlern zum Zeitpunkt t ist. Das Element $\theta_{\tau,ij}$ gibt nun jeweils an, um wie viele Einheiten sich die i -te Variable verändert wenn es (*ceteris paribus*) vor τ Zeiteinheiten zu einer Veränderung um eine Einheit in der j -ten Variable kam.

Für den Fehlerterm gilt zudem, dass es sich dabei um ein vektorielles Weißes Rauschen mit den folgenden Eigenschaften handelt:¹⁵

¹⁴ Vgl. Rinne / Specht (2002), S. 522.

¹⁵ Vgl. Enders (2004), S. 264.

$$E[\mathbf{u}_t] = 0$$

$$E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}'_s] = \begin{cases} \mathbf{0}_{K \times K} & \text{für } t \neq s \\ \mathbf{\Sigma} & \text{für } t = s \end{cases}$$

Die erste Annahme besagt, dass der Erwartungswert aller Fehlerterme in allen Gleichungen Null ist. Die zweite Annahme besagt, dass die Fehlerterme zu verschiedenen Zeitpunkten unkorreliert sind: Das Matrizenprodukt hat dann die Einheitsmatrix der entsprechenden Dimension als Ergebnis. Für gleiche Zeitpunkte gilt, dass die kontemporäre Kovarianzmatrix über alle Zeitpunkte hinweg konstant ist:

$$Var[\mathbf{u}_t] = \mathbf{\Sigma} \forall t$$

Störvariablen unterschiedlicher Gleichungen können kontemporär (zeitgleich) korrelieren und heteroskedastisch sein, sodass die Varianz-Kovarianz-Matrix der Störvariablen ($\mathbf{\Sigma}_u$) im Allgemeinen keine Diagonalmatrix darstellt. Demzufolge weist die gleichzeitige Korrelation auf gleichzeitige Beziehungen zwischen den gemeinsam abhängigen Variablen in $\mathbf{y}_t$ hin. Die Kombination von Störvariablen zu verschiedenen Zeitpunkten ist gleich Null.

Ein VAR-Prozess der oben beschriebenen Form heißt stabil, wenn die Determinante (det) der charakteristischen Gleichung ungleich Null ist bzw. alle Eigenwerte der Koeffizientenmatrix $\mathbf{\theta}$ kleiner 1 sind.¹⁶

$$\det(\mathbf{I}_n - \mathbf{\theta}_1 z - \dots - \mathbf{\theta}_p z^p) \neq 0 \text{ für } |z| \leq 1$$

Es kann gezeigt werden, dass aus der Stabilität des Systems auch eine Vektor-Stationarität für $\mathbf{y}_t$ folgt.¹⁷

Die Schätzung eines VAR-Modells ohne Restriktionen kann mit OLS durchgeführt werden. Unter den gegebenen Voraussetzungen ist dieser Schätzer mit dem ML- Schätzer identisch und führt zu keinem Verlust asymptotischer Effizienz.¹⁸ Ist der Prozess darüber hinaus stabil und die Einzelvariablen stationär sowie die Annahmen bezüglich des Fehlerterms zutreffend,

¹⁶ Vgl. Johannssen (2009), S. 26.

¹⁷ Vgl. Mills (2006), 491 ff.

¹⁸ Vgl. Zellner (1962), S. 354.

ist der OLS-Schätzer für alle $\theta_\tau (\tau = 1, \dots, p)$ asymptotisch konsistent und normalverteilt.¹⁹ Obwohl gezeigt werden kann, dass auch VAR-Modelle mit nicht-stationären Variablen möglich sind, wird in diesem Beitrag die Annahme der Stationarität gefordert.²⁰

Stationarität der endogenen Variablen kann mithilfe von Einheitswurzeltests (Unit Root Tests) bestimmt werden. Bei dem von Dickey und Fuller (1979) entwickelten DF-Test wird die Nullhypothese der Nicht-Stationarität gegen die Alternativhypothese der Stationarität der zugrunde liegenden Zeitreihe untersucht. Den Ausgangspunkt bildet die Approximation der Zeitreihe durch einen autoregressiven Prozess erster Ordnung AR(1):

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

Anschließend wird die Gleichung durch Bildung der ersten Differenzen umgeformt:

$$y_t - y_{t-1} = \Delta y_{t-1} = \phi y_{t-1} + u_t \text{ mit } \phi = (\rho - 1)$$

Die Hypothesen werden dann wie folgt formuliert:

$$H_0 = \phi \geq 0 \text{ Nicht - Stationarität}$$

$$H_1 = \phi < 0 \text{ Stationarität}$$

Zur Durchführung des DF-Tests wird die umgeformte Gleichung als Regressionsmodell betrachtet und der Parameter ϕ mittels einer OLS-Schätzung bestimmt und einseitig getestet. Hierbei soll die Negativität von $\hat{\phi}$ überprüft werden. Nur wenn $\hat{\phi}$ negativ ist, liegt ρ unter Eins. Ist der ermittelte t-Wert des Regressionskoeffizienten kleiner als der negative kritische Wert, kann die Nullhypothese verworfen werden und die Zeitreihe y_t ist unter Beachtung des Fehlers 1. Art stationär. Die t-Statistik als Prüfgröße der Signifikanz der Parameter ist jedoch nicht anwendbar, da bei Gültigkeit der Nullhypothese eine nichtstationäre auf eine stationäre Variable regressiert wird und die Testvariable keiner t-Verteilung folgt.²¹ Die kritischen Werte wurden von Dickey und Fuller durch Simulationsstudien hergeleitet.

¹⁹ Vgl. Lütkepohl (2006), S. 73.

²⁰ Vgl. Sims (1980), S. 33.

²¹ Vgl. Rinne (2004), S. 205.

Bei autokorrelierten Störtermen ist der Augmented Dickey-Fuller-(ADF)-Test anzuwenden. Dabei werden verzögerte endogene Variablen zur Approximation der Autokorrelation des Störterms als weitere Regressoren aufgenommen:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \psi_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

Die Störvariable erfüllt nun die klassischen Anforderungen und die OLS-Schätzung kann erfolgen. Wobei zu beachten ist, dass nur so viele Verzögerungen aufgenommen werden sollten wie nötig, um die Autokorrelation zu beseitigen. Bei der Bestimmung der Lag-Ordnung der obigen Regressionsgleichung findet in diesem Beitrag das Informationskriterium von Hannan und Quinn (HQIC) Anwendung.

In der Praxis muss oft davon ausgegangen werden, dass die AR(1)-Approximationen für y_t noch eine Konstante enthält. Unter den Bedingungen der Nullhypothese entsteht dann ein sogenannter Random Walk mit Drift. Dann verändert sich die Verteilung der t-Werte noch einmal entscheidend.

4.2 Bestimmung der Lag-Ordnung

Eine besondere Bedeutung in der Modellierung eines VAR-Modells kommt der Wahl der Lag-Ordnung p zu. Bei einer größeren Zahl an endogenen Variablen führt eine höhere Lag-Ordnung schnell zu einem komplexeren Modell mit einer höheren Anzahl von Koeffizienten, die für jedes zusätzliche Lag quadratisch mit der Zahl der Variablen steigt. Beim Schätzen einer großen Zahl von Parametern aus einer begrenzten Zahl von Beobachtungen kann es leicht zu unpräzisen Schätzungen kommen, welche zu einer erschwerten Interpretation und Problemen bei der Prognose führen können.²² Bei der Modellierung stellt sich die Frage, auf welcher Grundlage die Lag-Ordnung bestimmt werden soll. Zur Bestimmung von p können Informationskriterien herangezogen werden. Dazu werden VAR(m) Modelle mit $m = 1, \dots, p_{max}$ berechnet und dasjenige Modell gewählt, dass das Informationskriterien optimiert. Für die Bestimmung der Lag-Ordnung wird in diesem Beitrag das Informationskriterium von Hannan und Quinn genutzt.²³

²² Vgl. Mills (2006), S. 488.

²³ Vgl. Hannan (1979), S. 193.

$$HQ(m) = \ln \det (\tilde{\Sigma}_m) + \frac{2 \log \log T}{T} m K^2$$

Wobei gilt, dass $\tilde{\Sigma}_m = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\mathbf{u}}_t \hat{\mathbf{u}}_t'$ also die Kovarianzmatrix der Residuen für ein Modell der Ordnung m ist.²⁴

Allgemein neigt das HQIC für die meisten Fälle zu einem guten Kompromiss zwischen Informationskriterien mit tendenziell höherer Lag-Ordnungen (z.B. das Informationskriterien von Akaike²⁵) und solchen die eher parameterarme Modelle bevorzugen (z.B. das Informationskriterium von Schwarz²⁶).²⁷ Zuvor muss die maximale Ordnung (p_{max}) des jeweiligen VAR-Modells angegeben werden. Hier wurde eine Lag-Ordnung von $p_{max} = 10$ gewählt, das einem Lag von zehn Börsentagen also in den meisten Fällen einer Verzögerung von 2 Wochen entspricht.

4.3 Grangerkausalität

Für VAR-Modelle gehört ein Test auf Grangerkausalität zum grundlegenden ökonometrischen Handwerkszeug. Das Konzept der Grangerkausalität ermöglicht festzustellen, ob die in einer Variablen enthaltenen Informationen einen relevanten Beitrag bei der Prognose einer abhängigen Variablen liefern. Seien zwei stationäre Prozesse x_t und y_t betrachtet, so wird x_t als grangerkausal für y_t bezeichnet, wenn unter Zuhilfenahme der zurückliegenden Realisierungen $x_t; x_{t-1}; x_{t-2}; \dots$ etc. eine bessere Prognose von y_{t+1} möglich ist, als es ohne diese der Fall wäre.²⁸ Im vorliegenden Fall eines VAR kann die Grangerkausalität einer oder mehrerer Variablen des Vektors $\mathbf{y}_t$ getestet werden, indem dieser in die zwei Teilvektoren $\mathbf{y}_{1t}$ und $\mathbf{y}_{2t}$ der Dimensionen $K_1 \times 1$ und $K_2 \times 1$ geteilt wird, wobei gilt $K = K_1 + K_2$. Für das gesamte VAR können die beiden Einzelprozesse wie folgt dargestellt werden:

$$\mathbf{y}_{1t} = \sum_{i=1}^P \boldsymbol{\theta}_{i,11} \mathbf{y}_{1,t-1} + \sum_{i=1}^P \boldsymbol{\theta}_{i,12} \mathbf{y}_{2,t-1} + \mathbf{u}_{1t}$$

²⁴ Vgl. Mills (2006), S. 489.

²⁵ Vgl. Akaike (1974), S. 720.

²⁶ Vgl. Schwarz (1991), S. 464.

²⁷ Vgl. Mills (2006), S. 490.

²⁸ Vgl. Granger (1969), S. 428.

$$y_{2t} = \sum_{i=1}^P \theta_{i,21} y_{1,t-1} + \sum_{i=1}^P \theta_{i,22} y_{2,t-1} + u_{2t}$$

Das Hypothesenpaar für den Grangerkausalitätstest ist:

$$H_0: \theta_{i,21} = 0 ; \forall i$$

$$H_1: \theta_{i,21} \neq 0; \exists i$$

Unter der Nullhypothese sind alle Koeffizienten der Matrix $\theta_{i,21}$ über alle i hinweg gleich Null, der Block y_{2t} ist also nicht grangerkausal für y_{1t} . Eine Ablehnung der Nullhypothese und dabei Annahme der Gegenhypothese besagt nun, dass es im Vektor y_{2t} mindestens einen Koeffizienten gibt, der von Null verschieden ist, und dass y_{2t} grangerkausal für y_{1t} ist. Aufgrund des Verzichts auch auf a priori Restriktionen in den VAR-Modellen ist die Wald-Statistik asymptotisch X^2 -verteilt und kann als Grundlage für den Test dienen.²⁹ Da wie beschrieben ein Vektor auf Kausalität getestet wird, kann sowohl die Kausalität einer einzelnen Variablen oder auch die sogenannte Block-Kausalität, also die Grangerkausalität einer Gruppe von Variablen für eine einzelne andere Variable getestet werden. Das Konzept der Grangerkausalität ist nicht einfach mit dem der Kausalität im eigentlichen Wortsinn gleichzusetzen. Vielmehr wird hierbei die Idee verfolgt, dass die Ursache der Wirkung, die von ihr ausgeht, zeitlich vorgelagert ist.³⁰

4.4 Impulse-Response-Analyse

Die Impuls-Response-Analyse, auch Innovationsrechnung genannt, stellt eine wichtige Anwendung von vektorautoregressiven (VAR)-Modellen dar. Mithilfe von Impuls-Response-Funktionen ist es zum Beispiel möglich, die Reaktion sowie das zeitliche Profil von Schocks zu untersuchen. Die Innovationsrechnung zeigt, wie die Variablen des Systems auf einen Schock (=Innovation) bei einer dieser Variablen im Zeitablauf reagieren, d.h. wie sich ein Impuls zu einem bestimmten Zeitpunkt in einer Gleichung durch das System fortpflanzt.³¹

²⁹ Vgl. Mills (2006), S. 500.

³⁰ Vgl. Schulze (2004), S. 3.

³¹ Vgl. Rinne (2004), S. 270.

Ist ein vorliegendes VAR-Modell sowohl stabil als auch stationär, lässt es sich auch als unendlicher MA-Prozess³² darstellen:³³

$$\mathbf{y}_t = \sum_{s=0}^{\infty} \mathbf{M}_s \mathbf{u}_{t-s}$$

wobei $\mathbf{M}_s$ eine $K \times K$ Koeffizientenmatrix ist. Ein Element innerhalb dieser Matrix wie m_{ij} gibt dabei nun an, welche Wirkung ein singulärer Schock in u_j auf den gesamten Vektor $\mathbf{y}_t$, also auf alle heutigen Ausprägungen der Variablen entfaltet. Es kann also eine Aussage darüber getroffen werden, in welche Richtung und wie stark die Variablen reagieren, wenn eine von Ihnen einem Schock ausgesetzt wurde. Die Schätzung der Impulse-Response-Matrix ist entsprechend der Schätzung der Koeffizienten des VARs mit OLS möglich.

Da $\mathbf{u}_t$ die Störvariablen aus der reduzierten Form sind und im Allgemeinen gilt $\Sigma_{\mathbf{u}} \neq \mathbf{I}$, ist zu erwarten, dass die Schockvariablen (die Komponenten von $\mathbf{u}_t$) kontemporär korreliert sind. Folglich besitzen sie keine unmittelbare ökonomische Interpretation.³⁴ Der Vorteil der VAR-Modellierung, dass jede Variable endogen ist, wird dadurch eingeschränkt, dass die Residuen sich nicht als Schocks einer bestimmten Variable allein zuordnen lassen. Für die ökonomische Bewertung ist hingegen der isolierte Effekt des Schocks einer Variablen in $\mathbf{y}_t$ von Bedeutung. Das erfordert, die Gleichungen zu identifizieren – sodass die Schocks eindeutig interpretierbar sind. Aus diesem Grund wird der Vektor der Störvariablen mit einer unteren Dreiecksmatrix $\mathbf{Q}$, mit positiven Elementen auf der Hauptdiagonalen, so transformiert, dass die Komponenten des neuen Schockprozesses $\mathbf{v}_t$ orthogonal sind, d.h. keine zeitgleiche Korrelation zu den anderen Störvariablen aufweisen und $\mathbf{v}_t$ eine diagonale Kovarianzmatrix ($\Sigma_{\mathbf{v}} = E[\mathbf{v}_t \mathbf{v}_t^T] = \mathbf{I}$) besitzt.³⁵ Die Transformation zu orthogonalen Störvariablen geschieht über eine Cholesky-Zerlegung der Varianz-Kovarianz-Matrix von $\mathbf{u}_t$, welche eine rekursive Struktur des Systems unterstellt:³⁶

$$\Sigma_{\mathbf{u}} = \mathbf{Q}\mathbf{Q}^T$$

³² Der Prozess wird durch fortlaufende Substitution als Summe aller vergangenen Störterme dargestellt.

³³ Vgl. Mills (2006), S. 501.

³⁴ Vgl. Nastansky (2011), S. 3.

³⁵ Vgl. Rinne (2004), S. 271.

³⁶ Vgl. Rinne (2004), S. 271.

Die Anordnung der Variablen im VAR entspricht dann ihrer zeitlichen Reaktionsstruktur. Die Variable in der ersten Gleichung hängt folglich nur von sich selber ab. Die Variable in der zweiten Gleichung wird durch ihre eigenen Schocks und durch die Schocks auf die erste Gleichung (Variable) beeinflusst, etc. Die MA-Darstellung kann für die orthogonalen Schockvariablen $\mathbf{v}_t$ wie folgt formuliert werden:

$$\mathbf{y}_t = \sum_{s=0}^{\infty} \mathbf{P}_s \mathbf{v}_{t-s} \text{ mit } \mathbf{P}_s = \mathbf{M}_s \mathbf{Q} \text{ und } \mathbf{v}_t = \mathbf{Q}^{-1} \mathbf{u}_t$$

wobei $\mathbf{P}_s$ die Matrix der Impuls-Antwort-Koeffizienten (auch Multiplikatoren) ist. Die in $\mathbf{v}_t$ stehenden orthogonalen Schockvariablen haben alle eine Varianz (Standardabweichung) von Eins. Das Element $(ij \ s)$ der Matrix $\mathbf{P}_s$ ist die Antwort der i -ten Variablen auf einen einmaligen Impuls in Höhe einer Standardabweichung der j -ten Variablen in der Periode s . Indem man $s = 1, 2, \dots$ setzt, kann das zeitliche Profil verfolgt bzw. grafisch dargestellt werden. Ist das VAR(p)-Modell stationär, läuft der temporäre Schock aus und die Impuls-Response-Funktionen nähern sich (asymptotisch) dem Wert Null. Die Bedeutung eines einmaligen Schocks nimmt mit der Distanz der Innovation zur aktuellen Periode ab.

Durch die Orthogonalisierung der $\mathbf{u}_t$ wurde das Problem kontemporärer Korrelationen gelöst. Es ist bei dieser Transformation notwendig, den Variablen eine feste Reihenfolge zu geben, was einen Einfluss auf die Ergebnisse haben kann. Diese Reihenfolgeabhängigkeit ist eines der großen Probleme der OIR.³⁷ Eine andere Reihenfolge der endogenen Variablen im Vektor $\mathbf{y}_t$ führt zu einer veränderten Impuls-Response-Matrix $\mathbf{M}_s$. Damit wird die Interpretation der Koeffizienten erschwert und lässt die Impuls-Response-Folgen uneindeutig werden. In der Literatur existieren unterschiedliche Ansätze für diese Problematik. Zum einen gibt es die generalisierte (verallgemeinerte) Impulse-Reponse-Analyse, welche das Problem der Reihenfolgeabhängigkeit beheben kann; allerdings auch die Interpretation erschwert und einschränkt.³⁸ Einen alternativen Weg bietet jedoch eine Anordnung der

³⁷ Vgl. Lütkepohl (2006), S. 59.

³⁸ Vgl. Pesaran / Shin (1998), S. 18.

Variablen nach ökonomischen Hypothesen und Gesichtspunkten oder auf Grundlage der bisherigen Resultate des VAR.³⁹ Letztere Möglichkeit wird nach ihrem Erfinder Herman Wold auch als Wold-Kausalität bezeichnet und soll für die Analyse genutzt werden. Es ist zu beachten, dass die Ergebnisse in der Interpretation nur auf den gewählten Vektor beschränkt bleiben können.

4.5 Chow-Test für Strukturbrüche

Der Chow-Test, benannt nach Gregory Chow, bietet eine Möglichkeit ein Modell mit Zeitreihendaten an einem unter Verdacht stehenden Zeitpunkt auf einen Strukturbruch der Parameter zu untersuchen.⁴⁰ Aus Gründen der Übersichtlichkeit soll dieser Test anhand eines linearen Eingleichungsmodells vorgestellt werden. Der Chow-Test gilt ebenso für den multiplen Fall. Für den Test wird das Gesamtmodell für den gesamten zu untersuchenden Zeitraum in zwei Teilmodelle vor und nach dem vermuteten Strukturbruch unterteilt. Für ein Gesamtmodell der Form

$$Y_t^G = B^G X_t^G + \varepsilon_t^G$$

werden die Vektoren der Variablen bei einem vermuteten Strukturbruch zum Zeitpunkt s in die zwei Teile geteilt:

$$Y_t^1 = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \dots \\ Y_s \end{pmatrix}; Y_t^2 = \begin{pmatrix} Y_{s+1} \\ Y_{s+2} \\ \dots \\ Y_T \end{pmatrix}$$

Für beide Modelle werden Parameter und daraus resultierende Residuen u_t^1 bzw. u_t^2 geschätzt. Die Nullhypothese lautet, dass die Parameter des ersten Teilmodells gleich denen des zweiten Teilmodells sind, also kein Strukturbruch zum Zeitpunkt s vorliegt.

$$H_0: B^1 = B^2$$

$$H_1: B^1 \neq B^2$$

³⁹ Vgl. Lütkepohl (1993), S. 52.

⁴⁰ Vgl. Chow (1960), S. 592.

Unter dieser Nullhypothese ist die folgende Teststatistik F-Verteilt.⁴¹

$$\tilde{F} = \frac{\frac{\tilde{\Sigma}_G - \tilde{\Sigma}_1}{T - s}}{\frac{\tilde{\Sigma}_1}{s - K - 1}}$$

Mit $\tilde{\Sigma}_i$ ($i = 1, 2, G$) als die jeweiligen Summen der Residuenquadrate aus den entsprechenden Schätzungen. Die Nullhypothese, dass kein Strukturbruch vorliegt, kann verworfen werden, wenn

$$\tilde{F} > F_{T-s; s-K-1}^{\alpha}$$

ist. Wobei α das Signifikanzniveau bezeichnet und die beiden Freiheitsgrade der F-Verteilung $T-s$ und $s - K - 1$ sind.

⁴¹ Vgl. Auer (2003), S. 314.

5 Empirische Resultate

Für die Schätzung der VAR-Modelle wurde das Programm Stata in der Version 9.1 verwendet.⁴² Als Signifikanzniveau wird 5% zugrundegelegt. Signifikante Koeffizienten und alle Teststatistiken, die auf diesem Niveau zu einer Ablehnung der Nullhypothese führen, sind im empirischen Teil durch **Fettdruck** hervorgehoben.

5.1 Chemie- und Pharmasektor

5.1.1 Ergebnisse der VAR-Schätzung

Für die Analyse wurden im Chemie- und Pharmasektor die Renditen der Bayer AG, der Hoechst AG und der BASF AG einbezogen.

- **Bayer AG:** Die Bayer AG wurde im Jahre 1863 mit Hauptsitz in Leverkusen von seinem Namensgeber Friedrich Bayer gegründet. In ihrer heutigen Form ist sie eine Holding mit den ausgegliederten Teilbereichen Bayer CropScience (Pflanzenschutz), Bayer HealthCare (Pharma), Bayer Polymers (Polymere) und Bayer Chemicals (Chemie).
- **Hoechst AG:** Der Chemie und Pharmakologiekonzern Hoechst wurde im Jahre 1863 in der deutschen Stadt Höchst am Main gegründet, auf welche ihr Name zurückgeht. Die Hoechst AG war bis zu ihrem Ausschluss im Jahr 1999 ständiges Mitglied im DAX. Die Papiere der AG wurden danach noch weiter an der Frankfurter Börse gehandelt, bis Hoechst 2004 endgültig mit Aventis fusionierte.
- **BASF AG:** Das Akronym stammt vom Gründungsnamen der Unternehmung Badische Anilin- & Soda-Fabrik aus dem Jahre 1865. BASF ist heute einer der weltweit größten Chemiekonzerne, wobei die Firma in verschiedenen Geschäftsfeldern wie Öl- und Gasförderung, Veredelungsprodukte, Kunststoffen, Chemikalien sowie branchen- und kundenspezifische Systemlösungen tätig ist.

Es ist anzumerken, dass die 3 Unternehmen nicht nur durch ihre Zugehörigkeit im DAX miteinander verbunden sind. Vor dem 2. Weltkrieg wurden sie unter dem Namen IG Farben zusammengefasst und erst ab dem Jahr 1950 wieder eigenständig als AGs tätig. Für die Analyse standen insgesamt 11275 vollständige Beobachtungen aus dem Zeitraum 05.01.1960 bis Ende des Jahres 2004 zur Verfügung.

⁴² Siehe <http://www.stata.com>

In der Tabelle befinden sich die Korrelationskoeffizienten für die Renditen der in die Analyse des Chemie- und Pharmasektors einbezogenen Aktien. Die Renditen von BASF und Bayer weisen eine mittelstarke positive kontemporäre Korrelation auf. Hingegen ist Hoechst mit den beiden fast unkorreliert.

Korrelation	BASF	Bayer	Hoechst
BASF	1.0000		
Bayer	0.5518	1.0000	
Hoechst	0.0458	0.0214	1.0000

Abbildung 2: Korrelationen im Chemie- und Pharmasegment

Anhand des Dickey-Fuller-Test bzw. des ADF-Tests bis zu einem Lag von 10 lässt sich für die Renditen aller Unternehmen Stationarität nachweisen.⁴³

Renditen	DF	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	ADF(4)	ADF(5)
Hoechst	-102.930	-76.647	-62.649	-55.667	-50.259	46.137
BASF	-109.667	-80.044	-65.309	-56.123	-50.890	-46.915
Bayer	-109.981	-79.967	-64.311	-55.805	-49.276	-46.350
Renditen	ADF(6)	ADF(7)	ADF(8)	ADF(9)	ADF(10)	
Hoechst	-42.165	-38.411	-35.923	-35.923	-31.425	
BASF	-42.222	-39.054	-36.605	-34.248	-32.315	
Bayer	-41.883	-38.113	-36.696	-34.515	-31.498	

Abbildung 3: ADF-Test für das Chemie- und Pharmasegment

Das HQIC präferiert für das VAR-Modell den Lag 2, da es hier den minimalen Wert im Vergleich zur höchsten getesteten Ordnung 10 annimmt.

Lag	1	2	3	4	5
HQIC	9.19876	9.19489	9.19761	9.19847	9.19850
Lag	6	7	8	9	10
HQIC	9.20073	9.20352	9.20541	9.20757	9.21014

Abbildung 4: Wahl der Ordnung des VAR für das Chemie- und Pharmasegment

⁴³ Der kritische Wert für die Ablehnung der Nullhypothese für ein Signifikanzniveau von 1% ist -2.580.

Die Koeffizienten des VAR-Modells für die Renditen DAX-notierter Unternehmen im gebildeten Segment Chemie- und Pharmaunternehmen finden sich in der folgenden Abbildung. Alle Eigenwerte liegen innerhalb des Einheitskreises und das VAR ist stabil sowie vektorstationär.⁴⁴

Renditen von	Lag	Hoechst	BASF	Bayer
Hoechst	1	0.03	0.27	0.04
	2	-0.01	0.03	0.01
BASF	1	-0.00	-0.07	0.01
	2	-0.01	-0.02	0.02
Bayer	1	0.02	0.50	-0.02
	2	-0.03	0.03	-0.06

Abbildung 5: VAR-Modell für das Chemie- und Pharmasegment

Es wird ersichtlich, dass der wohl deutlichste Effekt von den um einen Tag verzögerten Renditen von Hoechst ausgeht. Dieser ist für alle 3 Gleichungen positiv und signifikant. BASF liefert nur einen Beitrag für die Bestimmung der eigenen zukünftigen Renditen und ist in allen anderen Gleichungen mit nur sehr kleinen Koeffizienten ausgestattet und überdies nicht signifikant. Auffällig hingegen ist, dass BASF selbst von den beiden anderen verzögerten Renditen von Hoechst und Bayer zu einem sehr großen Teil beeinflusst wird. Die Koeffizienten sind bei Hoechst mit 0,27 und bei Bayer mit 0,5 die beiden höchsten Koeffizienten im gesamten VAR und sprechen für eine auffällige Interdependenz. Auch von den um 2 Börsentage verzögerten Renditen von Bayer geht in diesem Segment ein signifikanter Einfluss auf alle Übrigen aus.

⁴⁴ Siehe Anhang, Abb. 23.

5.1.2 Grangerkausalität

Die Untersuchung der Grangerkausalität lieferte folgende Ergebnisse:

Renditen von	Hoechst	BASF	Bayer
Hoechst	-	1333.8	9.916
BASF	0.79483	-	2.628
Bayer	8.0858	5286.4	-
Alle	12.64	13771	13.189

Abbildung 6: Grangerkausalität im Chemie- und Pharmasegment

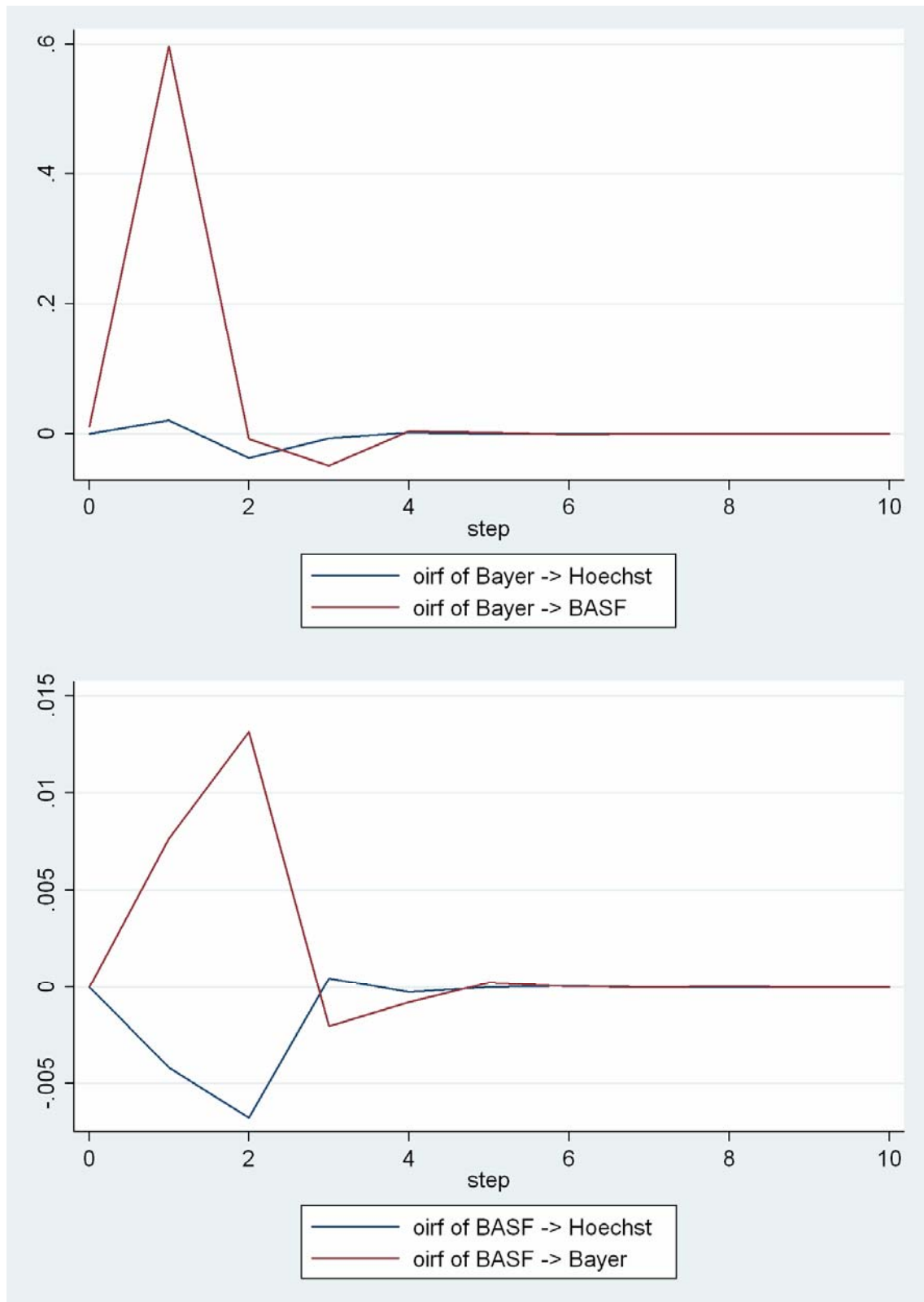
Die Renditen von Hoechst sowie jene von Bayer sind für die beiden jeweils verbleibenden Renditen signifikant grangerkausal. Die Renditen von BASF liefern für die Erklärung der verbleibenden Renditen hingegen keinen signifikant kausalen Einfluss. Jedoch wird BASF selbst durch die Renditen von Bayer und Hoechst jeweils kausal erklärt. In allen 3 Gleichungen sind die Renditen der verbleibenden Unternehmen kausal nach Granger.

5.1.3 Impulse-Response-Analyse

Aufgrund der vorhergehenden Resultate wurde für die OIR folgende Wold-Kausalität zugrunde gelegt:

$$y_t = \begin{pmatrix} Hoechst_t \\ Bayer_t \\ BASF_t \end{pmatrix}$$

Im Folgenden wird ein Schock als normierte, ideelle Variation der Variable in Höhe einer Standardabweichung definiert. In einem stationären VAR-Modell laufen die Impulse aus und die Folgen konvergieren gegen den Wert Null. Folgende Abbildungen stellen die Ergebnisse der OIR Form graphisch dar.



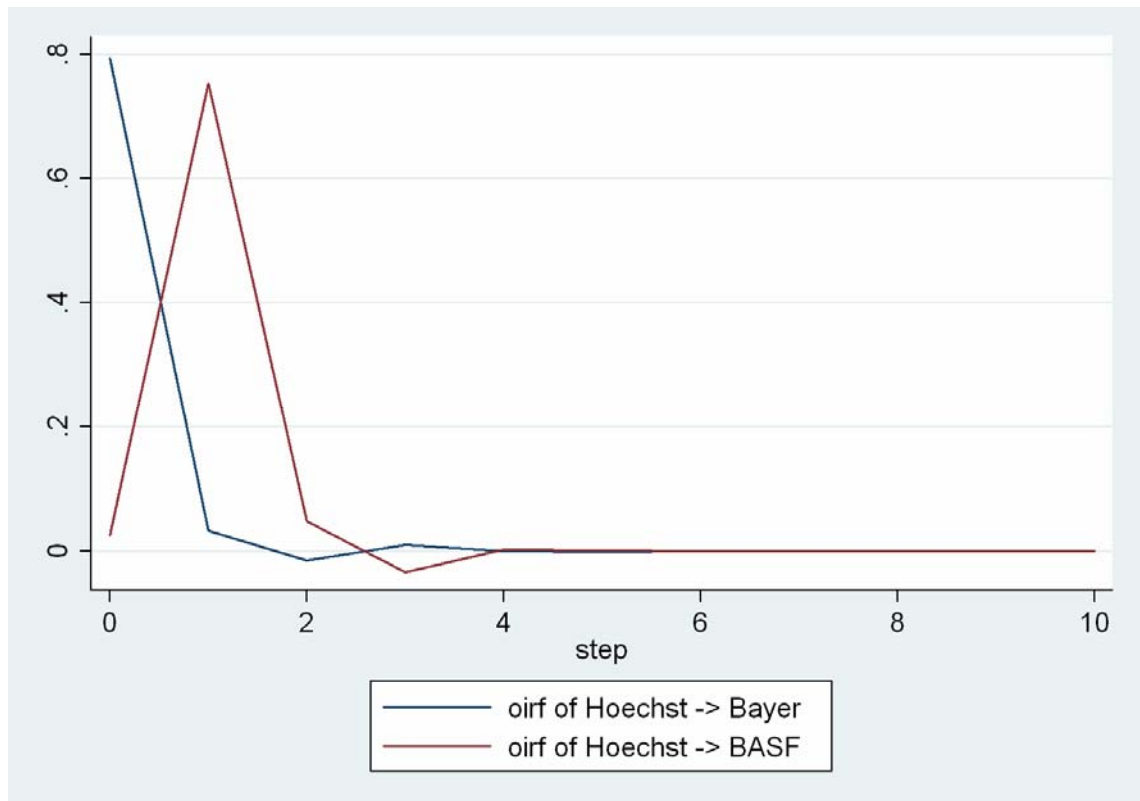


Abbildung 7: OIR für das Chemie- und Pharmasegment

Die größte Wirkung geht von einem Schock in der Gleichung von Hoechst aus. Dieser wirkt noch am selben Börsentag direkt auf die Gleichung von Bayer mit sehr großem positiven Koeffizienten, danach klingt dieser schnell ab. Nach einem Tag zeigt sich auch eine große Wirkung auf die Gleichung von BASF, die danach ebenfalls schnell abklingt. Ein Impuls in der Gleichung von Bayer hat nur eine sehr geringe Wirkung auf die Renditen von Hoechst. Eine deutlich positive Antwort (Response) zeigt sich nach einem Tag in der Rendite von BASF. In beiden Fällen braucht ein Schock jeweils einen Börsentag, um seine Wirkung auf die Renditen von Bayer zu entfalten. Dies ist Folge der Orthogonalisierung. Ein von BASF selbst ausgehender Impuls hat kaum eine Wirkung in den anderen Gleichungen.

5.1.4 Ergebnisüberblick und Interpretation

Im geschätzten VAR-Modell sind Hoechst und Bayer grangerkausal für BASF und mit relevanten Koeffizienten ausgestattet. Es fällt auf, dass sich die Renditen von BASF nur von den anderen beiden Renditen stark beeinflussen lässt, selbst aber kaum Einfluss entfaltet. Dieses Bild setzt sich auch in der Impuls-Antwort-Analyse fort. Ein Schock aus den Gleichungen der beiden anderen Variablen braucht jeweils einen Tag, um eine Wirkung auf BASF zu entfalten. Die Verbindung zwischen Bayer und Hoechst scheint in symmetrischer Wechselwirkung zueinander zu stehen. Alle durchgeführten Analysen kommen zum Ergebnis, dass eine Abhängigkeit bei diesen Variablen in beide Richtungen besteht. Vor dem Hintergrund der wirtschaftlichen Vormachtstellung von BASF im weltweiten Chemiemarkt erscheint dieses Ergebnis überraschend. Zumindest die wechselseitige Interdependenz zwischen Bayer und Hoechst kann auf die Dominanz der Pharmasparten in beiden Unternehmen zurückgeführt werden.

5.2 Fahrzeug- und Maschinenbau

5.2.1 Ergebnisse der VAR-Schätzung

Bei der Gruppierung des Fahrzeug- und Maschinenbausegments wurden die Renditen von Linde, MAN, BMW, Siemens und Daimler einbezogen.

- **MAN:** Die Ursprünge dieses heute in Europa führenden Herstellers von Nutzfahrzeugen, Motoren und Maschinen gehen zurück auf die Hütte St. Atony in Oberhausen im Jahre 1758. Das Unternehmen weitete sein Geschäftsfeld im Laufe der Zeit immer weiter bis zur heutigen Struktur aus.
- **Linde:** Der Unternehmensursprung von Linde liegt in der Gesellschaft für Lindes Eismaschinen Aktiengesellschaft, welche von Carl von Lindes im Jahre 1879 zur Produktion seiner neuartigen Kühlmaschine gegründet wurde. Über die Jahre kamen immer neue Geschäftsbereiche in Form von Motoren, Arbeitsfahrzeugen wie Traktoren und Gabelstaplern, Elektromotoren sowie heute insbesondere Industriegase und der Anlagenbau hinzu.
- **Siemens:** Im Jahre 1847 gründeten Werner von Siemens und Johann Georg Halske in Berlin die Telegraphen-Bauanstalt von Siemens & Halske. Die heutigen Geschäftsbereiche von Siemens lassen sich grob in Automatisierungstechnik, Energieversorgung, Verkehrstechnik, Medizintechnik und Beleuchtung gliedern.
- **Daimler:** Die Daimler AG ist ein deutscher Hersteller von PKW und Nutzfahrzeugen sowie Anbieter von Finanzdienstleistungen. Die Ursprünge gehen auf die Fusion der Daimler-Motorengesellschaft und der Benz & Cie. Rheinische Gasmotorenfabrik im Jahr 1883 zurück. Nach einer zwischenzeitlichen Fusion mit der Chrysler Corporation wird die Aktie seit der Abspaltung 2007 unter dem Namen Daimler AG gehandelt.
- **BMW:** Die Bayerische Motoren Werke AG ist ein Hersteller von Automobilen, Motorrädern und Motoren. Sie wurden im Jahre 1917 von Karl Rapp als GmbH gegründet und ein Jahr später zu einer AG umgewandelt. BMW ist heute eines der international renommiertesten deutschen Unternehmen und einer der wenigen unabhängigen Automobilhersteller.

Für die Analyse standen insgesamt 11931 vollständige Beobachtungen der Renditen im Zeitraum 05.01.1960 bis 31.01.2008 zur Verfügung. In der Abbildung 8 befinden sich die Korrelationskoeffizienten für die Renditen der in die Analyse des Fahrzeug- und Maschinenbausektors einbezogenen Aktien. Das Segment weist eine kontemporäre Korrelation fast aller Kurse untereinander auf, die sich zwischen 0,41 und 0,50 bewegen. Einzig die Renditen von BMW sind mit denen der anderen Renditen in diesem Segment so gut wie nicht zeitgleich korreliert.

Korrelation	Linde	MAN	BMW	Daimler	Siemens
Linde	1.0000				
MAN	0.4102	1.0000			
BMW	0.0256	0.0252	1.0000		
Daimler	0.4286	0.4145	0.0791	1.0000	
Siemens	0.4208	0.4203	0.0282	0.5078	1.0000

Abbildung 8: Korrelationen im Fahrzeug- und Maschinenbausegment

Auf Grundlage des DF bzw. des ADF-Tests bis zu einem Lag von 10 kann die Nullhypothese der Nicht-Stationarität für alle Renditen auf dem gegebenen Signifikanzniveau (1%) verworfen werden.⁴⁵

Renditen	DF	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	ADF(4)	ADF(5)
Linde	-110.305	-79.680	-64.571	-54.865	-48.699	-44.840
MAN	-115.639	-78.785	-63.655	-54.887	-49.232	-45.075
BMW	-100.846	-78.842	-67.143	-55.978	-49.761	-44.641
Daimler	-101.913	-78.336	-64.516	-53.452	-48.732	-44.561
Siemens	-105.413	-76.067	-63.044	-53.517	-49.197	-44.904
Renditen	ADF(6)	ADF(7)	ADF(8)	ADF(9)	ADF(10)	
Linde	-40.812	-38.277	-36.786	-34.041	-31.793	
MAN	-42.162	-37.722	-36.051	-33.589	-32.037	
BMW	-41.089	-38.762	-36.970	-35.004	-33.066	
Daimler	-40.410	-37.467	-34.871	-32.954	-30.889	
Siemens	-40.481	-36.450	-34.613	-32.958	-30.786	

Abbildung 9: ADF-Test für das Fahrzeug- und Maschinenbausegment

⁴⁵ Der kritische Wert für die Ablehnung der Nullhypothese liegt bei -2.580.

Für das Fahrzeug- und Maschinenbausegment wählt das HQIC die Ordnung 3 aus, da das Kriterium hier im Vergleich zur höchsten getesteten Ordnung minimal wird.

Lag	1	2	3	4	5
HQC	17.584	17.578	17.577	17.580	17.586
Lag	6	7	8	9	10
HQC	17.591	17.595	17.600	17.606	17.613

Abbildung 10: Wahl der Ordnung des VAR für das Fahrzeug- und Maschinenbausegment

Die Koeffizienten des geschätzten VAR(3)-Modells für die Renditen der ausgewählten Unternehmen des Maschinen- und Fahrzeugbausegmentes finden sich in der folgenden Abbildung. Alle Eigenwerte liegen innerhalb des Einheitskreises und das VAR ist stabil sowie vektorstationär.⁴⁶

Lags	Lag	MAN	Linde	Daimler	Siemens	BMW
MAN	1	-0.12	0.03	0.01	0.01	0.02
	2	-0.02	0.03	0.02	0.00	0.02
	3	-0.02	0.02	0.00	-0.00	0.00
Linde	1	0.03	-0.08	-0.00	-0.02	-0.02
	2	0.02	-0.05	-0.01	0.00	0.04
	3	0.03	-0.03	0.00	0.00	0.01
Daimler	1	0.02	0.01	0.04	-0.02	-0.01
	2	0.01	0.00	-0.06	-0.01	0.01
	3	0.01	0.02	-0.0	0.02	0.02
Siemens	1	0.06	0.03	0.01	0.05	0.00
	2	-0.00	-0.01	0.05	-0.00	0.00
	3	0.02	-0.01	-0.00	-0.02	-0.01
BMW	1	0.38	0.32	0.48	0.36	0.38
	2	0.04	0.03	-0.01	-0.00	0.04
	3	0.02	0.03	0.00	0.02	0.02

Abbildung 11: VAR-Modell für das Fahrzeug- und Maschinenbausegment

⁴⁶ Siehe Anhang, Abb. 24.

Eine dominierende Rolle nehmen augenscheinlich die Renditen von BMW ein. Die Koeffizienten des ersten Lag sind in den fünf Gleichungen signifikant und mit Werten von 0,32 bei Linde bis zu 0,48 bei Daimler die mit Abstand höchsten im gesamten VAR. Für das Segment des Maschinen- und Fahrzeugbaus scheint die Rendite von BMW vor einer Periode eine deutliche Signalwirkung für die Renditen aller anderen Unternehmen am kommenden Börsentag zu haben. Die Renditen von BMW selbst erklären sich hauptsächlich aus den eigenen zurückliegenden Renditen sowie zu einem kleineren Teil durch die Renditen von Linde und MAN. Es fällt auf, dass die Renditen von Linde und MAN sich über alle 3 Lags hinweg gegenseitig signifikant beeinflussen, während sie bei den übrigen Renditen eine untergeordnete Rolle spielen. Auch die Interdependenz von Daimler und Siemens scheint größer zu sein als die zu MAN und Linde, jedoch nicht in einem derart ausgeprägtem Maße.

5.2.2 Grangerkausalität

Die Ergebnisse der Kausalitätsanalyse finden sich in der folgenden Abbildung:

Renditen von	Linde	MAN	Daimler	Siemens	BMW
Linde	-	13.634	1.1147	4.4113	12.898
MAN	37.246	-	6.8055	1.8873	7.3645
Daimler	8.2122	4.2545	-	9.9543	3.4821
Siemens	9.1701	21.01	16.162	-	0.34788
BMW	2236	1890.3	4363.8	2816.7	-
Alle	2405	2047.8	4405	2834.7	37.246

Abbildung 12: Grangerkausalität im Fahrzeug- und Maschinenbausegment

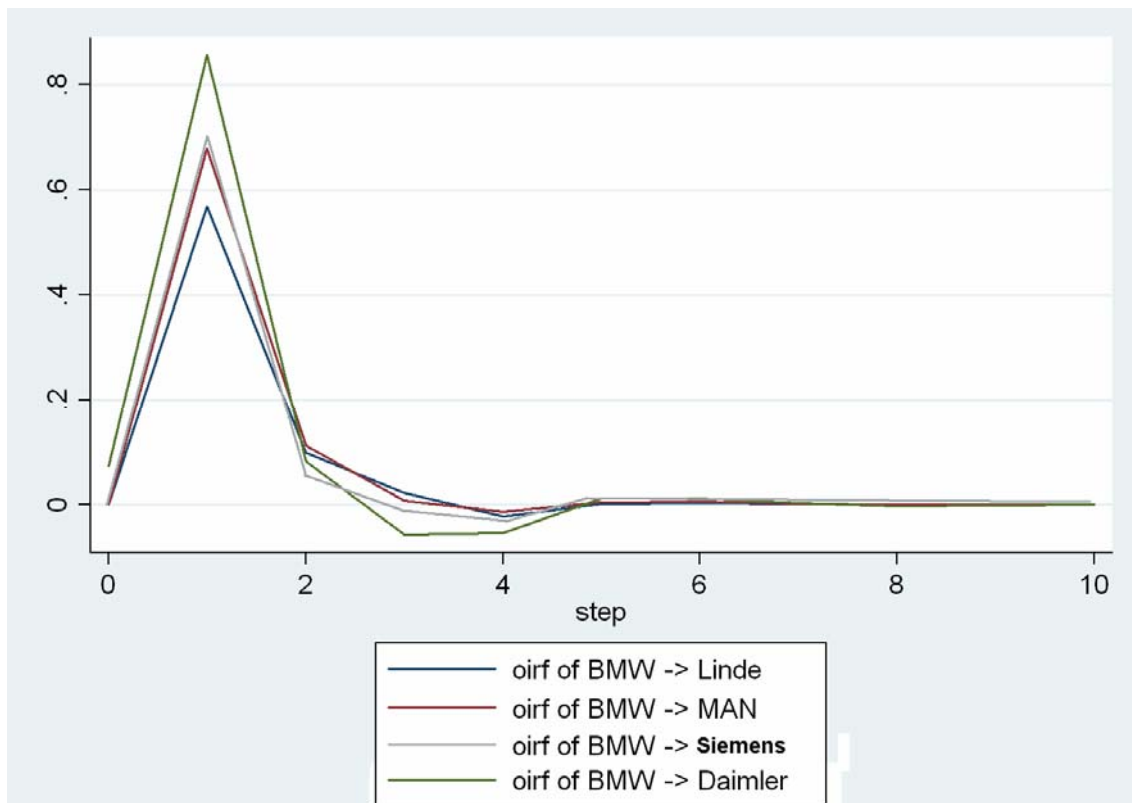
Die Renditen von BMW sind für alle anderen Variablen kausal. Im Gegenzug sind für die Renditen von BMW nur die Renditen von Linde grangerkausal. Neben den Renditen von BMW üben die Renditen von Siemens einen signifikanten kausalen Einfluss auf alle Verbleibenden aus. Für Linde und MAN findet sich eine Kausalität jeweils für die Renditen des anderen Unternehmens, selbiges gilt für Daimler und Siemens. Für alle Variablen ist der Vektor der verbleibenden Variablen Block-grangerkausal, was wegen der starken Kausalität von BMW nur eingeschränkt aussagekräftig ist.

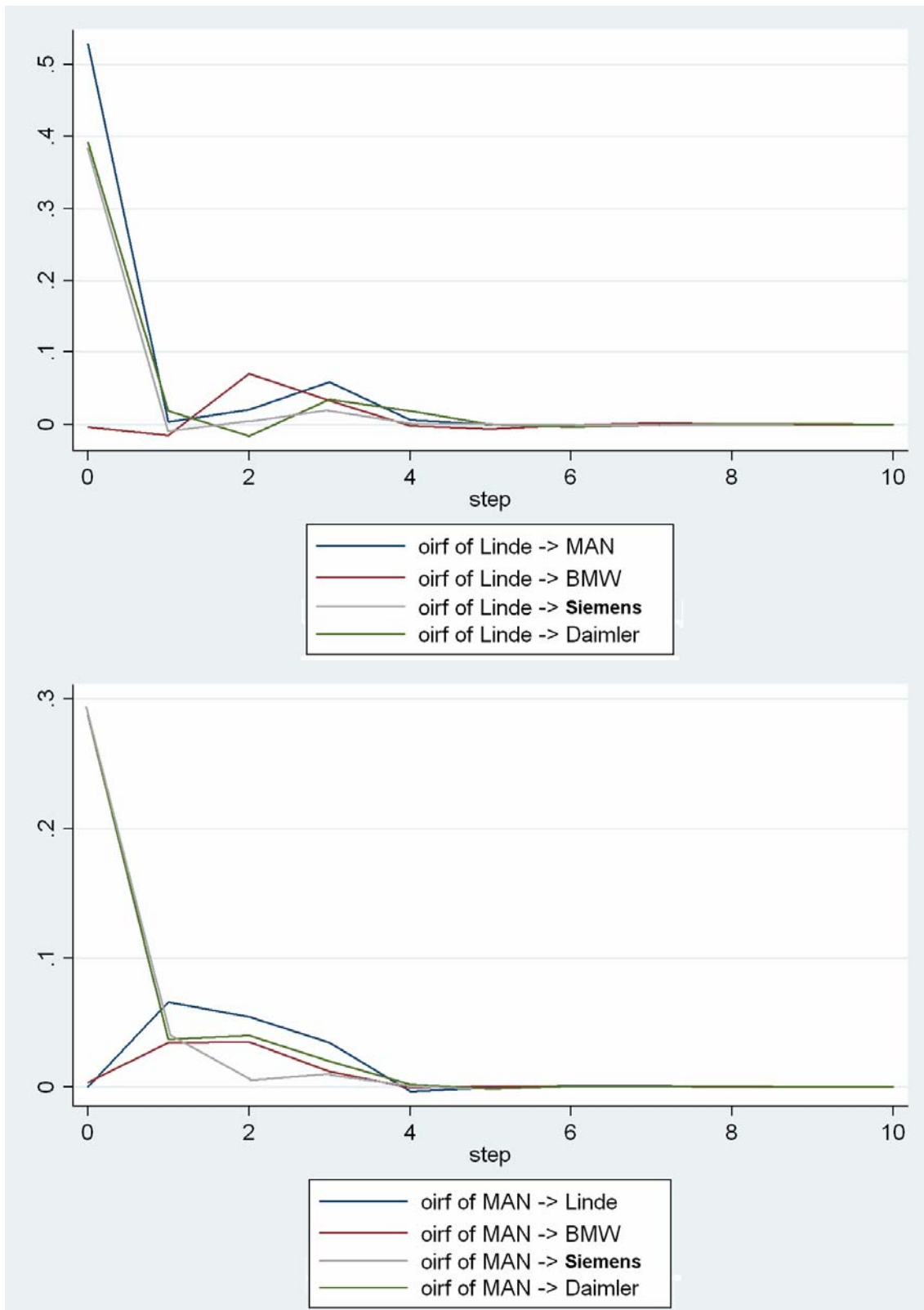
5.2.3 Impulse-Response-Analyse

Aufgrund der vorhergehenden Resultate wurde für die OIR folgende Wold-Kausalität zugrunde gelegt:

$$\mathbf{y}_t = \begin{pmatrix} BMW_t \\ Linde_t \\ MAN_t \\ Daimler_t \\ Siemens_t \end{pmatrix}$$

Folgende Abbildungen stellen die Ergebnisse der OIR Form graphisch dar.





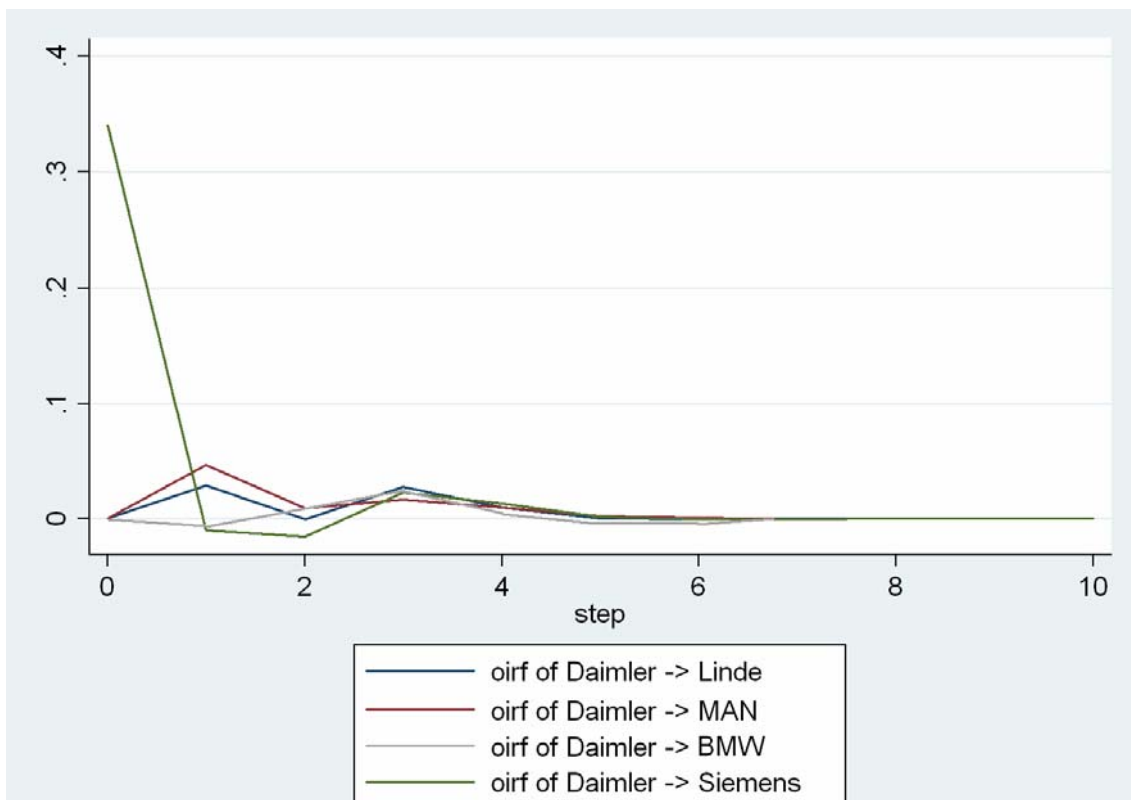
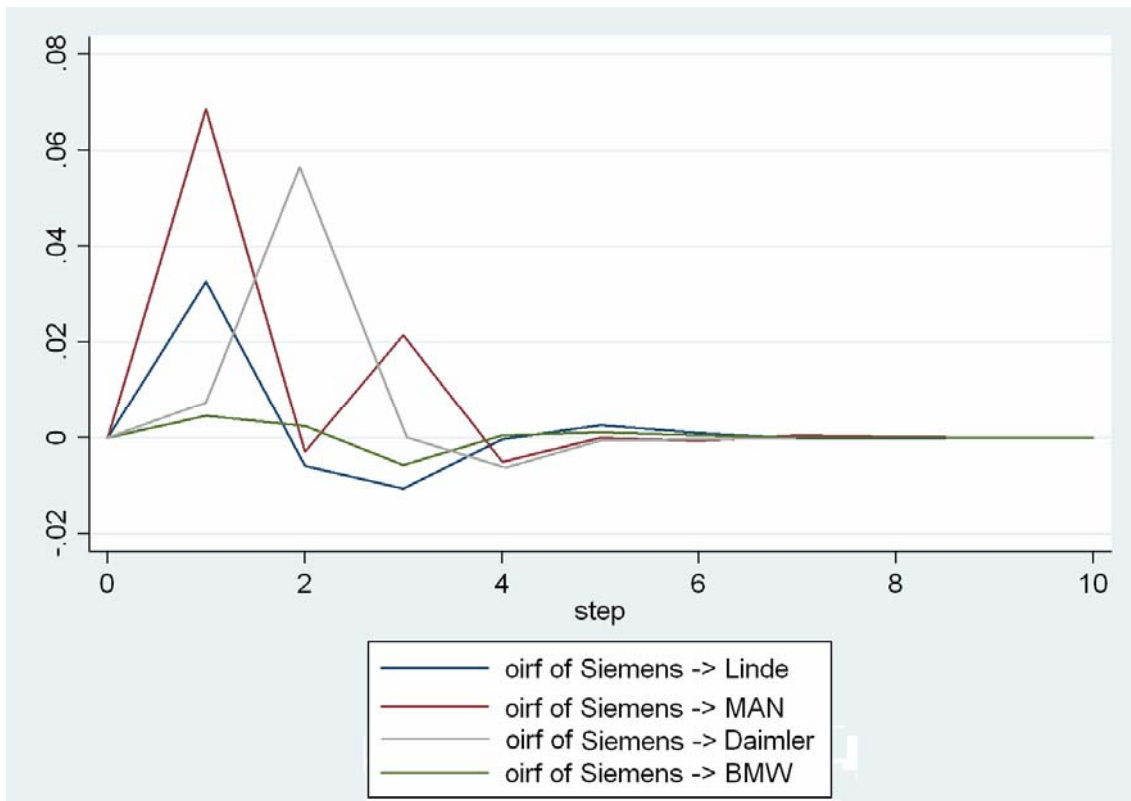


Abbildung 13: OIR für das Maschinen- und Fahrzeugbausegment

Ein Schock in der Gleichung von BMW entfaltet auf die Renditen aller übrigen Unternehmen eine recht ähnliche Wirkung. Er braucht einen Tag um übertragen zu werden und ist für alle Renditen der Stärkste der gesamten Impulse-Response-Analyse. Danach kommt es zu einem schnellen Auslaufen des Impulses. Ein Schock von Daimler hat noch am selben Handelstag eine recht starke Wirkung auf die Renditen von Siemens, der ebenfalls schnell abklingt. Impulse von Siemens entfalten eine eher geringe Wirkung. Mit Ausnahme der Rendite von BMW hat ein Schock in der Gleichung von Linde noch am selben Tag eine recht starke Wirkung auf die Renditen der verbleibenden Unternehmen. Der Schock braucht 2 Tage um zu BMW transferiert zu werden und dort seine größte Wirkung zu entfalten. Ein Impuls von MAN wird noch am selben Handelstag in den Gleichungen von Siemens und Daimler wirksam.

5.2.4 Ergebnisüberblick und Interpretation

Im Segment Maschinen- und Fahrzeugbau nehmen die Renditen von BMW eine dominante Sonderstellung ein. BMW liefert den größten Einfluss auf die anderen Renditen des Modells, wird selbst kaum beeinflusst und ist kontemporär mit den anderen Renditen so gut wie nicht korreliert. Es konnte also eine asymmetrische Stellung von BMW in diesem Segment festgestellt werden. Ein Schock auf die Renditen braucht einen Börsentag um seinen Einfluss auf die anderen Renditen zu transferieren. Des Weiteren konnte festgestellt werden, dass Daimler und Siemens sowie MAN und Linde jeweils in einem größeren Zusammenhang zueinander stehen, als es zwischen diesen beiden Untergruppen der Fall ist. Die Ergebnisse erscheinen soweit auch ökonomisch recht plausibel. BMW nimmt auch ökonomisch eine herausragende Stellung ein. Für die Begründung der größeren Interdependenz von Linde und MAN sowie von Daimler und Siemens ließe sich anführen, dass letztere Gruppe im Gegensatz zur Ersteren früher über ein ausgeprägtes Endverbrauchergeschäft verfügte und sich ökonomisch näher stand. Siemens vollzog mit der Abkehr vom privaten Endkundengeschäft (bis auf OSRAM) einen Strategiewechsel. Linde und MAN hingegen produzieren fast ausschließlich für andere Unternehmungen im Business-to-Business Bereich.

5.3 Finanzsektor

5.3.1 Ergebnisse der VAR-Schätzung

Für die Analyse des Finanzsektors (Banken und Versicherungen) wurden die Renditen der Deutschen Bank, der Commerzbank, der Hypo-Vereinsbank und der Allianz einbezogen.

- **Deutschen Bank:** Die Deutsche Bank ist heute das bedeutendste Kreditinstitut des Landes. Sie wurde im Jahr 1870 in Berlin von Adelbert Delbrück und Ludwig Bamberger gegründet. Als zweite Bank in Preußen überhaupt wurde sie im Jahr 1869 zur AG umgewandelt. Nach der Zerschlagung in der Zeit nach dem 2. Weltkrieg in 10 kleinere Regionalbanken wurde sie 1957 mit dem heutigen Sitz in Frankfurt am Main in der aktuell bekannten Form neu gegründet.
- **Commerzbank:** Die Commerzbank wurde im Jahr 1870 von hanseatischen Kaufleuten gegründet. Auch die Commerzbank wurde Ende des 2. Weltkrieges in kleinere Teilsegmente mit einer auf die jeweiligen Besatzungszonen beschränkten Tätigkeit zerteilt. Diese kleineren Einzelbanken fusionierten erst 1958 wieder zur heute bekannten Commerzbank AG.
- **Hypo-Vereinsbank:** Die Geschichte der heutigen Hypo-Vereinsbank geht bis in die zweite Hälfte des 18. Jahrhunderts auf die Bayerische Staatsbank zurück. Im Jahre 1870 fusionierte diese mit den Bayerischen Vereinsbanken, welche im Jahr 1998 wiederum zusammen mit der Bayrischen Hypotheken- und Wechselbank zur Bayerische Hypo- und Vereinsbank Aktiengesellschaft fusionierte. Diese hatte als Hypo-Vereinsbank bis zu ihrer Umfirmierung auf die UniCredit Bank AG Jahr 2009 bestand und ist heute noch nur als Markenname existent.
- **Allianz:** Die Allianz SE ist einer der größten Versicherungskonzerne weltweit und spielt auch bei den Finanzdienstleistern eine wichtige Rolle. Sie wurde als AG im Jahre 1889 von Carl von Thieme und Wilhelm von Finck gegründet und ihre Aktien wurden erstmals 1895 an der Berliner Börse gehandelt. Mitte der 1970er Jahre weitete die Allianz ihr Geschäftsfeld vermehrt in den internationalen Bereich aus. Sie war eine Zeit lang Eigentümer der Dresdner Bank, bis sie diese 2008 an die Commerzbank AG verkaufte.

In Abbildung 14 befinden sich die Korrelationskoeffizienten für die Renditen der in die Analyse des Finanzsektors einbezogenen Aktien. Das Segment weist eine deutliche Korrelation der Kurse untereinander auf, wobei auffällt, dass die Renditen jeweils am stärksten mit den Renditen der Deutschen Bank kontemporär korreliert sind.

Korrelation	Deutsche Bank	Commerzbank	Allianz	Hypo-Vereinsbank
Deutsche Bank	1.0000			
Commerzbank	0.6603	1.0000		
Allianz	0.5292	0.4923	1.0000	
Hypo-Vereinsbank	0.6008	0.5908	0.4992	1.0000

Abbildung 14: Korrelation im Finanzsegment

Die Vermutung der Stationarität kann für jeden Kurs durch den ADF-Test bis zu einem Lag von 10 gestützt werden. Die Nullhypothese der Nicht-Stationarität kann auch auf einem Signifikanzniveau von 1% abgelehnt werden.⁴⁷

Renditen	DF	ADF(1)	ADF(2)	ADF(3)	ADF(4)	ADF(5)
Deutsche Bank	-105.606	-77.670	-64.921	-54.271	-49.346	-45.477
Commerzbank	-106.984	-77.112	-63.873	-53.336	-48.074	-43.692
Allianz	-107.567	-77.429	-63.232	-53.868	-49.094	-45.249
Hypo-Vereinsbank	-106.884	-76.975	-63.571	-53.212	-48.145	-44.698
Renditen	ADF(6)	ADF(7)	ADF(8)	ADF(9)	ADF(10)	
Deutsche Bank	-40.661	-37.377	-35.597	-33.323	-31.763	
Commerzbank	-40.335	-37.256	-35.117	-33.676	-31.632	
Allianz	-40.576	-36.463	-34.347	-32.864	-30.977	
Hypo-Vereinsbank	-39.359	-36.223	-34.694	-33.329	-31.135	

Abbildung 15: ADF-Test für das Finanzsegment

Für eine Analyse der ersten 10 Lag-Ordnungen wählt das Informationskriterium HQIC aufgrund des minimalen Wertes die Ordnung 2 aus.

⁴⁷ Der kritische Wert für die Ablehnung der Nullhypothese liegt bei -2.580.

Lag	1	2	3	4	5
HQC	13.3192	13.3187	13.32	13.3217	13.3249
Lag	6	7	8	9	10
HQC	13.3285	13.331	13.3338	13.3367	13.3401

Abbildung 16: Wahl der Ordnung des VAR für das Finanzsegment

Die Ergebnisse des geschätzten VAR(2)-Modells für die Renditen innerhalb des Finanzsektors finden sich in der folgenden Abbildung. Alle Eigenwerte liegen innerhalb des Einheitskreises und das VAR ist stabil sowie vektorstationär.⁴⁸

Renditen	Lag	Deutsche Bank	Commerzbank	Allianz	Hypo-Vereinsbank
Deutsche	1	0.03	0.01	-0.01	0.01
	2	-0.02	0.01	0.03	0.03
Commerzbank	1	0.03	0.04	0.08	0.08
	2	0.01	-0.02	0.04	0.02
Allianz	1	-0.02	-0.01	-0.04	-0.01
	2	-0.02	0.01	-0.01	-0.01
Hypo-Vereinsbank	1	0.01	0.02	0.02	-0.03
	2	0.01	-0.01	-0.02	-0.03

Abbildung 17: VAR-Modell für das Finanzsegment

Die Sonderstellung der Commerzbank ist auf den ersten Blick auffällig. Ihre verzögerten Renditen der ersten Ordnung sind in allen Gleichungen signifikant und auch für die jeweiligen Renditen die Variablen mit den jeweils höchsten numerischen Ausprägungen. Auf die Renditen der Allianz und der Hypo-Vereinsbank haben auch die 2 Tage zurückliegenden Renditen noch verhältnismäßig großen Einfluss. Schließt man die Renditen der Commerzbank von der Betrachtung aus, zeigt sich hingegen, dass bis auf eine kleine Ausnahme bei der Deutschen Bank alle Renditen ausschließlich durch die eigenen zurückliegenden Renditen signifikant erklärt werden.

⁴⁸ Siehe Anhang, Abb. 24.

5.3.2 Grangerkausalität

Eine Analyse der Grangerkausalität führt zu folgenden Ergebnissen.

Renditen von	Deutsche Bank	Commerzbank	Allianz	Hypo-Vereinsbank
Deutsche Bank	-	1.0076	2.6922	3.4528
Commerzbank	5.0444	-	40.699	35.227
Allianz	9.0054	2.0277	-	0.25584
Hypo-Vereinsbank	1.2975	3.3994	5.4262	-
Alle	13.564	6.1061	84.59	58.800

Abbildung 18: Grangerkausalität im Finanzsegment

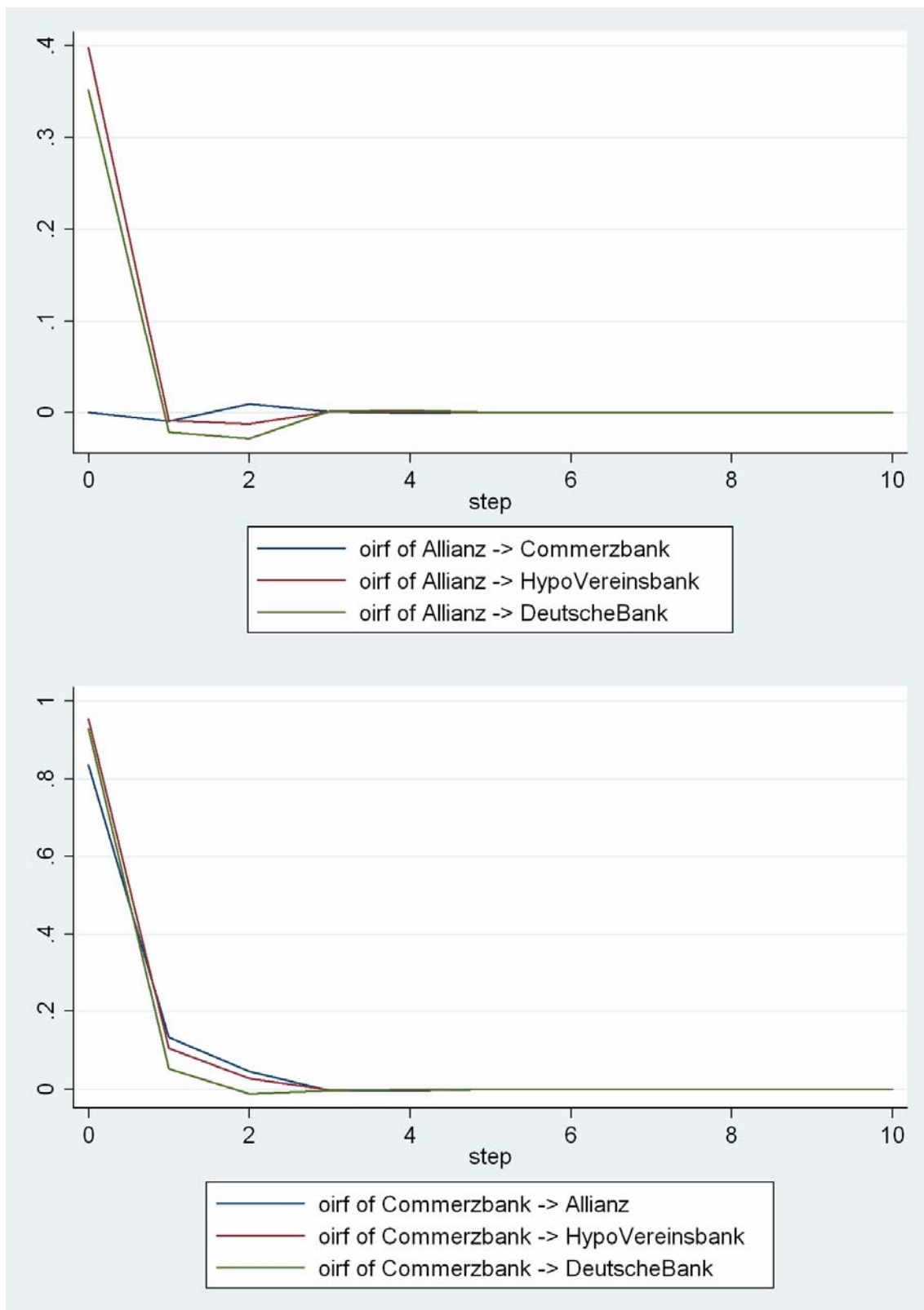
Es zeigt sich, dass die Renditen der Commerzbank sowohl auf die der Allianz als auch auf die der Hypo-Vereinsbank einen kausalen Einfluss entfalten. Die einzige weitere Kausalbeziehung findet sich in den Renditen der Allianz auf die der Deutschen Bank. Für die Renditen der Commerzbank hingegen ist keine der anderen Renditen grangerkausal. Sogar die Nullhypothese, dass der gesamte Vektor der übrigen Variablen nicht kausal ist, kann nicht abgelehnt werden. Es wurden eindeutige Kausalbeziehungen nach Granger in jeweils eine Richtung ohne Widersprüche gefunden.

5.3.3 Impulse-Response-Analyse

Aufgrund der vorhergehenden Resultate wurde für die OIR folgende Wold-Kausalität zugrunde gelegt:

$$\mathbf{y}_t = \begin{pmatrix} \text{Commerzbank}_t \\ \text{Allianz}_t \\ \text{Hypo Vereinsbank}_t \\ \text{Deutsche Bank}_t \end{pmatrix}$$

Die OIR Analyse liefert grafisch dargestellt folgende Resultate.



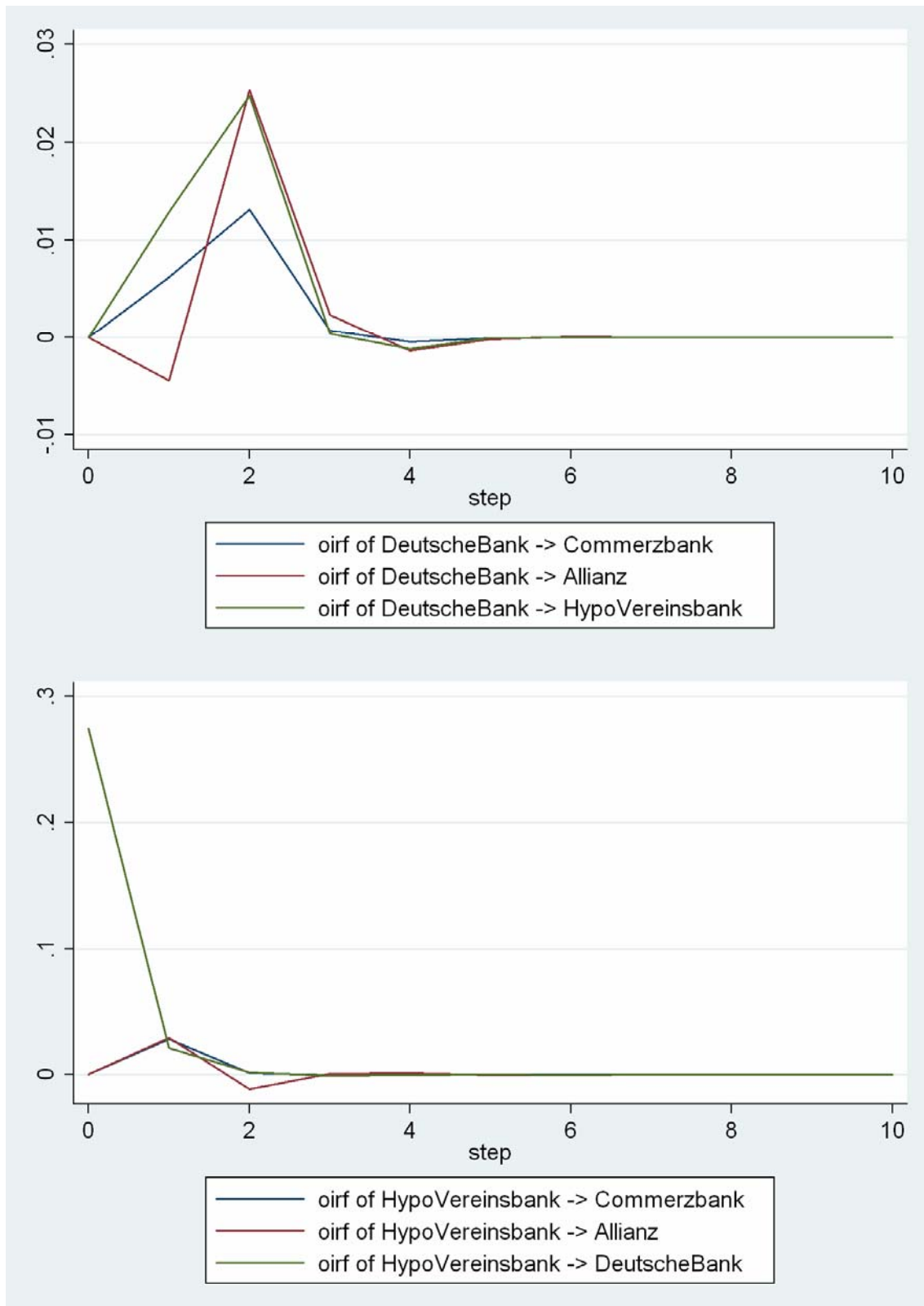


Abbildung 19: OIR für das Finanzsegment

Den größten Response der Analyse liefert ein Impuls, der von der Gleichung der Commerzbank ausgeht. Dieser ist infolge der Orthogonalisierung ohne Verzögerung direkt am selben Börsentag bei allen anderen Renditen sehr stark ausgeprägt und klingt danach schnell wieder ab. Ebenfalls noch am selben Börsentag kommt es bei einem Schock in der Gleichung der Hypo-Vereinsbank zu einem Response bei der Deutschen Bank sowie bei einem Schock in der Gleichung der Allianz zu einer Antwort bei der Deutschen Bank und der Hypo-Vereinsbank. Impulse, die von der Deutschen Bank ausgehen, spielen nur eine sehr geringe Rolle für die anderen Renditen.

5.3.4 Ergebnisüberblick und Interpretation

Sowohl die Schätzung des VAR-Modells als auch die weiterführenden Tests kommen zu dem Ergebnis, dass innerhalb des gebildeten Segmentes den Renditen der Commerzbank eine dominante Stellung zuteil wird. Abseits der Deutschen Bank sind alle Koeffizienten der Commerzbank des ersten Lags die höchsten in den jeweiligen Gleichungen und allesamt signifikant. Die Renditen der Commerzbank sind überdies für die Renditen der Hypo-Vereinsbank und der Allianz grangerkausal. Auch die OIR-Analyse deutet auf eine ähnliche herausragende Stellung hin. So antworten alle anderen Renditen noch am selben Tag sehr stark auf einen Impuls in der Gleichung der Commerzbank. Über die gesamte Schock-Analyse dieses Sektors hinweg fällt auf, dass Impulse noch am selben Börsentag auf die anderen Renditen übertragen werden, was auch im Vergleich zu den anderen Segmenten auf eine zügige Transmission im Bankensektor hindeutet.

Entgegen der herausragenden wirtschaftlichen Stellung der Deutschen Bank konnte diese dominante Position nicht auf ihre Renditen innerhalb der hier durchgeführten Analyse übertragen werden. Sie sind weder mit signifikanten Koeffizienten ausgestattet, noch grangerkausal für eine der Renditen und lösen unter der gewählten Wold-Kausalität bei einem Schock nur einen minimalen Response bei den anderen Variablen aus. Darüber hinaus werden sie durch das Modell nur zu einem geringen Teil erklärt. Am stärksten ist hier noch der Einfluss der Allianz. Mögliche Erklärungen hierfür könnte im deutlich internationaler ausgerichteten Geschäftsfeld der Deutschen Bank zu sehen sein, das auch die engere Beziehung zur Allianz erklären könnte. Die Zielsetzung der Analyse möglichst homogene Segmente zu finden, könnte für eine Entfernung der Deutschen Bank aus der Gruppe sprechen.

5.4 Einfluss der gemeinsamen DAX-Notierung

Innerhalb der verschiedenen Segmente konnten mittels der VAR-Modellierung teils stärkere teils schwächere Interdependenzen in den Renditen branchengleicher DAX-notierter Unternehmen aufgedeckt werden. Augenscheinlich weisen die Renditen in den Modellen zumindest drei Gemeinsamkeiten auf, die auch Grundlage ihrer Zusammenstellung bildeten. Zum einen handelt es sich ausschließlich um deutsche Unternehmen, die zweitens nach Branchen selektiert wurden. Jedoch wurden drittens nur Unternehmen betrachtet, die über einen längeren Zeitraum Mitglieder des DAX waren. Dass Unternehmen gleicher Branche eine gegenseitige Indikatorwirkung im Sinne eines gemeinsamen Marktes bzw. branchenspezifischen Wirtschaftsklimas aufweisen, scheint plausibel. Es stellt sich nun die Frage, ob die Interdependenz ausschließlich hierauf beruht oder ob die Verbindung als gemeinsame Mitglieder innerhalb des DAX eine Rolle für das Beziehungsgeflecht spielt.

Um diese Frage zu testen, wird das Segment Pharma- und Chemie im DAX genauer analysiert. Wie bereits erwähnt, war das Unternehmen Hoechst nur bis zum 20.09.1999 Mitglied im DAX. Die Aktie aber wurde noch bis Ende des Jahres 2004 weiter als Wertpapier an der Frankfurter Börse gehandelt. Dies bietet nun die Möglichkeit zu untersuchen, ob sich mit dem Ausscheiden aus dem DAX das Beziehungsgeflecht der 3 Unternehmen änderte. Dazu wurde ein Chow-Test auf Strukturbruch am Tage der Eliminierung von Hoechst aus dem DAX durchgeführt. Die Ergebnisse finden sich in der folgenden Abbildung.

Gleichung	$\tilde{\Sigma}_G$	$\tilde{\Sigma}_1$	$\tilde{\Sigma}_2$	Statistik	Strukturbruch ⁴⁹
Hoechst	19860	15303	4554	2,1967437	Ja
Bayer	23113	14746	8342	4,18574221	Ja
BASF	8603	5714	2751	3,72978883	Ja
Gesamt	51576	35763	15647	3,25785461	Ja

Abbildung 20: Chow-Test für das Chemie- und Pharmasegment

Für alle Einzelgleichungen sowie für das gesamte Modell kann die Nullhypothese (kein Strukturbruch) verworfen werden. Die Analyse gelangt zum Ergebnis, dass es am Tag des Ausscheidens von Hoechst aus dem DAX zu einem Strukturbruch innerhalb des geschätzten Modells für die Renditen im Pharma- und Chemiesektor kam. Um mehr über die Wirkung des

⁴⁹ Der kritische Wert der F-Verteilung für das Signifikanzniveau 5% liegt für alle Gleichungen bei ca. 1,0688.

Austritts auf die Interdependenzen herausfinden zu können, sind die Ergebnisse der zwei Einzelmodelle für die Zeit vor und nach dem Strukturbruch in der nächsten Abbildung einander gegenübergestellt.

Renditen von	Lag	Hoechst		BASF		Bayer	
		Vor	Nach	Vor	Nach	Vor	Nach
Hoechst	1	0.04	-0.01	0.33	0.12	0.05	0.07
	2	-0.03	0.00	0.02	0.05	0.01	0.04
BASF	1	-0.00	-0.01	-0.05	-0.09	-0.03	0.10
	2	0.00	-0.04	-0.01	-0.04	0.02	0.02
Bayer	1	0.01	0.02	0.47	0.49	-0.03	-0.01
	2	-0.02	-0.04	0.03	0.04	-0.03	-0.10

Abbildung 21: Gegenüberstellung getrennter VAR-Modelle vor und nach dem Strukturbruch

Es fällt auf, dass die Bedeutung der zurückliegenden Renditen von Hoechst in allen Gleichungen und sogar bei der Bestimmung der eigenen Renditen sank. Waren die um einen Tag verzögerten Renditen vor dem Ausschluss noch in allen 3 Gleichungen signifikant, sind sie es danach nur in der Gleichung von BASF. Jedoch haben sie auch hier stark an Einfluss eingebüßt und der Koeffizient hat sich von vormals 0,33 auf nur noch 0,12 mehr als halbiert. Dem gegenüber steht ein leicht gestiegener Einfluss der 2 Tage zurückliegenden Renditen von 0,02 auf immerhin 0,05. Bei Bayer ist der Koeffizient ebenfalls leicht gestiegen, ist aber auf dem 5%-Niveau nicht länger signifikant.

Alle Koeffizienten der Renditen von Hoechst sind auch nach dem Ausschluss sehr niedrig. Waren vor dem Ausschluss noch die eigenen zurückliegenden Renditen mit signifikanten Parametern an den heutigen Renditen beteiligt, sind nach Ausschluss nur noch die 2 Tage zurückliegenden Renditen von BASF signifikant. Auf der anderen Seite haben BASF und Bayer jeweils gegenseitig an Einfluss gewonnen. So ist beispielsweise der Koeffizient der um einen Tag verzögerten Renditen von BASF in der Gleichung von Bayer von vormals -0,03 auf 0,10 gestiegen. Ein leichter gegenläufiger Einfluss hat sich zu einem recht starken gleichgerichteten Einfluss gewandelt.

Insgesamt ist festzustellen, dass in dem hier vorgestellten Modell die Renditen von Hoechst nach dem Ausschluss aus dem DAX stark an Einfluss auf die Renditen von BASF und Bayer verloren haben. Im Gegenzug haben Letztere jedoch an Erklärungskraft füreinander gewonnen. Über die Landes- und Branchenzugehörigkeit hinweg scheint eine gemeinsame DAX-Notierung weitergehenden Einfluss auf die Interdependenz bzgl. der Renditen von Firmen gleicher Branchensegmente zu haben. Gemeinsam notierte Unternehmen weisen nach den vorgestellten empirischen Ergebnissen einen engeren Zusammenhang auf als dies bei Firmen der Fall ist, die sich lediglich den Markt und die Branche teilen. Hierfür sprach zum einen der festgestellte Strukturbruch, der am Tag des Ausscheidens von Hoechst aus dem DAX festgestellt werden konnte, zum anderen die Veränderungen in den beiden separat geschätzten Modellen.

Mögliche Erklärungen könnten in den Investitionsentscheidungen der Anleger zu sehen sein. Durch eine Verbindung in einem gemeinsamen Aktienindex wird die wahrgenommene Indikatorwirkung der Kurse bzw. Renditen füreinander größer, die sich daraufhin durch das antizipative Verhalten der Anleger auch in deren Kursen manifestiert. Darüber hinaus ist zu vermuten, dass der seit mehreren Jahren zunehmende Trend der Anlage in Indexfonds (ETFs) auf den DAX eine Zunahme der Korrelation der im Deutschen Aktienindex enthaltenen Aktien bewirkt.

An dieser Stelle muss erwähnt werden, dass gerade die Analyse auf Strukturbruch kritisch zu interpretieren ist. Die Eliminierung von Hoechst war kein zufälliges Ereignis, sondern eine Folge des Marktgeschehens, in diesem Fall der Übernahme durch Aventis und der Umstrukturierung zur Zwischenholding für alle deutschen Unternehmensteile des Konzerns. Es ist dabei nun schwer zu beantworten, ob nun der Ausschluss von Hoechst kausal für den Strukturbruch oder aber der marktinduzierte Strukturbruch kausal für den Ausschluss von Hoechst waren.

6 Zusammenfassung

Ziel des Beitrags war es, die Interdependenzen von Aktienkursen anhand von VAR-Modellen für kleine homogene Branchen- und Marktsegmente zu analysieren und die Eignung eines solchen Ansatzes zu bewerten. Dazu wurden für 3 Segmente vektorautoregressive Modelle geschätzt und vertiefend analysiert. Dabei konnten für jedes der Segmente interessante Resultate gewonnen werden. Im Sektor Fahrzeug- und Maschinenbau deutet alles auf eine herausragende Stellung der Renditen von BWM sowie eine engere Interdependenz zwischen Daimler und Siemens sowie zwischen MAN und Linde hin. Für den Bereich der Finanzdienstleister konnte überraschenderweise eine dominante Stellung der Commerzbank und eine untergeordnete Stellung der Deutschen Bank aufgedeckt werden. Die nicht weniger überraschende Haupte Erkenntnis im Bereich der Pharmazie- und Chemieunternehmen lag in einer starken Abhängigkeit der Renditen der BASF von denen der anderen beiden Unternehmen dieses Segments.

Zudem wurde die Frage beleuchtet, ob eine gemeinsame Notierung im DAX einen Einfluss auf die Interdependenzen der Renditen der beteiligten Unternehmen hat. Es konnte ein Strukturbruch im VAR für das Pharma- und Chemiesegment zum Zeitpunkt der Eliminierung von Hoechst aus dem DAX nachgewiesen werden, was als Indikator für das Zutreffen dieser These gewertet wurde. Eine Betrachtung der Koeffizienten der Einzelmodelle führte zu dem Schluss, dass Hoechst mit seinem Ausscheiden aus dem DAX für die Renditen der beiden anderen Unternehmen der Branche an Bedeutung verloren hat. Dieses interessante Ergebnis bietet noch viele weitere Forschungsmöglichkeiten. Um diese These einer weiterführenden Validierung zu unterziehen, wäre es interessant, andere Segmente zu untersuchen, in denen die Aktien eines Unternehmens aus einem Index entfernt wurden. Hierbei müsste die Analyse nicht nur auf den deutschen Aktienmarkt beschränkt bleiben, sondern könnte zum Beispiel auf den japanischen Aktienmarkt (z.B. Nikkei-Index) und den US-Markt (z.B. Dow-Jones-Index) ausgeweitet werden. Eine offene Fragestellung ist, ob ein Strukturbruch bei einer Aktie zu beobachten war, wenn diese in einen Index aufgenommen wurde oder durch eine andere Aktie ersetzt wurde. Könnte dieser Bruch auch hier festgestellt werden, wäre dies ein weiterer Indikator für die ökonometrische Relevanz einer gemeinsamen Notierung in einem Index.

Die Anwendung der VAR-Modellierung für die Analyse intranationaler Renditen in Branchensegmenten erscheint hierbei als eine nützliche Bereicherung des ökonometrischen Instrumentariums, um Informationen über die jeweiligen Interdependenzen abzuleiten. Für weitergehende Analysen bietet sich die Schätzung struktureller vektorautoregressiver (SVAR)-Modelle oder die Einbeziehung von ARCH- und GARCH-Prozessen für die bedingte Varianz des Fehlerterms an.

Literaturverzeichnis

Achsani, N.A. & Strohe, H.G. (2006). *Asymmetric Stock Market Interdependencies: US Dominance and Spillover Effects into Asia and Europe*. In P. J. Welfens, F. Knipping, S. Chirathivat, & C. Ryan, *Integration in Asia and Europe*. Heidelberg: Springer.

Achsani, N.A. & Strohe, H.G. (2002). *Dynamische Zusammenhänge zwischen den Börsen der Region Pazifisches Beckens vor und nach der Asiatischen Krise 1997*. Potsdam: Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 18.

Akaike, H. (1974). *A new look to statistical model identification*. IEEE Transactions on Automatic Control, 716-723.

Allison, P. (2001). *Missing Data*. In Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Sciences (S. 07-136). Thousand Oaks, CA: Sage.

Auer, L. (2003). *Ökonometrie - Eine Einführung*. Magdeburg: Springer.

Berument, H. & Ince, O. (2005). *Effect of S&P500's returns on Emerging Markets: Turkish Experience*. Applied Financial Economics Letters, 1, 59–64.

Cha, B. & Oh, S. (2000). *The relationship between equity markets and the Pacific Basin's emerging equity markets*. International Review of Economics and Finance, 9, 299–322.

Chow, G.C. (1960). *Test of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*. Econometrica, 28, 591-605.

Christopoulos, D.K. & Leon-Ledesma, M. (2008). *Testing for Granger (Non-)causality in a Time-Varying Coefficient VAR Model*. Journal of Forecasting 27, 293–303.

Deutsche Börse (2010) Abgerufen von *Historical Index Compositions of the Equity- and Strategy Indices of Deutsche Börse*: http://deutsche_boerse.com/dbag/dispatch/de/gdb_content_pool/imported_files/Historical_Index_Compositions.pdf.

- Dickey, D.A. & Fuller, W.A. (1979). *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root*. Journal of the American Statistical Association Vol. 74, No. 366 , 427-431.
- Egert, B. & Kocenda, E. (2007). *Interdependence between Eastern and Western European stock markets: Evidence from intraday data*. Economic Systems 31 , 184–203.
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series, 2nd ed.* Hoboken: John Willey & Sons, Inc.
- Granger, C.W. (1969). *Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods*. Econometrica, Vol. 37, No. 3 , 424-438.
- Hannan, E.J. (1979). *The determination of the order of an autoregression*. Journal of the Royal Statistical Society B41 , 190-195.
- Hsiao, F.S., Hsiao, M.C. & Yamashita, A. (2003). *The impact of the US economy on the Asia-Pacific region: Does it matter?* Journal of Asian Economics, 14(2) , 219–241.
- Huyghebaert, N. & Wand, L. (2010). *The co-movement of stock markets in East Asia Did the 1997–1998 Asian financial crisis really strengthen stock market integration?* China Economic Review , 98–112.
- Johannssen, A. (2009). *Modellspezifikation von multivariaten ökonomischen Zeitreihen: Spezifikation von AR-, MA-, ARMA-, ARIMA-, VAR- und VARMA-Modellen*. München: Grin.
- Lütkepohl, H. (2006). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
- Lütkepohl, H. (1993). *Testing causation between two variables in higher dimensional VAR models*. In H. Schneeweiß, & K. Zimmermann, Studies in Applied Econometrics (S. 75-91). Heidelberg: Physica.
- Mathur, I. & Subrahmanya, V. (1990). *Markets, Interdependencies among the Nordic and U.S.Stock*. Scandinavian Journal of Economics 92 (4) , 587-597.
- Mills, T. & Patterson, K. (2006). *Palgrave Handbook of Econometrics Volumen 1 Econometric Theory*. Houndmills: Palgrave MacMillian.

- Nastansky, A. (2011). *Orthogonale und verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen in Vektor-Fehlerkorrekturmodellen*. In Statistische Diskussionsbeiträge der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität Potsdam, Nr. 45.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1998). *Generalized impulse response analysis in linear multivariate models*. Economics Letters 58 , 17–29.
- Quan, Q. & Huyghebaert, N. (2006). *Interdependencies between European, US and Japanese stock markets: Did the Euro promote further integration?* International Economics and Finance Journal, 1(2) , 247–274.
- Rinne, H. (2004). *Ökonometrie. Grundlagen der Makroökonometrie*. München: Vahlen.
- Rinne, H. & Specht, K. (2002). *Zeitreihen: Statistische Modellierung, Schätzung und Prognose*. München: Vahlen.
- Eun, C. & Shim, S. (1989). *International Transmission of Stock Market Movements*. The Journal of Financial and Quantitative Analysis , 241-256.
- Sauer, A. (1991). Karlsruher Kapitalmarktdatenbank. *Die Bereinigung von Aktienkursen* Abgerufen von: <http://finance.wiwi.uni-karlsruhe.de>
- Schulze, P.M. (2004). *Granger-Kausalitätsprüfung: Eine Anwendungsorientierte Darstellung*. Arbeitspapier der Johannes Gutenberg Universität zu Mainz, Nr. 28 .
- Schwarz, G. (1978). *Estimating the dimension of a model*. Annals of Statistics 6 , 461-464.
- Sims, C. (1980). *Macroeconomics and reality*. Econometrica, 48 , 1-48.
- Tay, N. & Zhu, Z. (2000). *Correlations in Returns and Volatilities in Pacific-Rim Stock Markets*. Open economies review 11 , 27-47.
- Verarosa, N. & Kasimati, E. (2007). *The effect of US and European stock exchanges on Greece's stock market: a VAR approach*. Applied Financial Economics Letters, 3: 2 , 133 - 136.
- Wooldridge, J. (2006). *Introductory Econometrics*. Mason: Thomson South-Western.
- Zellner, A. (1962). *An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias*. Journal of the American Statistical Association 57 , 348-68.

Anhang

Unternehmen	Ausschluss	Tätigkeitsfeld
Allianz		Versicherung und Finanzdienstleistung
BASF		Chemieindustrie, Öl, Gas
Bayer		Chemie und Pharmazie
Continental	16.07.96	Automobilzulieferer
Commerzbank		Universalbank
Daimler		Pkw, Nutzfahrzeuge und Finanzdienstleistungen
Degussa	23.09.02	Chemieindustrie
Deutsche Babcock	18.07.95	Maschinenbau, Umwelttechnik, energietechnischem Anlagenbau
Deutsche Bank		Universalbank
Deutsche Lufthansa		Zivile Luftfahrt
Dresdner Bank	23.07.01	Universalbank
Feldmühle Nobel	22.05.90	Papier- und Pappeproduktion
Eon		Energieversorgung
Henkel		Wasch-/Reinigungsmittel, Kosmetik/Körperpflege, Klebstoff-Technologien
Hoechst	20.09.99	Chemie und Pharmazie
HypoVereinsbank		Universalbank
Karstadt	19.03.00	Stationärer Einzelhandel
Metro		Groß- und Einzelhandel
MAN		Fahrzeug- und Maschinenbau
Mannesmann	14.02.20	Röhrenbau und Kommunikation
Nixdorf		Computer, Kassensysteme, Geldautomaten, Telefone
RWE		Energieversorgung
Schering	18.09.06	Pharmazie
Siemens		Elektro-, Antriebs-, Medizin-, Kraftwerkstechnik
Thyssen-Krupp		Stahl, Rüstungsindustrie
Volkswagen		Automobil

Abbildung 22: Historische DAX-Zusammenstellung

Eigenvalue	Modulus
$-.08001584 + .2642545i$	.276103
$-.08001584 - .2642545i$	.276103
$.1227756 + .1615849i$	.202937
$.1227756 - .1615849i$	.202937
$-.07539767 + .09616882i$	.122202
$-.07539767 - .09616882i$	.122202

Abbildung 23: Stabilität im VAR für das Chemie- und Pharmasegment

Eigenvalue	Modulus
$.1333424 + .4291153i$	.449355
$.1333424 - .4291153i$	.449355
$.09485157 + .385361i$	.396863
$.09485157 - .385361i$	.396863
$-.3600246 + .01213111i$	.360229
$-.3600246 - .01213111i$	.360229
$.3467269$	.346727
$.1671641 + .2944502i$	.338592
$.1671641 - .2944502i$	.338592
$-.250249 + .06804645i$	.259335
$-.250249 - .06804645i$	.259335
$.1210713 + .2130992i$	.245091
$.1210713 - .2130992i$	.245091
$-.09871643 + .1906891i$	.214726
$-.09871643 - .1906891i$	.214726

Abbildung 24: Stabilität im VAR für das Maschinen- und Fahrzeugsegment

Eigenvalue	Modulus
$-.017215 + .1974528i$	.198202
$-.017215 - .1974528i$	.198202
$-.00194477 + .1962361i$	.196246
$-.00194477 - .1962361i$	.196246
$.02442905 + .1500264i$	.152002
$.02442905 - .1500264i$	.152002
$.00795418 + .1165339i$	.116805
$.00795418 - .1165339i$	.116805

Abbildung 25: Stabilität im VAR für das Finanzsegment

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

- | | | |
|--------|------|---|
| Nr. 1 | 1995 | Strohe, Hans Gerhard: Dynamic Latent Variables Path Models
- An Alternative PLS Estimation - |
| Nr. 2 | 1996 | Kempe, Wolfram. Das Arbeitsangebot verheirateter Frauen in den neuen und alten Bundesländern - Eine semiparametrische Regressionsanalyse |
| Nr. 3 | 1996 | Strohe, Hans Gerhard: Statistik im DDR-Wirtschaftsstudium zwischen Ideologie und Wissenschaft |
| Nr. 4 | 1996 | Berger, Ursula: Die Landwirtschaft in den drei neuen EU-Mitgliedsstaaten Finnland, Schweden und Österreich - Ein statistischer Überblick |
| Nr. 5 | 1996 | Betzin, Jörg: Ein korrespondenzanalytischer Ansatz für Pfadmodelle mit kategorialen Daten |
| Nr. 6 | 1996 | Berger, Ursula: Die Methoden der EU zur Messung der Einkommenssituation in der Landwirtschaft - Am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland |
| Nr. 7 | 1997 | Strohe, Hans Gerhard / Geppert, Frank: Algorithmus und Computerprogramm für dynamische Partial Least Squares Modelle |
| Nr. 8 | 1997 | Rambert, Laurence / Strohe, Hans Gerhard: Statistische Darstellung transformationsbedingter Veränderungen der Wirtschafts- und Beschäftigungsstruktur in Ostdeutschland |
| Nr. 9 | 1997 | Faber, Cathleen: Die Statistik der Verbraucherpreise in Rußland
- Am Beispiel der Erhebung für die Stadt St. Petersburg |
| Nr. 10 | 1998 | Nosova, Olga: The Attractiveness of Foreign Direct Investment in Russia and Ukraine - A Statistical Analysis |
| Nr. 11 | 1999 | Gelaschwili, Simon: Anwendung der Spieltheorie bei der Prognose von Marktprozessen |
| Nr. 12 | 1999 | Strohe, Hans Gerhard / Faber, Cathleen: Statistik der Transformation - Transformation der Statistik. Preisstatistik in Ostdeutschland und Rußland |
| Nr. 13 | 1999 | Müller, Claus: Kleine und mittelgroße Unternehmen in einer hoch konzentrierten Branche am Beispiel der Elektrotechnik. Eine statistische Langzeitanalyse der Gewerbezahlungen seit 1882 |
| Nr. 14 | 1999 | Faber, Cathleen: The Measurement and Development of Georgian Consumer Prices |
| Nr. 15 | 1999 | Geppert, Frank / Hübner, Roland: Korrelation oder Kointegration – Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbriefter Immobilienanlagen |
| Nr. 16 | 2000 | Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Statistischer Überblick über die indonesische Wirtschaft |
| Nr. 17 | 2000 | Bartels, Knut: Testen der Spezifikation von multinominalen Logit-Modellen |
| Nr. 18 | 2002 | Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Dynamische Zusammenhänge zwischen den Kapitalmärkten der Region Pazifisches Becken vor und nach der Asiatischen Krise 1997 |
| Nr. 19 | 2002 | Nosova, Olga: Modellierung der ausländischen Investitionstätigkeit in der Ukraine |
| Nr. 20 | 2003 | Gelaschwili, Simon / Kurtanidse, Zurab: Statistische Analyse des Handels zwischen Georgien und Deutschland |
| Nr. 21 | 2004 | Nastansky, Andreas: Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung: Analyse einer kointegrierenden Beziehung |
| Nr. 22 | 2006 | Kauffmann, Albrecht / Nastansky, Andreas: Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes |
| Nr. 23 | 2006 | Mangelsdorf, Stefan: Empirische Analyse der Investitions- und Exportentwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg |
| Nr. 24 | 2006 | Reilich, Julia: Return to Schooling in Germany |

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe

- | | | |
|--------|------|--|
| Nr. 25 | 2006 | Nosova, Olga / Bartels, Knut: Statistical Analysis of the Corporate Governance System in the Ukraine: Problems and Development Perspectives |
| Nr. 26 | 2007 | Gelaschwili, Simon: Einführung in die Statistische Modellierung und Prognose |
| Nr. 27 | 2007 | Nastansky, Andreas: Modellierung und Schätzung von Vermögenseffekten im Konsum |
| Nr. 28 | 2008 | Nastansky, Andreas: Schätzung vermögenspreisinduzierter Investitionseffekte in Deutschland |
| Nr. 29 | 2008 | Ruge, Marcus / Strohe, Hans Gerhard: Analyse von Erwartungen in der Volkswirtschaft mit Partial-Least-Squares-Modellen |
| Nr. 30 | 2009 | Newiak, Monique: Prüfungsurteile mit Dollar Unit Sampling – Ein Vergleich von Fehlerschätzmethoden für Zwecke der Wirtschaftsprüfung: Praxis, Theorie, Simulation – |
| Nr. 31 | 2009 | Ruge, Marcus: Modellierung von Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft |
| Nr. 32 | 2009 | Nosova, Olga: Statistical Analysis of Regional Integration Effects |
| Nr. 33 | 2009 | Mangelsdorf, Stefan: Persistenz im Exportverhalten – Kann punktuelle Exportförderung langfristige Auswirkungen haben? - |
| Nr. 34 | 2009 | Kbiladze, David: Einige historische und gesetzgeberische Faktoren der Reformierung der georgischen Statistik |
| Nr. 35 | 2009 | Nastansky, Andreas / Strohe, Hans Gerhard: Die Ursachen der Finanz- und Bankenkrise im Lichte der Statistik |
| Nr. 36 | 2009 | Gelaschwili, Simon / Nastansky, Andreas: Development of the Banking Sector in Georgia |
| Nr. 37 | 2010 | Kunze, Karl-Kuno / Strohe, Hans Gerhard: Time Varying Persistence in the German Stock Market |
| Nr. 38 | 2010 | Nastansky, Andreas / Strohe, Hans Gerhard: The Impact of Changes in Asset Prices on Real Economic Activity: A Cointegration Analysis for Germany |
| Nr. 39 | 2010 | Kunze, Karl-Kuno / Strohe, Hans Gerhard: Antipersistence in German Stock Returns |
| Nr. 40 | 2010 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Die Vielfalt öffentlicher Unternehmen aus der Sicht der Statistik - Ein Versuch, das Unstrukturierte zu strukturieren |
| Nr. 41 | 2010 | Nastansky, Andreas / Lanz, Ramona: Bonuszahlungen in der Kreditwirtschaft: Analyse, Regulierung und Entwicklungstendenzen |
| Nr. 42 | 2010 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Die Vermögenslage öffentlicher Unternehmen in Deutschland - Statistische Analyse anhand von amtlichen Mikrodaten der Jahresabschlüsse. |
| Nr. 43 | 2010 | Ulbrich, Hannes-Friedrich: Höherdimensionale Kompositionsdaten – Gedanken zur grafischen Darstellung und Analyse - |
| Nr. 44 | 2011 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Statistik der öffentlichen Unternehmen in Deutschland – Die Datenbasis |
| Nr. 45 | 2011 | Nastansky, Andreas: Orthogonale und verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen in Vektor-Fehlerkorrekturmodellen |
| Nr. 46 | 2011 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Die Finanzlage öffentlicher Unternehmen in Deutschland - Statistische Analyse amtlicher Mikrodaten der Jahresabschlüsse - |
| Nr. 47 | 2011 | Teitge, Jonas / Nastansky, Andreas: Interdependenzen in den Renditen DAX-notierter Unternehmen nach Branchen |