

Technische Universität München

DEPARTEMENT OF FINANCIAL MANAGEMENT  
AND CAPITAL MARKETS

ZENTRUM MATHEMATIK

**Auswirkungen der Umstellung der  
Gewichtung von Aktienmarktindices  
von Marktwertgewichtung auf  
Streubesitzgewichtung: Eine  
Untersuchung am Beispiel des Dow  
Jones STOXX 50**

Diplomarbeit

von

Thomas Kram

Themensteller: Prof. Dr. C. Kaserer  
Prof. Dr. C. Czado  
Betreuer: Prof. Dr. C. Czado  
Priv.-Doz. Dr. N. Wagner  
Dipl.-Math. oec. S. Haug  
Abgabetermin: 14. Januar 2005

Hiermit erkläre ich, daß ich die Diplomarbeit selbständig angefertigt und nur die angegebenen Quellen verwendet habe.

München, 14. Januar 2005

# Danksagung

An dieser Stelle bedanke ich mich bei Herrn Prof. Dr. Christoph Kaserer für die interessante Themenstellung und bei Frau Prof. Dr. Claudia Czado für die konstruktive Kritik und ausgezeichnete Betreuung in statistischen Fragen.

Mein Dank gilt ebenso Herrn Priv.-Doz. Dr. Niklas Wagner für die hilfreiche Unterstützung in ökonomischen Themen und Herrn Dipl.-Math. oec. Stephan Haug für die technische Betreuung.

Dank gebührt zudem Herrn Christian Bahr von STOXX Ltd. für die Bereitstellung von Indexdaten und Erläuterungen zur Berechnung.

Schließlich möchte ich mich von ganzem Herzen bei meinen Eltern Bernhard und Gabriele Kram bedanken, die mir das Studium der Finanz- und Wirtschaftsmathematik ermöglicht und mich immer unterstützt haben.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einleitung</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>Statistische Grundlagen</b>	<b>6</b>
2.1	Das klassische lineare Regressionsmodell . . . . .	6
2.1.1	Modellannahmen . . . . .	6
2.1.2	Parameterschätzung und Eigenschaften . . . . .	8
2.1.3	Streuungszerlegung, Bestimmtheitsmaß . . . . .	13
2.1.4	Statistische Hypothesentests . . . . .	16
2.1.4.1	Benötigte Verteilungen . . . . .	16
2.1.4.2	Test zur allgemeinen linearen Hypothese . . . . .	18
2.1.4.3	Likelihood-Ratio-Test . . . . .	19
2.1.4.4	Wald-Test . . . . .	21
2.1.5	Residuen . . . . .	22
2.1.6	Autokorrelation . . . . .	25
2.2	Verallgemeinerte lineare Modelle . . . . .	27
2.3	Seemingly Unrelated Regressions . . . . .	32
2.3.1	Allgemeine Modellstruktur . . . . .	32
2.3.2	SUR-Schätzer bei bekannter Matrix $\Omega$ . . . . .	34
2.3.3	SUR-Schätzer bei unbekannter Matrix $\Omega$ . . . . .	35
2.3.4	Vergleich SUR-Schätzer/OLS-Schätzer für das gesamte Modell . . . . .	37
2.3.5	Effizienzgewinn . . . . .	38
2.3.5.1	Effizienzgewinn bei bekannter Matrix $\Omega$ . . . . .	38
2.3.5.2	Effizienzgewinn bei geschätzter Matrix $\hat{\Omega}$ . . . . .	39
2.4	Verwendete SAS-Prozeduren . . . . .	42
<b>3</b>	<b>Dow Jones STOXX Indices</b>	<b>43</b>
3.1	STOXX Limited . . . . .	43
3.2	Indexberechnung . . . . .	43
3.3	Dow Jones STOXX Blue Chip Indices . . . . .	44
3.4	Streubesitz . . . . .	45
3.4.1	Blockbesitz und eingeschränkte Aktien . . . . .	45
3.4.2	Beispiele für Blockbesitz und eingeschränkte Aktien . . . . .	46
3.4.3	Cap-Faktor . . . . .	46
3.5	Dow Jones STOXX 50 . . . . .	47
3.5.1	Indexuniversum . . . . .	47
3.5.2	Auswahlliste . . . . .	47
3.5.3	Aktienauswahl . . . . .	47

3.5.4	Gewichtung und Überprüfung . . . . .	48
<b>4</b>	<b>Umstellung des Dow Jones STOXX 50</b>	<b>49</b>
4.1	Ablauf der Umstellung . . . . .	49
4.2	Ereignisdefinition . . . . .	50
4.3	Datenmaterial . . . . .	50
4.4	Auswirkungen der Umstellung auf die Gewichtung einzelner Unternehmen . . . .	52
4.5	Messung der Preiseffekte . . . . .	53
4.5.1	Messung der Preiseffekte gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 . . . . .	56
4.5.1.1	Schätzung der Parameter . . . . .	56
4.5.1.2	Ermittlung der anomalen Rendite . . . . .	59
4.5.2	Messung der Preiseffekte gegenüber den nationalen Indices . . . . .	61
4.5.2.1	Schätzung der Parameter mittels OLS-Regression . . . . .	61
4.5.2.2	Schätzung der Parameter mittels SUR-Regression . . . . .	63
4.5.2.3	Ermittlung der anomalen Rendite . . . . .	64
4.5.3	Vergleich der Messungen der Preiseffekte gegenüber Dow Jones STOXX 50/nationale Indices . . . . .	66
4.6	Messung der Handelsvolumeneffekte . . . . .	67
4.6.1	Messung der Handelsvolumeneffekte gegenüber dem Dow Jones STOXX 50	68
4.6.2	Messung der Handelsvolumeneffekte gegenüber den nationalen Indices . .	70
4.6.3	Vergleich der Messungen der Handelsvolumeneffekte gegenüber Dow Jones STOXX 50/nationale Indices . . . . .	71
4.7	Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte mit den Veränderungen in der Indexgewichtung . . . . .	72
4.7.1	Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte ge- genüber dem Dow Jones STOXX 50 mit den Veränderungen in der Index- gewichtung . . . . .	74
4.7.2	Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte ge- genüber den nationalen Indices mit den Veränderungen in der Indexge- wichtung . . . . .	76
4.7.3	Vergleich der Messungen des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvo- lumeneffekte gegenüber Dow Jones STOXX 50/nationale Indices mit den Veränderungen in der Indexgewichtung . . . . .	77
<b>5</b>	<b>Zusammenfassung</b>	<b>78</b>
<b>A</b>	<b>Grundlagen der linearen Algebra</b>	<b>81</b>
A.1	Matrixalgebra . . . . .	81
A.2	Das Kronecker-Produkt . . . . .	82
A.3	Die Spur einer Matrix . . . . .	83
A.4	Die Spektralzerlegung einer Matrix . . . . .	84
A.5	Quadratische Formen . . . . .	84
<b>B</b>	<b>Tabellen</b>	<b>86</b>
<b>C</b>	<b>Abbildungen</b>	<b>107</b>
<b>D</b>	<b>SAS-Programme und Erläuterung der Datensätze</b>	<b>116</b>
D.1	Erläuterung der Datensätze . . . . .	116

D.2	SAS-Programme . . . . .	117
D.2.1	200-Tages-OLS-Regression gegen Dow Jones STOXX 50 . . . . .	117
D.2.2	SUR-Regression und Berechnung der kumulierten anomalen Renditen gegenüber den nationalen Indices . . . . .	120
D.2.3	Berechnung der durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten gegenüber den nationalen Indices . . . . .	123
D.2.4	Korrelationsmessung . . . . .	124
D.2.5	SUR-Querschnittsregression . . . . .	126
<b>E</b>	<b>Internetverzeichnis</b>	<b>131</b>
	<b>Literaturverzeichnis</b>	<b>132</b>
	<b>Tabellenverzeichnis</b>	<b>134</b>
	<b>Abbildungsverzeichnis</b>	<b>139</b>

# Kapitel 1

## Einleitung

Im Zeitraum 2000-2002 stellten weltweit zahlreiche bedeutende Indexanbieter, wie z.B. STOXX Limited, Financial Times Stock Exchange (FTSE), Morgan Stanley Capital International (MSCI) und Deutsche Börse AG, die Gewichtung ihrer Aktienindices von Marktwertgewichtung (engl. market capitalization) auf Streubesitzgewichtung (engl. free float capitalization, float capitalization oder free float market capitalization) um. Das Konzept der Streubesitzgewichtung war zu diesem Zeitpunkt nicht neu, denn die gesamten Weltaktienindices der Citigroup, wie z.B. der Salomon Smith Barney Global Equity Index, wurden bereits bei ihrer Gründung 1989 als weltweit erste Aktienindices nach dieser Methode gewichtet.

Einfach gesprochen errechnet sich die Marktwertkapitalisierung eines Unternehmens aus dem Produkt des aktuellen Aktienkurses mit der Summe aller ausgegebenen Aktien des Unternehmens. Als Streubesitz wird der Aktienanteil bezeichnet, der sich nicht in festen Händen befindet und damit frei am Markt handelbar ist. Die Streubesitzkapitalisierung errechnet sich als Produkt des aktuellen Aktienkurses mit der Summe der frei am Markt verfügbaren Aktien. Folglich ist die Streubesitzkapitalisierung immer kleiner als oder maximal gleich groß wie die Marktwertkapitalisierung. Eine genauere Definition für die Dow Jones STOXX Indices erfolgt in Kapitel 3.

Für die Umstellung von Marktwertgewichtung auf Streubesitzgewichtung sprechen zahlreiche Gründe: Betrachtet man die beispielsweise in Deutschland typischen Kapitalverflechtungen zweier großer, börsengehandelter Unternehmen, so fließen in den Index bei der Gewichtung nach Marktwert die Aktien beider Unternehmen inklusive ihrer Verflechtung in vollem Umfang ein. Damit werden Teile des Aktienkapitals im Index doppelt gewertet. Bei ehemaligen staatlichen und erst vor kurzer Zeit privatisierten Unternehmen befindet sich in vielen Fällen ein wesentlicher Anteil der Aktien weiterhin in Staatsbesitz, so daß diese Aktien am Markt nicht frei verfügbar sind. Weiterhin wird in manchen Staaten der Einstieg ausländischer Investoren durch nationale Gesetze beschränkt.

In dieser Diplomarbeit werden die Auswirkungen der Ankündigung der Umstellung und der Umstellung der Gewichtung des europäischen Aktienindex Dow Jones STOXX 50 auf die Preise und Handelsvolumen der im Index enthaltenen Unternehmen untersucht, wie z.B. Deutsche Telekom AG (vgl. Abbildung 1.1). Den mathematischen Schwerpunkt der Untersuchung bilden klassische lineare Regressionsverfahren und darauf aufbauend die Methode der "Seemingly Unrelated Re-

gressions“.

In Kapitel 2 werden zuerst die statistischen Grundlagen, die insbesondere zum Verständnis der Methode der “Seemingly Unrelated Regressions“ benötigt werden, hergeleitet. Kapitel 3 beschreibt die Philosophie und Berechnungsgrundlagen der Dow Jones STOXX Indices. Kapitel 4 beinhaltet die Beschreibung der Regressionsmodelle zur Messung der Preis- und Handelsvolumeneffekte und die Darstellung der Ergebnisse. Die Regressionsmodelle wurden in der Statistik-Software SAS implementiert. Den Abschluß bildet Kapitel 5 mit der Zusammenfassung der Ergebnisse der Messungen.

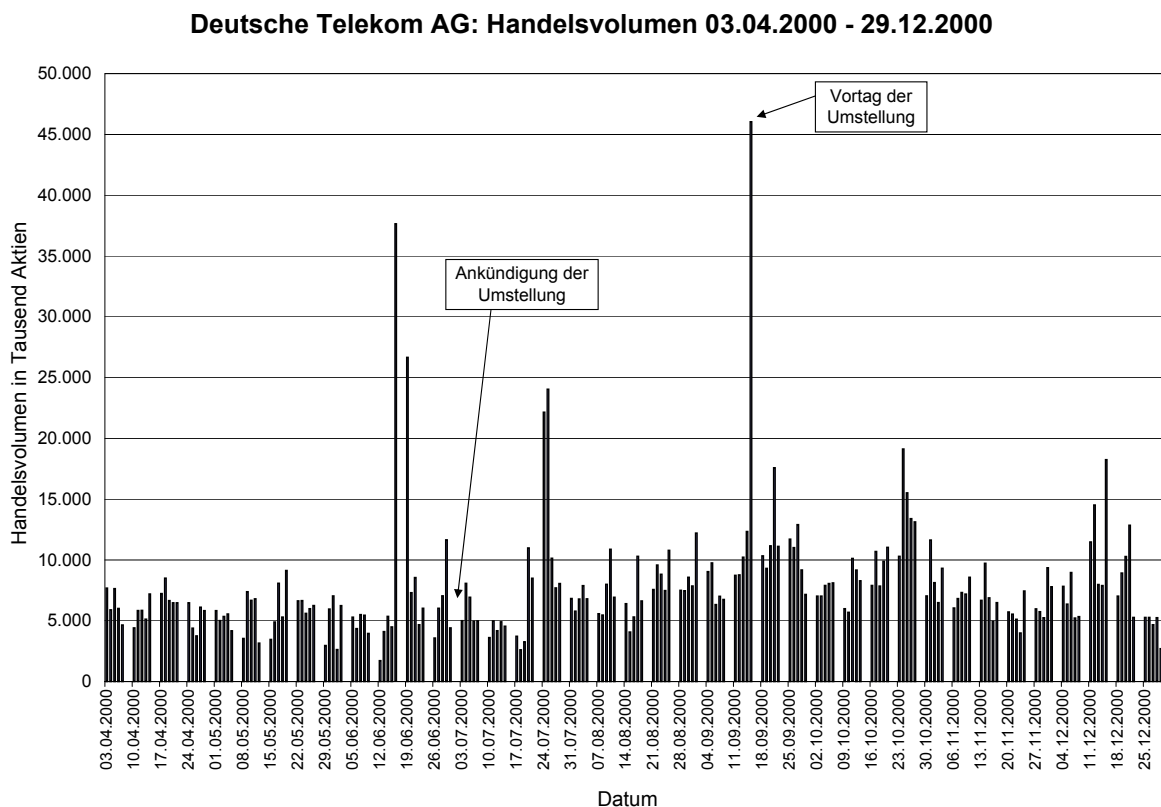


Abbildung 1.1: Handelsvolumen Deutsche Telekom AG im Zeitraum 03.04.2000-29.12.2000. Die Zeitpunkte Ankündigung der Umstellung (03.07.2000) und Vortag der Umstellung (15.09.2000) des Dow Jones STOXX 50 sind markiert.



# Kapitel 2

## Statistische Grundlagen

Ziel des folgenden Kapitels ist die Herleitung der Methode der Seemingly Unrelated Regressions und ihrer stochastischen Eigenschaften. Dazu wird zuerst ausführlich das klassische lineare Regressionsmodell betrachtet, darauf aufbauend das verallgemeinerte lineare Regressionsmodell und danach das Seemingly Unrelated Regressions-Modell. Im weiteren Verlauf gelten dabei folgende Notationen:

- Vektoren und Matrizen werden durch fettgedruckte Buchstaben bezeichnet:  $\mathbf{A}$ ,  $\boldsymbol{\beta}$ .
- Die Inverse einer Matrix  $\mathbf{A}$  wird mit  $\mathbf{A}^{-1}$  bezeichnet.
- Die Transponierte einer Matrix  $\mathbf{A}$  wird durch  $\mathbf{A}'$  bezeichnet.
- Eine Einheitsmatrix der Dimension  $p$  wird mit  $\mathbf{I}_p$  bezeichnet.
- Der Erwartungswert und die Varianz einer Zufallsvariablen  $X$  werden mit  $E[X]$  und  $Var[X]$  bezeichnet.
- Die Menge der reellen Zahlen wird mit  $\mathbb{R}$  bezeichnet.

### 2.1 Das klassische lineare Regressionsmodell

#### 2.1.1 Modellannahmen

Ziel der multiplen linearen Regression ist es, eine *Zielvariable*  $Y$  (auch *Response*, *abhängige Variable* oder *endogene Variable* genannt) durch  $k$  *Kovariablen*  $X$  (*erklärende Variablen*, *unabhängige Variablen*, *exogene Variablen*) mittels eines linearen Zusammenhangs zu modellieren:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \cdots + \beta_k X_k + u \quad (2.1)$$

Seien  $Y_t = y_t$  und  $X_{tj} = x_{tj}$ ,  $j = 1, \dots, k$  die beobachteten Realisierungen der Variablen in (2.1) zu den Zeitpunkten  $t = 1, \dots, T$ :

$$\begin{array}{rcccccc}
y_1 & = & \beta_0 + & \beta_1 x_{11} + & \beta_2 x_{12} + & \cdots + & \beta_k x_{1k} + & u_1 \\
y_2 & = & \beta_0 + & \beta_1 x_{21} + & \beta_2 x_{22} + & \cdots + & \beta_k x_{2k} + & u_2 \\
\vdots & & \vdots & & \vdots & & \vdots & \vdots \\
y_T & = & \beta_0 + & \beta_1 x_{T1} + & \beta_2 x_{T2} + & \cdots + & \beta_k x_{Tk} + & u_T
\end{array}$$

Für die Störterme  $u_t$  gelten folgende Annahmen:

$$E[u_t] = 0 \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (2.2)$$

$$\text{Var}[u_t] = E[u_t^2] = \sigma^2 \quad \forall t = 1, \dots, T \quad (2.3)$$

$$\text{Cov}[u_t, u_{t-l}] = E[u_t u_{t-l}] = 0 \quad \text{für } l \neq 0 \quad (2.4)$$

Eigenschaft (2.3) wird als *Homoskedastizität* bezeichnet. Eigenschaft (2.4) bedeutet, daß die Kovarianz und damit auch die Korrelation der Störterme gleich 0 ist. Eigenschaft (2.4) wird auch als *fehlende Autokorrelation* bezeichnet.

In Matrixschreibweise:

$$\mathbf{y} = \underbrace{\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_T \end{pmatrix}}_{T \times 1}, \quad \mathbf{X} = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & x_{T1} & \cdots & x_{Tk} \end{pmatrix}}_{T \times p}, \quad \boldsymbol{\beta} = \underbrace{\begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}}_{p \times 1}, \quad \mathbf{u} = \underbrace{\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_T \end{pmatrix}}_{T \times 1}$$

Damit ist das klassische lineare Regressionsmodell wie folgt gegeben:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (2.5)$$

mit den Annahmen:

$$E[\mathbf{u}] = \mathbf{0} \quad (2.6)$$

$$\text{Cov}[\mathbf{u}] = E[\mathbf{u}\mathbf{u}'] = \sigma^2 \mathbf{I}_T \quad (2.7)$$

$$\text{Rang}(\mathbf{X}) = k + 1 = p \quad (2.8)$$

(2.7) ist die Kovarianzmatrix der Störterme mit  $\mathbf{I}_T$  als  $T \times T$ -Einheitsmatrix.

### 2.1.2 Parameterschätzung und Eigenschaften

Im klassischen linearen Regressionsmodell werden häufig zwei Ansätze verwendet, um die Parameter  $\beta$  und die Varianz  $\sigma^2$  zu schätzen: Die Methode der kleinsten Quadrate oder die Maximierung des Likelihoods, wofür weitere Modellannahmen bezüglich der Verteilung der Störterme notwendig sind. Die Methode der kleinsten Quadrate zur Schätzung von  $\beta$  besteht darin, die Summe der Fehlerquadrate zu minimieren:

$$Q(\beta) := (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta) = (\mathbf{u}'\mathbf{u}) = \sum_{t=1}^T u_t^2 \rightarrow \min! \quad (2.9)$$

**Satz 2.1 (Kleinste-Quadrate-Schätzer (OLS-Schätzer)).** *Es gelten die Annahmen des klassischen Regressionsmodells (2.5)-(2.8). Der Kleinste-Quadrate-Schätzer (auch als KQ-Schätzer, Ordinary-Least-Square-Schätzer, OLS-Schätzer bezeichnet) für  $\beta$  in (2.5) lautet:*

$$\hat{\beta}_{OLS} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y} \quad (2.10)$$

*Beweis.* (vgl. Eckey et al. [2001], S. 24/25)

Minimierung von (2.9) durch Differenzieren und Nullsetzen:

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial \beta} Q(\beta) &= \frac{\partial}{\partial \beta} (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta) \stackrel{!}{=} 0 \\ (\mathbf{X}'\mathbf{X})\beta &\stackrel{!}{=} (\mathbf{X}'\mathbf{y}) \end{aligned}$$

Der OLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{OLS}$  erfüllt damit die Normalengleichung

$$(\mathbf{X}'\mathbf{X})\hat{\beta}_{OLS} = (\mathbf{X}'\mathbf{y}) \quad (2.11)$$

und mit Voraussetzung (2.8) gilt

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

□

**Definition 2.2 (Linearität).** *Ein beliebiger Schätzer  $\tilde{\beta}$  für den Parametervektor  $\beta$  ist linear, falls er sich in folgender Form darstellen läßt:*

$$\tilde{\beta} = \mathbf{C}\mathbf{y} + \mathbf{a}, \quad (2.12)$$

wobei  $\mathbf{C} \in \mathbb{R}^{p \times T}$  und  $\mathbf{a} \in \mathbb{R}^p$  mit jeweils konstanten, nicht-stochastischen Elementen. Für  $\mathbf{a} = \mathbf{0}$  spricht man von homogenen Schätzern.

**Satz 2.3 (Linearität des OLS-Schätzers).** *Der OLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{OLS}$  ist linear und homogen.*

*Beweis.* (vgl. Eckey et al. [2001], S. 41)

Die Elemente der Matrix  $\mathbf{X}$  sind die festen, nicht-stochastischen Größen der exogenen Variablen. Setze

$$(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' = \mathbf{C} \quad \text{und} \quad \mathbf{a} = \mathbf{0}$$

□

**Satz 2.4 (Erwartungstreue des OLS-Schätzers).** *Der OLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{OLS}$  aus (2.10) ist erwartungstreu (oder unverzerrt), d.h. es gilt:*

$$E[\hat{\beta}_{OLS}] = \beta \tag{2.13}$$

*Beweis.* (vgl. Eckey et al. [2001], S. 42)

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{OLS} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{X}\beta + \mathbf{u}) = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\beta + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u} \\ &= \beta + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u} \\ E[\hat{\beta}_{OLS}] &= E[\beta + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}] = E[\beta] + E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}] \\ &\stackrel{\beta \text{ konst.}}{=} \beta + E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}] \end{aligned} \tag{2.14}$$

Da  $\mathbf{X}$  feste, nicht-stochastische Größen enthält, gilt:

$$E[\hat{\beta}_{OLS}] = \beta + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'E[\mathbf{u}]$$

Unter Verwendung von Eigenschaft (2.6) erhält man:

$$E[\hat{\beta}_{OLS}] = \beta$$

□

**Definition 2.5 (Effizienz).** *Ein erwartungstreuer Schätzer, der im Vergleich zu allen alternativen unverzerrten Schätzern die kleinste Varianz besitzt, heißt effizient. Eine solche Schätzfunktion wird auch als bester linearer unverzerrter Schätzer (best linear unbiased estimator, BLUE) bezeichnet.*

**Satz 2.6 (Effizienz des OLS-Schätzers).** *Der OLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{OLS}$  aus (2.10) ist effizient innerhalb der Klasse der unverzerrten linearen Schätzfunktionen, d.h. für alle beliebigen unverzerrten Schätzer  $\tilde{\beta}$  gilt:*

$$\text{Var}[\hat{\beta}_{jOLS}] \leq \text{Var}[\tilde{\beta}_j], \quad j = 0, 1, \dots, k \tag{2.15}$$

*Beweis.* (vgl. Eckey et al. [2001], S. 45ff. und Böhme & Lang [2004], S. 28)

Die Kovarianzmatrix des OLS-Schätzers  $\hat{\beta}$  hat Dimension  $p \times p$  und folgende Struktur:

$$\begin{aligned}
Cov[\hat{\beta}_{OLS}] &= E[(\hat{\beta}_{OLS} - E[\hat{\beta}_{OLS}])(\hat{\beta}_{OLS} - E[\hat{\beta}_{OLS}])'] \\
&\stackrel{(2.13)}{=} E[(\hat{\beta}_{OLS} - \beta)(\hat{\beta}_{OLS} - \beta)'] \\
&\stackrel{(2.14)}{=} E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u})'] \\
&= E[(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}\mathbf{u}'\mathbf{X}((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1})'] \\
&= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'E[\mathbf{u}\mathbf{u}']\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \\
&\stackrel{(2.7)}{=} (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\sigma^2\mathbf{I}_T\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \\
&= \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \\
&= \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}
\end{aligned} \tag{2.16}$$

Für eine beliebige unverzerrte lineare Schätzfunktion  $\tilde{\beta}$  für das Regressionsmodell (2.5) gilt:

$$\tilde{\beta} \stackrel{(2.12)}{=} \mathbf{C}\mathbf{y} + \mathbf{a} = \mathbf{C}(\mathbf{X}\beta + \mathbf{u}) + \mathbf{a} = \mathbf{C}\mathbf{X}\beta + \mathbf{C}\mathbf{u} + \mathbf{a} \tag{2.17}$$

$$E[\tilde{\beta}] = \mathbf{C}\mathbf{X}\beta + \mathbf{C}E[\mathbf{u}] + \mathbf{a} \stackrel{(2.6)}{=} \mathbf{C}\mathbf{X}\beta + \mathbf{a} \tag{2.18}$$

$$\stackrel{E[\tilde{\beta}]=\beta}{\Rightarrow} \mathbf{C}\mathbf{X} = \mathbf{I}_p \quad \text{und} \quad \mathbf{a} = \mathbf{0} \tag{2.19}$$

Sei  $\mathbf{C} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' + \mathbf{D}$  mit  $\mathbf{D} \in \mathbb{R}^{p \times T}$ . Dann gilt weiterhin  $\mathbf{C} \in \mathbb{R}^{p \times T}$  (Definition 2.2) und mit der Unverzerrtheitsbedingung  $\mathbf{C}\mathbf{X} = \mathbf{I}_p$  (2.19) folgt:

$$\mathbf{D}\mathbf{X} = \mathbf{0} \quad \text{bzw.} \quad \mathbf{X}'\mathbf{D}' = \mathbf{0} \tag{2.20}$$

Damit folgt für die Kovarianzmatrix eines beliebigen linearen unverzerrten Schätzer  $\tilde{\beta}$ :

$$\begin{aligned}
Cov[\tilde{\beta}] &= Cov[\mathbf{C}\mathbf{y}] = \sigma^2\mathbf{C}\mathbf{C}' \\
&= \sigma^2((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' + \mathbf{D})((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' + \mathbf{D})' \\
&= \sigma^2((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' + \mathbf{D})(\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} + \mathbf{D}') \\
&= \sigma^2((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{D}' + \mathbf{D}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} + \mathbf{D}\mathbf{D}') \\
&\stackrel{(2.20)}{=} \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} + \sigma^2\mathbf{D}\mathbf{D}' \\
&\stackrel{(2.16)}{=} Cov[\hat{\beta}_{OLS}] + \sigma^2\mathbf{D}\mathbf{D}'
\end{aligned} \tag{2.21}$$

Seien  $x^{jj}$  die Diagonalelemente der inversen Produktmatrix  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ . Da die Hauptdiagonalelemente  $d^{jj}$  der Produktmatrix  $\mathbf{D}\mathbf{D}'$  Quadratsummen sind, gilt  $d^{jj} \geq 0$  und es folgt für die einzelnen geschätzten Regressionskoeffizienten  $\hat{\beta}_{jOLS}$ :

$$Var[\hat{\beta}_{jOLS}] = \sigma^2 x^{jj} \leq \sigma^2(x^{jj} + d^{jj}) = Var[\tilde{\beta}_j]$$

$\Rightarrow \hat{\beta}_{OLS}$  ist der beste lineare unverzerrte Schätzer für den unbekanntem Koeffizientenvektor  $\beta$ .

□

Die zweite Möglichkeit zur Schätzung der Parameter  $\beta$  ist die Maximierung der Likelihoodfunktion, was zu einem identischen Ergebnis mit der Methode der kleinsten Quadrate führt. Eine genauere Beschreibung der Likelihoodfunktion erfolgt in Abschnitt 2.1.4.3.

**Satz 2.7 (Maximum Likelihood Schätzer).** *Unter den zusätzlichen Voraussetzungen der Normalverteilungsannahme (siehe auch Abschnitt 2.1.4.3)*

$$u_t \sim N(0, \sigma^2), \quad t = 1, \dots, T \quad (2.22)$$

$$\mathbf{u} \sim N_T(\mathbf{0}, \sigma^2 \mathbf{I}_T) \quad (2.23)$$

stimmt der Maximum-Likelihood-Schätzer (ML-Schätzer)  $\hat{\beta}_{ML}$  für das Modell (2.5) mit dem OLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{OLS}$  überein:

$$\hat{\beta}_{ML} = \hat{\beta}_{OLS} \quad (2.24)$$

*Beweis.* (vgl. Eckey et al. [2001], S. 59)

Die Likelihood-Funktion  $l(\beta, \sigma^2, \mathbf{y})$  unter der gegebenen Normalverteilungsannahme läßt sich wie folgt schreiben:

$$l(\beta, \sigma^2, \mathbf{y}) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{T}{2}} \sigma^T} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)\right) \quad (2.25)$$

Da die Extremwerte einer Funktion durch eine monotone Transformation nicht beeinflusst werden, können die ML-Schätzer auch aus der logarithmierten Likelihood-Funktion (log-Likelihood-Funktion) bestimmt werden:

$$\ln(l(\beta, \sigma^2, \mathbf{y})) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - T \ln(\sigma) - \frac{1}{2\sigma^2}(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta), \quad (2.26)$$

wobei  $\ln(a)$  den natürlichen Logarithmus einer Variablen  $a$  bezeichnet. Eine Maximierung von (2.26) in Abhängigkeit von  $\beta$  ist offensichtlich äquivalent zur Minimierung des Ausdrucks

$$Q(\beta) = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta)'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\beta) = (\mathbf{u}'\mathbf{u}) \rightarrow \min! \quad (2.27)$$

Hierbei wird die Summe der Fehlerquadrate im Modell minimiert, was genau der OLS-Methode entspricht. Damit gilt:

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

□

Mit der Normalverteilungsannahme für  $\mathbf{u}$  entfällt die Einschränkung auf die Klasse der linearen Schätzer für  $\beta$ .  $\hat{\beta}_{ML}$  ist damit der beste unverzerrte Schätzer für  $\beta$ , d.h. effizient (vgl. Fomby et al. [1984], S. 32ff.).

**Satz 2.8 (Erwartungstreue Schätzung der Störvarianz).** *Ein erwartungstreuer Schätzer für die Störvarianz im klassischen linearen Regressionsmodell ist*

$$s^2 = \hat{\sigma}_{OLS}^2 = \frac{1}{T-p} \hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}} \quad (2.28)$$

mit dem Residualvektor

$$\hat{\mathbf{u}} := \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta}_{OLS} \quad (2.29)$$

*Beweis.* (vgl. Eckey et al. [2001], S. 62-64 und Böhme & Lang [2004], S. 31/32)  
Zu zeigen:  $E[\hat{\sigma}_{OLS}^2] = \sigma^2$

Es gilt:

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta} = \mathbf{y} - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} = (\mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')\mathbf{y}, \quad (2.30)$$

wobei  $\hat{\mathbf{u}}$ ,  $\mathbf{y}$   $T \times 1$ -Vektoren,  $\hat{\beta}$   $p \times 1$ -Vektor,  $\mathbf{I}$   $T \times T$ -Einheitsmatrix und  $\mathbf{X}$   $T \times p$ -Matrix sind.

Mit  $\mathbf{M} := \mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$  erhält man

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{M}\mathbf{y} \quad (2.31)$$

Setzt man (2.5) in (2.31) ein, so erhält man

$$\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{M}\mathbf{y} = \mathbf{M}(\mathbf{X}\beta + \mathbf{u}) = \underbrace{\mathbf{M}\mathbf{X}}_{=0}\beta + \mathbf{M}\mathbf{u} = \mathbf{M}\mathbf{u} \quad (2.32)$$

Die Matrix  $\mathbf{M}$  ist symmetrisch und idempotent:

$$\mathbf{M}' = (\mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')' = \mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' = \mathbf{M} \quad (2.33)$$

$$\begin{aligned} \mathbf{M}^2 &= (\mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')(\mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}') \\ &= \mathbf{I}_T - 2\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' + \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' \\ &= \mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' = \mathbf{M} \end{aligned} \quad (2.34)$$

Damit gilt folgende Gleichung:

$$\hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}} = (\mathbf{M}\mathbf{u})' \mathbf{M}\mathbf{u} = \mathbf{u}' \mathbf{M}' \mathbf{M}\mathbf{u} = \mathbf{u}' \mathbf{M}\mathbf{u} \quad (2.35)$$

Mit den Eigenschaften der Spur und dem Erwartungswert quadratischer Formen (vgl. Anhang Abschnitte A.3 und A.5) folgt:

$$\begin{aligned} E[\hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}}] &\stackrel{(2.35)}{=} E[\mathbf{u}' \mathbf{M}\mathbf{u}] \\ &\stackrel{(A.4)}{=} \text{tr}(\mathbf{M}E[\mathbf{u}\mathbf{u}']) + E[\mathbf{u}'] \mathbf{M}E[\mathbf{u}] \\ &\stackrel{(2.6)}{=} \text{tr}(\mathbf{M}E[\mathbf{u}\mathbf{u}']) \\ &\stackrel{(2.7)}{=} \text{tr}(\mathbf{M}\sigma^2 \mathbf{I}_T) \\ &= \sigma^2 \text{tr}(\mathbf{M}) \end{aligned} \quad (2.36)$$

Mit der Definition von  $\mathbf{M}$  und den Eigenschaften der Spur läßt sich  $\text{tr}(\mathbf{M})$  berechnen:

$$\begin{aligned} \text{tr}(\mathbf{M}) &= \text{tr}(\mathbf{I}_T - \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}') = \text{tr}(\mathbf{I}_T) - \text{tr}(\mathbf{X}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}) = T - \text{tr}(\mathbf{I}_p) \\ &= T - p \end{aligned} \quad (2.37)$$

$$\Rightarrow E[s^2] = E[\hat{\sigma}_{OLS}^2] = E\left[\frac{1}{T-p} \hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}}\right] = \left(\frac{1}{T-p}\right) E[\hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}}] = \left(\frac{1}{T-p}\right) \sigma^2 (T-p) = \sigma^2$$

□

### 2.1.3 Streuungszerlegung, Bestimmtheitsmaß

Die Differenz zwischen dem beobachteten y-Wert  $y_i$  und dem geschätzten y-Wert  $\hat{y}_i$  wird als *Residuum*  $\hat{u}_i$  bezeichnet:

$$\hat{u}_i := y_i - \hat{y}_i \quad (2.38)$$

bzw. in Vektorschreibweise

$$\hat{\mathbf{u}} := \mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}} \quad (2.39)$$

Mit den Residuen läßt sich überprüfen, wie gut eine Beobachtung mittels des Regressionsmodells angepasst wird. Es gilt



$$\begin{aligned}
\hat{\mathbf{y}} &= \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS} \\
&= \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y} \\
&= \mathbf{H}\mathbf{y}
\end{aligned} \tag{2.40}$$

wobei

$$\mathbf{H} = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' \tag{2.41}$$

die sogenannte *Hat-Matrix* oder auch *Prediction-Matrix* ist.

**Satz 2.9 (Eigenschaften der Hat-Matrix).** Die Hat-Matrix  $\mathbf{H}$  ist symmetrisch, idempotent und ihre Spur ist gleich  $p$ :

1.  $\mathbf{H}' = \mathbf{H}$
2.  $\mathbf{H}^2 = \mathbf{H}$
3.  $\text{tr}(\mathbf{H}) = \sum_{t=1}^T h_{tt} = p$

*Beweis.* 1.

$$\mathbf{H}' = (\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')' = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' = \mathbf{H}$$

2.

$$\mathbf{H}^2 = (\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}')(\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}') = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' = \mathbf{H}$$

3. (vgl. Eigenschaften der Spur, Anhang Abschnitt A.3)

$$\text{tr}(\mathbf{H}) = \text{tr}(\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}') = \text{tr}(\mathbf{I}_p) = p$$

□

Zur Beurteilung der Anpassungsgüte eines Modells benötigt man die *Streuungszerlegung*:

**Satz 2.10 (Streuungszerlegung).** Die Streuungszerlegung ist gegeben durch

$$\underbrace{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2}_{=:SS_{Total}} = \underbrace{\sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2}_{=:SS_{Reg}} + \underbrace{\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2}_{=:SS_{Res}} \tag{2.42}$$

mit  $\bar{y} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t$ .  $SS_{Total}$  (Total Sum of Squares) steht für die gesamte Streuung im Modell,  $SS_{Reg}$  (Regression Sum of Squares) für die erklärte Streuung und  $SS_{Res}$  (Residual Sum of Squares) für die Residualstreuung.

*Beweis.* (vgl. Seber [1977], S. 111ff.)

Mit den Eigenschaften der Hatmatrix gilt:

$$\hat{\mathbf{y}}'\hat{\mathbf{y}} = \mathbf{y}'\mathbf{H}'\mathbf{H}\mathbf{y} = \mathbf{y}'\hat{\mathbf{y}} \tag{2.43}$$

Die Differentiation von  $Q(\boldsymbol{\beta})$  (2.9) nach  $\beta_0$  liefert:

$$\sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) = 0 \quad (2.44)$$

Somit folgt:

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)(\hat{y}_t - \bar{y}) &= \sum_{t=1}^T (y_t \hat{y}_t - y_t \bar{y} - \hat{y}_t^2 + \hat{y}_t \bar{y}) \\ &= \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) \hat{y}_t - \bar{y} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) \\ &\stackrel{(2.44)}{=} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t) \hat{y}_t \\ &= (\mathbf{y} - \hat{\mathbf{y}})' \hat{\mathbf{y}} \stackrel{(2.43)}{=} 0 \end{aligned} \quad (2.45)$$

Umformen von  $SS_{Total}$  liefert die Behauptung:

$$\begin{aligned} \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 &= \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t + \hat{y}_t - \bar{y})^2 \\ &= \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2 + \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 + 2 \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)(\hat{y}_t - \bar{y}) \\ &\stackrel{(2.45)}{=} \sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - \bar{y})^2 + \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{y}_t)^2 \end{aligned}$$

□

Mit Hilfe der Streuungszerlegung läßt sich ein Maß definieren, welches die Güte der Anpassung der Regression an die Daten mißt, das *Bestimmtheitsmaß*  $R^{sq}$ :

$$R^{sq} := 1 - \frac{SS_{Res}}{SS_{Total}} = \frac{SS_{Reg}}{SS_{Total}}. \quad (2.46)$$

Wegen  $SS_{Total} = SS_{Reg} + SS_{Res}$  gilt

$$0 \leq R^{sq} \leq 1.$$

Das Bestimmtheitsmaß gibt den Anteil der Variation an, der durch das Regressionsmodell erklärt wird. Je näher  $R^{sq}$  bei 1 liegt, desto kleiner ist die Residuenquadratsumme, d.h. desto besser ist die Anpassung an die Daten.

$R^{sq}$  eignet sich nur zum Vergleich von Modellen mit gleicher Anzahl von Kovariablen, da es bei Hinzunahme weiterer Kovariablen automatisch wächst, ohne daß sich dabei die Güte der

Anpassung signifikant verbessern muß (vgl. Seber [1977], S. 113 oder Böhme & Lang [2004], S. 21/22). Zum Vergleich von Modellen mit unterschiedlicher Anzahl von Kovariablen verwendet man das angepasste Bestimmtheitsmaß  $R_{adj}^{sq}$ :

$$R_{adj}^{sq} := 1 - \frac{SS_{Res}/T - p}{SS_{Total}/T - 1} \quad (2.47)$$

$SS_{Res}$  und  $SS_{Total}$  werden dabei durch die jeweilige Anzahl der Freiheitsgrade geteilt, da mit jeder Hinzunahme einer Kovariablen ein Freiheitsgrad verbraucht wird. Die Eigenschaften von  $R_{adj}^{sq}$  werden beispielsweise in Seber [1977], S. 362ff. diskutiert.

### 2.1.4 Statistische Hypothesentests

Zur Beurteilung der Qualität von Regressionsmodellen werden zusätzlich zur Betrachtung der Anpassungsgüte sogenannte statistische *Hypothesentests* durchgeführt. In Hypothesentests wird untersucht, ob eine aufgestellte *Nullhypothese*  $H_0$  zugunsten der *Alternative*  $H_1$  verworfen werden kann. Ein Beispiel hierfür ist die Entscheidung über die Berücksichtigung oder Nichtberücksichtigung von bestimmten Kovariablen in einem Modell. Die Grundlage für die Entscheidung bilden *Teststatistiken*  $T$ , die wiederum Zufallsvariablen mit zugehöriger Verteilung  $F_\psi$  und  $F_\psi \in \mathcal{F} = \{F_\psi, \psi \in \Psi\}$  sind. Dabei werden zwei Fälle unterschieden: Ist der Parameter  $\psi$  bekannt, so wird angenommen, daß man weiß, ob die Nullhypothese falsch oder wahr ist. Falls  $\psi$  unbekannt ist, werden die Verteilungen von  $\Psi$  und der Parameterraum in zwei Gruppen aufgeteilt mit den Bezeichnungen  $H_0$  und  $H_1$  bzw.  $\Psi_{H_0}$  und  $\Psi_{H_1}$ . Das allgemeine Testproblem läßt sich damit folgendermaßen formulieren:

$$H_0 : \psi \in \Psi_{H_0} \quad \text{gegen} \quad H_1 : \psi \in \Psi_{H_1}.$$

Die Entscheidungsvorschrift wird durch eine Funktion  $\delta$  gegeben, die jedem möglichen Wert  $t$ , den die Teststatistik  $T$  annehmen kann, einen bestimmten Wert  $d = \delta(t)$  zuordnet. Zu jedem Wert  $t$  von  $T$  wird somit eine Entscheidungsregel  $\delta(t)$  angewendet, die zu einer Entscheidung führt. Der Zustandsraum von  $T$  wird in den Annahmehereich A und den Ablehnungsbereich B unterteilt, die disjunkt sind. Liegt der Wert von  $t$  in B, so wird die Nullhypothese verworfen und die Alternative angenommen. Fällt der Wert  $t$  dagegen in A, so wird die Nullhypothese beibehalten.

#### 2.1.4.1 Benötigte Verteilungen

Zur Konstruktion geeigneter Teststatistiken sind Annahmen über die Verteilung im Regressionsmodell notwendig. An dieser Stelle erfolgt eine Kurzdarstellung der verwendeten Verteilungen, ausführliche Beschreibungen und Eigenschaften befinden sich u.a. in Fahrmeir et al. [2001]. Im folgenden bezeichnet  $\hat{\beta}$  den Kleinste-Quadrate-Schätzer unter der Normalverteilungsannahme, d.h.  $\hat{\beta} = \hat{\beta}_{OLS} = \hat{\beta}_{ML} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$  (vgl. (2.24)).

**Definition 2.11 (Normalverteilung).** Eine Zufallsvariable  $X \in \mathbb{R}$  mit  $E[X] = \mu$ ,  $\text{Var}[X] = \sigma^2$  und Dichte

$$f(\mathbf{x}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2}\right)$$

wird als normalverteilt bezeichnet:

$$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

**Definition 2.12 (Multivariate Normalverteilung).** Sei  $\mathbf{Z} \in \mathbb{R}^m$  ein Zufallsvektor mit  $E[\mathbf{Z}] = \boldsymbol{\mu}$ , positiv definiter Kovarianzmatrix  $\boldsymbol{\Sigma}$  und Dichte

$$f(\mathbf{z}) = f(z_1, \dots, z_m) = \frac{1}{(2\pi)^{m/2} \det(\boldsymbol{\Sigma})^{1/2}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\mathbf{z} - \boldsymbol{\mu})' \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{z} - \boldsymbol{\mu})\right).$$

Dann ist  $\mathbf{Z}$  multivariat normalverteilt:

$$\mathbf{Z} \sim N_m(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$$

Setzt man an dieser Stelle im linearen Regressionsmodell wieder die Normalverteilungsannahme wie in (2.23) voraus, so gilt:

$$\mathbf{y} \sim N_T(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 \mathbf{I}_T) \quad (2.48)$$

$$\Rightarrow \hat{\boldsymbol{\beta}} \sim N_p(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}) \quad (2.49)$$

**Definition 2.13 ( $\chi^2$ -Verteilung).** Seien  $U_1, \dots, U_n$  unabhängige  $N(0, 1)$ -verteilte Zufallsvariable. Die Verteilung der Zufallsvariablen

$$Z = \sum_{i=1}^n U_i^2$$

wird als Chi-Quadrat-Verteilung mit  $n$  Freiheitsgraden bezeichnet:

$$Z \sim \chi_n^2$$

Es gilt

$$E[Z] = n, \quad \text{Var}[Z] = 2n$$

**Definition 2.14 (t-Verteilung).** Seien  $X \sim N(0, 1)$  und  $Z \sim \chi_n^2$  unabhängige Zufallsvariablen. Die Verteilung der Zufallsvariablen

$$T = \frac{X}{\sqrt{Z/n}}$$

wird als t-Verteilung oder Student-Verteilung mit  $n$  Freiheitsgraden bezeichnet:

$$T \sim t_n$$

Es gilt

$$E[T] = 0, \quad \text{Var}[T] = \frac{n}{n-2} \quad (n \geq 3)$$

**Definition 2.15 (F-Verteilung).** Seien  $X \sim \chi_m^2$  und  $Y \sim \chi_n^2$  unabhängige Zufallsvariablen. Die Verteilung der Zufallsvariablen

$$Z = \frac{X/m}{Y/n}$$

wird als F-Verteilung oder Fisher-Verteilung mit den Freiheitsgraden  $m$  und  $n$  bezeichnet:

$$Z \sim F_{m,n}$$

Es gilt

$$E[Z] = \frac{n}{n-2} \quad (n \geq 3), \quad \text{Var}[Z] = \frac{2n^2(n+m-2)}{m(n-4)(n-2)^2} \quad (n \geq 5)$$

### 2.1.4.2 Test zur allgemeinen linearen Hypothese

Die Grundlage vieler Tests in linearen Modellen bildet die allgemeine lineare Hypothese:

**Definition 2.16 (Allgemeine lineare Hypothese).** Gegeben sei das lineare Modell  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$  aus (2.5) mit  $\text{Rang}(\mathbf{X}) = p$ ,  $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^{T \times p}$ ,  $\mathbf{C} \in \mathbb{R}^{r \times p}$ ,  $\text{Rang}(\mathbf{C}) = r$ ,  $\mathbf{d} \in \mathbb{R}^r$ .

Die Restriktion

$$H_0 : \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{d} \tag{2.50}$$

heißt allgemeine lineare Hypothese.

Die Alternative lautet immer:  $H_1 : \text{nicht } H_0$

Die Konstruktion eines geeigneten Testverfahrens für  $H_0 : \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{d}$  beruht auf folgenden Schritten (vgl. Böhme & Lang [2004], S. 48ff. und Seber [1977], S. 96ff.):

1. Berechne mit  $SS_{Res} = \hat{\mathbf{u}}' \hat{\mathbf{u}} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})$  die minimale Residuenquadratsumme im vollen Modell.
2. Berechne  $SS_{Res_{H_0}} = \hat{\mathbf{u}}'_{H_0} \hat{\mathbf{u}}_{H_0} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0})$  als minimale Residuenquadratsumme im restringierten Modell unter der Nullhypothese.  
 $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{H_0} = \hat{\boldsymbol{\beta}} + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}'(\mathbf{C}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}')^{-1}(\mathbf{d} - \mathbf{C}\hat{\boldsymbol{\beta}})$  bezeichnet dabei den Kleinste-Quadrate-Schätzer des restringierten Modells (vgl. Seber [1977], S. 96). Zur Berechnung von  $SS_{Res_{H_0}}$  siehe Satz 2.17.
3. Verwende als Teststatistik den Ausdruck  $\frac{\Delta SS_{Res}}{SS_{Res}} = \frac{SS_{Res_{H_0}} - SS_{Res}}{SS_{Res}}$  unter Beachtung der jeweiligen Verteilungen.

Informell führt dies zu folgender Entscheidungsregel: Ist der Zähler  $SS_{Res_{H_0}} - SS_{Res}$  hinreichend klein, d.h. nahe bei 0, so ist die Vergrößerung der Residuenquadratsumme gegenüber dem vollen Modell vernachlässigbar, was bedeutet, daß  $H_0$  beibehalten wird. Falls  $SS_{Res_{H_0}} - SS_{Res}$  dagegen groß ist, so ist die Verschlechterung gegenüber dem vollen Modell nicht mehr vernachlässigbar, d.h.  $H_0$  wird abgelehnt.

**Satz 2.17 (Restringiertes Kleinste-Quadrate-Problem).** Mit den Bedingungen aus Definition 2.16 ist die minimale Residuenquadratsumme des restringierten Modells unter der Nullhypothese  $H_0 : \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{d}$  gegeben als:

$$SS_{ResH_0} = SS_{Res} + (\mathbf{C}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{d})'(\mathbf{C}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{C}')^{-1}(\mathbf{C}\hat{\boldsymbol{\beta}} - \mathbf{d}) \quad (2.51)$$

*Beweis.* vgl. Böhme & Lang [2004], S. 45ff. und Seber, [1977], S. 96/97  
Lagrange-Ansatz und Differenzieren □

Mit  $\frac{\Delta SS_{Res}}{\sigma^2} \sim \chi_r^2$  und  $\frac{SS_{Res}}{\sigma^2} \sim \chi_{T-p}^2$  und der Unabhängigkeit von  $\Delta SS_{Res}$  und  $SS_{Res}$  (vgl. Seber [1977], S. 96/97) gilt nach Definition 2.15

$$F := \frac{\Delta SS_{Res}/r}{SS_{Res}/(T-p)} = \frac{(SS_{ResH_0} - SS_{Res})/r}{SS_{Res}/(T-p)} \sim F_{r,T-p}. \quad (2.52)$$

$F_{r,T-p}$  bezeichnet die  $F$ -Verteilung mit den Freiheitsgraden  $r$  und  $T-p$ .

Damit lautet die Testregel:

$$\text{Verwerfe } H_0 : \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{d} \quad \text{zum Niveau } \alpha \quad \Leftrightarrow \quad F > F_{r,T-p,1-\alpha}. \quad (2.53)$$

$F_{r,T-p,1-\alpha}$  bezeichnet das  $(1-\alpha)$ -Quantil der  $F$ -Verteilung mit den Freiheitsgraden  $r$  und  $T-p$ .

### 2.1.4.3 Likelihood-Ratio-Test

Der  $F$ -Test zur allgemeinen linearen Hypothese läßt sich auch als Likelihood-Ratio-Test beschreiben. Der Likelihood-Ratio-Test ist ein Instrument, um mehrere Koeffizienten gleichzeitig (Subsets) im Regressionsmodell zu testen. Die Herleitung der Verteilungen und die entsprechenden Beweise befinden sich in Seber [1977], S. 99ff.. Beim Likelihood-Ratio-Test wird der Koeffizientenvektor  $\boldsymbol{\beta}$  in die Vektoren  $\boldsymbol{\beta}_1$  und  $\boldsymbol{\beta}_2$  unterteilt, wobei  $\boldsymbol{\beta}_2$  die interessierenden Koeffizienten enthält:  $\boldsymbol{\beta} = (\boldsymbol{\beta}_1 \boldsymbol{\beta}_2)'$  mit  $\boldsymbol{\beta}_1 \in \mathbb{R}^{p_1}$  und  $\boldsymbol{\beta}_2 \in \mathbb{R}^{p_2}$ ,  $p_1 + p_2 = p$ .

Das Testproblem lautet:

$$H_0 : \boldsymbol{\beta}_2 = 0 \quad \text{gegen} \quad H_1 : \boldsymbol{\beta}_2 \neq 0 \quad (2.54)$$

Die Likelihoodfunktion im linearen Modell  $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$  ist folgendermaßen gegeben:

$$\begin{aligned} l(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2, \mathbf{y}) &= \prod_{t=1}^T f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2, y_t) \\ &= \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(y_t - \mu_t)^2\right) \\ &= \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})\right). \end{aligned} \quad (2.55)$$

Die Likelihood-Ratio-Statistik ist im linearen Modell gegeben durch:

$$L(\mathbf{y}) := \frac{\max_{\beta \in H_0} l(\beta, \sigma^2, \mathbf{y})}{\max_{\beta \in H_1 \cup H_0} l(\beta, \sigma^2, \mathbf{y})} \quad (2.56)$$

und damit folgende Entscheidungsregel:

$$\text{Verwerfe } H_0 : \beta_2 = 0 \text{ gegen } H_1 : \beta_2 \neq 0 \quad \Leftrightarrow \quad L(\mathbf{y}) \leq k. \quad (2.57)$$

Mit  $\mathbf{y} = \mathbf{X}_1\beta_1 + \mathbf{X}_2\beta_2 + \mathbf{u}$ ,  $\mathbf{X} = (\mathbf{X}_1, \mathbf{X}_2)$ ,  $\hat{\sigma}(\mathbf{X}_1) = \frac{SS_{Res}(\mathbf{X}_1)}{T}$ ,  $\hat{\sigma} = \frac{SS_{Res}}{T}$ ,  $SS_{Res}(\mathbf{X}_1) = (\mathbf{y} - \mathbf{X}_1\hat{\beta}_1)'(\mathbf{y} - \mathbf{X}_1\hat{\beta}_1)$ ,  $SS_{Res} = (\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})$  und  $\hat{\beta}_1$  als Kleinste-Quadrate-Schätzer des restringierten Modells wie beim  $F$ -Test zur allgemeinen linearen Hypothese in Abschnitt 2.1.4.2 gilt für die Likelihood-Ratio-Statistik:

$$\begin{aligned} L(\mathbf{y}) &:= \frac{\prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}^2(\mathbf{X}_1)}} \exp\left(\overbrace{-\frac{1}{2\hat{\sigma}^2(\mathbf{X}_1)}(\mathbf{y} - \mathbf{X}_1\hat{\beta}_1)'(\mathbf{y} - \mathbf{X}_1\hat{\beta}_1)}^{-T/2}\right)}{\prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}^2}} \exp\left(\underbrace{-\frac{1}{2\hat{\sigma}^2}(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})'(\mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\beta})}_{-T/2}\right)} = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2(\mathbf{X}_1)}\right)^{T/2} \\ &= \left(\frac{SS_{Res}}{SS_{Res}(\mathbf{X}_1)}\right)^{T/2} \end{aligned} \quad (2.58)$$

Damit folgt:

$$\begin{aligned} \text{Verwerfe } H_0 &\Leftrightarrow \frac{SS_{Res}}{SS_{Res}(\mathbf{X}_1)} \leq k^{T/2} \\ &\Leftrightarrow \frac{SS_{Res}(\mathbf{X}_1) - SS_{Res}}{SS_{Res}} \geq \underbrace{\frac{1}{k^{T/2}} - 1}_{=: k^*} \\ &\Leftrightarrow \left(\frac{T-p}{p-p_1}\right) \left(\frac{SS_{Res}(\mathbf{X}_1) - SS_{Res}}{SS_{Res}}\right) \geq \underbrace{\left(\frac{T-p}{p-p_1}\right) k^*}_{=: k^{**}} \\ &\Leftrightarrow F := \frac{(SS_{Res}(\mathbf{X}_1) - SS_{Res})/p_2}{SS_{Res}/(T-p)} \geq k^{**}. \end{aligned} \quad (2.59)$$

Wie bei der Herleitung des  $F$ -Tests zur allgemeinen linearen Hypothese in Abschnitt 2.1.4.2 gilt wieder  $\frac{(SS_{Res}(\mathbf{X}_1) - SS_{Res})}{\sigma^2} \sim \chi_{p_2}^2$  und  $\frac{SS_{Res}}{\sigma^2} \sim \chi_{T-p}^2$  unter  $H_0$  und Unabhängigkeit. Damit folgt:

$$F = \frac{(SS_{Res}(\mathbf{X}_1) - SS_{Res})/p_2}{\frac{SS_{Res}}{\sigma^2}/(T-p)} \sim F_{p_2, T-p} \quad \text{unter } H_0 \quad (2.60)$$

Somit lautet die Testregel:

$$\text{Verwerfe } H_0 : \boldsymbol{\beta}_2 = 0 \text{ gegen } H_1 : \boldsymbol{\beta}_2 \neq 0 \text{ zum Niveau } \alpha \quad \Leftrightarrow \quad F > F_{p_2, T-p, 1-\alpha}. \quad (2.61)$$

$F_{p_2, T-p, 1-\alpha}$  bezeichnet wie in (2.53) das  $(1 - \alpha)$ -Quantil der  $F$ -Verteilung mit den Freiheitsgraden  $p_2$  und  $T - p$ .

Der Likelihood-Ratio-Test für  $H_0 : \boldsymbol{\beta}_2 = 0$  ist damit ein Spezialfall des  $F$ -Tests von  $H_0 : \mathbf{C}\boldsymbol{\beta} = \mathbf{0}$ . Der Zähler in (2.60) mißt die Verringerung der  $SS_{Res}$ , falls man die Kovariablen in  $\mathbf{X}_2$  dazu nimmt, pro verwendetem Freiheitsgrad. Der Nenner ist ein Maß für die Fehlerstreuung im Modell. Ein  $F$ -Wert von 1 bedeutet deshalb, daß die Variablen in  $\mathbf{X}_2$  nur Fehlerstreuung erzeugen, während ein Wert größer 1 auf die Existenz eines Signals hinweist, was bei signifikanter Größe des  $F$ -Wertes eine Hinzunahme der Kovariablen  $X_{p_1+1}, \dots, X_{p_2}$  zur Folge hat.

#### 2.1.4.4 Wald-Test

Eine Entscheidungsgrundlage über die Aufnahme oder das Entfernen einer einzelnen Kovariablen in einem linearen Modell bietet der Wald-Test. Die Aussagen über die Verteilungstheorie und die entsprechenden Beweise werden wie beim Likelihood-Ratio-Test in Seber [1977], S. 54ff. beschrieben. Im Wald-Test wird für ein festes  $j$  folgender Koeffiziententest durchgeführt:

$$H_0 : \beta_j = 0 \quad \text{gegen} \quad H_1 : \beta_j \neq 0 \quad (2.62)$$

Nach (2.49) sind  $\hat{\beta}_j \sim N(\beta_j, \sigma^2(\mathbf{X}'\mathbf{X})_{jj}^{-1})$ ,  $\hat{\beta}_j/\sigma\sqrt{((\mathbf{X}'\mathbf{X})_{jj}^{-1})} \sim N(0, 1)$  bzw.  $\sqrt{\frac{(T-p)s^2}{\sigma^2/(T-p)}} \sim \chi_{T-p}^2$  unter  $H_0$  (vgl. Seber [1977], S. 54/55).  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})_{jj}^{-1}$  bezeichnet das  $j$ -te Diagonalelement der Matrix  $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ . Mit Definition 2.14 folgt:

$$t := \frac{\hat{\beta}_j}{\sqrt{s^2((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1})_{jj}}} = \frac{\hat{\beta}_j/\sigma\sqrt{((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1})_{jj}}}{\sqrt{\frac{(T-p)s^2}{\sigma^2/(T-p)}}} \sim t_{T-p} \quad (2.63)$$

Damit lautet die Testregel:

$$\text{Verwerfe } H_0 : \beta_j = 0 \text{ gegen } H_1 : \beta_j \neq 0 \text{ zum Niveau } \alpha \quad \Leftrightarrow \quad |t| > t_{T-p, 1-\alpha/2}. \quad (2.64)$$

$t_{T-p, 1-\alpha/2}$  steht für das  $(1 - \alpha/2)$ -Quantil der  $t$ -Verteilung, wobei der Wert  $\alpha$  das Signifikanzniveau vorgibt. Geht man von der Normalverteilungsannahme aus, so ist der Test exakt. Lockert man die Voraussetzung zu  $E[u_t] = 0 \forall t$  und  $Cov[u_t, u_{t-l}] = 0, l \neq 0$ , so gilt der Test nur asymptotisch, da der Nenner nur noch asymptotisch  $\chi_{T-p}^2$  verteilt ist.



### 2.1.5 Residuen

In (2.38) wurden bereits die Residuen  $\hat{u}_t := y_t - \hat{y}_t$ , die in der Literatur auch als *raw residuals* oder *gewöhnliche Residuen* bezeichnet werden, eingeführt. Sie spiegeln das Verhalten von  $u_t$  wider; ihre Analyse dient dazu, Abweichungen von den Annahmen des linearen Modells zu entdecken. Große Abweichungen einzelner Beobachtungen können zu einer Verzerrung des Gesamtmodells führen und sollten deshalb identifiziert werden. Im folgenden werden die wichtigsten Formen der Residuen, ihre graphische Analyse und Interpretation sowie Methoden zur Identifikation von Ausreißern betrachtet. Eine ausführliche Betrachtung der Thematik findet man beispielsweise in Myers [1986].

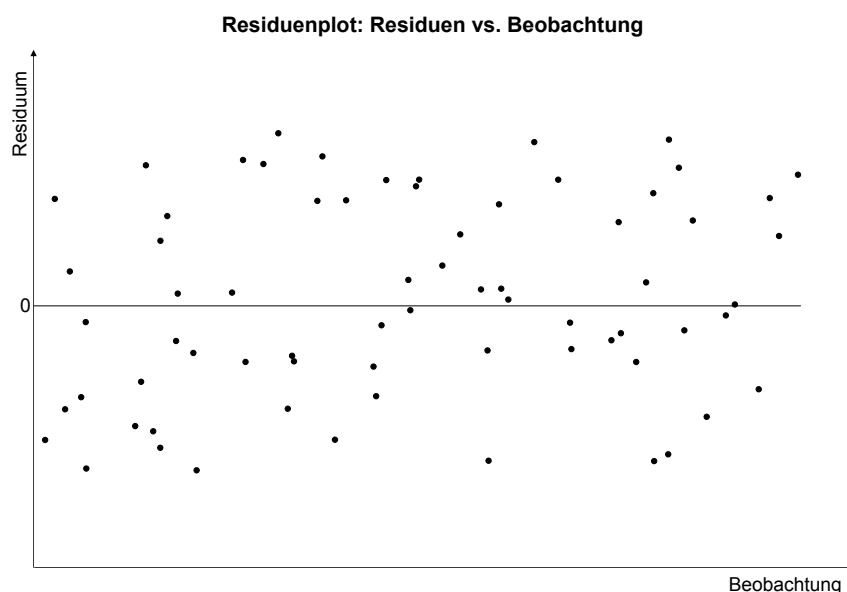


Abbildung 2.1: Idealer Residuenplot: Die Residuen streuen zufällig um 0, es herrscht Varianzhomogenität und es ist kein systematischer Zusammenhang erkennbar.

In vielen Fällen bilden die Plots der gewöhnlichen Residuen nicht die optimale Methode zur Aufdeckung von Störungen der Modellannahmen. Es gilt  $\text{Var}[\hat{u}_t] = \sigma^2(1 - h_{tt})$  mit  $h_{tt}$  als  $t$ -tem Diagonalelement der Hat-Matrix  $\mathbf{H}$  (vgl. Myers [1986]). Sind große Differenzen zwischen den Diagonalelementen der Hat-Matrix vorhanden, so werden große Unterschiede in den Varianzen der einzelnen Residuen auftreten. Zur Aufdeckung von Abweichungen von den Modellannahmen sind deshalb meistens *standardisierte Residuen* (auch *intern studentisierte Residuen* genannt) besser geeignet, da diese einen Erwartungswert von 0 und eine Varianz von 1 besitzen:

$$r_t = \frac{\hat{u}_t}{s\sqrt{1 - h_{tt}}}, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.65)$$

wobei  $h_{tt}$  das  $t$ -te Diagonalelement der Hat-Matrix und  $s^2$  der Schätzer für  $\sigma^2$  aus (2.28) ist. Die Bezeichnung *intern* beschreibt die Tatsache, daß  $\hat{u}_t$  und  $s$  auf Basis derselben Daten hergeleitet wurden und abhängig sind. Durch die Standardisierung wird der Effekt der Lage des Datenpunktes im Regressorraum eliminiert und durch die Umformung

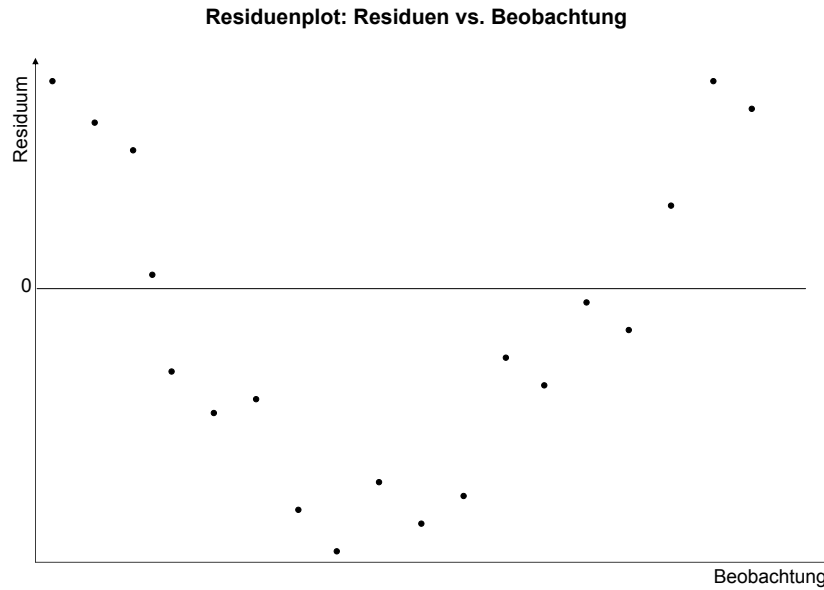


Abbildung 2.2: Residuenplot: In diesem Modell wurde ein evtl. quadratischer Zusammenhang nicht berücksichtigt.

$$r_t = \frac{\hat{u}_t / \sigma \sqrt{1 - h_{tt}}}{\sqrt{\frac{(T-p)s^2}{(T-p)\sigma^2}}} \quad (2.66)$$

gilt für den Zähler  $\sim N(0, 1)$ , für den Nenner  $\sim \chi_{T-p}^2$  und somit zusammen mit der Unabhängigkeit  $r_t \sim t_{T-p}$  (vgl. Seber [1977]). Falls  $T - p$  groß ist, nähert sich die  $t$ -Verteilung der Standardnormalverteilung an; damit kann auf 95%-Niveau ein kritischer Wert für  $r_t$  mit 2 angegeben werden.

Zur Bestimmung des Einflusses der  $t$ -ten Beobachtung auf die geschätzten Werte betrachtet man ein Modell, in dem die  $t$ -te Beobachtung entfernt wurde:

$$\mathbf{y}_{-t} = \mathbf{X}_{-t}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}_{-t}, \quad (2.67)$$

wobei  $\mathbf{X}_{-t} \in \mathbb{R}^{T-1,p}$ ,  $\mathbf{y}_{-t} \in \mathbb{R}^{T-1}$ ,  $\mathbf{u}_{-t} \in \mathbb{R}^{T-1}$  die Matrix und die Vektoren mit jeweils entfernter  $t$ -ter Zeile sind.  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{-t}$  bezeichnet den Kleinste-Quadrate-Schätzer für das Modell ohne die  $t$ -te Beobachtung (2.67):

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{-t} = (\mathbf{X}_{-t}'\mathbf{X}_{-t})^{-1}\mathbf{X}_{-t}'\mathbf{y}_{-t}, \quad (2.68)$$

Die *extern studentisierten Residuen* (auch als *Jack-knifed Residuen* bezeichnet) werden wie folgt definiert:

$$z_t = \frac{\hat{u}_t}{s_{-t}\sqrt{1 - h_{tt}}}, \quad t = 1, \dots, T. \quad (2.69)$$

Die Varianz im Modell ohne  $t$ -ter Beobachtung ist ungleich  $s^2$ ; damit sind  $\hat{u}_t$  und der Schätzer für  $\sigma^2$  voneinander unabhängig, was den Begriff *extern* rechtfertigt. Der Schätzer  $s_{-t}$  ist gegeben durch (vgl. Myers [1986])

$$\begin{aligned} s_{-t} &= \sqrt{\frac{(T-p)s^2 - \hat{u}_t^2/(1-h_{tt})}{T-p-1}} \\ &= s\sqrt{\frac{T-p-r_t^2}{T-p-1}}. \end{aligned} \quad (2.70)$$

Wie schon bei den intern studentisierten Residuen kann wieder die  $t$ -Verteilung bzw. approximativ die Standardnormalverteilung mit dem Wert 2 als signifikantes Kriterium verwendet werden. Gilt  $z_t > 2$ , so liegt ein *y-Ausreißer* vor. Zu beachten ist dabei, daß die  $t$ -Verteilung mit  $T-p-1$  Freiheitsgraden wegen Löschung der  $t$ -ten Beobachtung herangezogen wird.

Ein Kriterium zur Identifikation von  $x$ -Ausreißern sind die Diagonalelemente der Hat-Matrix. Gilt  $h_{tt} > 2p/T$ , so wird diese Beobachtung als *high leverage*-Punkt bezeichnet. Die Schranke basiert auf einem  $F$ -Wert und wird in Belsley et al. [1980] hergeleitet.

Neben den bisherigen Kriterien zur Identifikation von  $x$ - und  $y$ -Ausreißern gibt es ein standardisiertes reellwertiges Maß, das den Grad der Veränderung der gesamten Regressionskoeffizienten zeigt: Die *Cook's Distance*  $D_t$ . Sie ist gegeben durch

$$\begin{aligned} D_t &:= \frac{(\hat{\beta} - \hat{\beta}_{-t})'(\mathbf{X}'\mathbf{X})(\hat{\beta} - \hat{\beta}_{-t})}{ps^2} \\ &= \frac{\mathbf{x}_t'(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{X}'\mathbf{X})(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{x}_t\hat{u}_t^2}{(1-h_{tt})^2ps^2} \\ &= \left(\frac{\hat{u}_t^2}{(1-h_{tt})^2}\right)\left(\frac{h_{tt}}{s^2p}\right) \\ &= \left(\frac{r_t^2}{p}\right)\left(\frac{h_{tt}}{1-h_{tt}}\right). \end{aligned} \quad (2.71)$$

Ein großer Wert von  $D_t$  entspricht einer großen Veränderung der Regressionskoeffizienten und damit signifikantem Einfluß. Die Verteilungstheorie befindet sich in Seber [1977], S. 54ff. Als kritischer Wert wird 1 gesetzt; gilt  $D_t > 1$ , so wird die Beobachtung als einflußreich angesehen. Die Begründung dafür liefert

$$\frac{(\hat{\beta} - \beta_0)'(\mathbf{X}'\mathbf{X})(\hat{\beta} - \beta_0)}{ps^2} \sim F_{p,T-p} \quad \text{unter } H_0 : \beta = \beta_0. \quad (2.72)$$

Der Wert 1 liegt nahe dem Median einer  $F$ -Verteilung für einen großen Wertebereich von Freiheitsgraden, d.h. eine Beobachtung hat zu großen Einfluß, falls die  $F$ -Statistik sich von 0 ( $\beta = \hat{\beta}$ )

zu dem Median ( $\beta_0 = \hat{\beta}_{-t}$ ) verändert, wenn man die  $t$ -te Beobachtung wegläßt. Dies ist äquivalent dazu, daß man den Schätzer auf den Rand eines 50%-Konfidenzbereiches zieht.

Weitere Regressionsdiagnostiken wie beispielsweise  $DFFITs_t$ ,  $DFBETA_{j,t}$  und  $COVRATIO_t$  sind in Myers [1986] beschrieben.

### 2.1.6 Autokorrelation

In Abschnitt 2.1.1 wurde als Voraussetzung des klassischen linearen Modells die Bedingung (2.4)

$$\sigma_{t,t-j} := Cov[u_t, u_{t-j}] = E[u_t u_{t-j}] = 0 \quad \text{für } j \neq 0 \quad (2.73)$$

formuliert. Ist diese Bedingung verletzt, so sind die Störterme unterschiedlicher Beobachtungen linear abhängig und man spricht von vorhandener *Autokorrelation*. Der Autokorrelationskoeffizient  $j$ -ter Ordnung unter der Annahme der Homoskedastizität  $Var[u_t] = E[u_t^2] = \sigma^2 \quad \forall t = 1, \dots, T$  ist definiert als

$$\rho^j := \frac{Cov[u_t, u_{t-j}]}{Var[u_t]} = \frac{\sigma_{t,t-j}}{\sigma^2} \quad \forall j = 1, 2, \dots \quad (2.74)$$

Mit der Annahme  $E[u_t] = 0$  für  $t = 1, \dots, T$  folgt

$$\rho^j = \frac{Cov[u_t, u_{t-j}]}{Var[u_t]} = \frac{E[u_t u_{t-j}]}{E[u_t^2]} \quad \forall j = 1, 2, \dots \quad (2.75)$$

Sind die Störterme unkorreliert, so gilt  $\rho^j = 0$  und man spricht von fehlender Autokorrelation. Da die theoretischen Autokorrelationskoeffizienten  $\rho^j$  in praktischen Anwendungen normalerweise nicht bekannt sind, verwendet man zur Konstruktion eines Tests auf Autokorrelation die empirischen Autokorrelationskoeffizienten

$$\hat{\rho}^j = \frac{\sum_{t=j+1}^T (\hat{u}_t \hat{u}_{t-j})}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \quad \forall j = 1, 2, \dots \quad (2.76)$$

(2.76) wird als empirischer Autokorrelationskoeffizient  $j$ -ter Ordnung bezeichnet. Ein signifikanter Unterschied der  $\hat{\rho}^j$  vom Wert 0 wird als Indiz für autokorrelierte Störterme gewertet.

Eine Entscheidungsgrundlage über das Vorliegen von Autokorrelation erster Ordnung bietet der *Durbin-Watson-Test*:

$$H_0 : \rho^1 = 0 \quad \text{gegen} \quad H_1 : \rho^1 \neq 0 \quad (2.77)$$

Die Durbin-Watson-Teststatistik  $d$  ist definiert als

$$d := \frac{\sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \quad (2.78)$$

mit der Eigenschaft  $d \geq 0$ .

Durch Umformen des Zählers und Approximation für große  $T$  gilt

$$\begin{aligned} \sum_{t=2}^T (\hat{u}_t - \hat{u}_{t-1})^2 &= \sum_{t=2}^T (\hat{u}_t^2 - 2\hat{u}_t\hat{u}_{t-1} + \hat{u}_{t-1}^2) \\ &= \sum_{t=2}^T \hat{u}_t^2 + \sum_{t=2}^T \hat{u}_{t-1}^2 - 2 \sum_{t=2}^T \hat{u}_t\hat{u}_{t-1} \\ &\approx 2 \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 - 2 \sum_{t=2}^T \hat{u}_t\hat{u}_{t-1}. \end{aligned} \quad (2.79)$$

Einsetzen von (2.79) in (2.78) liefert den Zusammenhang zwischen der Durbin-Watson-Statistik und dem empirischen Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung der Residuen  $\hat{\rho}^1$ :

$$\begin{aligned} d &\approx \frac{2 \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2 - 2 \sum_{t=2}^T \hat{u}_t\hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \\ &= 2 \left( 1 - \frac{\sum_{t=2}^T \hat{u}_t\hat{u}_{t-1}}{\sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2} \right) \\ &\stackrel{(2.76)}{=} 2(1 - \hat{\rho}^1) \end{aligned} \quad (2.80)$$

Wegen  $|\hat{\rho}^1| < 1$  nimmt  $d$  stets Werte im Intervall  $(0,4)$  an,  $d \in (0, 4)$ :

$$\begin{aligned} \hat{\rho}^1 \approx +1 &\rightarrow \text{positive Autokorrelation erster Ordnung} &\rightarrow d \approx 0 \\ \hat{\rho}^1 \approx -1 &\rightarrow \text{negative Autokorrelation erster Ordnung} &\rightarrow d \approx 4 \\ \hat{\rho}^1 \approx 0 &\rightarrow \text{keine Autokorrelation erster Ordnung} &\rightarrow d \approx 2 \end{aligned}$$

Bei der Konstruktion eines Ablehnungsbereichs für die Durbin-Watson-Statistik besteht die Problematik, daß die Verteilung der Teststatistik unter  $H_0$  von der Anzahl der Beobachtungen, der Anzahl der Kovariablen sowie den konkreten Werten der Datenmatrix  $\mathbf{X}$  abhängt. Die ersten beiden Punkte werden durch jeweils in Abhängigkeit von der Anzahl der Beobachtungen und der Kovariablen tabellierte Verteilungen behandelt (vgl. Myers [1986]). Zur Lösung der Abhängigkeit von den konkreten Daten von  $\mathbf{X}$  wird eine allgemeine Skala mit sogenannten Unschärfebereichen verwendet (Abbildung 2.3), die auftretende Unbestimmtheitsbereiche zwischen einem unteren kritischen Wert  $d_u$  und einem oberen kritischen Wert  $d_o$  berücksichtigt (vgl. Eckey et al. [2001], S. 114):

Die Testregel lautet damit:

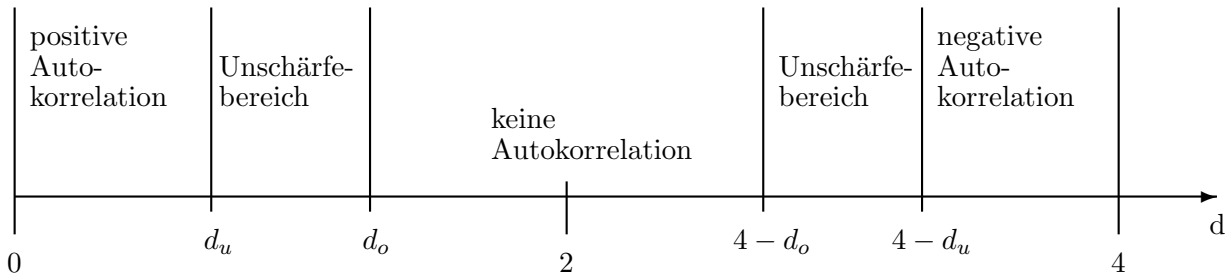


Abbildung 2.3: Durbin-Watson-Test: Annahme- und Ablehnungsbereiche

Verwerfe  $H_0 : \rho^1 = 0$  falls  $d < d_u$  oder  $d > 4 - d_u$

Behalte  $H_0 : \rho^1 = 0$  falls  $d_o < d < 4 - d_o$

Keine Aussage möglich :  $d_u < d < d_o$  oder  $4 - d_o < d < 4 - d_u$

Eine Übersicht über die kritischen Werte der Durbin-Watson-Statistik für zahlreiche Parameterkombinationen befindet sich auf der Webseite der Stanford-Universität unter

<http://www.stanford.edu/~clint/bench/dwcrit.htm>.

Bei vorliegender Autokorrelation gibt es verschiedene Möglichkeiten zur Anpassung des linearen Modells, die beispielsweise in Brockwell & Davis [2002] beschrieben werden.

## 2.2 Verallgemeinerte lineare Modelle

Im *verallgemeinerten linearen Modell* geht man von einer allgemeineren Struktur der Kovarianzmatrix in (2.7) aus:

$$\text{Cov}[\mathbf{u}] = E[\mathbf{u}\mathbf{u}'] = \sigma^2\mathbf{\Omega},$$

die im Schätzverfahren berücksichtigt werden muß, wobei die Matrix  $\mathbf{\Omega} \in \mathbb{R}^{T \times T}$  zunächst als bekannt vorausgesetzt wird. Die Schätzung erfolgt mit der *verallgemeinerten Methode der kleinsten Quadrate* (auch *generalized least squares, GLS* genannt). Die Konstruktion des GLS-Schätzers geht auf A. C. Aitken [1935] zurück. Die Grundidee besteht darin, die Daten in geeigneter Weise zu transformieren, so daß die Annahme (2.7) wieder gilt und damit der klassische OLS-Schätzer auf die transformierten Daten angewendet werden kann.

An dieser Stelle ist zu beachten, daß in der Literatur die Bezeichnung *generalisiertes lineares Modell* (*generalized linear model, GLM*) nicht eindeutig verwendet wird. Oftmals ist sie nicht für das verallgemeinerte lineare Modell im Sinne dieser Untersuchung gebräuchlich, sondern für eine andere Art von Regressionsmodell: Das GLM besteht dann aus einer Zufallskomponenten  $Y_i$  mit einer Verteilung aus der Klasse der exponentiellen Familien, einer systematischen Komponente sowie einer Linkfunktion. Logistische Regression, Poissonregression und Gammaregression sind

beispielweise dieser Klasse von Regressionsmodellen zuzuordnen. Eine Einführung in die genannten Modelle bietet A. Dobson [2002].

Das verallgemeinerte lineare Modell in dieser Untersuchung dagegen unterscheidet sich nur in der Kovarianzmatrix vom klassischen linearen Regressionsmodell und nicht in den Verteilungsannahmen. Es wird in der Literatur auch als *gewichtete lineare Regression* bezeichnet und läßt sich analog zum klassischen linearen Regressionsmodell wie folgt darstellen:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (2.81)$$

mit den Annahmen:

$$E[\mathbf{u}] = \mathbf{0} \quad (2.82)$$

$$Cov[\mathbf{u}] = E[\mathbf{u}\mathbf{u}'] = \sigma^2\boldsymbol{\Omega} \quad (2.83)$$

$$Rang(\mathbf{X}) = k + 1 = p \quad (2.84)$$

$\boldsymbol{\Omega}$  sei symmetrisch, positiv definit und bekannt. Damit läßt sich auf  $\boldsymbol{\Omega}$  die Spektralzerlegung anwenden (vgl. Anhang Satz A.6):

$$\boldsymbol{\Omega} = \boldsymbol{\Gamma}diag(\lambda_1, \dots, \lambda_T)\boldsymbol{\Gamma}'. \quad (2.85)$$

$\mathbf{Q}$  sei definiert durch

$$\mathbf{Q} := \boldsymbol{\Omega}^{-\frac{1}{2}} == \boldsymbol{\Gamma}diag\left(\frac{1}{\sqrt{\lambda_1}}, \dots, \frac{1}{\sqrt{\lambda_T}}\right)\boldsymbol{\Gamma}'. \quad (2.86)$$

Die Matrix  $\mathbf{Q}$  ist ebenfalls symmetrisch.

Erfolgt nun eine lineare Transformation von (2.81) durch linksseitiges Multiplizieren der Transformationsmatrix  $\mathbf{Q}$

$$\mathbf{Q}\mathbf{y} = \mathbf{Q}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Q}\mathbf{u}, \quad (2.87)$$

so ergibt sich das neue transformierte Regressionsmodell:

$$\mathbf{y}^* = \mathbf{X}^*\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}^* \quad (2.88)$$

mit

$$\mathbf{Q}\mathbf{y} = \mathbf{y}^*, \quad \mathbf{Q}\mathbf{X} = \mathbf{X}^* \quad \text{und} \quad \mathbf{Q}\mathbf{u} = \mathbf{u}^*$$

Da  $\mathbf{Q}$  nichtsingulär ist, bleibt der Rang der Designmatrix  $\mathbf{X}$  unverändert. In dem transformierten Modell sind die Eigenschaften des klassischen linearen Regressionsmodells (2.6) und (2.7) wieder erfüllt:

$$E[\mathbf{u}^*] = E[\mathbf{Q}\mathbf{u}] = \mathbf{Q}E[\mathbf{u}] = \mathbf{0} \quad (2.89)$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}[\mathbf{u}^*] &= E[\mathbf{u}^* \mathbf{u}^{*\prime}] = E[\mathbf{Q}\mathbf{u}(\mathbf{Q}\mathbf{u})'] = E[\mathbf{Q}\mathbf{u}\mathbf{u}'\mathbf{Q}] = \mathbf{Q}E[\mathbf{u}\mathbf{u}']\mathbf{Q} \\ &\stackrel{(2.83)}{=} \mathbf{Q}\sigma^2\boldsymbol{\Omega}\mathbf{Q}' = \sigma^2\mathbf{Q}\boldsymbol{\Omega}\mathbf{Q}' \stackrel{(2.86)}{=} \sigma^2\mathbf{Q}(\mathbf{Q}'\mathbf{Q})^{-1}\mathbf{Q}' \\ &= \sigma^2\mathbf{I}_T \end{aligned} \quad (2.90)$$

Wegen (2.89) und (2.90) kann der OLS-Schätzer aus (2.10) auf das transformierte Modell (2.88) angewendet werden:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}^* = (\mathbf{X}^{*\prime}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}^{*\prime}\mathbf{y}^* \quad (2.91)$$

Damit erhält man für das verallgemeinerte lineare Modell durch Rückführung der Transformation den Kleinste-Quadrate-Schätzer  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}$ :

$$\begin{aligned} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS} &:= \hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}^* = (\mathbf{X}^{*\prime}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}^{*\prime}\mathbf{y}^* \\ &= ((\mathbf{Q}\mathbf{X})'(\mathbf{Q}\mathbf{X}))^{-1}(\mathbf{Q}\mathbf{X})'\mathbf{Q}\mathbf{y} \\ &= (\mathbf{X}'\mathbf{Q}'\mathbf{Q}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Q}'\mathbf{Q}\mathbf{y} \\ &= (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{y} \end{aligned} \quad (2.92)$$

$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}$  wird in der Literatur als *Aitken-Schätzer* bezeichnet. Er besitzt ähnliche Güteeigenschaften wie der Kleinste-Quadrate-Schätzer  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{OLS}$  für das klassische lineare Regressionsmodell, wie sich im folgenden herausstellen wird.

**Satz 2.18 (Erwartungstreue des GLS-Schätzers).** *Der GLS-Schätzer  $\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}$  aus (2.92) ist erwartungstreu:*

$$E[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}] = \boldsymbol{\beta} \quad (2.93)$$

*Beweis.* (vgl. Böhme & Lang [2004], S. 61)

$$E[\hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}] = E[(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{y}] = (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} = \boldsymbol{\beta}$$

□



**Satz 2.19 (Effizienz des GLS-Schätzers).** *Der GLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{GLS}$  aus (2.92) ist effizient innerhalb der Klasse der unverzerrten linearen Schätzfunktionen, d.h. für alle beliebigen unverzerrten Schätzer  $\tilde{\beta}$  gilt:*

$$Var[\hat{\beta}_{jGLS}] \leq Var[\tilde{\beta}_j], \quad j = 0, 1, \dots, k \quad (2.94)$$

*Beweis.* (vgl. Böhme & Lang [2004], S. 61/62)

Die Beweisführung erfolgt wie in Satz 2.6.

Die Kovarianzmatrix des GLS-Schätzers  $\hat{\beta}_{GLS}$  besitzt folgende Gestalt:

$$\begin{aligned} Cov[\hat{\beta}_{GLS}] &= E[(\hat{\beta}_{GLS} - E[\hat{\beta}_{GLS}])(\hat{\beta}_{GLS} - E[\hat{\beta}_{GLS}])'] \\ &\stackrel{(2.93)}{=} E[(\hat{\beta}_{GLS} - \beta)(\hat{\beta}_{GLS} - \beta)'] \\ &= (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}E[\mathbf{u}\mathbf{u}']\Omega^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} \\ &= (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}\sigma^2\Omega\Omega^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} \\ &= \sigma^2(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} \end{aligned} \quad (2.95)$$

Sei  $\mathbf{C} = (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1} + \mathbf{D}$  mit  $\mathbf{D} \in \mathbb{R}^{p \times T}$ . Dann gilt weiterhin  $\mathbf{C} \in \mathbb{R}^{p \times T}$  und mit der Unverzerrtheitsbedingung  $\mathbf{C}\mathbf{X} = \mathbf{I}_p$  (vgl. (2.19)) folgt:

$$\mathbf{D}\mathbf{X} = \mathbf{0} \quad \text{bzw.} \quad \mathbf{X}'\mathbf{D}' = \mathbf{0} \quad (2.96)$$

Damit folgt für die Kovarianzmatrix eines beliebigen linearen unverzerrten Schätzers  $\tilde{\beta}$ :

$$\begin{aligned} Cov[\tilde{\beta}] &= Cov[\mathbf{C}\mathbf{y}] = \sigma^2\mathbf{C}\Omega\mathbf{C}' \\ &= \sigma^2((\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1} + \mathbf{D})\Omega((\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1} + \mathbf{D})' \\ &= \sigma^2((\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}' + \mathbf{D}\Omega)(\Omega^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} + \mathbf{D}') \\ &= \sigma^2((\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} + (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{D}' \\ &\quad + \mathbf{D}\Omega\Omega^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} + \mathbf{D}\Omega\mathbf{D}') \\ &\stackrel{(2.96)}{=} \sigma^2(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1} + 0 + 0 + \sigma^2\mathbf{D}\Omega\mathbf{D}' \\ &\stackrel{(2.95)}{=} Cov[\hat{\beta}_{GLS}] + \sigma^2\mathbf{D}\Omega\mathbf{D}' \end{aligned} \quad (2.97)$$

Seien  $x^{jj}$  die Diagonalelemente der inversen Produktmatrix  $(\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}$  und  $d^{jj}$  die Hauptdiagonalelemente der Produktmatrix  $\mathbf{D}\Omega\mathbf{D}'$ . Da  $\Omega$  positiv definit ist, folgt  $d^{jj} \geq 0$  und es gilt für die einzelnen geschätzten Regressionskoeffizienten  $\hat{\beta}_{jGLS}$ :

$$Var[\hat{\beta}_{jGLS}] = \sigma^2 x^{jj} \leq \sigma^2(x^{jj} + d^{jj}) = Var[\tilde{\beta}_j]$$

$\Rightarrow \hat{\beta}_{GLS}$  ist der beste lineare unverzerrte Schätzer für den unbekanntten Koeffizientenvektor  $\beta$ .

□

**Satz 2.20 (Erwartungstreue Schätzung der Störvarianz).** *Ein erwartungstreuer Schätzer für die Störvarianz im verallgemeinerten linearen Regressionsmodell ist*

$$\hat{\sigma}_{GLS}^2 = \frac{1}{T-p} \hat{\mathbf{u}}^{*\prime} \hat{\mathbf{u}}^* = \frac{1}{T-p} \hat{\mathbf{u}}' \boldsymbol{\Omega}^{-1} \hat{\mathbf{u}} \quad (2.98)$$

mit den Residualvektoren

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{u}}^* &:= \mathbf{y}^* - \mathbf{X}^* \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS} \\ &\text{bzw.} \\ \hat{\mathbf{u}} &:= \mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS} \end{aligned} \quad (2.99)$$

*Beweis.* (vgl. Böhme & Lang [2004], S.62/63)

Zu zeigen:  $E[\hat{\sigma}_{GLS}^2] = \sigma^2$

Mit

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{u}}^* &= \mathbf{y}^* - \mathbf{X}^* \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS} = \mathbf{Q}\mathbf{y} - \mathbf{Q}\mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS} = \mathbf{Q}(\mathbf{y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}) \\ &= \mathbf{Q}\hat{\mathbf{u}} \end{aligned}$$

und dem Beweis von Satz 2.8 gilt

$$\begin{aligned} E[\hat{\sigma}_{GLS}^2] &= \frac{1}{T-p} E[\hat{\mathbf{u}}' \boldsymbol{\Omega}^{-1} \hat{\mathbf{u}}] \\ &\stackrel{(2.86)}{=} \frac{1}{T-p} E[\hat{\mathbf{u}}' \mathbf{Q}' \mathbf{Q} \hat{\mathbf{u}}] \\ &= \frac{1}{T-p} E[\hat{\mathbf{u}}^{*\prime} \hat{\mathbf{u}}^*] \\ &= \frac{1}{T-p} \sigma^2 (T-p) \\ &= \sigma^2 \end{aligned}$$

□

## 2.3 Seemingly Unrelated Regressions

Die Methode der Seemingly Unrelated Regressions (SUR) ist eine Anwendung der verallgemeinerten Methode der kleinsten Quadrate auf ein komplettes System scheinbar unabhängiger Regressionsgleichungen und wurde von A. Zellner [1962] eingeführt. In praktischen Anwendungen hat sich herausgestellt, daß die so geschätzten SUR-Regressionskoeffizienten effizienter sind als die für jede Gleichung einzeln geschätzten OLS-Koeffizienten. Dieser Effizienzgewinn nimmt mit dem Ausmaß der Korrelation zwischen den Störtermen verschiedener Gleichungen zu.

### 2.3.1 Allgemeine Modellstruktur

In vielen Anwendungen kann die einzelne Gleichung (2.5) als  $i$ -ter Bestandteil eines ganzen Systems mehrerer verbundener Relationen mit  $M$  Gleichungen betrachtet werden:

$$\begin{aligned} \mathbf{y}_1 &= \mathbf{X}_1\boldsymbol{\beta}_1 + \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{y}_2 &= \mathbf{X}_2\boldsymbol{\beta}_2 + \mathbf{u}_2 \\ &\vdots \\ \mathbf{y}_M &= \mathbf{X}_M\boldsymbol{\beta}_M + \mathbf{u}_M, \end{aligned}$$

wobei  $\mathbf{y}_i$  jeweils ein  $T \times 1$ -Vektor,  $\mathbf{X}_i$  eine  $T \times p_i$ -Matrix,  $\boldsymbol{\beta}_i$  ein  $p_i \times 1$ -Vektor und  $\mathbf{u}_i$  ein  $T \times 1$ -Vektor ist.

Das System der Gleichungen läßt sich in Matrix-Schreibweise darstellen:

$$\underbrace{\begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_M \end{pmatrix}}_{MT \times 1} = \underbrace{\begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{X}_M \end{pmatrix}}_{MT \times \sum p_i} \underbrace{\begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta}_1 \\ \boldsymbol{\beta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\beta}_M \end{pmatrix}}_{\sum p_i \times 1} + \underbrace{\begin{pmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{u}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_M \end{pmatrix}}_{MT \times 1} \quad (2.100)$$

$$\mathbf{y}^* = \mathbf{X}^*\boldsymbol{\beta}^* + \mathbf{u}^* \quad (2.101)$$

mit folgenden Annahmen:

$$E(\mathbf{u}^*) = \mathbf{0} \quad (2.102)$$

$$Cov[\mathbf{u}^*] = E(\mathbf{u}^* \mathbf{u}^{*\prime}) = \mathbf{\Omega} \quad (2.103)$$

$$Rang(\mathbf{X}_i) = p_i \quad (2.104)$$

mit

$$\begin{aligned} \mathbf{\Omega} &= \begin{pmatrix} \sigma_{11} \mathbf{I}_T & \sigma_{12} \mathbf{I}_T & \cdots & \sigma_{1M} \mathbf{I}_T \\ \sigma_{21} \mathbf{I}_T & \sigma_{22} \mathbf{I}_T & \cdots & \sigma_{2M} \mathbf{I}_T \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} \mathbf{I}_T & \sigma_{M2} \mathbf{I}_T & \cdots & \sigma_{MM} \mathbf{I}_T \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \cdots & \sigma_{MM} \end{pmatrix} \otimes \mathbf{I}_T \\ &= \mathbf{\Sigma}_{M \times M} \otimes \mathbf{I}_T \end{aligned} \quad (2.105)$$

Der Nullvektor in (2.102) besitzt die Dimension  $MT \times 1$ ,  $\mathbf{\Omega}$  ist die  $MT \times MT$ -Kovarianzmatrix der Störterme und  $\mathbf{I}$  eine  $T \times T$ -Einheitsmatrix.  $\mathbf{\Omega}$  und  $\mathbf{\Sigma}_{M \times M}$  sind positiv definit und symmetrisch. Der Operator  $\otimes$  bezeichnet das Kronecker-Produkt (vgl. Abschnitt A.2).

Die Elemente  $\sigma_{ij} \mathbf{I}_T$  aus  $\mathbf{\Omega}$  sind jeweils von der Dimension  $T \times T$ .  $\sigma_{ii} \in \mathbb{R}$  bezeichnet die Varianz der Störterme  $u_{it}$ ,  $t = 1, \dots, T$  innerhalb der  $i$ -ten Gleichung des Systems (2.100),  $i = 1, \dots, M$ .  $\sigma_{ij} \in \mathbb{R}$  bezeichnet die Kovarianz zwischen den Störtermen unterschiedlicher Gleichungen,  $i, j = 1, \dots, M$ ,  $i \neq j$ , d.h.  $\sigma_{ij} = Cov[u_{it}, u_{jt}] \forall t = 1, \dots, T$ . Es gelten folgende Annahmen:

$$E[\mathbf{u}_i \mathbf{u}_i'] = \sigma_{ii} \mathbf{I}_T = \sigma_{ii} \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix}}_{T \times T}, \quad i = 1, \dots, M \quad (2.106)$$

$$E[\mathbf{u}_i \mathbf{u}_j'] = \sigma_{ij} \mathbf{I}_T = \sigma_{ij} \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix}}_{T \times T}, \quad i, j = 1, \dots, M; i \neq j \quad (2.107)$$

(2.106) bedeutet, daß die Varianz innerhalb der  $i$ -ten Gleichung für alle  $t = 1, \dots, T$  gleich ist, d.h. die Störterme innerhalb der  $i$ -ten Gleichung sind homoskedastisch. Damit gelten innerhalb

jeder der  $M$  Gleichungen die Annahmen der klassischen linearen Regression. Mit (2.107) wird eine spezielle Annahme über die Korrelationsstruktur unterschiedlicher Gleichungen getroffen: Die Kovarianz zwischen zwei Elementen aus zwei unterschiedlichen Gleichungen  $i$  und  $j$  ist bei gleichem  $t$  konstant, d.h.  $Cov[u_{it}, u_{jt}] = \sigma_{ij}, \forall i \neq j, t = 1, \dots, T$ . Bei unterschiedlichem  $t$  sind die Elemente unkorreliert, d.h.  $Cov[u_{it}, u_{jt'}] = 0, \forall t \neq t', i \neq j$ .

### 2.3.2 SUR-Schätzer bei bekannter Matrix $\Omega$

Das gesamte Modell (2.101) bildet aufgrund der speziellen Korrelationsstruktur ein verallgemeinertes lineares Modell (vgl. Abschnitt 2.2) und läßt sich somit mittels des verallgemeinerten Kleinste-Quadrate-Schätzers effizient schätzen:

$$\hat{\beta}_{SUR} := \hat{\beta}_{GLS}^* = (\mathbf{X}^{*\prime} \Omega^{-1} \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^{*\prime} \Omega^{-1} \mathbf{y}^*, \quad (2.108)$$

$$\text{wobei } \mathbf{y}^* = \begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_M \end{pmatrix} \quad \text{und} \quad \mathbf{X}^* = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{X}_M \end{pmatrix}$$

Mit  $\Omega^{-1} = \Sigma^{-1} \otimes \mathbf{I}_T$  und  $\Sigma^{-1} = (\sigma^{ij})$  gilt in Matrixschreibweise:

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{SUR} &= \begin{pmatrix} \hat{\beta}_{1SUR} \\ \hat{\beta}_{2SUR} \\ \vdots \\ \hat{\beta}_{MSUR} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \sigma^{11} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 & \sigma^{12} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 & \cdots & \sigma^{1M} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_M \\ \sigma^{21} \mathbf{X}_2' \mathbf{X}_1 & \sigma^{22} \mathbf{X}_2' \mathbf{X}_2 & \cdots & \sigma^{2M} \mathbf{X}_2' \mathbf{X}_M \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma^{M1} \mathbf{X}_M' \mathbf{X}_1 & \sigma^{M2} \mathbf{X}_M' \mathbf{X}_2 & \cdots & \sigma^{MM} \mathbf{X}_M' \mathbf{X}_M \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1' \sum_{j=1}^M \sigma^{1j} \mathbf{y}_j \\ \mathbf{X}_2' \sum_{j=1}^M \sigma^{2j} \mathbf{y}_j \\ \vdots \\ \mathbf{X}_M' \sum_{j=1}^M \sigma^{Mj} \mathbf{y}_j \end{pmatrix} \end{aligned}$$

Die Kovarianzmatrix von  $\hat{\beta}_{SUR}$  ist gegeben durch (vgl. (2.95))

$$\begin{aligned} Cov[\hat{\beta}_{SUR}] &= Cov[\hat{\beta}_{GLS}^*] \\ &= (\mathbf{X}^{*\prime} \Omega^{-1} \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^{*\prime} \Omega^{-1} \Omega \Omega^{-1} \mathbf{X}^* (\mathbf{X}^{*\prime} \Omega^{-1} \mathbf{X}^*)^{-1} \\ &= (\mathbf{X}^{*\prime} \Omega^{-1} \mathbf{X}^*)^{-1} \end{aligned} \quad (2.109)$$

Die Residuen sind definiert als

$$\hat{\mathbf{u}}_{\text{SUR}}^* := \mathbf{y}^* - \mathbf{X}^* \hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{SUR}} \quad (2.110)$$

und bilden einen  $MT \times 1$ -Vektor.

### 2.3.3 SUR-Schätzer bei unbekannter Matrix $\boldsymbol{\Omega}$

Die Matrix  $\boldsymbol{\Omega}$  ist in den meisten Fällen unbekannt, daher müssen ihre Elemente vorab geschätzt werden. Die einzelnen Gleichungen

$$\mathbf{y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_i \quad (2.111)$$

mit  $\mathbf{y}_i \in \mathbb{R}^T$ ,  $\mathbf{X}_i \in \mathbb{R}^{T, p_i}$ ,  $\boldsymbol{\beta}_i \in \mathbb{R}^{p_i}$ ,  $\mathbf{u}_i \in \mathbb{R}^T$  erfüllen wegen (2.102) und (2.106) die Voraussetzungen des klassischen linearen Regressionsmodells:

$$E(\mathbf{u}_i) = \mathbf{0} \quad (2.112)$$

$$\text{Cov}[\mathbf{u}_i] = E(\mathbf{u}_i \mathbf{u}_i') = \sigma_{ii} \mathbf{I}_T \quad (2.113)$$

Im ersten Schritt werden deshalb die einzelnen Gleichungen mittels der klassischen linearen Regression separat für alle  $i = 1, \dots, M$  geschätzt:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{i\text{OLS}} = (\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i' \mathbf{y}_i \quad (2.114)$$

mit den Residuen

$$\hat{\mathbf{u}}_{i\text{OLS}} := \mathbf{y}_i - \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}_{i\text{OLS}} = \mathbf{y}_i - \hat{\mathbf{y}}_{i\text{OLS}} \quad (2.115)$$

Die erwartungstreuen Schätzer für die Varianzen  $\hat{\sigma}_{ii}$  aus den  $M$  Regressionen der einzelnen Gleichungen  $i$  lauten wie in (2.28):

$$\hat{\sigma}_{ii} = \frac{1}{T - p_i} \hat{\mathbf{u}}_{i\text{OLS}}' \hat{\mathbf{u}}_{i\text{OLS}}, \quad i = 1, \dots, M \quad (2.116)$$

**Satz 2.21 (Erwartungstreue Schätzung der Kovarianz).** *Ein erwartungstreuer Schätzer für die Kovarianzen zwischen den Gleichungen  $i$  und  $j$  ist*

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{1}{T - p_i - p_j + \text{tr}(\mathbf{H}_i \mathbf{H}_j)} \hat{\mathbf{u}}_{i\text{OLS}}' \hat{\mathbf{u}}_{j\text{OLS}}, \quad i, j = 1, \dots, M; \quad i \neq j. \quad (2.117)$$

mit den jeweiligen Residualvektoren  $\hat{\mathbf{u}}_{iOLS}$  und der Hat-Matrix  $\mathbf{H}_i = \mathbf{X}_i(\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i'$  aus (2.41).

*Beweis.* (vgl. Zellner & Huang [1962], S. 308/309)

Sei  $\mathbf{H}_i = \mathbf{X}_i(\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i'$  die Hat-Matrix wie in (2.41) mit den Eigenschaften aus Satz 2.9. Sei  $\mathbf{M}_i := \mathbf{I}_T - \mathbf{X}_i(\mathbf{X}_i' \mathbf{X}_i)^{-1} \mathbf{X}_i' = \mathbf{I}_T - \mathbf{H}_i$  wie im Beweis zu Satz 2.8 definiert mit den entsprechenden Eigenschaften (2.31)-(2.34). Mit den Eigenschaften der Spur und dem Erwartungswert quadratischer Formen (vgl. Anhang Abschnitte A.3 und A.5) folgt:

$$\begin{aligned}
 E[\hat{\mathbf{u}}'_{iOLS} \hat{\mathbf{u}}_{jOLS}] &\stackrel{(2.32)}{=} E[(\mathbf{M}_i \mathbf{u}_{iOLS})' \mathbf{M}_j \mathbf{u}_{jOLS}] \\
 &\stackrel{(2.33)}{=} E[\mathbf{u}_{iOLS}' \mathbf{M}_i \mathbf{M}_j \mathbf{u}_{jOLS}] \\
 &= E[tr(\mathbf{u}_{iOLS}' \mathbf{M}_i \mathbf{M}_j \mathbf{u}_{jOLS})] \\
 &\stackrel{(2.112)}{=} tr(\mathbf{M}_i \mathbf{M}_j Cov[\mathbf{u}_i \mathbf{u}_j]) + 0 \\
 &= \sigma_{ij} tr(\mathbf{M}_i \mathbf{M}_j) \\
 &= \sigma_{ij} tr((\mathbf{I}_T - \mathbf{H}_i)(\mathbf{I}_T - \mathbf{H}_j)) \\
 &= \sigma_{ij} tr(\mathbf{I}_T - \mathbf{H}_i - \mathbf{H}_j + \mathbf{H}_i \mathbf{H}_j) \\
 &= \sigma_{ij} (T - p_i - p_j + tr(\mathbf{H}_i \mathbf{H}_j))
 \end{aligned}$$

$\Rightarrow \hat{\sigma}_{ij}$  ist unverzerrt. □

Unter Verwendung der Schätzer (2.116) und (2.117) lautet der GLS-Schätzer für das SUR-Modell mit unbekannter Matrix  $\mathbf{\Omega}$ :

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{SUR} = \hat{\boldsymbol{\beta}}_{GLS}^* = \left( \mathbf{X}^{*'} \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1} \mathbf{X}^* \right)^{-1} \mathbf{X}^{*'} \hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1} \mathbf{y}^* \tag{2.118}$$

bzw. mit  $\hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1} = \hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T$  und  $\hat{\boldsymbol{\Sigma}}^{-1} = (\hat{\sigma}^{ij})$ :

$$\begin{aligned}
 \hat{\boldsymbol{\beta}}_{SUR} &= \begin{pmatrix} \hat{\boldsymbol{\beta}}_{1SUR} \\ \hat{\boldsymbol{\beta}}_{2SUR} \\ \vdots \\ \hat{\boldsymbol{\beta}}_{MSUR} \end{pmatrix} \\
 &= \begin{pmatrix} \hat{\sigma}^{11} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 & \hat{\sigma}^{12} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 & \cdots & \hat{\sigma}^{1M} \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_M \\ \hat{\sigma}^{21} \mathbf{X}_2' \mathbf{X}_1 & \hat{\sigma}^{22} \mathbf{X}_2' \mathbf{X}_2 & \cdots & \hat{\sigma}^{2M} \mathbf{X}_2' \mathbf{X}_M \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\sigma}^{M1} \mathbf{X}_M' \mathbf{X}_1 & \hat{\sigma}^{M2} \mathbf{X}_M' \mathbf{X}_2 & \cdots & \hat{\sigma}^{MM} \mathbf{X}_M' \mathbf{X}_M \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1' \sum_{j=1}^M \hat{\sigma}^{1j} \mathbf{y}_j \\ \mathbf{X}_2' \sum_{j=1}^M \hat{\sigma}^{2j} \mathbf{y}_j \\ \vdots \\ \mathbf{X}_M' \sum_{j=1}^M \hat{\sigma}^{Mj} \mathbf{y}_j \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

Die geschätzte Kovarianzmatrix lautet (vgl. (2.109)):

$$\widehat{Cov}[\hat{\beta}_{SUR}] = (\mathbf{X}'^* \hat{\Omega}^{-1} \mathbf{X}^*)^{-1} \quad (2.119)$$

Das beschriebene Verfahren mit der Schätzung der Matrix  $\Omega$  wird in der Literatur auch als Feasible-Generalized-Least-Square-Methode (FGLS) bezeichnet. Eine Übersicht über weitere Möglichkeiten zur Schätzung von  $\Omega$  befindet sich in Srivastava & Giles [1987], S. 14 ff.).

### 2.3.4 Vergleich SUR-Schätzer/OLS-Schätzer für das gesamte Modell

In zwei Fällen stimmt der SUR-Schätzer mit dem OLS-Schätzer für das gesamte Modell überein, d.h.

$$\hat{\beta}_{SUR} = \hat{\beta}_{OLS}^* = (\mathbf{X}'^* \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}'^* \mathbf{y}^* \quad (2.120)$$

In beiden Fällen läßt sich die Matrix  $\Omega$  aufgrund besonderer Voraussetzungen aus dem Schätzer durch algebraische Umformungen eliminieren. Dabei spielt es keine Rolle, ob  $\Omega$  bekannt ist wie in Abschnitt 2.3.2 oder geschätzt wurde wie in Abschnitt 2.3.3.

1. Es gilt  $\mathbf{X}_1 = \mathbf{X}_2 = \dots = \mathbf{X}_M = \mathbf{Z}$  und  $p_1 = p_2 = \dots = p_M = p$ , d.h. in jeder Gleichung werden dieselben Kovariablen verwendet. Mit dieser Voraussetzung läßt sich die Matrix  $\mathbf{X}^*$  in der Form  $\mathbf{X}^* = \mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}$  darstellen mit  $\mathbf{I}_M$  als  $M \times M$ -Einheitsmatrix:

$$\mathbf{X}^* = \underbrace{\begin{pmatrix} \mathbf{Z} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z} & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \dots & \dots & \mathbf{Z} \end{pmatrix}}_{MT \times Mp} = \mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z} \quad (2.121)$$

Mit den Rechenregeln des Kronecker-Produkts aus Satz A.3 im Anhang folgt (die Nummern über den Gleichheitszeichen geben die jeweils verwendeten Rechenregeln aus Satz A.3 an):



$$\begin{aligned}
\hat{\beta}_{SUR} &= (\mathbf{X}^{*'} \boldsymbol{\Omega}^{-1} \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^{*'} \boldsymbol{\Omega}^{-1} \mathbf{y}^* \\
&= \left( (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z})' (\boldsymbol{\Sigma} \otimes \mathbf{I}_T)^{-1} (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}) \right)^{-1} (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z})' (\boldsymbol{\Sigma} \otimes \mathbf{I}_T)^{-1} \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{5,6}{=} \left( (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}') (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}) \right)^{-1} (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}') (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{3}{=} \left( (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}') (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{I}_T) (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}) \right)^{-1} (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{Z}') \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{3}{=} \left( (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{Z}') (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}) \right)^{-1} (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{Z}') \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{3}{=} (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{Z}' \mathbf{Z})^{-1} (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{Z}') \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{6}{=} \left( \boldsymbol{\Sigma} \otimes (\mathbf{Z}' \mathbf{Z})^{-1} \right) (\boldsymbol{\Sigma}^{-1} \otimes \mathbf{Z}') \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{3}{=} \left( \mathbf{I}_M \otimes (\mathbf{Z}' \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}' \right) \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{3}{=} \left( \mathbf{I}_M \otimes (\mathbf{Z}' \mathbf{Z})^{-1} \right) (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}') \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{6}{=} (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}' \mathbf{Z})^{-1} (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}') \mathbf{y}^* \\
&\stackrel{3,5}{=} \left( (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}') (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}) \right)^{-1} (\mathbf{I}_M \otimes \mathbf{Z}') \mathbf{y}^* \\
&= (\mathbf{X}^{*'} \mathbf{X}^*)^{-1} \mathbf{X}^{*'} \mathbf{y}^* \\
&= \hat{\beta}_{OLS}^* \tag{2.122}
\end{aligned}$$

(vgl. Eckey et al. [2001], S. 328)

2. Es gilt  $\sigma_{ij} = 0$  für  $i \neq j$ .

$\boldsymbol{\Omega}$  und  $\boldsymbol{\Sigma}$  vereinfachen sich zu Diagonalmatrizen:

$$\boldsymbol{\Omega} = \begin{pmatrix} \sigma_{11} \mathbf{I}_T & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \sigma_{22} \mathbf{I}_T & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \sigma_{MM} \mathbf{I}_T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \sigma_{22} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \sigma_{MM} \end{pmatrix} \otimes \mathbf{I}_T = \boldsymbol{\Sigma} \otimes \mathbf{I}_T$$

und damit folgt  $\hat{\beta}_{SUR} = \hat{\beta}_{OLS}^*$  (vgl. Srivastava & Giles [1987], S. 18).

## 2.3.5 Effizienzgewinn

### 2.3.5.1 Effizienzgewinn bei bekannter Matrix $\boldsymbol{\Omega}$

Der Effizienzgewinn des SUR-Schätzers  $\hat{\beta}_{SUR}$  gegenüber dem OLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{OLS}^*$  für das gesamte Modell (bzw. den geschätzten OLS-Parametern der einzelnen Gleichungen) basiert auf

den unterschiedlichen Kovarianzmatrizen der Schätzer. Die Kovarianzmatrix des SUR-Schätzers bei bekannter Matrix  $\mathbf{\Omega}$  hat folgende Struktur (vgl. (2.109)):

$$Cov[\hat{\beta}_{SUR}] = (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \quad (2.123)$$

Die Kovarianzmatrix des OLS-Schätzers  $\hat{\beta}_{OLS}^*$  bei bekannter Matrix  $\mathbf{\Omega}$  lautet (vgl. (2.16)):

$$\begin{aligned} Cov[\hat{\beta}_{OLS}^*] &= E[(\hat{\beta}_{OLS}^* - E[\hat{\beta}_{OLS}^*])(\hat{\beta}_{OLS}^* - E[\hat{\beta}_{OLS}^*])'] \\ &= E[(\hat{\beta}_{OLS}^* - \beta^*)(\hat{\beta}_{OLS}^* - \beta^*)'] \\ &= E[(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}^*((\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}^*)'] \\ &= E[(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}^*\mathbf{u}^{*\prime}\mathbf{X}((\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1})'] \\ &= (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'E[\mathbf{u}^*\mathbf{u}^{*\prime}]\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1} \\ &\stackrel{(2.103)}{=} (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1} \end{aligned} \quad (2.124)$$

Definiert man die Matrix  $\mathbf{G} := (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}' - (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}$ , so gilt

$$\mathbf{\Delta}_{Cov} := Cov[\hat{\beta}_{OLS}^*] - Cov[\hat{\beta}_{SUR}] = \mathbf{G}\mathbf{\Omega}\mathbf{G}', \quad (2.125)$$

wie man durch Nachrechnen (vgl. Rechenregeln Anhang Satz A.1) zeigen kann:

$$\begin{aligned} \mathbf{G}\mathbf{\Omega}\mathbf{G}' &= \left( (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}' - (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1} \right) \mathbf{\Omega} \left( (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}' - (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1} \right)' \\ &= \left( (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega} - (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}' \right) \left( \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1} - \mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*(\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1} \right) \\ &= (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1} - (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*(\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1} \\ &\quad - (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}^*(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1} + (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*(\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1} \\ &= (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1} - 2(\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1} + (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1} \\ &= (\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X}^*)^{-1} - (\mathbf{X}'\mathbf{\Omega}^{-1}\mathbf{X}^*)^{-1} \\ &= \mathbf{\Delta}_{Cov} \end{aligned} \quad (2.126)$$

Da  $\mathbf{\Omega}$  nach Voraussetzung positiv definit ist, ist  $\mathbf{G}\mathbf{\Omega}\mathbf{G}'$  mindestens positiv semidefinit und damit folgt der Effizienzgewinn des SUR-Schätzers (vgl. auch Satz 2.19).

### 2.3.5.2 Effizienzgewinn bei geschätzter Matrix $\hat{\mathbf{\Omega}}$

Der Effizienzgewinn bei unbekannter Matrix  $\mathbf{\Omega}$  hängt von der Schätzmethode für die Matrix  $\mathbf{\Omega}$  sowie von der Struktur der Kovariablen ab.  $\mathbf{\Delta}_{Cov}$  ist nicht in allen Fällen positiv definit. Eine Zusammenfassung und Diskussion der Ergebnisse für verschiedene Modellvoraussetzungen und

Schätzverfahren für  $\Omega$  befindet sich in Srivastava & Giles [1987], S. 87-124. Exemplarisch wird an dieser Stelle das Ergebnis für das Modell mit zwei Gleichungen, orthogonalen Matrizen  $\mathbf{X}_1$  und  $\mathbf{X}_2$  sowie der geschätzten Matrix  $\hat{\Omega}$  aus Abschnitt 2.3.3 kurz zusammengefaßt (vgl. Srivastava & Giles [1987], S. 87-95):

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{u}_2 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_2 = \mathbf{0}$$

mit  $\mathbf{y}_i \in \mathbb{R}^{T \times 1}$ ,  $\mathbf{X}_i \in \mathbb{R}^{T \times p_i}$ ,  $\hat{\beta}_i \in \mathbb{R}^{p_i \times 1}$  und  $\mathbf{u}_i \in \mathbb{R}^{T \times 1}$ . Sei  $p = p_1 + p_2$  und  $\rho_{12} = \frac{\sigma_{12}}{\sqrt{\sigma_{11}\sigma_{22}}}$  der Korrelationskoeffizient zwischen den beiden Gleichungen.

Für die Kovarianzmatrizen der beiden Schätzer  $\hat{\beta}_{1SUR}$  und  $\hat{\beta}_{2SUR}$  gilt (vgl. Srivastava & Giles [1987], S. 93/94):

$$\begin{aligned} Cov[\hat{\beta}_{1SUR}] &= \sigma_{11} (1 - \rho_{12}^2) \left( 1 + \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} + \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \left( \frac{\rho_{12}^2}{1 - \rho_{12}^2} \right) \right) \\ &\quad \cdot (\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1)^{-1} \end{aligned} \quad (2.127)$$

und

$$\begin{aligned} Cov[\hat{\beta}_{2SUR}] &= \sigma_{22} (1 - \rho_{12}^2) \left( 1 + \frac{(T-p)}{(T-p_1)(T-p_1+2)} + \frac{(p_2+2)(p_2+4)}{(T-p_1+2)(T-p_1+4)} \left( \frac{\rho_{12}^2}{1 - \rho_{12}^2} \right) \right) \\ &\quad \cdot (\mathbf{X}_2' \mathbf{X}_2)^{-1} \end{aligned} \quad (2.128)$$

Die Kovarianzmatrix des OLS-Schätzers  $\hat{\beta}_{1OLS}$  für den ersten Parametervektor lautet:

$$Cov[\hat{\beta}_{1OLS}] = \sigma_{11} (\mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1)^{-1} \quad (2.129)$$

Damit folgt für  $\Delta_{Cov_1}$ :

$$\begin{aligned}
\Delta_{Cov_1} &= Cov[\hat{\beta}_{1OLS}] - Cov[\hat{\beta}_{1SUR}] \\
&= \sigma_{11} \left( \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 \right)^{-1} \\
&\quad - \sigma_{11} (1 - \rho_{12}^2) \left( 1 + \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} + \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \left( \frac{\rho_{12}^2}{1-\rho_{12}^2} \right) \right) \left( \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 \right)^{-1} \\
&= \sigma_{11} \left( 1 - (1 - \rho_{12}^2) \left( 1 + \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} + \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \left( \frac{\rho_{12}^2}{1-\rho_{12}^2} \right) \right) \right) \\
&\quad \cdot \left( \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 \right)^{-1} \\
&= \sigma_{11} \left( 1 - \left( 1 - \rho_{12}^2 + \frac{(1-\rho_{12}^2)(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} + \frac{\rho_{12}^2(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \right) \right) \left( \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 \right)^{-1} \\
&= \sigma_{11} \left( \rho_{12}^2 - \frac{(1-\rho_{12}^2)(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} - \frac{\rho_{12}^2(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \right) \left( \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 \right)^{-1} \\
&= \sigma_{11} \left( \rho_{12}^2 + \frac{\rho_{12}^2(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} - \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} - \frac{\rho_{12}^2(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \right) \\
&\quad \cdot \left( \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 \right)^{-1} \\
&= \sigma_{11} \left( \rho_{12}^2 \left( 1 + \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} - \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \right) - \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} \right) \\
&\quad \cdot \left( \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1 \right)^{-1} \tag{2.130}
\end{aligned}$$

Aus (2.130) folgt, daß  $\Delta_{Cov_1}$  positiv definit ist, falls für den Korrelationskoeffizienten  $\rho_{12}^2$  gilt:

$$\begin{aligned}
&\rho_{12}^2 \left( 1 + \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} - \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \right) - \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} > 0 \\
\Leftrightarrow \rho_{12}^2 \left( 1 + \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} - \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+2)(T-p_2+4)} \right) &> \frac{(T-p)}{(T-p_2)(T-p_2+2)} \\
\Leftrightarrow \rho_{12}^2 \left( \frac{(T-p_2)(T-p_2+2)}{(T-p)} + 1 - \frac{(T-p_2)(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p)(T-p_2+4)} \right) &> 1 \\
\Leftrightarrow \rho_{12}^2 \left( 1 + \frac{(T-p_2)}{(T-p)} \left( (T-p_2+2) - \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+4)} \right) \right) &> 1 \\
\Leftrightarrow \rho_{12}^2 > \frac{1}{1 + \frac{(T-p_2)}{(T-p)} \left( (T-p_2+2) - \frac{(p_1+2)(p_1+4)}{(T-p_2+4)} \right)} \tag{2.131}
\end{aligned}$$

Aus (2.130) und (2.131) geht hervor, daß der Effizienzgewinn des SUR-Schätzers  $\hat{\beta}_{1SUR}$  gegenüber dem OLS-Schätzer  $\hat{\beta}_{1OLS}$  in diesem Fall von dem Korrelationskoeffizienten  $\rho_{12}^2$ , der Anzahl der Kovariablen  $p_1$ ,  $p_2$  und  $p$  sowie von der Anzahl der Beobachtungen  $T$  abhängt.

## 2.4 Verwendete SAS-Prozeduren

Die statistischen Untersuchungen zur Umstellung des Dow Jones STOXX 50 von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung bezüglich der Rendite und des Handelsvolumens der Indexmitglieder erfolgen mit der Software SAS 9.1.

Die Verfahrensweise zum klassischen linearen Regressionsmodell sowie zugehörige statistische Hypothesentests sind im Programmpaket SAS/STAT unter der Prozedur PROC REG verfügbar. Abbildung C.1 im Anhang zeigt exemplarisch einen OLS-Regressionsreport aus SAS. Die Methode der Seemingly Unrelated Regressions ist in SAS/ETS unter der Prozedur PROC SYSLIN SUR implementiert (vgl. Timm [1997], S. 358ff.). Bei der Anwendung der PROC SYSLIN SUR-Prozedur wird in SAS zuerst eine OLS-Regression für alle einzelnen Gleichungen durchgeführt und anschließend die SUR-Regression für das komplette System. Der Regressionsreport beinhaltet die Werte der OLS-Schätzung, die Werte der SUR-Schätzung sowie die Korrelations- und Kovarianzmatrix der geschätzten OLS-Residuen. Ausgewählte SAS-Programme zur Durchführung der Regressionen und Erstellung der Grafiken in Kapitel 4 befinden sich in Anhang D.

# Kapitel 3

## Dow Jones STOXX Indices

### 3.1 STOXX Limited

STOXX Limited ist ein Joint Venture zwischen Deutsche Börse AG, Dow Jones & Company und SWX Group mit Sitz in Zürich. Die Gesellschaft stellt mit den Dow Jones STOXX Indices Europas führende regionale Aktienindices zur Verfügung. Die Indices wurden im Februar 1998 im Vorfeld der Europäischen Währungsunion eingeführt und decken verschiedene sich ergänzende Bereiche ab, wie z.B. Regionen oder Sparten. Die Verfahrensweise der Dow Jones STOXX Indices und der Dow Jones Global Indices stimmen überein, so daß die Indices beider Familien vergleichbar sind. Heute umfaßt das STOXX Limited Angebot 296 Indices (Stand: Januar 2004).

### 3.2 Indexberechnung

Die Dow Jones STOXX Indices werden nach der Formel von Laspeyres berechnet (vgl. Webseite STOXX Limited):

$$Index_t = \frac{\sum_{i=1}^N (p_{it} \cdot q_{it} \cdot x_{it}^{EURO} \cdot f_{it})}{C_t \cdot \sum_{i=1}^N (p_{i0} \cdot q_{i0} \cdot x_{i0}^{EURO})} \cdot Basiswert = \frac{M_t}{B_t} \cdot Basiswert \quad (3.1)$$

mit

$N$  Anzahl der Indexmitglieder

$p_{i0}$  Schlußkurs der Aktie  $i$  zum Basiszeitpunkt

$q_{i0}$  Anzahl der Aktien eines Unternehmens  $i$  zum Basiszeitpunkt

$p_{it}$  Kurs der Aktie  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

$q_{it}$  Anzahl der Aktien eines Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

$f_{it}$  Streubesitzfaktor eines Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

$C_t$  Adjustierungsfaktor/Korrekturfaktor für die Marktkapitalisierung zum Basiszeitpunkt

$M_t$  Streubesitz-Marktkapitalisierung des Index zum Zeitpunkt  $t$

$B_t$  Angepasste Marktkapitalisierung des Basiszeitpunktes zum Zeitpunkt  $t$

$x_{it}^{EURO}$  Wechselkurs: Währung gegen EURO eines Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

*Basiswert* 1.000 für Blue Chip Indices und 100 für alle anderen Indices am Basisdatum

Die Formel geht auf den belgischen Mathematiker Ernst Louis Etienne Laspeyres (1834-1913) zurück. Der Preisindex nach Laspeyres beantwortet die Frage, was das Portfolio der Basisperiode zu Preisen der Berichtsperiode im Vergleich zu Preisen in der Basisperiode wert ist. Das Portfolio bleibt ursprünglich innerhalb der Formel konstant. Da das ursprüngliche historische Portfolio jedoch mit der Zeit veraltet (z.B. aufgrund von Neuaufnahmen in die Indizes und Kapitalereignissen), wird die Berechnungsformel zu den regelmäßigen Verkettungsterminen an das veränderte Portfolio angepasst. Dieser Vorgang wird mittels des Adjustierungsfaktors  $C_t$  beschrieben.

Bei der Gewichtung des Index nach *Streubesitzkapitalisierung* gilt damit für das Gewicht  $G_{it}^S$  eines einzelnen Indexmitgliedes  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ :

$$G_{it}^S = \frac{(p_{it} \cdot q_{it} \cdot x_{it}^{EURO} \cdot f_{it})}{\sum_{i=1}^N (p_{it} \cdot q_{it} \cdot x_{it}^{EURO} \cdot f_{it})} \quad (3.2)$$

Bei der Gewichtung des Index nach *Marktwertkapitalisierung* ohne Berücksichtigung des Streubesitzanteils gilt für das Gewicht  $G_{it}^M$  eines einzelnen Indexmitgliedes  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ :

$$G_{it}^M = \frac{(p_{it} \cdot q_{it} \cdot x_{it}^{EURO})}{\sum_{i=1}^N (p_{it} \cdot q_{it} \cdot x_{it}^{EURO})} \quad (3.3)$$

### 3.3 Dow Jones STOXX Blue Chip Indices

Als “Blue Chips“ werden umsatzstarke Aktien von substanzstarken, großen, international bekannten und bedeutenden Unternehmen bezeichnet. STOXX Limited bietet drei Blue Chip Indices an: Dow Jones STOXX 50, Dow Jones EURO STOXX 50 und Dow Jones STOXX Nordic 30. Die Mitglieder dieser Indices kennzeichnet ein hohes Maß an Liquidität und sie stellen die jeweils größten Unternehmen der 18 Marktsektoren nach dem Dow Jones Global Classification Standard dar. Der Dow Jones STOXX 50 umfaßt die europäischen Länder Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Finnland, Griechenland, Großbritannien, Irland, Italien, Luxemburg, Niederlande, Norwegen, Österreich, Portugal, Spanien, Schweden und die Schweiz. Der Dow Jones EURO STOXX 50 beinhaltet die Mitglieder der Eurozone, also die gleichen Länder wie der STOXX 50 ohne Dänemark, Großbritannien, Norwegen, Schweden und die Schweiz. Der STOXX Nordic 30 umfaßt die vier skandinavischen Länder Dänemark, Finnland, Norwegen und Schweden.

## 3.4 Streubesitz

### 3.4.1 Blockbesitz und eingeschränkte Aktien

Die Dow Jones STOXX Indices sind nach der Streubesitzkapitalisierung gewichtet, um den tatsächlich handelbaren Aktienanteil eines Unternehmens im Index widerzuspiegeln. Dazu wird die Summe der ausgegebenen Aktien eines Unternehmens um den Anteil der strategischen Beteiligungen bereinigt, z.B. Blockbesitz. Ein Aktienanteil gilt als Blockbesitz, falls er mindestens fünf Prozent der Summe der ausgegebenen Aktien beträgt und eines der folgenden Kriterien erfüllt:

- Kapitalverflechtung: Aktien, die entweder als strategischer Bestand vom Unternehmen selbst gehalten werden oder sich in Besitz eines anderen Unternehmens befinden.
- Staatsbesitz: Aktien, die vom Staat oder seinen Institutionen gehalten werden.
- Privatbesitz: Aktien, die sich im Besitz von Einzelpersonen oder Familien befinden.

Ein Aktienanteil gilt nicht als Blockbesitz, falls er kleiner als fünf Prozent der Summe der ausgegebenen Aktien ist. Ein Aktienanteil, der fünf Prozent der Summe der ausgegebenen Aktien des Unternehmens übersteigt, wird nicht als Blockbesitz definiert, falls er sich in folgenden Händen befindet:

- Treuhänderische Verwaltung
- Investmentfonds und Pensionsfondsholdings
- Investmentgesellschaften mit kurzfristigen Anlagestrategien
- Pensionsfonds

Zusätzlich zu oben genannten Punkten bezüglich Blockbesitz wird die Summe der ausgegebenen Aktien eines Unternehmens um die Anzahl der eingeschränkten Aktien bereinigt. Als eingeschränkte Aktien gelten Aktien, die in einem bestimmten Zeitraum nicht gehandelt werden können oder solche, die Beschränkungen bezüglich ausländischer Investoren unterworfen sind (z.B. manche Luft- und Raumfahrtgesellschaften). In diesem Fall wird das größere der beiden Bereinigungskriterien Blockbesitz oder eingeschränkte Aktien angewendet.

Der Streubesitzfaktor  $f_{it}$  eines Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  ist damit folgendermaßen definiert:

Streubesitzfaktor (%) = 100 % - (Blockbesitz und nur beschränkt handelbare Aktien (%)).



### 3.4.2 Beispiele für Blockbesitz und eingeschränkte Aktien

Im folgenden werden einige Beispiele zur Ermittlung des Streubesitzfaktors dargestellt:

- Szenario I: Kapitalverflechtung
  - *Beispiel 1: Unternehmen A hält 4% der Aktien von Unternehmen B und beide sind im Index vertreten.* Die kompletten Aktien beider Unternehmen fließen in die Gewichtungsberechnung ein, da die Beteiligung unter der 5%-Grenze liegt, der Streubesitzfaktor beider Unternehmen beträgt damit 100%.
  - *Beispiel 2: Die Unternehmen A, B, C und D sind Indexmitglieder. A, B und C halten 9%, 5% und 3% der gesamten Aktien von Unternehmen D.* Die kompletten Aktien von A, B und C werden in der Gewichtungsberechnung berücksichtigt; für Unternehmen D wird dagegen ein Streubesitzfaktor von 86% (=100-9-5) verwendet.
  - *Beispiel 3: Die Unternehmen A, B und C sind Indexmitglieder. A hält 8% der Aktien von B, B 5% der Aktien von C und C 4% von A.* A besitzt damit einen Streubesitzfaktor von 100%, B 92% und C 95%.
- Szenario II: Staatsbesitz
  - *Beispiel 4: Unternehmen A und B sind beide im Index vertreten, A befindet sich zu 30% in Staatsbesitz, B zu 4%.* A besitzt einen Streubesitzfaktor von 70%, B dagegen 100%, da die 5%-Grenze nicht erreicht ist.
- Szenario III: Privatbesitz
  - *Beispiel 5: Unternehmen A ist Indexmitglied. 2% der Aktien besitzt Geschäftsführer Schmid, 3% der Aktien halten Familie Müller, 4% das Privatunternehmen B.* Der Streubesitzfaktor von A beträgt 100%, da kein einzelner Investor die 5%-Grenze erreicht.
  - *Beispiel 6: Eine Einzelperson besitzt 4% der gesamten Aktien von Unternehmen A, seine Schwester 3%.* An dieser Stelle greift die Familienbesitzklausel, damit besitzt das Unternehmen A einen Streubesitzfaktor von 93%.
- Szenario IV: Eingeschränkte Aktien
  - *Beispiel 8: Unternehmen A darf in den zwei Jahren nach seinem ersten Börsengang nur 60% seiner gesamten Aktien an der Börse herausgeben.* Der Streubesitzfaktor des Unternehmens beträgt damit 60%.

### 3.4.3 Cap-Faktor

Die Gewichtung eines Unternehmens im Index wird im Rahmen der vierteljährlichen Überprüfung der Gewichtungen durch den sogenannten *Cap-Faktor* auf maximal 10 Prozent beschränkt:

- Ist die Gewichtung eines Unternehmens im Index geringer als 10 Prozent, so ist der Cap-Faktor gleich 1,0.

- Liegt die Gewichtung eines Unternehmens im Index über 10 Prozent, so wird der Cap-Faktor entsprechend angepasst, um die Gewichtung des Unternehmens auf 10 Prozent zu reduzieren.

Die Cap-Faktoren für alle Unternehmen werden immer vierteljährlich auf Basis der zu diesem Termin vorliegenden Daten im Rahmen der Überprüfung der Gewichte im Index berechnet und angepasst. Unter Berücksichtigung des Cap-Faktors  $Cap_{it}$  des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  erfolgt eine Erweiterung des Zählers in (3.1):

$$Index_t = \frac{\sum_{i=1}^N (p_{it} \cdot q_{it} \cdot x_{it}^{EURO} \cdot f_{it} \cdot Cap_{it})}{C_t \cdot \sum_{i=1}^N (p_{i0} \cdot q_{i0} \cdot x_{i0}^{EURO})} \cdot Basiswert \quad (3.4)$$

Zum Zeitpunkt der Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung am 18.09.2000 war der Cap-Faktor für alle Indexmitglieder 1,0, d.h. kein Unternehmen hatte ein Gewicht von mehr als 10 Prozent im Index.

## 3.5 Dow Jones STOXX 50

### 3.5.1 Indexuniversum

Das Indexuniversum des Dow Jones STOXX 50 umfaßt alle Bestandteile der 18 Dow Jones STOXX 600 Marktsektorenindices. Die Dow Jones STOXX 600 Marktsektorenindices beinhalten die 600 größten Aktien, die in den bedeutendsten Börsen der 17 ausgewählten europäischen Länder gehandelt werden.

### 3.5.2 Auswahlliste

Für jeden der 18 Dow Jones STOXX 600 Marktsektorenindices wird eine Rangliste der beinhalteten Aktien nach der Streubesitzkapitalisierung erstellt. Die größten Aktien werden solange in die Auswahlliste aufgenommen, bis die Abdeckung nahe bei, aber immer noch kleiner als 60 Prozent der Streubesitzkapitalisierung des entsprechenden Dow Jones STOXX TMI Marktsektorenindex beträgt. Falls die in der Rangliste als nächstes folgende Aktie die Abdeckung in absoluten Zahlen näher an 60 Prozent heranbringt, so wird sie ebenfalls in die Auswahlliste aufgenommen. Jede verbleibende Aktie, die gegenwärtig bereits Dow Jones STOXX 50- Mitglied ist, wird in die Liste aufgenommen. Die Aktien der Auswahlliste werden nach der Streubesitzkapitalisierung sortiert. In Ausnahmefällen kann das STOXX Limited Supervisory Board Aktien zu der Auswahlliste hinzufügen oder löschen.

### 3.5.3 Aktienausswahl

Die 40 größten Aktien auf der Auswahlliste werden als Mitglieder ausgewählt. Weitere Aktien, die bereits im Dow Jones STOXX 50 vertreten sind und die auf der Rangliste zwischen Position

41 und 60 stehen, werden als Indexbestandteile aufgenommen. Falls die Anzahl der Mitglieder danach immer noch kleiner als 50 ist, werden die folgenden größten Werte der Auswahlliste so lange hinzugefügt, bis die Anzahl von 50 erreicht ist.

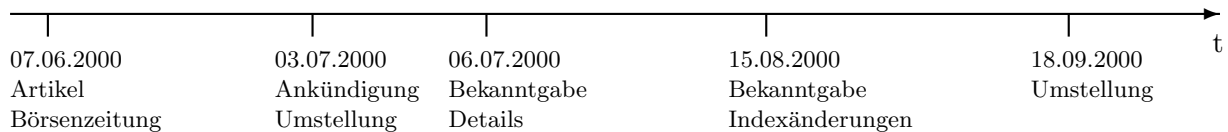
#### **3.5.4 Gewichtung und Überprüfung**

Die Indexzusammensetzung wird jährlich im September angepasst. Der Index ist nach der Streubesitzkapitalisierung gewichtet. Jedes einzelne Gewicht eines Unternehmens im Index ist auf zehn Prozent der gesamten Streubesitzkapitalisierung des Index beschränkt. Die Überprüfung der Gewichtungen erfolgt vierteljährlich.

## Kapitel 4

# Umstellung des Dow Jones STOXX 50 von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung

### 4.1 Ablauf der Umstellung



- 7. Juni 2000: Das Supervisory Board von STOXX Limited gibt im Rahmen einer Presseerklärung in Zürich bekannt, daß das Unternehmen die Diskussionen rund um das Thema Streubesitz verfolge. Allerdings liege zu diesem Zeitpunkt noch kein Zeitplan für eine Einführung der Berücksichtigung von Streubesitz in der Gestaltung der STOXX Indices vor. Anlaß der Presseerklärung war ein am selben Tag erscheinender Artikel zu dem Thema in der Frankfurter Börsenzeitung.
- 3. Juli 2000: Es erscheint die Pressemitteilung, daß die Gewichtung sämtlicher Dow Jones Indices von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung per 18. September 2000 umgestellt werde. Damit ist STOXX Limited der erste europäische Indexanbieter, der die Gewichtung nach Streubesitzkapitalisierung in all seinen Indices einführt.
- 6. Juli 2000: In einer weiteren Pressemitteilung werden die genauen Regeln und Beispiele zur Ermittlung der Streubesitzkapitalisierung von Unternehmen veröffentlicht.
- 15. August 2000: Im Rahmen der jährlichen und vierteljährlichen Überprüfungen wird die Änderung der Indexzusammensetzung per 18. September bekanntgegeben, in der erstmals die Streubesitzkapitalisierung berücksichtigt wird. Drei Indexmitglieder werden ausgetauscht: Aus dem Index herausgenommen werden per 18. September Enel (Italien), KPN (Niederlande) und Unilever (Niederlande). Neu in den Index aufgenommen werden AstraZeneca (Großbritannien), BNP (Frankreich) sowie CGNU (Großbritannien).

- 18. September 2000: Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung und Indexanpassung.

## 4.2 Ereignisdefinition

Die beiden Ereignisse, für die die Preis- und Handelsvolumeneffekte der Indexmitglieder betrachtet werden, sind die Ankündigung der Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung am 3. Juli 2000 sowie die Durchführung der Umstellung am 18. September 2000. Für beide Ereignisse werden die Effekte in einem Zeitfenster von zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach dem Ereignis untersucht, d.h. der Zeitraum der Ankündigung reicht von 19.06.2000-14.07.2000 und der Zeitraum der Umstellung von 04.09.2000-28.09.2000.

## 4.3 Datenmaterial

Die täglichen Schlußkurse des Dow Jones STOXX 50 und seiner Mitglieder sowie deren lokaler Indices stammen aus Datastream. Der verwendete Datentyp ist Price, closing (P). Die Handelsvolumen der Indexmitglieder sind ebenfalls aus Datastream, die Datenbezeichnung lautet Turnover by volume (VO). Die Handelsvolumen sämtlicher Indices sind aus Bloomberg entnommen (Px Volume). Die Daten zur Gewichtung und zum Streubesitzanteil der Indexmitglieder vom 15.09.2000 und 18.09.2000 wurden von STOXX Ltd. zur Verfügung gestellt (siehe auch Anhang D).

Am 15.08.2000 wurden die Änderungen der Indexzusammensetzung des Dow Jones STOXX 50 bekanntgegeben (vgl. Abschnitt 4.1), die am 18.09.2000 zusammen mit der Umstellung der Gewichtung von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung in Kraft traten. Neu in den Dow Jones STOXX 50 wurden aufgenommen: AstraZeneca (Großbritannien), BNP (Frankreich) und CGNU (Großbritannien). Für die drei neuen Gesellschaften mußten weichen: Enel (Italien), KPN (Niederlande) und Unilever (Niederlande). Durch die Neuzusammensetzung reduziert sich die Anzahl der untersuchten Indexmitglieder von 50 auf 47. Die beiden Gründe dafür sind, daß zum einen für die ausgetauschten Gesellschaften keine exakten Daten bezüglich der Gewichtung vor und nach der Umstellung vorliegen. Auf der anderen Seite sollen die Auswirkungen der Umstellung auf die einzelnen Indexmitglieder untersucht werden. Die Neuaufnahme bzw. die Entfernung aus einem Index hat für ein Unternehmen Auswirkungen auf die Preise und das Handelsvolumen. Am 18.09.2000 erfolgte im Dow Jones STOXX 50 sowohl die Umstellung der Gewichtung als auch der Austausch von drei Indexmitgliedern zu einem Zeitpunkt, so daß eine Trennung der Einflüsse beider Ereignisse auf die Kurse und Handelsvolumen der betroffenen sechs Unternehmen kaum möglich ist. Tabelle 4.1 zeigt eine Übersicht der Indexmitglieder, die in die Untersuchung einfließen. Die Unternehmen stammen aus neun verschiedenen Ländern, umfassen vier verschiedene Währungen und gehören zehn verschiedenen Wirtschaftssektoren an. Die Einteilungen und Zuordnungen basieren auf den offiziellen STOXX Limited-Veröffentlichungen. Die Länder-, Währungs-, Index- und Wirtschaftssektorencodes sind in Tabelle 4.2 aufgelistet.

Nr.	Indexmitglied	Land	Nationaler Index	Wahrung	Wirtschafts- sektor
1	ABN AMRO HOLDING NV	NL	AEX	EUR	FIN
2	AEGON NV	NL	AEX	EUR	FIN
3	ALCATEL	FR	SBF 120	EUR	TEC
4	ALLIANZ AG	DE	DAX 30	EUR	FIN
5	ASSICURAZIONI GENERALI	IT	MIB 30	EUR	FIN
6	AXA-UAP	FR	SBF 120	EUR	FIN
7	BANCO SANTANDER CEN	ES	IBEX 35	EUR	FIN
8	BARCLAYS PLC	GB	FTSE	GBP	FIN
9	BAYER AG	DE	DAX 30	EUR	BSC
10	BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	ES	IBEX 35	EUR	FIN
11	BP AMOCO PLC	GB	FTSE	GBP	ENE
12	BRITISH TELECOM PLC	GB	FTSE	GBP	TLS
13	CARREFOUR SUPERMARCHÉ	FR	SBF 120	EUR	CYC
14	CREDIT SUISSE GROUP -R-	CH	SMI	CHF	FIN
15	DAIMLERCHRYSLER AG	DE	DAX 30	EUR	CYC
16	DEUTSCHE BANK AG -R-	DE	DAX 30	EUR	FIN
17	DEUTSCHE TELEKOM AG	DE	DAX 30	EUR	TLS
18	DIAGEO PLC	GB	FTSE	GBP	NCY
19	E.ON	DE	DAX 30	EUR	IDU
20	ENI SPA	IT	MIB 30	EUR	ENE
21	ERICSSON LM -B-	SE	AGI	SEK	TEC
22	FRANCE TELECOM	FR	SBF 120	EUR	TLS
23	GLAXO WELLCOME PLC	GB	FTSE	GBP	HCR
24	HSBC HLD	GB	FTSE	GBP	FIN
25	ING GROEP NV	NL	AEX	EUR	FIN
26	LLOYDS TSB GROUP PLC	GB	FTSE	GBP	FIN
27	L'OREAL	FR	SBF 120	EUR	NCY
28	MARCONI PLC	GB	FTSE	GBP	TEC
29	MUENCHENER RUECKVER AG-REG	DE	DAX 30	EUR	FIN
30	NESTLE SA -R-	CH	SMI	CHF	NCY
31	NOKIA OYJ	FI	HEX	EUR	TEC
32	NOVARTIS AG -R-	CH	SMI	CHF	HCR
33	PHILIPS ELECTRONICS	NL	AEX	EUR	CYC
34	PRUDENTIAL CORPORATION PLC	GB	FTSE	GBP	FIN
35	ROCHE HOLDING AG -PC-	CH	SMI	CHF	HCR
36	ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	GB	FTSE	GBP	FIN
37	ROYAL DUTCH PETROLEUM	NL	AEX	EUR	ENE
38	SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	GB	FTSE	GBP	ENE
39	SIEMENS AG	DE	DAX 30	EUR	TEC
40	SMITHKLINE BEECHAM	GB	FTSE	GBP	HCR
41	SWISS RE	CH	SMI	CHF	FIN
42	TELECOM ITALIA SPA	IT	MIB 30	EUR	TLS
43	TELEFONICA SA	ES	IBEX 35	EUR	TLS
44	TOTAL FINA ELF	FR	SBF 120	EUR	ENE
45	UBS-R-	CH	SMI	CHF	FIN
46	VIVENDI	FR	SBF 120	EUR	UTI
47	VODAFONE AIRTOUCH	GB	FTSE	GBP	TLS

Tabelle 4.1: Übersicht der untersuchten Indexmitglieder des Dow Jones STOXX 50

Land	Nationaler Index
CH Schweiz	SMI Swiss Market Index, Zürich
DE Deutschland	DAX 30 Deutscher Aktienindex 30, Frankfurt
ES Spanien	IBEX 35 Indice Bolsa Espanola 35 Index, Madrid
FI Finnland	HEX 25 Helsinki Exchange 25 Index, Helsinki
FR Frankreich	SBF 120 Societe des Bourses Francaises 120 Index, Paris
GB Großbritannien	FTSE Financial Times Stock Exchange All-Share Index, London
IT Italien	MIB 30 Milano Italia Borsa 30 Index, Mailand
NL Niederlande	AEX Amsterdam Exchanges Index, Amsterdam
SE Schweden	AGI Affaersvaerlden General Index, Stockholm

Währung	Wirtschaftssektor
CHF Schweizer Franken	BSC Rohstoffe
EUR Euro	CYC Zyklische Konsumgüter
GBP Britische Pfund	ENE Energie
SEK Schwedische Kronen	FIN Finanzwesen
	HCR Pharma
	IDU Industrie
	NCY Nichtzyklische Konsumgüter
	TEC Technologie
	TLS Telekommunikation
	UTI Versorgung

Tabelle 4.2: Abkürzungsverzeichnis und Erläuterungen zu Tabelle 4.1

#### 4.4 Auswirkungen der Umstellung auf die Gewichtung einzelner Unternehmen

Die Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 von Marktwertkapitalisierung auf Streubesitzkapitalisierung hatte für manche Unternehmen im Index große Auswirkungen und auf andere wiederum kaum Einfluß bezüglich des Gewichts. Tabelle B.3 zeigt eine Übersicht über die prozentuale Gewichtung der untersuchten Unternehmen im Dow Jones STOXX 50 vor und nach der Umstellung sowie den Streubesitzfaktor. Die Spalte High/Low Float beinhaltet ein Kürzel bezüglich des Streubesitzfaktors: Liegt der Streubesitzanteil eines Unternehmens unter 85 Prozent, so wird das Unternehmen als Mitglied mit geringem Streubesitzanteil eingestuft (Low Float, LF). Ist der Streubesitzfaktor größer oder gleich 85 Prozent, so wird das Unternehmen als High Float (HF) eingestuft. Mit dieser Definition gehören 34 Unternehmen zur Gruppe HF und 13 Unternehmen zur Gruppe LF.

Für Unternehmen, deren Spanne zwischen Marktwertkapitalisierung und Streubesitzkapitalisierung sehr groß war, bedeutete die Umstellung eine starke Reduzierung des Indexgewichtes. Ehemalige Staatsunternehmen, deren Aktien immer noch zu einem großen Anteil in Staatsbesitz waren, verloren aufgrund der Blockbesitzklausel an Gewicht: France Telecom mit einem geringen Streubesitz von 34,4 Prozent fiel von 3,47 auf 1,29 Prozent in der Indexgewichtung, Deutsche Telekom AG (Streubesitzfaktor 0,41) von 3,13 auf 1,38 Prozent. Unternehmen mit einem hohen

Streubesitzfaktor wurden dagegen nach der Umstellung stärker gewichtet.

Die Änderung bei den einzelnen Unternehmen hatte Auswirkung auf die Ländergewichtung im Index: Die kumulierte Gewichtung deutscher Unternehmen fiel von 13,66 Prozent auf 10,39 Prozent, der französische Anteil verringerte sich von 14,55 auf 12,06 Prozent, der italienische von 3,92 auf 2,72 Prozent. Ein Grund dafür waren, wie bereits erwähnt, die ehemaligen großen Staatsunternehmen. In Deutschland spielten zusätzlich die Kapitalverflechtungen mancher Unternehmen, z.B. zwischen Allianz AG und Münchener Rück als Teil der oft zitierten "Deutschland AG", eine große Rolle. Länder ohne große ehemalige und erst teilweise privatisierte Staatsunternehmen konnten von der Neuordnung profitieren. Beispielsweise war die Umstellung mit einem Anstieg der Gewichtung sämtlicher britischer Unternehmen verbunden. Der Anteil britischer Unternehmen stieg damit von 30,61 auf 34,07 Prozent.

Bei der Betrachtung einzelner Wirtschaftssektoren ergibt sich nur bei den fünf Technologieunternehmen ein homogenes Bild, obwohl sie alle aus verschiedenen Ländern stammen: Die Unternehmen besitzen einen Streubesitzanteil von mindestens 93,5 Prozent und wurden nach der Umstellung stärker gewichtet. Der Gesamtanteil von Technologieunternehmen stieg von 15,59 auf 16,92 Prozent.

Große Fonds und institutionelle Anleger, die den Index als Benchmark benutzen oder nachbilden, mußten ihr Portfolio entsprechend den neuen Gegebenheiten anpassen, indem sie Anteile an Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil kauften und diejenigen mit geringem Streubesitzanteil verkauften.

## 4.5 Messung der Preiseffekte

Die Messung der Preiseffekte basiert auf dem Marktmodell (vgl. Campbell [1997], S. 155), in dem ein linearer Zusammenhang zwischen der Rendite  $R_i$  eines Wertpapiers  $i$  und der Rendite  $R_m$  des Marktes  $m$  zum Zeitpunkt  $t$  angenommen wird. Das Marktmodell wird als klassisches lineares Regressionsmodell wie in Abschnitt 2.1 mit der Zielvariablen  $R_{it}$  und der Kovariablen  $R_{mt}$  dargestellt:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.1)$$

mit den Annahmen

$$E[u_{it}] = 0, \quad t = 1, \dots, T \quad (4.2)$$

$$Var[u_{it}] = \sigma_i^2, \quad t = 1, \dots, T, \quad (4.3)$$

wobei  $R_{it}$  die Rendite des Wertpapiers  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  bezeichnet,  $R_{mt}$  für die Rendite des Marktportfolios zum Zeitpunkt  $t$  steht,  $u_{it}$  der jeweilige Störterm zum Zeitpunkt  $t$  ist,  $\alpha_i$ ,  $\beta_i$  die Regressionsparameter sind und  $\sigma_i$  die homoskedastische Varianz bezeichnet. Die Renditen  $R_{it}$



und  $R_{jt}$  zweier Wertpapiere  $i$  und  $j$  werden dabei zunächst als unabhängig angenommen.

In Vektorschreibweise:

$$\mathbf{R}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{u}_i \quad (4.4)$$

mit

$$\mathbf{R}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} R_{i1} \\ R_{i2} \\ \vdots \\ R_{iT} \end{pmatrix}}_{T \times 1}, \quad \mathbf{X}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & R_{m1} \\ 1 & R_{m2} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & R_{mT} \end{pmatrix}}_{T \times 2}, \quad \boldsymbol{\beta}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix}}_{2 \times 1}, \quad \mathbf{u}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{pmatrix}}_{T \times 1}$$

und den Voraussetzungen

$$E[\mathbf{u}_i] = \mathbf{0} \quad (4.5)$$

$$Cov[\mathbf{u}_i] = E[\mathbf{u}_i \mathbf{u}_i'] = \sigma_i^2 \mathbf{I}_T \quad (4.6)$$

Unter der Voraussetzung

$$E[u_{it} | R_{mt}] = 0 \quad (4.7)$$

wird die *anomale Rendite (abnormal return)*  $\widehat{AR}_{it}$  eines Wertpapiers zum Zeitpunkt  $t$  innerhalb des definierten Ereignis-Zeitfensters wie folgt berechnet:

$$\widehat{AR}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (4.8)$$

mit  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  als OLS-Schätzer, die außerhalb des definierten Zeitfensters um das Ereignis ermittelt wurden.  $(\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt})$  ist damit die prognostizierte Rendite des Wertpapiers  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ .

Die Rendite  $R_t$  wird dabei jeweils als stetige Rendite ermittelt:

$$R_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (4.9)$$

wobei  $P_t$  den Kurs eines Wertpapiers oder Index zum Zeitpunkt  $t$  bezeichnet und  $\ln(a)$  der natürliche Logarithmus einer Variablen  $a$  ist.

Die kumulierte anomale Rendite  $\widehat{CAR}_{i,T}$  im Zeitraum  $t = 1, \dots, T$  wird durch die Gleichung

$$\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=1}^T \widehat{AR}_{it} \tag{4.10}$$

beschrieben. Aus (4.10) geht hervor, daß die kumulierte anomale Rendite für einen einzelnen Zeitpunkt  $t_0$  gleich der anomalen Rendite für den Zeitpunkt  $t_0$  ist:

$$\widehat{CAR}_{it_0} = \sum_{t=t_0}^{t_0} \widehat{AR}_{it} = \widehat{AR}_{it_0}. \tag{4.11}$$

Die durchschnittliche anomale Rendite  $\widehat{AR}_t^*$  und die durchschnittliche kumulierte anomale Rendite  $\widehat{CAR}_T^*$  für eine Gruppe von N Wertpapieren werden als arithmetische Mittel berechnet:

$$\widehat{AR}_t^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{AR}_{it} \quad \text{bzw.} \quad \widehat{CAR}_T^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{CAR}_{iT} \tag{4.12}$$

Im ersten Schritt werden die Parameter  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  in Gleichung 4.4 als historische OLS-Schätzer für jedes Indexmitglied einzeln ermittelt. Als Zeitraum für die Schätzung dient das 200-Tages-Intervall bis 2 Wochen vor der Ankündigung der Umstellung (13.09.1999-16.06.2000). Für die Wahl dieses Zeitraumes sprechen mehrere Gründe: Im Vergleich zu einer 80-Tages-Schätzung um das jeweilige Ereignis-Zeitfenster herum (40 Tage vor und 40 Tage nach dem Zeitfenster) liefert die 200-Tages-Schätzung besser angepasste Modelle. Weiterhin sind mögliche außergewöhnliche Einflüsse, die im Zeitraum 3. Juli bis 18. September durch die Bekanntgabe von Details sowie die Bekanntgabe der Ergebnisse der jährlichen Überprüfung am 15. August auftreten, aus den historischen Parametern  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  des Marktmodells ausgenommen.

Im zweiten Schritt werden die anomalen Renditen in den Zeiträumen Ankündigung und Umstellung (siehe Abbildung 4.1) ermittelt, um die jeweiligen Auswirkungen der Ereignisse auf die Renditen der Indexmitglieder zu messen.

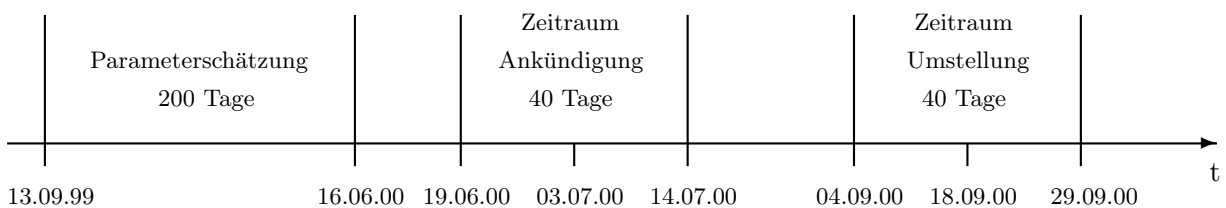


Abbildung 4.1: Zeitstrahl der Messung der Preiseffekte

Bei der Definition des Marktportfolios im Marktmodell werden an dieser Stelle zwei Möglichkeiten betrachtet: Die erste Möglichkeit besteht darin, für jedes Indexmitglied den DJ STOXX 50 als Markt zu definieren. Damit wird die Rendite  $R_{it}$  jedes Unternehmens  $i$  gegen die Rendite  $R_t^{DJ}$  des DJ STOXX 50 regressiert:

$$\begin{aligned}
 R_{it} &= \alpha_i + \beta_i R_t^{DJ} + u_{it} & i &= 1, \dots, N \\
 & & t &= t_0, \dots, t_1
 \end{aligned}
 \tag{4.13}$$

mit  $N = 47$ ,  $t_0 = 13.09.1999$ ,  $t_1 = 16.06.2000$

Die zweite Möglichkeit besteht darin, als Marktportfolio den nationalen Index des jeweiligen Unternehmens (vgl. Tabelle 4.1) zu verwenden. In diesem Fall wird die Rendite  $R_{it}$  jedes Unternehmens  $i$  gegen die Rendite  $R_{it}^I$  des dazugehörigen nationalen Index regressiert:

$$\begin{aligned}
 R_{it} &= \alpha_i + \beta_i R_{it}^I + u_{it} & i &= 1, \dots, N \\
 & & t &= t_0, \dots, t_1
 \end{aligned}
 \tag{4.14}$$

mit  $N = 47$ ,  $t_0 = 13.09.1999$ ,  $t_1 = 16.06.2000$

Bei beiden Modellen besteht die Problematik, daß die Kovariable  $R^{DJ}$  bzw.  $R_i^I$  von der Zielvariablen  $R_i$  abhängt: Die untersuchten Unternehmen sind Bestandteil des Index und somit beeinflusst die Zielvariable die Kovariable entsprechend ihrer prozentualen Gewichtung im Index (Endogenitätsproblematik). Im Dow Jones STOXX 50 ist die Gewichtung eines Unternehmens auf maximal 10 Prozent beschränkt (vgl. Cap-Faktor Abschnitt 3.4.3), bei manchen nationalen Indices, wie z.B. HEX 25, lag die Grenze im untersuchten Zeitraum bei 20 Prozent. Aufgrund der Begrenzung werden für die Modelle trotzdem Unabhängigkeit zwischen der Kovariablen  $R^{DJ}$  bzw.  $R_i^I$  und der Zielvariablen  $R_i$  unterstellt. Für beide Modellansätze (4.13) und (4.14) werden im folgenden die anomalen Renditen berechnet.

## 4.5.1 Messung der Preiseffekte gegenüber dem Dow Jones STOXX 50

### 4.5.1.1 Schätzung der Parameter

Der erste Ansatz zur Messung der Preiseffekte beruht auf der OLS-Marktmodellregression (4.13) mit den Renditen der einzelnen Indexmitglieder  $R_i$  als Zielvariable und der Rendite des Dow Jones STOXX 50 als Kovariable  $R^{DJ}$ . Die Renditen zweier Indexmitglieder  $R_i$  und  $R_j$  werden für die OLS-Schätzung als unabhängig angenommen. Der Zeitraum vom 13.09.1999 bis 16.06.2000 liefert eine 200-Tages-Regression. Bei Betrachtung der einzelnen Regressionsplots und der zugehörigen Residuenplots wird klar, daß der lineare Ansatz des Marktmodells gerechtfertigt ist. Bei keinem Unternehmen ist ein klarer anderer Zusammenhang, wie z.B. ein quadratischer, kubischer oder exponentieller zwischen Zielvariable und Kovariable sichtbar. Exemplarisch wird im folgenden die Rendite der Deutschen Telekom AG betrachtet. Der Regressionsplot zeigt deutlich den linearen Zusammenhang und die Residuen streuen zufällig um null (Abbildung 4.2). Weitere

Graphen wie Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, extern studentisierte Residuen, Cook's Distance zur Identifikation einflußreicher Beobachtungen, Diagonalelemente der Hat-Matrix zur Bestimmung von high leverage-Punkten sowie der Regressionsreport aus SAS befinden sich im Anhang (Abbildung C.3).

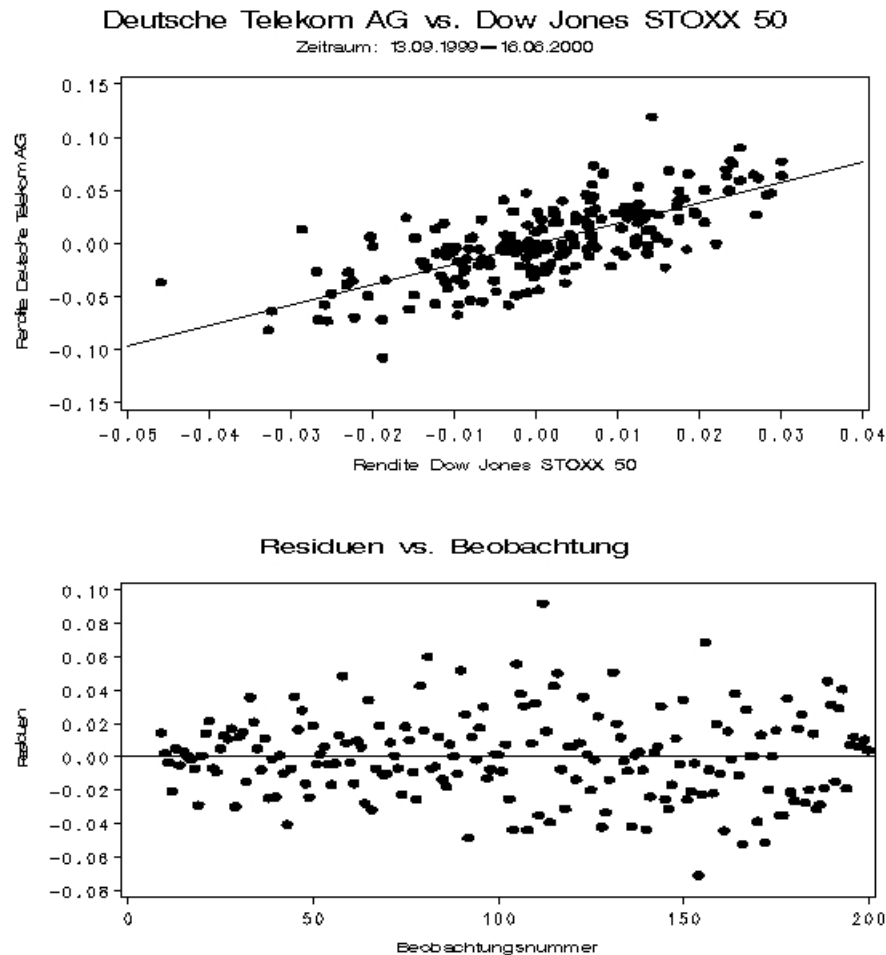


Abbildung 4.2: 200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite und zugehöriger Residuenplot.

Die Werte der OLS-Parameterschätzung, p-Werte der  $F$ -Statistik bezüglich des Gesamtmodells eines Unternehmens  $i$  ( $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ ), Bestimmtheitsmaße  $R_i^{sq}$ , geschätzte Autokorrelationskoeffizienten sowie Durbin-Watson-Statistiken sind für jedes einzelne Unternehmen im Anhang Tabelle B.4 aufgelistet. Die p-Werte der  $F$ -Tests bezüglich des Gesamtmodells eines Unternehmens  $i$  liefern bei fast allen Indexmitgliedern Werte, die bedeuten, daß der Renditeneffekt hochsignifikant ist (p-Wert  $< 0,0001$ ). Die Ausnahme bilden Diageo PLC und E.ON. Da in den Gleichungen jeweils nur gegen eine einzelne Kovariable regressiert wird ( $k = 1$ ), stimmen die p-Werte des  $F$ -Tests für das Gesamtmodell eines Unternehmens  $i$  ( $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ ) mit den p-Werten des  $t$ -Tests für die Parameter der einzelnen Kovariablen  $R^{DJ}$  ( $H_0 : \beta_i = 0$ ) überein. Betrachtet man als Maß für die Anpassungsgüte der einzelnen OLS-Regressionen das Bestimmtheitsmaß  $R^{sq}$ , so stellt man eine starke Schwankungsbreite von 0,0042 bis 0,5260 bei den einzelnen Unternehmen fest. Der Regressionsplot sowie die zugehörigen Residuenplots von

Diageo PLC ( $R^{sq} = 0,0042$ ) sind zum Vergleich mit der Deutschen Telekom AG ( $R^{sq} = 0,5260$ ) im Anhang abgebildet (Abbildungen C.2, C.3, C.4 und C.5).

Eine länderweise Betrachtung läßt erkennen, daß die Gleichungen der drei spanischen Unternehmen eine Bandbreite im Bestimmtheitsmaß von 0,1502 bis 0,4633 liefern und damit relativ gut angepasst sind. Ähnliches gilt für alle sechs Unternehmen der Schweiz mit  $0,1264 < R_i^{sq} < 0,2853$ . Bei anderen Nationen mit mehreren vertretenen Unternehmen im Dow Jones STOXX 50 ist keine Systematik erkennbar; so reicht beispielsweise die Bandbreite der Bestimmtheitsmaße bei deutschen Unternehmen von 0,0042 (E.ON) bis 0,5206 (Deutsche Telekom AG).

Bei der Untersuchung der verschiedenen Wirtschaftssektoren fällt auf, daß die OLS-Regressionen aller fünf Unternehmen der Energiebranche im Bestimmtheitsmaß Werte von unter 10 Prozent aufweisen. Im Gegensatz dazu bewegen sich die fünf Technologie-Unternehmen in einer Bandbreite von 0,2766 (Marconi PLC) bis 0,51318 (Nokia) und sind damit relativ gut angepasst. Ähnlich verhält sich die Branche Telekommunikation (0,2105 bis 0,5260). Über die restlichen Wirtschaftssektoren mit mehreren Unternehmen läßt sich keine pauschale Aussage bezüglich des Bestimmtheitsmaßes treffen.

Die Skala für die Durbin-Watson-Statistik zur Autokorrelation (vgl. Abbildung 2.3 und Savin et al. [1977]) läßt sich für die Regressionen zum 1 %-Signifikanzniveau mit den Schranken  $d_u = 1,664$  und  $d_o = 1,684$  und zum 5%-Signifikanzniveau mit den Schranken  $d_u = 1,758$  und  $d_o = 1,778$  wie in Abbildung 4.3 darstellen (Parameter: 200 Beobachtungen, eine Kovariable).

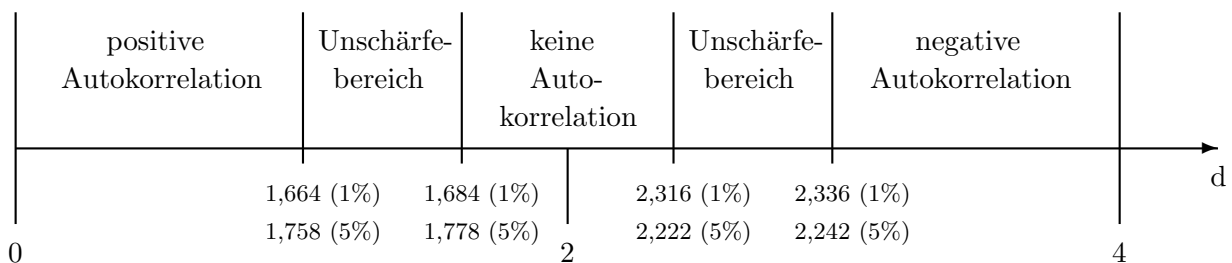


Abbildung 4.3: Durbin-Watson-Skala auf 1%- und 5%-Signifikanzniveau: Annahme- und Ablehnungsbereiche bei einer Kovariablen und 200 Beobachtungen.

Die Ergebnisse der OLS-Regressionen bezüglich Autokorrelation lassen sich wie folgt zusammenfassen: Auf 5%-Signifikanzniveau besteht bei 30 Unternehmen basierend auf den kritischen Werten der Durbin-Watson-Skala keine signifikante Autokorrelation. 13 Unternehmen zeigen signifikant positive Autokorrelation: Die Werte der geschätzten Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung  $\hat{\rho}_i^1$  dieser Unternehmen bewegen sich zwischen 0,110 (Telefonica SA) und 0,282 (Swiss Re), die zugehörigen Durbin-Watson-Statistiken zwischen 1,434 und 1,752. British Telecom PLC und Vivendi liegen im positiven Unschärfbereich mit einem Durbin-Watson-Wert von 1,771. Ericsson LM und Marconi PLC weisen signifikant negative Autokorrelationskoeffizienten  $\hat{\rho}_i^1$  auf (-0,133 bzw. -0,139), die zugehörigen Durbin-Watson-Werte lauten 2,266 bzw. 2,277. Nationenweise läßt sich feststellen, daß die drei italienischen Unternehmen keine signifikante Autokorrelation zeigen; alle anderen Nationen mit mehreren Unternehmen im Index bieten kein

homogenes Bild bezüglich der Autokorrelationsaussage. Die Auswertung der Wirtschaftssektoren zeigt, daß alle Unternehmen der beiden Gruppen zyklische Konsumgüter und Energie keine signifikante Autokorrelation besitzen; innerhalb der anderen Branchen besteht kein einheitliches Bild.

Auf 1%-Signifikanzniveau ist bei 41 Unternehmen keine Autokorrelation vorhanden. Bei fünf Unternehmen (davon drei aus der Schweiz) besteht positive Autokorrelation, ein Unternehmen (Alcatel) liegt im positiven Unschärfbereich, negative Autokorrelation ist bei keinem Unternehmen vorhanden.

Nach Auswertung der Ergebnisse der Autokorrelationsmessung erfolgt im weiteren Verlauf der Untersuchung die Modellierung weiterhin ohne Berücksichtigung der Autokorrelation, um eine einheitliche Vorgehensweise für alle Unternehmen zu ermöglichen.

Bei der Auswertung der Korrelations- bzw. Kovarianzmatrix der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{iOLS}$  und  $\hat{\mathbf{u}}_{jOLS}$  zweier Unternehmen  $i$  und  $j$  stellt man fest, daß keine völlige Unabhängigkeit zwischen  $\hat{\mathbf{u}}_{iOLS}$  und  $\hat{\mathbf{u}}_{jOLS}$  besteht:  $\widehat{Cov}(\mathbf{u}_{iOLS}, \mathbf{u}_{jOLS}) \neq 0$  für  $i \neq j$ . Damit läßt sich das Gesamtmodell aller Indexmitglieder als SUR-Modell darstellen, was auf den ersten Blick eine effizientere Schätzung der Parameter  $\alpha_i$  und  $\beta_i$  ermöglichen würde. Da die Kovariable in allen Gleichungen die Rendite des Dow Jones STOXX 50  $R^{DJ}$  ist, folgt der Spezialfall, daß der OLS-Schätzer für alle Gleichungen mit dem SUR-Schätzer übereinstimmt (vgl. Abschnitt 2.3.4, Punkt 1). Die Anwendung der SUR-Methode bringt somit in diesem Fall keinen Effizienzgewinn in der Parameterschätzung und wird deshalb an dieser Stelle nicht weiter ausgeführt. Eine effizientere Schätzung der Parameter mittels SUR-Methode ist bei der Regression gegen die nationalen Indices möglich (vgl. Abschnitt 4.5.2.2).

#### 4.5.1.2 Ermittlung der anomalen Rendite

Die tägliche anomale Rendite  $\widehat{AR}_{it}$  des Unternehmens  $i$  gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 wird mit den geschätzten Parametern  $\hat{\alpha}_i$  und  $\hat{\beta}_i$  aus Abschnitt 4.5.1.1 ermittelt:

$$\widehat{AR}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_{iOLS} + \hat{\beta}_{iOLS} R_t^{DJ}) \quad (4.15)$$

Die kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\widehat{CAR}_T^*$  werden wie in (4.10) und (4.12) ermittelt.

Das erste Ereignis, das untersucht wird, ist die Ankündigung der Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 am 03.07.2000. Die Messung der anomalen Rendite erfolgt in einem Zeitfenster von vier Wochen um das Ereignis (19.06.2000-14.07.2000). Eine Übersicht über die Ergebnisse aller einzelnen Unternehmen befindet sich im Anhang in Tabelle B.5. Die Ergebnisse bezüglich der beiden Unternehmensgruppen mit hohem Streubesitzanteil ( $\geq 85$  Prozent, HF) und niedrigem Streubesitzanteil ( $< 85$  Prozent, LF) sind in Tabelle 4.3 zusammengefaßt.

Gruppe	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$
	03.07.2000	04.07.2000	Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
HF	0,00192	0,00567	-0,00674	0,01722	-0,00453	0,00652	0,01247
LF	-0,01517	-0,01075	-0,00603	0,01326	-0,01125	0,00044	-0,00358

Tabelle 4.3: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_T^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Ankündigung.

Gruppe	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$
	15.09.2000	18.09.2000	Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
HF	0,00030	-0,00640	-0,00369	0,00949	-0,00904	-0,00905	-0,01229
LF	-0,00868	-0,00577	0,00321	-0,02628	0,01336	0,01180	0,00208

Tabelle 4.4: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_T^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Umstellung.

Die HF-Unternehmen verzeichnen in dem gesamten vierwöchigen Zeitfenster um die Ankündigung eine durchschnittliche kumulierte positive anomale Rendite von 1,247 Prozent, während bei den LF-Unternehmen eine negative durchschnittliche kumulierte anomale Rendite von -0,358 Prozent auftritt. Deutlich sichtbar ist ein Effekt am Tag der Ankündigung der Umstellung (03.07.2000) sowie am Folgetag für die LF-Unternehmen: Die durchschnittliche negative anomale Rendite beträgt hier -1,517 bzw. -1,075 Prozent gegenüber +0,192 bzw. +0,567 Prozent bei den HF-Unternehmen. Bei der wochenweisen Betrachtung fällt der parallele Verlauf der beiden Gruppen bezüglich des Vorzeichens auf. Die Messung über den gesamten Zeitraum zeigt, daß die Spanne zwischen den beiden Unternehmensgruppen bei 1,6 Prozent liegt (HF-Unternehmen +1,247 Prozent, LF-Unternehmen -0,358 Prozent).

Das zweite Ereignis ist die Umstellung des Dow Jones STOXX 50 am 18.09.2000. Die Messung der anomalen Rendite erfolgt wie bei der Ankündigung in einem Zeitfenster von vier Wochen um das Ereignis (04.09.2000-29.09.2000). Eine Übersicht über die Ergebnisse aller einzelnen Unternehmen befindet sich wieder im Anhang in Tabelle B.6. Die Ergebnisse bezüglich der beiden Unternehmensgruppen mit hohem Streubesitzanteil (HF) und niedrigem Streubesitzanteil (LF) sind in Tabelle 4.4 zusammengefasst.

In Tabelle 4.4 fällt auf, daß die LF-Unternehmen bei der Messung im gesamten Zeitraum eine leicht positive durchschnittliche kumulierte anomale Rendite in Höhe +0,208 Prozent erzielen, während die HF-Unternehmen -1,229 Prozent aufweisen. Die Spanne zwischen den beiden Gruppen liegt damit bei 1,4 Prozent, allerdings umgekehrt wie im Zeitraum der Ankündigung. Die einzige Woche in dem vierwöchigen Zeitraum, in dem die LF-Unternehmen eine deutlich negative durchschnittliche kumulierte anomale Rendite verzeichnen, ist in der Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000) mit -2,628 Prozent. Hier ist die Spanne zwischen den beiden Unternehmensgruppen mit 3,6 Prozent mit Abstand am größten. Bei den HF-Unternehmen ergibt sich

ein nahezu gegenteiliges Ergebnis: Die durchschnittliche kumulierte anomale Rendite im gesamten Zeitraum ist negativ mit -1,229 Prozent. Die einzige Woche im Zeitraum der Umstellung, in der diese Gruppe eine positive durchschnittliche kumulierte anomale Rendite erzielt, ist die Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000). Somit liefert der Zeitraum der Umstellung ein anderes Ergebnis bezüglich der kumulierten durchschnittlichen anomalen Renditen für die beiden Gruppen als der Zeitraum der Ankündigung.

## 4.5.2 Messung der Preiseffekte gegenüber den nationalen Indices

### 4.5.2.1 Schätzung der Parameter mittels OLS-Regression

Beim zweiten Ansatz zur Messung der Preiseffekte (4.14) werden die Renditen der Indexmitglieder des Dow Jones STOXX 50  $R_i$  gegen die Renditen ihrer nationalen Indices  $R_{it}^I$  regressiert:

$$\begin{aligned} R_{it} &= \alpha_i + \beta_i R_{it}^I + u_{it} & i &= 1, \dots, N \\ & & t &= t_0, \dots, t_1 \end{aligned} \tag{4.16}$$

mit  $N = 47$ ,  $t_0 = 13.09.1999$ ,  $t_1 = 16.06.2000$

Die verwendeten nationalen Indices sind in Tabelle 4.1 aufgelistet. Der Zeitraum wird wie bei den OLS-Regressionen gegen den Dow Jones STOXX 50 vom 13.09.1999 bis 16.06.2000 mit 200 Tagen festgelegt. Auch in diesem Fall wird bei Betrachtung der einzelnen OLS-Regressionsplots und der zugehörigen Residuenplots deutlich, daß der lineare Ansatz des Marktmodells gerechtfertigt ist. Die Bandbreite der Bestimmtheitsmaße  $R_i^{sq}$  bewegt sich von 0,0002 (Diageo PLC) bis 0,9438 (Nokia) und ist damit deutlich größer als bei den Regressionen gegen den Dow Jones STOXX 50 (vgl. Anhang Tabelle B.7). Der Großteil der OLS-Regressionen der Indexmitglieder gegen ihre nationalen Indices liefert allerdings besser angepasste Ergebnisse als die OLS-Regressionen gegen den Dow Jones STOXX 50. Ein Grund dafür ist bei einigen Unternehmen, daß die Gewichtung im Heimatindex höher war als im Dow Jones STOXX 50, was die bereits erwähnte Endogenitätsproblematik verstärkt. In vielen Fällen kann diese unterschiedliche Gewichtung allerdings nicht alleine die großen Differenzen in den Bestimmtheitsmaßen erklären. Ein Extrembeispiel ist Nokia: Die Gewichtung im finnischen Index HEX war im untersuchten Zeitraum auf maximal 20 Prozent beschränkt und die Regression liefert ein sehr hohes Bestimmtheitsmaß von 94,38 Prozent (Abbildung 4.4 und Anhang Abbildung C.8) gegenüber 51,31 Prozent (Anhang Abbildung C.6) bei der Regression gegen den Dow Jones STOXX 50.

Die Werte der  $F$ -Tests bezüglich des Gesamtmodells eines Unternehmens  $i$  sind auch hier bei fast allen Indexmitgliedern hochsignifikant; Ausnahmen bilden Diageo PLC, E.ON und Eni. Da in den Gleichungen wieder jeweils nur gegen eine einzelne Kovariable regressiert wird, stimmen die  $p$ -Werte des  $F$ -Tests für das Gesamtmodell eines Unternehmens  $i$  mit den  $p$ -Werten des  $t$ -Tests für die Parameter der einzelnen Kovariablen  $R_{it}^I$  überein.



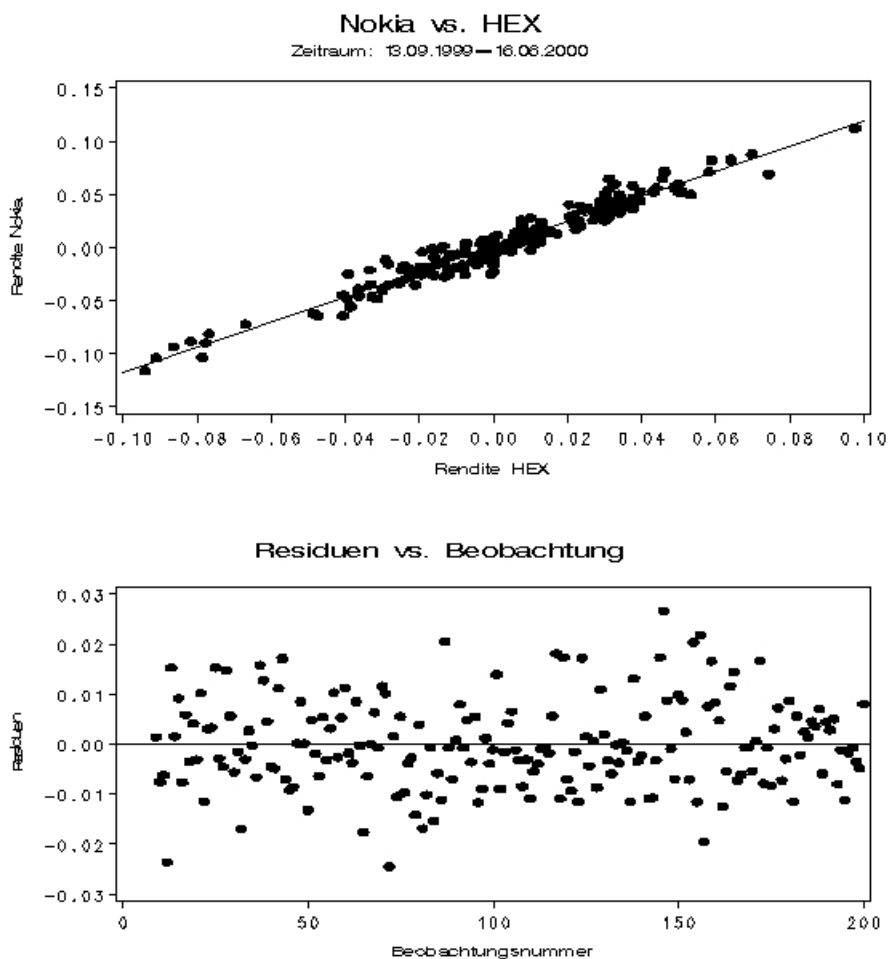


Abbildung 4.4: 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die HEX-Rendite und zugehöriger Residuenplot.

Eine länderweise Betrachtung läßt erkennen, daß die Gleichungen aller sechs Schweizer Unternehmen jeweils ein Bestimmtheitsmaß  $R_i^{sq} > 0,5$  liefern. Bei anderen Nationen mit mehreren vertretenen Unternehmen im Dow Jones STOXX 50 ist keine Systematik erkennbar; so reicht beispielsweise die Bandbreite der Bestimmtheitsmaße bei deutschen Unternehmen von 0,0083 (E.ON) bis 0,5816 (Deutsche Telekom AG).

Bei der Untersuchung der verschiedenen Wirtschaftssektoren fällt auf, daß die OLS-Regressionen der fünf Unternehmen der Energiebranche bis auf Royal Dutch Petroleum im Bestimmtheitsmaß Werte unter 0,1 aufweisen. Im Gegensatz dazu sind die fünf Technologie-Unternehmen mit Werten von 0,3151 (Marconi PLC) bis 0,9438 (Nokia) sehr gut angepasst. Ähnlich verhält sich die Branche Telekommunikation (0,2234 bis 0,6446). Über die restlichen Wirtschaftssektoren läßt sich keine pauschale Aussage bezüglich des Bestimmtheitsmaßes treffen.

### 4.5.2.2 Schätzung der Parameter mittels SUR-Regression

Die Auswertung der Korrelationen der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{i\text{OLS}}$  und  $\hat{\mathbf{u}}_{j\text{OLS}}$  zweier Indexmitglieder  $i$  und  $j$  ergibt, daß zwischen manchen Unternehmen ein Zusammenhang von über 60 Prozent besteht. Eine exemplarische Übersicht der Korrelationen zwischen Unternehmen eines Wirtschaftssektors sowie innerhalb einer Nation geben die Tabellen 4.5 und 4.6. Alle Unternehmen des Wirtschaftssektors Energie verhalten sich positiv korreliert zueinander mit Werten zwischen +14,85 und +79,65 Prozent. Innerhalb der niederländischen Unternehmen reichen die Werte von -43,47 bis +31,57 Prozent.

	BP AMOCO PLC	ENI SPA	ROYAL DUTCH PET.	SHELL T. & T. CO PLC	TOTAL FINA ELF
BP AMOCO PLC	1,0000	0,1485	0,5877	0,6424	0,3377
ENI SPA	0,1485	1,0000	0,1938	0,2340	0,2933
ROYAL DUTCH PET.	0,5877	0,1938	1,0000	0,7965	0,4092
SHELL T. & T. CO PLC	0,6424	0,2340	0,7965	1,0000	0,4050
TOTAL FINA ELF	0,3377	0,2933	0,4092	0,4050	1,0000

Tabelle 4.5: Korrelationsmatrix der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{i\text{OLS}}$  der Unternehmen des Wirtschaftssektors Energie. Die Unternehmen stammen aus vier verschiedenen Ländern.

	ABN AMRO HOLDING NV	AEGON NV	ING GROEP NV	PHILIPS ELECTRONICS	ROYAL DUTCH PET.
ABN AMRO HOLDING NV	1,0000	0,1551	0,2447	-0,2640	-0,0772
AEGON NV	0,1551	1,0000	0,3157	-0,3761	0,0429
ING GROEP NV	0,2447	0,3157	1,0000	-0,4347	0,0736
PHILIPS ELECTRONICS	-0,2640	-0,3761	-0,4347	1,0000	-0,3025
ROYAL DUTCH PET.	-0,0772	0,0429	0,0736	-0,3025	1,0000

Tabelle 4.6: Korrelationsmatrix der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{i\text{OLS}}$  der fünf niederländischen Unternehmen. Die Unternehmen stammen aus drei verschiedenen Wirtschaftssektoren.

Im Gegensatz zur Regression gegen den Dow Jones STOXX 50 sind hier die Kovariablen in den einzelnen Gleichungen die Renditen der nationalen Indices  $R_{it}^I$  und damit paarweise verschieden, sofern zwei Unternehmen aus unterschiedlichen Ländern stammen. Da die Korrelationen bzw. Kovarianzen der OLS-Residuen ungleich null sind, ermöglicht die Anwendung der SUR-Methode für alle Gleichungen in einem Schritt in diesem Fall einen Effizienzgewinn in der Schätzung der Parameter  $\alpha_i$  und  $\beta_i$  gegenüber der OLS-Schätzung für alle einzelnen Gleichungen. Das SUR-Modell für alle Gleichungen kann wie in Abschnitt 2.3.1 aufgestellt werden:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{R}_1 \\ \mathbf{R}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{R}_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \cdots & \cdots & \mathbf{X}_N \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{u}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_N \end{pmatrix} \quad (4.17)$$

mit  $N = 47$ ,  $T = 200$  und

$$\mathbf{R}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} R_{i1} \\ R_{i2} \\ \vdots \\ R_{iT} \end{pmatrix}}_{T \times 1}, \quad \mathbf{X}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & R_{i1}^I \\ 1 & R_{i2}^I \\ \vdots & \vdots \\ 1 & R_{iT}^I \end{pmatrix}}_{T \times 2}, \quad \boldsymbol{\beta}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} \alpha_i \\ \beta_i \end{pmatrix}}_{2 \times 1}, \quad \mathbf{u}_i = \underbrace{\begin{pmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{pmatrix}}_{T \times 1}$$

Die Ergebnisse bezüglich der Parameterschätzungen und Standardabweichungen der OLS-Regressionen für alle Gleichungen einzeln sowie der SUR-Regression für alle Gleichungen in einem Schritt sind im Anhang in den Tabellen B.8 und B.9 zusammengefaßt. Beim Vergleich der beiden Tabellen wird deutlich, daß die Standardabweichungen von  $\hat{\alpha}_{i_{SUR}}$  und  $\hat{\beta}_{i_{SUR}}$  geringer sind als die Standardabweichungen von  $\hat{\alpha}_{i_{OLS}}$  und  $\hat{\beta}_{i_{OLS}}$ , woraus der Effizienzgewinn der SUR-Schätzung folgt.

Die Skala für die Durbin-Watson-Statistik zur Autokorrelation ist identisch mit der Skala aus Abschnitt 4.5.1.1 (vgl. Abbildung 4.3), da die Anzahl der Beobachtungen wieder 200 beträgt und gegen eine Kovariable regressiert wird. Damit sind die Schranken zum 1 %-Signifikanzniveau mit  $d_u = 1,664$  und  $d_o = 1,684$  gegeben und zum 5 %-Signifikanzniveau mit  $d_u = 1,758$  und  $d_o = 1,778$ . Die Ergebnisse der Durbin-Watson-Statistik und der geschätzten Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung  $\hat{\rho}_i^1$  sind im Anhang in Tabelle B.10 aufgelistet.

Bei 5 %-Signifikanzniveau tritt bei acht Unternehmen signifikant positive Autokorrelation auf mit Werten von 1,528 (Swiss Re) bis 1,752 (Vivendi) in der Durbin-Watson-Statistik bzw. 0,234 bis 0,123 im geschätzten Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung  $\hat{\rho}_i^1$ . Diese Unternehmen stammen aus sechs verschiedenen Ländern; sechs der Unternehmen sind aus dem Sektor Finanzdienstleistung. Ein Unternehmen zeigt signifikant negative Autokorrelation (Telecom Italia) mit einem Wert von 2,289 bzw. -0,146. Die restlichen 38 Unternehmen liegen im Bereich der fehlenden Autokorrelation.

Bei 1 %-Signifikanzniveau zeigen drei Unternehmen signifikant positive Autokorrelation, die alle aus dem Wirtschaftssektor Finanzdienstleistung und aus drei verschiedenen Ländern stammen. Ein Unternehmen (Deutsche Bank AG) liegt im positiven Unschärfbereich; für die restlichen 43 Indexmitglieder gilt die Annahme der fehlenden Autokorrelation.

Wie bei der Regression gegenüber dem Dow Jones STOXX 50, erfolgt im weiteren Verlauf der Untersuchung die Modellierung ohne Berücksichtigung der Autokorrelation, um eine einheitliche Vorgehensweise für alle Unternehmen zu ermöglichen.

### 4.5.2.3 Ermittlung der anomalen Rendite

Die Darstellung der anomalen Renditen erfolgt wie in Abschnitt 4.5.1.2. Die anomale Rendite des Unternehmens  $i$  gegenüber den nationalen Indices wird mit den geschätzten Parametern

$\hat{\alpha}_{i_{SUR}}$  und  $\hat{\beta}_{i_{SUR}}$  der SUR-Regression aus Abschnitt 4.5.2.2 ermittelt:

$$\widehat{AR}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_{i_{SUR}} + \hat{\beta}_{i_{SUR}} R_{it}^I) \quad (4.18)$$

Die kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\widehat{CAR}_T^*$  werden wie in (4.10) bzw. (4.12) ermittelt.

Als erstes wird wieder das Ereignis der Ankündigung der Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 am 03.07.2000 betrachtet. Die Messung der anomalen Rendite erfolgt in einem Zeitfenster von vier Wochen um das Ereignis (19.06.2000-14.07.2000). Die Gesamtübersicht für alle Unternehmen befindet sich im Anhang in Tabelle B.11. Die Ergebnisse bezüglich der beiden Unternehmensgruppen mit hohem Streubesitzanteil ( $\geq 85$  Prozent, HF) und niedrigem Streubesitzanteil ( $< 85$  Prozent, LF) sind in Tabelle 4.7 zusammengefaßt.

Gruppe	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$
	03.07.2000	04.07.2000	Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
HF	0,00341	0,00242	-0,00195	0,00484	-0,00302	0,00088	0,00075
LF	-0,00691	-0,01157	-0,00641	0,00393	-0,00140	-0,00997	-0,01386

Tabelle 4.7: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_T^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Ankündigung. Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression ermittelt.

Gruppe	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{AR}_t^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$	$\widehat{CAR}_T^*$
	15.09.2000	18.09.2000	Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
HF	0,00647	-0,00184	0,00660	0,01360	-0,00345	-0,01254	0,00421
LF	-0,00688	0,00376	0,00557	-0,01395	0,02641	0,00256	0,02059

Tabelle 4.8: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_T^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Umstellung. Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression ermittelt.

Die HF-Unternehmen verzeichnen in dem gesamten vierwöchigen Zeitfenster um die Ankündigung eine positive durchschnittliche kumulierte anomale Rendite in Höhe von +0,075 Prozent. Die Unternehmen mit geringem Streubesitzanteil kommen dagegen auf eine negative durchschnittliche kumulierte anomale Rendite von -1,386 Prozent, was eine Spanne von knapp 1,5 Prozent zwischen den beiden Unternehmensgruppen ergibt. Deutlich sichtbar ist der Effekt am Tag der Ankündigung der Umstellung (03.07.2000) sowie am Folgetag für die LF-Unternehmen: Die durchschnittliche negative anomale Rendite beträgt hier -0,691 und -1,157 Prozent, während die HF-Unternehmen im leicht positiven Bereich liegen (+0,341 und +0,242 Prozent). Die Vorzeichen in den ersten drei Wochen laufen bei beiden Unternehmensgruppen parallel, nur in der

vierten Woche unterscheiden sie sich (+0,088 und -0,997).

Die anomalen Renditen aller Unternehmen im Zeitraum der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (04.09.2000-29.09.2000) befinden sich im Anhang in Tabelle B.12. Die Ergebnisse bezüglich der beiden Unternehmensgruppen mit hohem Streubesitzanteil (HF) und niedrigem Streubesitzanteil (LF) sind in Tabelle 4.8 zusammengefaßt.

Beide Gruppen besitzen im gesamten Zeitraum der Umstellung eine positive durchschnittliche kumulierte anomale Rendite. Allerdings liegt die anomale Rendite der LF-Unternehmen (+2,059 Prozent) deutlich höher als die der HF-Unternehmen (+0,421 Prozent), woraus eine Spanne von 1,6 Prozent zwischen den beiden Unternehmensgruppen resultiert. Die wochenweise Betrachtung läßt erkennen, daß die durchschnittliche kumulierte anomale Rendite der HF-Unternehmen bis zum Zeitpunkt der Umstellung positiv ist und danach negativ. Bei den LF-Unternehmen ist nach dem Zeitpunkt der Umstellung die durchschnittliche kumulierte anomale Rendite positiv.

#### 4.5.3 Vergleich der Messungen der Preiseffekte gegenüber Dow Jones STOXX 50/nationale Indices

Beim Vergleich der Ergebnisse aus den Abschnitten 4.5.1.2 und 4.5.2.3 fällt zuerst auf, daß der Haupteffekt bei beiden Messungen nahezu identisch ist: Die Spanne in der kumulierten anomalen Rendite zwischen den Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil (HF) und geringem Streubesitzanteil (LF). Im gesamten Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) liegt die kumulierte anomale Rendite der HF-Unternehmen um 1,6 bzw. 1,5 Prozent über der kumulierten anomalen Rendite der LF-Unternehmen. Umgekehrt im gesamten Zeitraum der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000): Hier liegt die kumulierte anomale Rendite der LF-Unternehmen um 1,4 bzw. 1,6 Prozent über der kumulierten anomalen Rendite der HF-Unternehmen.

Die parallelen Differenzen zwischen den beiden Unternehmensgruppen täuschen allerdings leicht darüber hinweg, daß sich die kumulierten anomalen Renditen bei den beiden Messungen auf unterschiedlichem Niveau bewegen: Die kumulierte anomale Rendite im gesamten Zeitraum der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000) ist bei der Messung gegenüber den nationalen Indices bei beiden Unternehmensgruppen positiv (LF: +2,059 Prozent, HF: +0,421 Prozent) und deutlich höher als bei der Messung gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (LF-Gruppe: +0,208 Prozent, HF-Gruppe: -1,229 Prozent). Umgekehrt verhält sich die Messung im gesamten Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000). Hier liegen die kumulierten anomalen Renditen der beiden Unternehmensgruppen bei der Messung gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 deutlich über denen der Messung gegenüber den nationalen Indices. Damit läßt sich keine einheitliche Aussage bezüglich des Verhältnisses der Messungen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 zu den Messungen gegenüber den nationalen Indices in den beiden Zeiträumen treffen.

Zwei ähnliche und wichtige Beobachtungen bei der Messung gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 und bei der Messung gegenüber den nationalen Indices sind hervorzuheben: Der Folgetag

der Ankündigung der Umstellung (04.07.2000) sowie die Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000). Am 04.07.2000 beträgt die anomale Rendite der HF-Gruppe +0,567 Prozent (Dow Jones STOXX 50) und +0,242 Prozent (nationale Indices) gegenüber -1,075 Prozent (Dow Jones STOXX 50) und -1,157 Prozent (nationale Indices) bei der LF-Gruppe. In der Woche 11.09.2000-15.09.2000 beträgt die kumulierte anomale Rendite der HF-Unternehmen 0,949 Prozent (Dow Jones STOXX 50) und 1,360 Prozent (nationale Indices), die der LF-Unternehmen -2,628 Prozent (Dow Jones STOXX 50) und -1,395 Prozent (nationale Indices).

## 4.6 Messung der Handelsvolumeneffekte

Die Messung der Handelsvolumeneffekte basiert auf Harris & Gurel [1986], S. 818. Der *Handelsvolumenquotient (volume ratio)*  $H_{it}$  bildet ein standardisiertes Maß des Handelsvolumens des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  innerhalb des Ereignis-Zeitfensters in Bezug auf das Markthandelsvolumen:

$$H_{it} = \frac{V_{it}}{V_{mt}} \cdot \frac{V_m}{V_i} \quad (4.19)$$

mit

$V_{it}$  Handelsvolumen des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

$V_{mt}$  Handelsvolumen des Marktportfolios zum Zeitpunkt  $t$

$V_i$  durchschnittliches historisches Handelsvolumen des Unternehmens  $i$

$V_m$  durchschnittliches historisches Handelsvolumen des Marktportfolios

Der erwartete Wert des Quotienten ist 1, falls das Ereignis keinerlei Einfluß auf das Handelsvolumen des Unternehmens  $i$  hat.

Für die Messung der durchschnittlichen historischen Handelsvolumen  $V_m$  und  $V_i$  wird derselbe 200-Tages-Zeitraum wie bei der Parameterschätzung der Messung der Preiseffekte verwendet (13.09.1999-16.06.2000). Die Gleichungen lauten:

$$V_m = \frac{1}{|t_1 - t_0|} \sum_{t=t_0}^{t_1} V_{mt} \quad \text{und} \quad V_i = \frac{1}{|t_1 - t_0|} \sum_{t=t_0}^{t_1} V_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad (4.20)$$

mit  $N = 47$ ,  $I = 1$ ,  $t_0 = 13.09.1999$ ,  $t_1 = 16.06.2000$ .  $|t_1 - t_0|$  bezeichnet die Anzahl der Beobachtungen im Zeitraum  $t = t_0, \dots, t_1$ .

Der durchschnittliche Handelsvolumenquotient  $\bar{H}_{iT}$  eines Unternehmens  $i$  für einen beliebigen Zeitraum  $t = t_0, \dots, T$  wird als arithmetisches Mittel errechnet:

$$\bar{H}_{iT} = \frac{1}{|T - t_0|} \sum_{t=1}^T H_{it} \quad (4.21)$$

$|T - t_0|$  bezeichnet die Anzahl der Beobachtungen im Zeitraum  $t = t_0, \dots, T$ .

Für eine Gruppe von  $N$  Unternehmen wird der durchschnittliche Handelsvolumenquotient  $H_t^*$  zu einem Zeitpunkt  $t$  und  $\overline{H}_T^*$  für einen Zeitraum  $t = 1, \dots, T$  wie folgt berechnet:

$$H_t^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N H_{it} \quad \text{bzw.} \quad \overline{H}_T^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \overline{H}_{iT} \quad (4.22)$$

Da der erwartete Wert der Quotienten jeweils gleich 1 ist, wird das prozentuale anomale Handelsvolumen  $AH$  (auch als abnormal volume oder excess turnover bezeichnet) für die in (4.19), (4.21) und (4.22) angegebenen Quotienten wie folgt berechnet:

$$AH_{it} = H_{it} - 1, \quad \overline{AH}_{iT} = \overline{H}_{iT} - 1, \quad AH_t^* = H_t^* - 1, \quad \overline{AH}_T^* = \overline{H}_T^* - 1 \quad (4.23)$$

Somit ergibt sich folgende Vorgehensweise:

1. Berechnung der durchschnittlichen historischen Handelsvolumen (4.20)
2. Berechnung der Handelsvolumenquotienten (4.19)
3. Berechnung der durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten (4.20)-(4.22)
4. Berechnung der anomalen Handelsvolumen  $AH$

Wie bei der Messung der Preiseffekte dienen entweder der Index Dow Jones STOXX 50 oder die nationalen Indices als Marktportfolio, so daß für  $V_m$  entweder  $V^{DJ}$  oder  $V_i^I$  gesetzt wird. Die durchschnittlichen historischen Handelsvolumen werden aus dem 200-Tages-Zeitraum bis 2 Wochen vor der Ankündigung bestimmt (13.09.1999-16.06.2000).

#### 4.6.1 Messung der Handelsvolumeneffekte gegenüber dem Dow Jones STOXX 50

Der erste Ansatz zur Messung der Handelsvolumeneffekte beruht auf der Verwendung des Dow Jones STOXX 50 als Marktvariable für alle Indexmitglieder. Der Handelsvolumenquotient eines Unternehmens  $i$  läßt sich damit wie folgt ermitteln:

$$H_{it} = \frac{V_{it}}{V_t^{DJ}} \cdot \frac{V^{DJ}}{V_i} \quad (4.24)$$

mit

$V_{it}$  Handelsvolumen des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

$V_t^{DJ}$  Handelsvolumen des Dow Jones STOXX 50 zum Zeitpunkt  $t$

$V_i$  durchschnittliches historisches Handelsvolumen des Unternehmens  $i$

$V^{DJ}$  durchschnittliches historisches Handelsvolumen des Dow Jones STOXX 50

Die durchschnittlichen historischen Handelsvolumen werden im 200-Tages-Zeitraum (13.09.1999-16.06.2000) wie in (4.20) ermittelt. Die Ergebnisse der Berechnung der durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten für alle Unternehmen im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung und der Umstellung sind im Anhang in den Tabellen B.13 und B.14 aufgelistet.

Bei den Messungen im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) bezüglich der beiden Unternehmensgruppen mit hohem Streubesitzanteil (HF) und niedrigem Streubesitzanteil (LF) in Tabelle 4.9 fällt auf, daß die HF-Unternehmen über den gesamten Zeitraum der Ankündigung gemessen einen durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten von nahezu 1 (1,0053) haben, während die LF-Unternehmen 8,16 Prozent darunter liegen. Die wochenweise Betrachtung bestätigt das Ergebnis: Die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten der LF-Unternehmen liegen immer unter denen der HF-Unternehmen und sind immer kleiner 1. Ein deutlicher Effekt ist bei den LF-Unternehmen allerdings am Tag nach der Ankündigung (04.07.2000) sichtbar: Der durchschnittliche Handelsvolumenquotient liegt hier bei 1,0374 gegenüber 0,7975 am Vortag, während bei den HF-Unternehmen nur ein sehr geringer Unterschied zwischen den beiden Zeitpunkten feststellbar ist (0,8779 gegenüber 0,8898).

Gruppe	$H_t^*$	$H_t^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$
	03.07.2000	04.07.2000	Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
HF	0,8898	0,8779	1,0292	0,9646	0,9472	1,0730	1,0053
LF	0,7975	1,0374	0,9848	0,9154	0,8165	0,9763	0,9237

Tabelle 4.9: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Ankündigung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten  $H_t^*$  am Tag der Ankündigung und am Folgetag.

Gruppe	$H_t^*$	$H_t^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$
	15.09.2000	18.09.2000	Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
HF	0,8857	0,8756	0,8752	0,8261	0,8274	0,8243	0,8383
LF	1,4938	1,0042	0,9137	0,8885	0,8592	0,8329	0,8736

Tabelle 4.10: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Umstellung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten  $H_t^*$  am Tag vor der Umstellung und am Tag der Umstellung.

Im Zeitraum der Umstellung (Tabelle 4.10) wird sichtbar, daß beide Unternehmensgruppen sowohl wochenweise als auch über den gesamten Zeitraum einen durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten von deutlich kleiner 1 aufweisen. Die Werte der LF-Unternehmen liegen im Ge-



gensatz zu den Messungen im Zeitraum der Ankündigung immer über den HF-Unternehmen; im gesamten Zeitraum beträgt die Differenz 3,53 Prozent (0,8736 gegenüber 0,8383). Ein deutlicher Effekt zeigt sich am Tag vor der Umstellung (15.09.2000) bei den LF-Unternehmen. Hier liegt der durchschnittliche Handelsvolumenquotient bei 1,4938, während bei den HF-Unternehmen der durchschnittliche Handelsvolumenquotient mit 0,8857 deutlich unter 1 liegt und keine starken Differenzen zu den wochenweisen Messungen aufweist.

#### 4.6.2 Messung der Handelsvolumeneffekte gegenüber den nationalen Indices

Bei der Messung der Handelsvolumeneffekte gegenüber den nationalen Indices als Marktvariablen wird der Handelsvolumenquotient eines Unternehmens  $i$  wie folgt berechnet:

$$H_{it} = \frac{V_{it}}{V_{it}^I} \cdot \frac{V_i^I}{V_i} \quad (4.25)$$

mit

$V_{it}$  Handelsvolumen des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$

$V_{it}^I$  Handelsvolumen des nationalen Index zum Zeitpunkt  $t$

$V_i$  durchschnittliches historisches Handelsvolumen des Unternehmens  $i$

$V_i^I$  durchschnittliches historisches Handelsvolumen des nationalen Index

Die durchschnittlichen historischen Handelsvolumen werden im 200-Tages-Zeitraum (13.09.1999-16.06.2000) wie in (4.20) ermittelt. Die Ergebnisse der Berechnung der durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten für alle Unternehmen im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung und der Umstellung sind im Anhang in den Tabellen B.15 und B.16 aufgelistet.

Im gesamten Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (Tabelle 4.11) liegt der durchschnittliche Handelsvolumenquotient der Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil (HF) bei 1,0378 und der der Unternehmen mit niedrigem Streubesitzanteil (LF) bei 0,8967. Bei den LF-Unternehmen ist ein starker Effekt am Tag nach der Ankündigung (04.07.2000) sichtbar: Der durchschnittliche Handelsvolumenquotient liegt bei 1,0832 gegenüber 0,8491 am Vortag (03.07.2000).

Im Zeitraum der Umstellung (Tabelle 4.12) wird sichtbar, daß sowohl die HF-Unternehmen mit 0,8687 als auch die LF-Unternehmen mit 0,9106 über den gesamten Zeitraum einen Handelsvolumenquotienten von deutlich kleiner 1 aufweisen. Die wochenweise Messung unterstreicht diese Beobachtung. Am Tag vor der Umstellung (15.09.2000) ist bei beiden Gruppen ein Effekt sichtbar. Bei den LF-Unternehmen beträgt der durchschnittliche Handelsvolumenquotient 1,2436 gegenüber 1,0254 am Tag der Umstellung (18.09.2000); bei den HF-Unternehmen 1,0930 gegenüber 0,8968.

Gruppe	$H_t^*$	$H_t^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$
	03.07.2000	04.07.2000	Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
HF	1,0097	1,0498	0,9995	1,0201	1,0731	1,0540	1,0378
LF	0,8491	1,0832	0,8974	0,8969	0,8517	0,9409	0,8967

Tabelle 4.11: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Ankündigung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten  $H_t^*$  am Tag der Ankündigung und am Folgetag. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet.

Gruppe	$H_t^*$	$H_t^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$	$\bar{H}_T^*$
	15.09.2000	18.09.2000	Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
HF	1,0930	0,8968	0,8106	0,9453	0,8122	0,9066	0,8687
LF	1,2436	1,0254	0,8896	0,9482	0,8706	0,9340	0,9106

Tabelle 4.12: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}^*$  der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Umstellung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten  $H_t^*$  am Tag vor der Umstellung und am Tag der Umstellung. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet.

### 4.6.3 Vergleich der Messungen der Handelsvolumeneffekte gegenüber Dow Jones STOXX 50/nationale Indices

Ähnlich wie bei den Messungen zur anomalen Rendite ist auch beim Handelsvolumen in den Abschnitten 4.6.1 und 4.6.2 ein gemeinsamer Haupteffekt sichtbar. Sowohl bei den Handelsvolumeneffekten gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 als auch bei den Handelsvolumeneffekten gegenüber den nationalen Indices liegt bei den wochenweisen Messungen und bei der Messung über den gesamten Zeitraum der Ankündigung (19.06.2000-14.07.2000) der durchschnittliche Handelsvolumenquotient der HF-Unternehmen immer über dem durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten der LF-Unternehmen. Die Spanne zwischen den beiden Unternehmensgruppen im gesamten Zeitraum der Ankündigung liegt bei der Messung gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 bei 8,16 Prozent, bei der Messung gegenüber den nationalen Indices bei 14,11 Prozent. Im Zeitraum der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000) tritt der Effekt umgekehrt auf. Die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten der LF-Unternehmen liegen bei den wochenweisen Messungen und bei der Messung über den gesamten Zeitraum sowohl in Abschnitt 4.6.1 als auch in Abschnitt 4.6.2 immer über den durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten der HF-Unternehmen, allerdings mit einer geringeren Differenz zwischen den beiden Unternehmensgruppen als im Zeitraum der Ankündigung.

Auffallend ist, daß bei den wochenweisen Messungen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 und bei den wochenweisen Messungen gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Umstellung die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten beider Unternehmensgruppen deutlich unter dem Wert 1 liegen.

Wie bei den anomalen Renditen tritt auch beim Handelsvolumen am Tag nach der Ankündigung der Umstellung (04.07.2000) sowohl bei den Messungen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 als auch bei den Messungen gegenüber den nationalen Indices ein deutlicher Effekt auf: Der durchschnittliche Handelsvolumenquotient der LF-Unternehmen liegt an diesem Tag bei 1,0374 (Dow Jones STOXX 50) bzw. 1,0832 (nationale Indices) gegenüber 0,7975 (Dow Jones STOXX 50) bzw. 0,8491 (nationale Indices) am Vortag. Zusätzlich ist hier noch ein gemeinsamer Effekt am Tag vor der Umstellung (15.09.2000) sichtbar: Die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten der LF-Unternehmen betragen hier 1,4938 (Dow Jones STOXX 50) und 1,2436 (nationale Indices) gegenüber 1,0042 (Dow Jones STOXX 50) und 1,0254 (nationale Indices) am Folgetag. Die HF-Unternehmen zeigen an diesen beiden Tagen nur bei der Messung gegen die nationalen Indices eine ähnliche Differenz (1,0930 gegenüber 0,8968); bei der Messung gegen den Dow Jones STOXX 50 besteht bei dieser Unternehmensgruppe nahezu keine Differenz zwischen dem 15.09.2000 und 18.09.2000.

#### 4.7 Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte mit den Veränderungen in der Indexgewichtung

In Tabelle B.3 sind die Veränderungen im Streubesitzanteil ( $\Delta$  Streubesitz) und die Veränderungen in der Indexgewichtung ( $\Delta$  Gewicht) vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 für alle Indexmitglieder aufgelistet. Die Korrelation zwischen  $\Delta$  Streubesitz und  $\Delta$  Gewicht beträgt 99,31 Prozent und ist hochsignifikant, wie der Korrelationsreport aus SAS zeigt (Anhang Abbildung C.10). Daher erfolgt in diesem Abschnitt eine Konzentration auf die Untersuchung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte mit den Veränderungen in der Indexgewichtung. Auf eine separate Messung des Zusammenhanges mit den Veränderungen im Streubesitzanteil wie in Kaul et al. [2000], S. 910 und Neumann & Voetmann [2001], S. 17 wird verzichtet.

Bei der Messung des Zusammenhanges der anomalen Renditen und des anomalen Handelsvolumens mit den Veränderungen in der Indexgewichtung werden wieder die beiden Zeiträume Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) sowie Umstellung (04.09.2000-29.09.2000) untersucht. Im Gegensatz zu den bisherigen Regressionen wird hier in jedem Regressionsschritt nur ein fester Zeitpunkt  $T$  gemessen, in dem alle Unternehmen gegen ihre Zielvariable regressiert werden. Die Regressionsgleichungen lauten:

$$\widehat{CAR}_{iT} = a_0 + a_1 W_i + u_i \quad (4.26)$$

$$\overline{AH}_{iT} = b_0 + b_1 |W_i| + v_i \quad (4.27)$$

mit  $T$  fest,  $i = 1, \dots, 47$  und

$\widehat{CAR}_{iT}$  kumulierte anomale Rendite des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $T$  (vgl. (4.10))

$\overline{AH}_{iT}$  anomales Handelsvolumen des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $T$  (vgl. (4.23))

$W_i$  prozentuale Veränderung der Gewichtung des Unternehmens  $i$  im Dow Jones STOXX 50 durch die Umstellung der Gewichtung des Index von  $t_0 = 15.09.2000$  zu  $t_1 = 18.09.2000$ :

$W_i = \frac{G_{it_1}^S}{G_{it_0}^M} - 1$  mit  $G_{it}^S$  aus (3.2) und  $G_{it}^M$  aus (3.3). Die Werte von  $W_i$  sind im Anhang in Tabelle B.3 aufgelistet.

$|W_i|$  Absolutbetrag von  $W_i$

$u_i, v_i$  Störterme

$a, b$  Parameter

In Gleichung (4.27) wird der Absolutwert der Variablen  $W_i$  verwendet. Der Grund dafür ist, daß ein starker Anstieg der Gewichtung des Unternehmens  $i$  bei der Umstellung Käufe durch institutionelle Anleger auslöst, die ihr Portfolio den neuen Gegebenheiten anpassen (vgl. Abschnitt 4.4) und damit ein erhöhtes Handelsvolumen erzeugen. Ein starker Verlust in der Indexgewichtung löst entsprechende Verkäufe aus, die ebenfalls zu einem erhöhten Handelsvolumen führen. Unternehmen, deren Gewichtung sich kaum verändert, dürften dagegen ein eher unterdurchschnittliches Handelsvolumen aufweisen (vgl. Kaul et al. [2000], S. 908). Besteht ein direkter Zusammenhang der anomalen Renditen und des anomalen Handelsvolumens mit den prozentualen Veränderungen in der Indexgewichtung, so sind positive Parameterschätzer  $a_1$  und  $b_1$  zu erwarten. Als signifikante Messungen werden Parameterschätzer mit p-Werten der  $t$ -Statistiken von unter 10 Prozent angesehen.

Bei der Durchführung der getrennten OLS-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) für verschiedene Zeitpunkte wird in den folgenden Abschnitten 4.7.1 und 4.7.2 deutlich, daß die Korrelation der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{OLS}$  und  $\hat{\mathbf{v}}_{OLS}$  ungleich null ist, wie aus den Tabellen B.17 und B.19 im Anhang hervorgeht. Damit lassen sich die beiden Gleichungen wieder als SUR-Modell darstellen und es erfolgt eine effizientere Schätzung der Parameter gegenüber der OLS-Methode (vgl. Anhang Tabellen B.17-B.20, Standardabweichungen der Parameter):

$$\begin{pmatrix} \widehat{CAR}_T \\ \overline{AH}_T \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{u} \\ \mathbf{v} \end{pmatrix} \quad (4.28)$$

mit  $N = 47$  und

$$\widehat{CAR}_T = \underbrace{\begin{pmatrix} \widehat{CAR}_{1T} \\ \widehat{CAR}_{2T} \\ \vdots \\ \widehat{CAR}_{NT} \end{pmatrix}}_{N \times 1}, \quad \overline{AH}_T = \underbrace{\begin{pmatrix} \overline{AH}_{1T} \\ \overline{AH}_{2T} \\ \vdots \\ \overline{AH}_{NT} \end{pmatrix}}_{N \times 1}, \quad \mathbf{X}_1 = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & W_1 \\ 1 & W_2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & W_N \end{pmatrix}}_{N \times 2}, \quad \mathbf{X}_2 = \underbrace{\begin{pmatrix} 1 & |W_1| \\ 1 & |W_2| \\ \vdots & \vdots \\ 1 & |W_N| \end{pmatrix}}_{N \times 2},$$

$$\beta_1 = \underbrace{\begin{pmatrix} a_0 \\ a_1 \end{pmatrix}}_{2 \times 1}, \quad \beta_2 = \underbrace{\begin{pmatrix} b_0 \\ b_1 \end{pmatrix}}_{2 \times 1}, \quad \mathbf{u} = \underbrace{\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_N \end{pmatrix}}_{N \times 1}, \quad \mathbf{v} = \underbrace{\begin{pmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_N \end{pmatrix}}_{N \times 1}$$

Diese Modellierung wird allgemein auch als Querschnittsregression (cross-sectional regression) bezeichnet. Die Effizienzgewinne durch die SUR-Schätzungen werden beim Vergleich der Tabellen B.17 und B.18 im Anhang deutlich: Die Standardabweichungen der geschätzten SUR-Parameter in der Tabelle B.18 sind kleiner als die Standardabweichungen der geschätzten OLS-Parameter in der Tabelle B.17. Gleiches gilt für die Werte der Tabellen B.19 und B.20. Mit zunehmendem Betrag der Korrelation der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{OLS}$  und  $\hat{\mathbf{v}}_{OLS}$  steigen die Differenzen der Standardabweichungen zwischen  $\hat{a}_{1SUR}$  und  $\hat{a}_{1OLS}$  bzw.  $\hat{b}_{1SUR}$  und  $\hat{b}_{1OLS}$ , d.h. der Effizienzgewinn wird größer.

#### 4.7.1 Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 mit den Veränderungen in der Indexgewichtung

Zuerst werden die anomalen Renditen aus Abschnitt 4.5.1 und anomalen Handelsvolumen aus Abschnitt 4.6.1 gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 mit den Werten aus den Tabellen B.5, B.6, B.13 und B.14 im Anhang untersucht. Bei der exemplarischen Betrachtung der beiden Regressionsplots und der zugehörigen Residuenplots der Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000) wird klar, daß der in den Gleichungen (4.26) und (4.27) beschriebene lineare Ansatz gerechtfertigt ist. Keine der beiden Gleichungen zeigt einen klaren anderen Zusammenhang zwischen Zielvariable und Kovariable, wie z.B. einen quadratischen, kubischen oder exponentiellen (vgl. Anhang Abbildungen C.11-C.14).

Die Ergebnisse der SUR-Regressionen für den Zeitraum der Ankündigung der Umstellung und der Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 sind in den Tabellen 4.13 und 4.14 zusammengefaßt. Zur Erläuterung der beiden Tabellen sei an dieser Stelle noch einmal erwähnt, daß die kumulierte anomale Rendite  $\widehat{CAR}_{iT}$  für einen einzelnen Zeitpunkt  $t$  mit der anomalen Rendite  $\widehat{AR}_{it}$  übereinstimmt (vgl. (4.11)). Eine detaillierte Übersicht der Ergebnisse der OLS-Regressionen und SUR-Regressionen zum Vergleich befindet sich im Anhang in den Tabellen B.17 und B.18.

Aus Tabelle 4.13 geht hervor, daß die gemessenen Preis- und Handelsvolumeneffekte im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung gegenüber den Veränderungen in der Gewichtung durch die Umstellung vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 nur am Tag nach der Ankündigung (04.07.2000) gemeinsam signifikant sind: Die Regression der kumulierten anomalen Rendite liefert einen  $p$ -Wert der  $t$ -Statistik von 0,0013, das anomale Handelsvolumen ist immerhin noch auf 10%-Niveau signifikant ( $p$ -Wert 0,0746). Die Preiseffekte alleine sind zusätzlich am Tag der Ankündigung selbst (03.07.2000) und in der Woche 3 vom 03.07.2000-14.07.2000 auf 10%-Niveau signifikant. Die Handelsvolumeneffekte zeigen dagegen keine weiteren signifikanten Werte gegenüber den

Parameter	03.07.2000	04.07.2000	Woche 1 (19.06.2000- 23.06.2000)	Woche 2 (26.06.2000- 30.06.2000)	Woche 3 (03.07.2000- 07.07.2000)	Woche 4 (10.07.2000- 14.07.2000)	Gesamt (19.06.2000- 14.07.2000)
$\hat{a}_{1_{SUR}}$	0,0576 (0,0006)	0,0485 (0,0013)	-0,0063 (0,8039)	-0,0128 (0,6899)	0,0501 (0,0847)	-0,0036 (0,9089)	0,0325 (0,4512)
$\hat{b}_{1_{SUR}}$	-0,0625 (0,8466)	1,1086 (0,0746)	0,0634 (0,9052)	0,0596 (0,8389)	-0,1348 (0,7033)	-0,0562 (0,9055)	-0,0447 (0,8793)

Tabelle 4.13: Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (19.06.2000-14.07.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen.

Parameter	15.09.2000	18.09.2000	Woche 1 (04.09.2000- 08.09.2000)	Woche 2 (11.09.2000- 15.09.2000)	Woche 3 (18.09.2000- 22.09.2000)	Woche 4 (25.09.2000- 29.09.2000)	Gesamt (04.09.2000- 29.09.2000)
$\hat{a}_{1_{SUR}}$	0,0065 (0,6540)	0,0069 (0,5697)	-0,0023 (0,9207)	0,0601 (0,0126)	-0,0402 (0,2156)	-0,0352 (0,2246)	-0,0169 (0,7876)
$\hat{b}_{1_{SUR}}$	3,2455 (<0,0001)	1,0983 (0,0056)	0,5856 (0,0496)	0,9260 (0,0043)	0,5823 (0,0187)	0,3387 (0,1660)	0,5710 (0,0103)

Tabelle 4.14: Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen.

Veränderungen in der Indexgewichtung in diesem Zeitraum. Der Parameterschätzer  $\hat{a}_{1_{SUR}}$  liegt in den signifikanten Fällen knapp über 0, während der am Tag nach der Ankündigung signifikante Schätzer  $\hat{b}_{1_{SUR}}$  mit einem Wert von 1,1086 deutlich positiv ist und damit der Erwartung entspricht.

Im Zeitraum der Umstellung (Tabelle 4.14) sind die Schätzer der Regression der kumulierten anomalen Renditen und der anomalen Handelsvolumen gegen die Veränderungen in der Gewichtung gemeinsam in der Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000) hochsignifikant (p-Werte der  $t$ -Statistik 0,0126 und 0,0043). Der Wert von  $\hat{b}_{1_{SUR}}$  ist deutlich positiv (0,9260), während  $\hat{a}_{1_{SUR}}$  nur knapp über 0 liegt (0,0601). Ansonsten fällt auf, daß die Handelsvolumeneffekte in diesem Zeitraum in allen Messungen gegenüber den Veränderungen in der Gewichtung auf 5%-Niveau signifikant sind; die einzige Ausnahme ist die letzte Woche (25.09.2000-29.09.2000). Die Preiseffekte sind dagegen nur in der bereits erwähnten Messung der Woche 2 (11.09.2000-15.09.2000) signifikant.

### 4.7.2 Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte gegenüber den nationalen Indices mit den Veränderungen in der Indexgewichtung

Die ausführlichen Ergebnisse der SUR-Regressionen und OLS-Regressionen zur Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte gegenüber den nationalen Indices aus den Abschnitten 4.5.2 und 4.6.2 mit der Veränderung der Gewichtung im Dow Jones STOXX 50 sind im Anhang in den Tabellen B.19 und B.20 dargestellt. Die Ergebnisse der SUR-Regressionen für den Zeitraum der Ankündigung der Umstellung und der Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 sind in den Tabellen 4.15 und 4.16 zusammengefaßt.

Parameter	03.07.2000	04.07.2000	Woche 1 (19.06.2000- 23.06.2000)	Woche 2 (26.06.2000- 30.06.2000)	Woche 3 (03.07.2000- 07.07.2000)	Woche 4 (10.07.2000- 14.07.2000)	Gesamt (19.06.2000- 14.07.2000)
$\hat{a}_{1SUR}$	0,0364 (0,0195)	0,0461 (0,0007)	0,0028 (0,8996)	-0,0059 (0,8535)	0,0263 (0,3493)	0,0125 (0,6782)	0,0405 (0,3219)
$\hat{b}_{1SUR}$	-0,1066 (0,7783)	0,7921 (0,3056)	-0,0593 (0,8911)	-0,0216 (0,9460)	-0,2353 (0,6015)	0,0015 (0,9975)	-0,0814 (0,8031)

Tabelle 4.15: Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (19.06.2000-14.07.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen.

Parameter	15.09.2000	18.09.2000	Woche 1 (04.09.2000- 08.09.2000)	Woche 2 (11.09.2000- 15.09.2000)	Woche 3 (18.09.2000- 22.09.2000)	Woche 4 (25.09.2000- 29.09.2000)	Gesamt (04.09.2000- 29.09.2000)
$\hat{a}_{1SUR}$	0,0126 (0,2992)	-0,0091 (0,4043)	0,0186 (0,4211)	0,0399 (0,0568)	-0,0468 (0,1636)	-0,0196 (0,4286)	-0,0127 (0,8368)
$\hat{b}_{1SUR}$	2,0923 (0,0012)	1,1027 (0,0058)	0,6631 (0,032)	0,8529 (0,0159)	0,7209 (0,0084)	0,4579 (0,0669)	0,6389 (0,0079)

Tabelle 4.16: Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen.

Im Zeitraum der Ankündigung (Tabelle 4.15) sind nur  $\hat{a}_{1SUR}$  und damit die anomalen Renditen zu den Zeitpunkten 03.07.2000 und 04.07.2000 signifikant mit p-Werten der  $t$ -Teststatistiken von 0,0195 und 0,0007. Die Werte des geschätzten Parameters sind mit 0,0364 und 0,0461 leicht positiv. Die Werte des Parameterschätzers  $\hat{b}_{1SUR}$  sind bei allen Regressionen nicht signifikant.

Tabelle 4.16 zeigt, daß die Handelsvolumeneffekte im Zeitraum der Umstellung gegenüber den Veränderungen in der Gewichtung durch die Umstellung vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 bei allen Regressionen auf 10%-Niveau signifikant sind. Signifikanz auf 1%-Niveau ist sogar bei den Messungen zum 15.09.2000, 18.09.2000, Woche 3 sowie für den gesamten Zeitraum (04.09.2000-29.09.2000) sichtbar. Die Werte des geschätzten Parameters  $\hat{b}_{1_{SUR}}$  sind immer deutlich positiv. Die Preiseffekte dagegen zeigen nur in Woche 2 (11.09.2000-15.09.2000) einen signifikanten Zusammenhang mit den Veränderungen in der Indexgewichtung.

### 4.7.3 Vergleich der Messungen des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte gegenüber Dow Jones STOXX 50/nationale Indices mit den Veränderungen in der Indexgewichtung

Beim Vergleich der Messungen aus den Abschnitten 4.7.1 und 4.7.2 zeigt sich, daß bei beiden in der Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000) sowohl die Preis- als auch die Handelsvolumeneffekte gemeinsam gegenüber den Veränderungen in der Indexgewichtung im Dow Jones STOXX 50 vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 signifikant sind.

Die zweite wichtige Beobachtung ist der Tag nach der Ankündigung der Umstellung (04.07.2000). Hier sind ebenfalls die Preis- und Handelsvolumeneffekte gemeinsam, die gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen wurden, gegenüber den Veränderungen in der Indexgewichtung signifikant (p-Werte der  $t$ -Statistiken: 0,0013 und 0,0746). Bei den gegenüber den nationalen Indices gemessenen Effekten sind nur die anomalen Renditen an diesem Tag gegenüber den Veränderungen in der Indexgewichtung hochsignifikant (p-Wert 0,0007), die anomalen Handelsvolumen dagegen nicht (p-Wert 0,3056).

Im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) sind darüberhinaus nur noch die anomalen Renditen am Tag der Ankündigung (03.07.2000), sowohl bei der Messung gegenüber dem Dow Jones STOXX 50, als auch bei der Messung gegenüber den nationalen Indices signifikant gegenüber den Veränderungen in der Indexgewichtung (p-Werte 0,0006 und 0,0195). Alle weiteren wochenweise und über den gesamten Zeitraum geschätzten Parameter zeigen keine Signifikanz.

Im Zeitraum der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000) sind die Preiseffekte gegenüber den Veränderungen in der Indexgewichtung bis auf die bereits erwähnte Woche vor der Umstellung in keiner weiteren Messung signifikant, weder in Abschnitt 4.7.1, noch in Abschnitt 4.7.2. Die anomalen Handelsvolumen dagegen sind in diesem Zeitraum in beiden Abschnitten in allen Messungen gegenüber den Veränderungen in der Indexgewichtung mindestens auf 10%-Niveau signifikant; die einzige Ausnahme bildet die Messung in Woche 4 gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (p-Wert der  $t$ -Statistik: 0,1660).



## Kapitel 5

# Zusammenfassung

In diesem Kapitel werden die wichtigsten Ergebnisse dieser Arbeit nochmals zusammengefaßt. In Kapitel 2 wurden die statistischen Regressionsverfahren erarbeitet, mit denen die Messungen in Kapitel 4 durchgeführt wurden. In Kapitel 4 konnten sowohl für die offizielle Ankündigung der Umstellung der Gewichtung des Dow Jones STOXX 50 von Marktwertgewichtung auf Streubesitzgewichtung am 3. Juli 2000 als auch für die Umstellung selbst am 18. September 2000 ein signifikanter Zusammenhang der Preise und Handelsvolumen der Indexmitglieder mit den Veränderungen in der Indexgewichtung nachgewiesen werden. Die im folgenden beschriebenen wichtigsten Beobachtungen traten bei der Messung der Preis- und Handelsvolumeneffekte gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 und gegenüber den nationalen Indices der Unternehmen auf.

Beim Ereignis der Ankündigung waren vor allem am direkten Folgetag die Auswirkungen spürbar. Die Unternehmen mit einem niedrigem Streubesitzanteil (unter 85 Prozent) verzeichneten bei der Messung gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 eine durchschnittliche anomale Rendite, die um 1,64 Prozent unter der durchschnittlichen anomalen Rendite der Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil lag. Beim Handelsvolumen war der Effekt noch deutlicher. Hier schnellte der durchschnittliche Handelsvolumenquotient der Unternehmen mit geringem Streubesitzanteil von 0,7975 am Tag der Ankündigung auf 1,0374 am Folgetag hoch, während er bei den Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil mit Werten von 0,8898 und 0,8779 nahezu auf dem gleichen Niveau verharrte. Sowohl für die anomalen Renditen als auch für die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten konnte an diesem Tag ein signifikanter Zusammenhang mit den Veränderungen in der Indexgewichtung, die sich durch die Umstellung des Dow Jones STOXX 50 ergaben, nachgewiesen werden, obwohl zu diesem Zeitpunkt noch keine Details zur Umstellung bekannt waren. Die Ergebnisse lassen darauf schließen, daß am Tag nach der Ankündigung überproportionale Verkäufe von Aktien von Unternehmen stattfanden, bei denen aufgrund eines geringen Streubesitzanteils bereits zu diesem Zeitpunkt klar war, daß ihre Gewichtung im Index bei der Umstellung im September fallen würde. Allerdings gab es durchaus Ausnahmen, wie aus Abbildung 1.1 in Kapitel 1 hervorgeht. Für die Deutsche Telekom AG beispielsweise als Unternehmen mit einem geringen Streubesitzanteil war dieser Effekt nicht zu beobachten.

Beim Ereignis der Umstellung waren die größten Effekte in der Woche vor der Umstellung vom 11. September bis 15. September 2000 sichtbar. Für die Unternehmen mit einem geringen Streubesitzanteil, die durch die Umstellung an Gewicht verloren, konnte bei der Messung gegenüber

dem Dow Jones STOXX 50 in der gesamten Woche eine negative durchschnittliche kumulierte anomale Rendite in Höhe von -2,63 Prozent ermittelt werden. Die Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil verzeichneten dagegen im selben Zeitraum eine positive durchschnittliche kumulierte anomale Rendite in Höhe von +0,95 Prozent. Die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten bei der Messung gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 betrugen in dieser Woche 0,8885 für die Unternehmen mit niedrigem Streubesitzanteil und 0,8261 für die Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil. Für die Preis- und Handelsvolumeneffekte gemeinsam konnte in dieser Woche sowohl bei den Messungen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 als auch bei den Messungen gegenüber den nationalen Indices ein signifikanter Zusammenhang mit den Veränderungen in der Indexgewichtung nachgewiesen werden (vgl. Abschnitt 4.7.3).

Am Tag vor der Umstellung (15. September 2000) waren erhöhte Handelsaktivitäten zu beobachten (vgl. Abbildung 1.1). Bei der Messung gegenüber den nationalen Indices lag der durchschnittliche Handelsvolumenquotient für die Unternehmen mit niedrigem Streubesitzanteil bei 1,2436 gegenüber 1,0254 am Tag der Umstellung. Die Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil verzeichneten am 15. September 2000 einen durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten von 1,0930 gegenüber 0,8968 am 18. September 2000. Für diese Beobachtungen war der Zusammenhang mit den Veränderungen in der Indexgewichtung signifikant; für die anomalen Renditen an diesen beiden Tagen dagegen nicht.

Die durchschnittliche kumulierte anomale Rendite der Unternehmen mit geringem Streubesitzanteil lag über den gesamten Zeitraum der Umstellung gemessen (4. September bis 29. September 2000) überraschenderweise deutlich über der durchschnittlichen kumulierten anomalen Rendite der Unternehmen mit hohem Streubesitzanteil, was eine Umkehrung des bereits erwähnten Preiseffektes vor der Woche der Umstellung bedeutet. Diese Beobachtung trat sowohl bei den Messungen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 als auch bei den Messungen gegenüber den nationalen Indices auf. Die Differenz zwischen den beiden Unternehmensgruppen beträgt 1,44 Prozent (Dow Jones STOXX 50) und 1,64 Prozent (nationale Indices). Für diesen Effekt konnte kein signifikanter Zusammenhang mit den Veränderungen in der Indexgewichtung nachgewiesen werden. Diese Umkehrung der Preiseffekte nach der Umstellung wird u.a. in Neumann & Voetmann [2001] diskutiert.

Aus statistischer Sicht bot sich in zwei Fällen die Möglichkeit, durch die Anwendung der SUR-Methode effizientere Parameterschätzer als mit der OLS-Methode zu erzielen. Die erste Anwendung erfolgte in der historischen 200-Tages-Regression gegenüber den nationalen Indices in Abschnitt 4.5.2.2, die zweite in der Querschnittsregression zur Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte mit den Veränderungen in der Indexgewichtung in den Abschnitten 4.7.1 und 4.7.2. In beiden Anwendungen ist der Effizienzgewinn durch den Vergleich der Standardabweichungen der geschätzten SUR-Parameter mit den Standardabweichungen der geschätzten OLS-Parameter sichtbar. Interessant wäre darüberhinaus eine Spezifikation der Quantität des Effizienzgewinnes durch die SUR-Schätzung in Abhängigkeit der gemessenen Korrelation zwischen den OLS-Residuen, der Anzahl der verwendeten Kovariablen und der Anzahl der Beobachtungen, die den Rahmen dieser Diplomarbeit allerdings deutlich sprengen würde (vgl. Srivastava & Giles [1987]).

Einen weiteren Ansatz zur Verbesserung der historischen 200-Tages-Parameterschätzer in den

Abschnitten 4.5.2.1 und 4.5.2.2 bietet die Berücksichtigung der gemessenen Autokorrelation bei einigen Unternehmen in der Modellbildung, wie beispielsweise in Brockwell & Davis [2002] beschrieben.

An dieser Stelle möchte ich mich nochmals bei allen bedanken, die mich beim Erstellen dieser Diplomarbeit unterstützt haben und wünsche denen, die auf diesem interessanten Gebiet der Statistik und Ökonometrie weiterarbeiten, viel Spaß und Erfolg!

# Anhang A

## Grundlagen der linearen Algebra

### A.1 Matrixalgebra

- Addition  $\mathbf{C} = \mathbf{A} + \mathbf{B} : c_{ij} = a_{ij} + b_{ij}$  mit  $\mathbf{A}, \mathbf{B}, \mathbf{C}$  als  $m \times n$ -Matrizen
- Subtraktion  $\mathbf{C} = \mathbf{A} - \mathbf{B} : c_{ij} = a_{ij} - b_{ij}$  mit  $\mathbf{A}, \mathbf{B}, \mathbf{C}$  als  $m \times n$ -Matrizen
- Multiplikation mit einem Skalar  $\lambda$ ,  $\mathbf{C} = \lambda \mathbf{A} : c_{ij} = \lambda a_{ij}$  mit  $\mathbf{A}, \mathbf{C}$  als  $m \times n$ -Matrizen und  $\lambda$  Skalar
- Produkt zweier Matrizen  $\mathbf{C} = \mathbf{AB} : c_{ij} = \sum_{k=1}^n a_{ik} b_{kj}$  mit  $\mathbf{A}$  als  $m \times n$ -Matrix,  $\mathbf{B}$  als  $n \times p$ -Matrix und  $\mathbf{C}$  als  $m \times p$ -Matrix.

**Satz A.1 (Rechenregeln zu Matrizen).** *Es gelten folgende Rechenregeln:*

1.  $\mathbf{A} + \mathbf{B} = \mathbf{B} + \mathbf{A}$
2.  $(\mathbf{A} + \mathbf{B}) + \mathbf{C} = \mathbf{A} + (\mathbf{B} + \mathbf{C})$
3.  $\lambda(\mathbf{A} + \mathbf{B}) = \lambda\mathbf{A} + \lambda\mathbf{B}$
4.  $\mathbf{AB} \neq \mathbf{BA}$  (i.a.)
5.  $(\mathbf{AB})\mathbf{C} = \mathbf{A}(\mathbf{BC})$
6.  $\mathbf{A}(\mathbf{B} + \mathbf{C}) = \mathbf{AB} + \mathbf{AC}$
7.  $(\mathbf{A} + \mathbf{B})\mathbf{C} = \mathbf{AC} + \mathbf{BC}$
8.  $(\mathbf{AB})' = \mathbf{B}'\mathbf{A}'$
9.  $(\mathbf{AB})^{-1} = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{A}^{-1}$
10.  $(\mathbf{A}^{-1})' = (\mathbf{A}')^{-1}$
11.  $(\mathbf{A} + \mathbf{B})' = \mathbf{A}' + \mathbf{B}'$

*Beweis.* Siehe Pearl [1973] sowie Literatur zur Linearen Algebra

□

## A.2 Das Kronecker-Produkt

**Definition A.2 (Kronecker-Produkt).** Sei  $\mathbf{A}$  eine  $m \times n$ -Matrix mit Elementen  $(a_{ij})$  und  $\mathbf{B}$  eine  $p \times q$ -Matrix mit Elementen  $(b_{kl})$ . Das Kronecker-Produkt  $\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}$  ist definiert durch:

$$\mathbf{A} \otimes \mathbf{B} = \underbrace{\begin{pmatrix} a_{11}\mathbf{B} & a_{12}\mathbf{B} & \cdots & a_{1n}\mathbf{B} \\ a_{21}\mathbf{B} & a_{22}\mathbf{B} & \cdots & a_{2n}\mathbf{B} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m1}\mathbf{B} & a_{m2}\mathbf{B} & \cdots & a_{mn}\mathbf{B} \end{pmatrix}}_{mp \times nq} \quad (\text{A.1})$$

**Satz A.3 (Rechenregeln zum Kronecker-Produkt).** Seien  $\mathbf{A} \in \mathbb{R}^{m \times n}$ ,  $\mathbf{B} \in \mathbb{R}^{p \times q}$ ,  $\mathbf{C} \in \mathbb{R}^{r \times s}$ ,  $\mathbf{D} \in \mathbb{R}^{k \times l}$  und  $\lambda \in \mathbb{R}$ :

Es gelten folgende Rechenregeln:

1.  $\mathbf{A} \otimes (\lambda\mathbf{B}) = \lambda(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})$
2. Für  $p = m$  und  $q = n$  gilt:  
 $(\mathbf{A} + \mathbf{B}) \otimes \mathbf{C} = \mathbf{A} \otimes \mathbf{C} + \mathbf{B} \otimes \mathbf{C}$   
 $\mathbf{C} \otimes (\mathbf{A} + \mathbf{B}) = \mathbf{C} \otimes \mathbf{A} + \mathbf{C} \otimes \mathbf{B}$
3. Für  $n = r$  und  $q = k$  gilt:  
 $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})(\mathbf{C} \otimes \mathbf{D}) = (\mathbf{AC}) \otimes (\mathbf{BD})$
4. Für  $nq = rk$  gilt:  
 $\mathbf{A} \otimes (\mathbf{B} \otimes \mathbf{C}) = (\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}) \otimes \mathbf{C}$
5.  $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})' = \mathbf{A}' \otimes \mathbf{B}'$
6. Für  $m = n$  und  $p = q$  gilt:  
 $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})^{-1} = \mathbf{A}^{-1} \otimes \mathbf{B}^{-1}$

*Beweis.* (vgl. Graham [1981])

zu 1: Der  $(i,j)$ -te Block der Matrix  $\mathbf{A} \otimes (\lambda\mathbf{B})$  besitzt folgende Gestalt:  $[a_{ij}(\lambda\mathbf{B})] = \lambda[a_{ij}\mathbf{B}]$   
 $\lambda[a_{ij}\mathbf{B}]$  entspricht genau dem  $(i,j)$ -ten Block der Matrix  $\lambda(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})$ , womit die Gleichung folgt.

zu 2: Der  $(i,j)$ -te Block der Matrix  $(\mathbf{A} + \mathbf{B}) \otimes \mathbf{C}$  besitzt folgende Gestalt:  $(a_{ij} + b_{ij})\mathbf{C}$   
Der  $(i,j)$ -te Block der Matrix  $\mathbf{A} \otimes \mathbf{C} + \mathbf{B} \otimes \mathbf{C}$  ist gegeben durch:  $a_{ij}\mathbf{C} + b_{ij}\mathbf{C} = (a_{ij} + b_{ij})\mathbf{C}$ ,  
womit die Gleichung folgt. Die zweite Gleichung läßt sich analog zeigen.

zu 3: Den  $(i,j)$ -ten Block der linken Seite der Gleichung erhält man, indem der  $i$ -te Zeilenblock von  $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})$  mit dem  $j$ -ten Spaltenblock von  $(\mathbf{C} \otimes \mathbf{D})$  multipliziert:

$$\begin{pmatrix} a_{i1}\mathbf{B} & a_{i2}\mathbf{B} & \cdots & a_{in}\mathbf{B} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{1j}\mathbf{D} \\ c_{2j}\mathbf{D} \\ \vdots \\ c_{nj}\mathbf{D} \end{pmatrix} = \sum_h a_{ih}c_{hj}\mathbf{BD}$$

Rechte Seite der Gleichung: Sei  $g_{ij}$  das  $(i,j)$ -te Element der Matrix  $\mathbf{AC}$  und  $[g_{ij}\mathbf{BD}]$  der  $(i,j)$ -te Block der Matrix  $(\mathbf{AC}) \otimes (\mathbf{BD})$ . Mit der Definition der Matrixmultiplikation folgt  $g_{ij}\mathbf{BD} = \sum_h a_{ih}c_{hj}\mathbf{BD}$ , was genau der linken Seite entspricht.

4 durch nachrechnen.

zu 5: Der  $(i,j)$ -te Block der Matrix  $(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})'$  besitzt die Form  $a_{ji}\mathbf{B}'$ , was genau dem  $(i,j)$ -ten Element von  $\mathbf{A}' \otimes \mathbf{B}'$  entspricht.

zu 6:

$$(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B})(\mathbf{A}^{-1} \otimes \mathbf{B}^{-1}) = \mathbf{AA}^{-1} \otimes \mathbf{BB}^{-1} = \mathbf{I}_m \otimes \mathbf{I}_n$$

Damit folgt die Gleichung.

□

### A.3 Die Spur einer Matrix

**Definition A.4 (Spur einer Matrix).** Sei  $\mathbf{A} = (a_{ij})$  eine quadratische  $n \times n$ -Matrix. Die Spur (engl. trace)  $tr(\mathbf{A})$  ist definiert als die Summe der Hauptdiagonalelemente von  $\mathbf{A}$ :

$$tr(\mathbf{A}) = \sum_{i=1}^n a_{ii} \tag{A.2}$$

**Satz A.5 (Eigenschaften der Spur).** Seien  $\mathbf{A}$  und  $\mathbf{B} \in \mathbb{R}^{n \times n}$ ,  $\mathbf{D} \in \mathbb{R}^{n \times m}$ ,  $\mathbf{E} \in \mathbb{R}^{m \times n}$  und  $\lambda$  ein Skalar. Die Spur besitzt folgende Eigenschaften:

1.  $tr(\mathbf{A} + \mathbf{B}) = tr(\mathbf{A}) + tr(\mathbf{B})$
2.  $tr(\mathbf{A}) = tr(\mathbf{A}')$
3.  $tr(\lambda\mathbf{A}) = \lambda tr(\mathbf{A})$
4.  $tr(\lambda) = \lambda$
5.  $tr(\mathbf{DE}) = tr(\mathbf{ED})$
6.  $tr(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}) = tr(\mathbf{A})tr(\mathbf{B})$

*Beweis.* (vgl. Lang [2004], S. 94)

1-4 folgt unmittelbar aus der Definition der Spur.

zu 5:

$$\mathbf{DE} = \left( \sum_{j=1}^m d_{ij} e_{jk} \right) = (f_{ik}) \quad \text{und} \quad \mathbf{ED} = \left( \sum_{r=1}^n e_{ir} d_{rk} \right) = (g_{ik})$$

Damit folgt:

$$\text{tr}(\mathbf{DE}) = \sum_{r=1}^n f_{rr} = \sum_{r=1}^n \sum_{j=1}^m d_{rj} e_{jr} = \sum_{j=1}^m \sum_{r=1}^n e_{jr} d_{rj} = \sum_{j=1}^m g_{jj} = \text{tr}(\mathbf{ED})$$

zu 6:

$$\begin{aligned} \text{tr}(\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}) &= \text{tr}(a_{11}\mathbf{B}) + \text{tr}(a_{22}\mathbf{B}) + \dots + \text{tr}(a_{nn}\mathbf{B}) \\ &= a_{11}\text{tr}(\mathbf{B}) + a_{22}\text{tr}(\mathbf{B}) + \dots + a_{nn}\text{tr}(\mathbf{B}) \\ &= (a_{11} + a_{22} + \dots + a_{nn})\text{tr}(\mathbf{B}) \\ &= \text{tr}(\mathbf{A})\text{tr}(\mathbf{B}) \end{aligned}$$

□

## A.4 Die Spektralzerlegung einer Matrix

**Satz A.6 (Spektralzerlegung einer Matrix).** Sei  $\mathbf{A}$  eine symmetrische  $n \times n$ -Matrix mit  $\text{Rang}(\mathbf{A}) = r$ . Dann existiert eine  $n \times r$ -Matrix  $\mathbf{\Gamma}$ , so daß gilt:

$$\mathbf{\Gamma}' \mathbf{A} \mathbf{\Gamma} = \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_r) \quad \text{bzw.} \quad \mathbf{A} = \mathbf{\Gamma} \text{diag}(\lambda_1, \dots, \lambda_r) \mathbf{\Gamma}', \quad (\text{A.3})$$

wobei  $\lambda_i$  die von null verschiedenen Eigenwerte der Matrix  $\mathbf{A}$  bezeichnen. Die Spaltenvektoren von  $\mathbf{\Gamma}$  bestehen aus paarweise orthonormalen Eigenvektoren von  $\mathbf{A}$ .

*Beweis.* siehe Lang [2004], S. 117

□

## A.5 Quadratische Formen

**Definition A.7 (Quadratische Form).** Sei  $\mathbf{A}$  eine symmetrische  $n \times n$ -Matrix. Eine quadratische Form in einem Vektor  $\mathbf{x} \in \mathbb{R}^n$  ist definiert durch:

$$P(\mathbf{x}) = \mathbf{x}' \mathbf{A} \mathbf{x} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n a_{ij} x_i x_j = \sum_{i=1}^n a_{ii} x_i^2 + 2 \cdot \sum_{i=1}^n \sum_{i>j} a_{ij} x_i x_j$$

**Satz A.8 (Erwartungswert quadratischer Formen).** Sei  $\mathbf{X}$   $n$ -dimensionaler Zufallsvektor und  $\mathbf{A}$  eine symmetrische  $n \times n$ -Matrix. Dann gilt für den Erwartungswert der quadratischen Form  $\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}$ :

$$E[\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}] = \text{tr}(\mathbf{A}\Sigma_{\mathbf{X}}) + \boldsymbol{\mu}'\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} \quad (\text{A.4})$$

mit  $\boldsymbol{\mu} = E[\mathbf{X}]$  und  $\Sigma_{\mathbf{X}} = \text{Cov}[\mathbf{X}]$

*Beweis.* (vgl. Böhme & Lang [2004], S. 25/26)

Da  $\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}$  und  $\boldsymbol{\mu}'\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}$  Skalare sind, gilt

$$\begin{aligned} E[\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X}] &= E[\text{tr}(\mathbf{X}'\mathbf{A}\mathbf{X})] \\ &= E[\text{tr}(\mathbf{A}\mathbf{X}\mathbf{X}')] \\ &= \text{tr}(\mathbf{A}(\Sigma_{\mathbf{X}} + \boldsymbol{\mu}\boldsymbol{\mu}')) \\ &= \text{tr}(\mathbf{A}\Sigma_{\mathbf{X}}) + \text{tr}(\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}\boldsymbol{\mu}') \\ &= \text{tr}(\mathbf{A}\Sigma_{\mathbf{X}}) + \text{tr}(\boldsymbol{\mu}'\mathbf{A}\boldsymbol{\mu}) \\ &= \text{tr}(\mathbf{A}\Sigma_{\mathbf{X}}) + \boldsymbol{\mu}'\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} \end{aligned}$$

□



**Anhang B**

**Tabellen**

Nr.	Indexmitglied	Land	Nationaler Index	Wahrung	Wirtschafts- sektor
1	ABN AMRO HOLDING NV	NL	AEX	EUR	FIN
2	AEGON NV	NL	AEX	EUR	FIN
3	ALCATEL	FR	SBF 120	EUR	TEC
4	ALLIANZ AG	DE	DAX 30	EUR	FIN
5	ASSICURAZIONI GENERALI	IT	MIB 30	EUR	FIN
6	AXA-UAP	FR	SBF 120	EUR	FIN
7	BANCO SANTANDER CEN	ES	IBEX 35	EUR	FIN
8	BARCLAYS PLC	GB	FTSE	GBP	FIN
9	BAYER AG	DE	DAX 30	EUR	BSC
10	BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	ES	IBEX 35	EUR	FIN
11	BP AMOCO PLC	GB	FTSE	GBP	ENE
12	BRITISH TELECOM PLC	GB	FTSE	GBP	TLS
13	CARREFOUR SUPERMARCHE	FR	SBF 120	EUR	CYC
14	CREDIT SUISSE GROUP -R-	CH	SMI	CHF	FIN
15	DAIMLERCHRYSLER AG	DE	DAX 30	EUR	CYC
16	DEUTSCHE BANK AG -R-	DE	DAX 30	EUR	FIN
17	DEUTSCHE TELEKOM AG	DE	DAX 30	EUR	TLS
18	DIAGEO PLC	GB	FTSE	GBP	NCY
19	E.ON	DE	DAX 30	EUR	IDU
20	ENI SPA	IT	MIB 30	EUR	ENE
21	ERICSSON LM -B-	SE	AGI	SEK	TEC
22	FRANCE TELECOM	FR	SBF 120	EUR	TLS
23	GLAXO WELLCOME PLC	GB	FTSE	GBP	HCR
24	HSBC HLD	GB	FTSE	GBP	FIN
25	ING GROEP NV	NL	AEX	EUR	FIN
26	LLOYDS TSB GROUP PLC	GB	FTSE	GBP	FIN
27	L'OREAL	FR	SBF 120	EUR	NCY
28	MARCONI PLC	GB	FTSE	GBP	TEC
29	MUENCHENER RUECKVER AG-REG	DE	DAX 30	EUR	FIN
30	NESTLE SA -R-	CH	SMI	CHF	NCY
31	NOKIA OYJ	FI	HEX	EUR	TEC
32	NOVARTIS AG -R-	CH	SMI	CHF	HCR
33	PHILIPS ELECTRONICS	NL	AEX	EUR	CYC
34	PRUDENTIAL CORPORATION PLC	GB	FTSE	GBP	FIN
35	ROCHE HOLDING AG -PC-	CH	SMI	CHF	HCR
36	ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	GB	FTSE	GBP	FIN
37	ROYAL DUTCH PETROLEUM	NL	AEX	EUR	ENE
38	SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	GB	FTSE	GBP	ENE
39	SIEMENS AG	DE	DAX 30	EUR	TEC
40	SMITHKLINE BEECHAM	GB	FTSE	GBP	HCR
41	SWISS RE	CH	SMI	CHF	FIN
42	TELECOM ITALIA SPA	IT	MIB 30	EUR	TLS
43	TELEFONICA SA	ES	IBEX 35	EUR	TLS
44	TOTAL FINA ELF	FR	SBF 120	EUR	ENE
45	UBS-R-	CH	SMI	CHF	FIN
46	VIVENDI	FR	SBF 120	EUR	UTI
47	VODAFONE AIRTOUCH	GB	FTSE	GBP	TLS

Tabelle B.1: bersicht der untersuchten Indexmitglieder des Dow Jones STOXX 50

Land		Nationaler Index	
CH	Schweiz	SMI	Swiss Market Index, Zürich
DE	Deutschland	DAX 30	Deutscher Aktienindex 30, Frankfurt
ES	Spanien	IBEX 35	Indice Bolsa Espanola 35 Index, Madrid
FI	Finnland	HEX 25	Helsinki Exchange 25 Index, Helsinki
FR	Frankreich	SBF 120	Societe des Bourses Francaises 120 Index, Paris
GB	Großbritannien	FTSE	Financial Times Stock Exchange All-Share Index, London
IT	Italien	MIB 30	Milano Italia Borsa 30 Index, Mailand
NL	Niederlande	AEX	Amsterdam Exchanges Index, Amsterdam
SE	Schweden	AGI	Affaersvaerlden General Index, Stockholm

Währung		Wirtschaftssektor	
CHF	Schweizer Franken	BSC	Rohstoffe
EUR	Euro	CYC	Zyklische Konsumgüter
GBP	Britische Pfund	ENE	Energie
SEK	Schwedische Kronen	FIN	Finanzwesen
		HCR	Pharma
		IDU	Industrie
		NCY	Nichtzyklische Konsumgüter
		TEC	Technologie
		TLS	Telekommunikation
		UTI	Versorgung

Tabelle B.2: Abkürzungsverzeichnis und Erläuterungen zu Tabelle B.1

Indexmitglied	Gewicht 15.09.2000 (in %)	Gewicht 18.09.2000 (in %)	$\Delta$ Gewicht $W_i$ (in %)	Streubesitz- faktor	$\Delta$ Streu- besitz (in %)	High/ Low Float
ABN AMRO HOLDING NV	0,9637	0,9380	-2,6748	0,8882	-11,18	HF
AEGON NV	1,2616	0,8642	-31,4967	0,6300	-37,00	LF
ALCATEL	2,4665	2,6228	+6,3370	1,0000	0,00	HF
ALLIANZ AG	2,1670	1,3723	-36,6715	0,5820	-41,80	LF
ASSICURAZIONI GENERALI	1,0861	1,0446	-3,8167	0,8868	-11,32	HF
AXA-UAP	1,5044	1,3181	-12,3861	0,7980	-20,20	LF
BANCO SANTANDER CEN	1,2288	1,4563	+18,5203	1,0000	0,00	HF
BARCLAYS PLC	1,0165	1,1216	+10,3341	1,0000	0,00	HF
BAYER AG	0,7677	0,7913	+3,0706	0,9499	-5,01	HF
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	1,3136	1,4059	+7,0211	1,0000	0,00	HF
BP AMOCO PLC	5,6525	6,4576	+14,2441	1,0000	0,00	HF
BRITISH TELECOM PLC	2,0157	2,2582	+12,0306	1,0000	0,00	HF
CARREFOUR SUPERMARCHE	1,3929	1,2486	-10,3602	0,8265	-17,35	LF
CREDIT SUISSE GROUP -R-	1,5880	1,5386	-3,1130	0,8974	-10,26	HF
DAIMLERCHRYSLER AG	1,3311	1,1741	-11,7950	0,8066	-19,34	LF
DEUTSCHE BANK AG -R-	1,4140	1,5615	+10,4272	1,0000	0,00	HF
DEUTSCHE TELEKOM AG	3,1281	1,3771	-55,9768	0,4100	-59,00	LF
DIAGEO PLC	0,7745	0,8619	+11,2880	1,0000	0,00	HF
E.ON	0,9588	0,8870	-7,4880	0,8480	-15,20	LF
ENI SPA	1,1962	0,8635	-27,8101	0,6305	-36,95	LF
ERICSSON LM -B-	3,6841	4,0598	+10,1977	1,0000	0,00	HF
FRANCE TELECOM	3,4743	1,2875	-62,9431	0,3440	-65,60	LF
GLAXO WELLCOME PLC	2,6965	3,0517	+13,1692	1,0000	0,00	HF
HSBC HLD	3,2895	3,5760	+8,7107	0,9202	-7,98	HF
ING GROEP NV	1,7726	1,5774	-11,0138	0,8248	-17,52	LF
LLOYDS TSB GROUP PLC	1,2908	1,4380	+11,4028	1,0000	0,00	HF
L'OREAL	1,2810	0,6761	-47,2237	0,4630	-53,70	LF
MARCONI PLC	1,1144	1,2683	+13,8159	1,0000	0,00	HF
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	1,3361	0,6591	-50,6682	0,4490	-55,10	LF
NESTLE SA -R-	2,2708	2,5058	+10,3503	1,0000	0,00	HF
NOKIA OYJ	5,7674	6,4002	+10,9737	1,0000	0,00	HF
NOVARTIS AG -R-	2,9314	3,2481	+10,8014	1,0000	0,00	HF
PHILIPS ELECTRONICS	1,7263	1,8342	+6,2539	1,0000	0,00	HF
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,6967	0,7711	+10,6799	1,0000	0,00	HF
ROCHE HOLDING AG -PC-	1,6528	1,8386	+11,2431	1,0000	0,00	HF
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	1,3880	1,4491	+4,3960	0,9088	-9,12	HF
ROYAL DUTCH PETROLEUM	3,7255	3,8469	+3,2585	0,9300	-7,00	HF
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	2,3074	2,6303	+13,9978	1,0000	0,00	HF
SIEMENS AG	2,5553	2,5673	+0,4691	0,9352	-6,48	HF
SMITHKLINE BEECHAM	1,8939	2,1272	+12,3172	1,0000	0,00	HF
SWISS RE	0,7602	0,7597	-0,0674	0,9151	-8,49	HF
TELECOM ITALIA SPA	1,6366	0,8130	-50,3247	0,4498	-55,02	LF
TELEFONICA SA	2,2993	2,3679	+2,9832	0,8982	-10,18	HF
TOTAL FINA ELF	3,1230	3,4624	+10,8667	1,0000	0,00	HF
UBS-R-	1,7163	1,8793	+9,4978	1,0000	0,00	HF
VIVENDI	1,3127	1,4428	+9,9111	1,0000	0,00	HF
VODAFONE AIRTOUCH	6,4744	7,0584	+9,0210	1,0000	0,00	HF

Tabelle B.3: Übersicht über die untersuchten Indexmitglieder: Prozentuale Gewichtung der Unternehmen im Dow Jones STOXX 50 vor (15.09.2000) und nach der Umstellung (18.09.2000) sowie prozentuale Veränderung ( $\Delta$  Gewicht  $W_i$ ). Der Streubesitzfaktor  $f_{it}$  fließt ab dem 18.09.2000 in die Berechnung der Indexgewichtung ein, vor diesem Zeitpunkt wurde er für alle Unternehmen mit dem Faktor 1 gewertet. In der Spalte  $\Delta$  Streubesitz ist wie bei  $\Delta$  Gewicht die prozentuale Veränderung des Streubesitzfaktors aufgelistet. Die Spalte High/Low Float beinhaltet ein Kürzel bezüglich des Streubesitzfaktors: Liegt der Streubesitzanteil eines Unternehmens unter 85 Prozent, so wird das Unternehmen als Mitglied mit geringem Streubesitzanteil (Low Float, LF) eingestuft. Ist der Streubesitzfaktor größer oder gleich 85 Prozent, so wird das Unternehmen als Mitglied mit hohem Streubesitzanteil (High Float, HF) eingestuft.

Indexmitglied	$\hat{\alpha}_{OLS}$	$\hat{\beta}_{OLS}$	F-Statistik (p-Wert)	$R_i^{sq}$	Auto- korr.- koeff. $\rho_i^1$	Durbin- Watson- Statistik
ABN AMRO HOLDING NV	0,00002	0,34412	<0,0001	0,0965	0,144	1,691
AEGON NV	-0,00049	0,29884	0,0056	0,0382	0,068	1,860
ALCATEL	0,00226	1,45462	<0,0001	0,3508	0,152	1,683
ALLIANZ AG	0,00094	0,74180	<0,0001	0,1528	0,016	1,962
ASSICURAZIONI GENERALI	-0,00035	0,40071	<0,0001	0,0962	0,069	1,859
AXA-UAP	0,00107	0,57500	<0,0001	0,1537	0,101	1,791
BANCO SANTANDER CEN	-0,00024	0,56603	<0,0001	0,1814	-0,014	2,023
BARCLAYS PLC	-0,00083	0,55673	<0,0001	0,0778	0,016	1,968
BAYER AG	-0,00089	0,54343	<0,0001	0,1370	0,079	1,837
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,00046	0,47086	<0,0001	0,1502	0,174	1,652
BP AMOCO PLC	-0,00021	0,33391	0,0055	0,0382	0,025	1,947
BRITISH TELECOM PLC	-0,00162	1,21469	<0,0001	0,2105	0,114	1,771
CARREFOUR SUPERMARCHE	-0,00136	0,69758	<0,0001	0,1178	0,007	1,983
CREDIT SUISSE GROUP -R-	-0,00029	0,63935	<0,0001	0,2853	0,125	1,747
DAIMLERCHRYSLER AG	-0,00170	0,31099	0,0007	0,0562	0,068	1,856
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,00080	0,41115	0,0012	0,0521	0,193	1,608
DEUTSCHE TELEKOM AG	-0,00038	1,91590	<0,0001	0,5260	-0,028	2,052
DIAGEO PLC	-0,00008	-0,12996	0,3613	0,0042	0,078	1,835
E.ON	-0,00024	0,11943	0,3614	0,0042	0,109	1,780
ENI SPA	-0,00042	0,24670	0,0059	0,0376	0,007	1,982
ERICSSON LM -B-	0,00302	1,53090	<0,0001	0,3680	-0,133	2,266
FRANCE TELECOM	0,00060	2,02450	<0,0001	0,4907	0,031	1,917
GLAXO WELLCOME PLC	0,00001	0,35882	0,0024	0,0457	0,082	1,831
HSBC HLD	-0,00080	0,65984	<0,0001	0,1951	-0,036	2,071
ING GROEP NV	0,00078	0,30606	0,0004	0,0619	0,131	1,736
LLOYDS TSB GROUP PLC	-0,00204	0,71397	<0,0001	0,1046	0,068	1,863
L'OREAL	0,00104	0,35608	0,0017	0,0487	0,061	1,877
MARCONI PLC	0,00092	1,58196	<0,0001	0,2766	-0,139	2,277
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,00146	0,76179	<0,0001	0,1375	0,135	1,715
NESTLE SA -R-	-0,00009	0,36103	<0,0001	0,1264	0,178	1,634
NOKIA OYJ	0,00255	1,93890	<0,0001	0,5131	-0,096	2,178
NOVARTIS AG -R-	-0,00016	0,43687	<0,0001	0,2035	0,221	1,526
PHILIPS ELECTRONICS	0,00107	1,63780	<0,0001	0,4681	-0,052	2,099
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	-0,00113	0,87245	<0,0001	0,1735	0,052	1,888
ROCHE HOLDING AG -PC-	-0,00092	0,47198	<0,0001	0,2740	0,049	1,902
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	-0,00152	0,66116	<0,0001	0,0892	0,126	1,748
ROYAL DUTCH PETROLEUM	-0,00025	0,42415	<0,0001	0,0908	0,070	1,859
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	-0,00003	0,37531	0,0015	0,0495	0,108	1,782
SIEMENS AG	0,00080	1,56310	<0,0001	0,4701	-0,023	2,042
SMITHKLINE BEECHAM	-0,00005	0,38324	0,0049	0,0394	0,084	1,829
SWISS RE	-0,00020	0,39880	<0,0001	0,1632	0,282	1,434
TELECOM ITALIA SPA	0,00110	1,26245	<0,0001	0,2152	-0,059	2,117
TELEFONICA SA	-0,00008	1,30270	<0,0001	0,4633	0,110	1,752
TOTAL FINA ELF	0,00035	0,51373	<0,0001	0,0984	0,046	1,906
UBS-R-	0,00003	0,51744	<0,0001	0,2063	0,120	1,749
VIVENDI	-0,00030	1,15952	<0,0001	0,2999	0,109	1,771
VODAFONE AIRTOUCH	-0,00055	1,49450	<0,0001	0,3233	0,075	1,820

Tabelle B.4: Geschätzte OLS-Parameter und Modellwerte der 200-Tages-OLS-Regressionen (13.09.1999-16.06.2000) der Indexmitglieder gegen den Dow Jones STOXX 50 für alle einzelnen Gleichungen aus (4.13).

Indexmitglied	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$
	Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
ABN AMRO HOLDING NV	0,00471	0,01117	-0,03612	0,00173	-0,01851
AEGON NV	-0,02916	-0,03317	-0,01413	0,03983	-0,03663
ALCATEL	0,06365	-0,01194	0,01776	0,04541	0,11488
ALLIANZ AG	-0,00041	0,02146	-0,05285	0,05447	0,02267
ASSICURAZIONI GENERALI	0,04517	0,04655	0,01254	-0,05571	0,04856
AXA-UAP	-0,03542	0,02230	-0,01999	-0,07119	-0,10430
BANCO SANTANDER CEN	-0,01203	0,04865	0,00560	-0,00926	0,03296
BARCLAYS PLC	-0,09315	0,06785	-0,11297	0,07061	-0,06766
BAYER AG	-0,02912	0,07781	0,00826	0,01652	0,07347
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	-0,03582	0,03565	-0,00980	-0,03213	-0,04209
BP AMOCO PLC	0,03020	-0,00325	-0,03776	-0,02856	-0,03937
BRITISH TELECOM PLC	-0,00184	-0,04328	0,03694	-0,02193	-0,03011
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,01609	0,00628	0,05391	0,00289	0,07916
CREDIT SUISSE GROUP -R-	-0,01412	0,02807	-0,01008	0,01178	0,01564
DAIMLERCHRYSLER AG	0,00767	-0,01234	0,04012	0,00088	0,03632
DEUTSCHE BANK AG -R-	-0,03096	0,04025	0,02360	0,03198	0,06487
DEUTSCHE TELEKOM AG	-0,04950	-0,00641	-0,04270	-0,03645	-0,13506
DIAGEO PLC	-0,02973	0,01903	0,03399	-0,02101	0,00227
E.ON	-0,02014	-0,06326	0,04640	0,04734	0,01034
ENI SPA	0,03136	0,01374	0,00175	-0,03647	0,01038
ERICSSON LM -B-	-0,01158	-0,01857	0,03236	0,02398	0,02619
FRANCE TELECOM	0,06123	-0,04027	-0,04262	0,00671	-0,01495
GLAXO WELLCOME PLC	0,01029	0,03702	0,00649	-0,07776	-0,02396
HSBC HLD	-0,03538	0,04255	-0,02829	0,11082	0,08970
ING GROEP NV	-0,00313	0,06162	-0,01344	-0,00029	0,04477
LLOYDS TSB GROUP PLC	-0,05821	0,06456	-0,03817	0,02758	-0,00424
L'OREAL	0,01986	0,08355	-0,02645	-0,06626	0,01070
MARCONI PLC	0,04605	-0,06352	0,05029	0,03434	0,06716
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	-0,06337	0,10109	-0,06004	0,02945	0,00712
NESTLE SA -R-	-0,00043	0,01298	-0,00447	-0,01754	-0,00946
NOKIA OYJ	0,00428	-0,09448	-0,03548	0,02333	-0,10235
NOVARTIS AG -R-	0,00357	0,05453	-0,00820	-0,00437	0,04552
PHILIPS ELECTRONICS	0,07568	-0,05653	-0,06336	0,09073	0,04653
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,02532	0,03439	-0,05091	0,02735	0,03615
ROCHE HOLDING AG -PC-	-0,04577	0,01073	0,04980	-0,04066	-0,02590
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	-0,02134	0,10643	-0,06166	0,08429	0,10773
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,00596	-0,00332	-0,00895	-0,01348	-0,01978
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	-0,01174	-0,01124	0,00772	-0,03240	-0,04766
SIEMENS AG	0,02515	0,02997	-0,03038	0,08661	0,11136
SMITHKLINE BEECHAM	0,01093	0,02985	0,02098	-0,07983	-0,01807
SWISS RE	-0,01949	0,03151	-0,00987	0,02466	0,02681
TELECOM ITALIA SPA	-0,01351	0,01785	-0,01624	0,03479	0,02288
TELEFONICA SA	-0,02025	0,10237	0,04751	0,02327	0,15289
TOTAL FINA ELF	0,02761	-0,01490	-0,02027	0,02327	0,01571
UBS-R-	-0,01817	0,01601	-0,00779	-0,01868	-0,02863
VIVENDI	-0,03944	0,01620	-0,06518	-0,03019	-0,11861
VODAFONE AIRTOUCH	-0,07925	-0,05747	0,13176	-0,05317	-0,05813

Tabelle B.5: Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.5.1.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000.  $\widehat{CAR}_{iT}$  bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 03.07.-07.07.2000:  $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=03.07.00}^{T=07.07.00} \widehat{AR}_{it}$ .

Indexmitglied	$\widehat{CAR}_{iT}$ Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	$\widehat{CAR}_{iT}$ Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	$\widehat{CAR}_{iT}$ Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	$\widehat{CAR}_{iT}$ Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	$\widehat{CAR}_{iT}$ gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
ABN AMRO HOLDING NV	0,01505	0,00390	-0,01219	-0,01330	-0,00653
AEGON NV	-0,00945	-0,08480	0,02107	0,07560	0,00242
ALCATEL	-0,03729	0,02418	-0,09593	-0,09324	-0,20229
ALLIANZ AG	0,02422	-0,05403	0,01175	0,02044	0,00239
ASSICURAZIONI GENERALI	0,00080	0,05764	-0,00084	0,02604	0,08365
AXA-UAP	0,05772	-0,04097	-0,03614	-0,02910	-0,04850
BANCO SANTANDER CEN	0,01054	0,05897	0,01426	0,00417	0,08794
BARCLAYS PLC	0,02262	0,03022	0,04942	0,05079	0,15305
BAYER AG	-0,03616	0,00046	0,01588	-0,02650	-0,04632
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,00635	0,03566	-0,02205	0,01906	0,03902
BP AMOCO PLC	0,01432	-0,01409	-0,03569	-0,00875	-0,04420
BRITISH TELECOM PLC	-0,04542	-0,01001	-0,02341	-0,01870	-0,09754
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,02004	0,01799	0,01506	0,03040	0,08349
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,02949	0,00550	-0,04211	-0,06548	-0,07260
DAIMLERCHRYSLER AG	0,01190	-0,03934	-0,01711	-0,03073	-0,07528
DEUTSCHE BANK AG -R-	-0,01614	-0,00234	-0,01172	-0,00651	-0,03671
DEUTSCHE TELEKOM AG	-0,00908	-0,00606	-0,03625	0,02025	-0,03115
DIAGEO PLC	0,02024	-0,01579	0,01495	0,01974	0,03914
E.ON	-0,00646	-0,02797	0,06273	0,04291	0,07121
ENI SPA	0,00820	-0,02468	0,04000	-0,06736	-0,04385
ERICSSON LM -B-	-0,03574	-0,03386	-0,05176	-0,11975	-0,24110
FRANCE TELECOM	-0,00288	-0,06904	-0,01692	0,06192	-0,02693
GLAXO WELLCOME PLC	-0,02089	-0,00598	0,06514	0,02558	0,06385
HSBC HLD	0,02913	-0,01827	-0,04213	0,04239	0,01112
ING GROEP NV	0,00783	-0,00701	-0,02067	0,03965	0,01980
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,01725	-0,01651	0,04441	0,04947	0,09462
L'OREAL	-0,08532	0,04177	0,08906	0,01911	0,06462
MARCONI PLC	-0,08362	-0,05366	-0,05409	-0,01234	-0,20371
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,04100	-0,04479	0,07991	0,02220	0,09832
NESTLE SA -R-	-0,02589	0,01375	0,03777	-0,04429	-0,01867
NOKIA OYJ	-0,04877	0,05728	-0,02120	-0,03571	-0,04840
NOVARTIS AG -R-	-0,01953	0,01476	0,04757	-0,00774	0,03507
PHILIPS ELECTRONICS	-0,04571	0,04768	-0,07763	0,01966	-0,05600
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,03237	-0,00498	0,02950	0,02884	0,08573
ROCHE HOLDING AG -PC-	-0,00104	-0,01051	0,06032	-0,02051	0,02826
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	0,08294	0,07404	0,08199	-0,01787	0,22110
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,04175	0,02264	-0,01605	-0,02333	0,02502
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	0,01375	-0,01836	-0,03350	-0,02737	-0,06547
SIEMENS AG	-0,03061	0,03047	-0,10874	-0,03938	-0,14827
SMITHKLINE BEECHAM	-0,01498	-0,00414	0,06577	0,02023	0,06689
SWISS RE	-0,01765	-0,02154	0,01052	-0,02054	-0,04922
TELECOM ITALIA SPA	-0,01602	-0,00273	-0,01886	-0,05185	-0,08947
TELEFONICA SA	0,02154	0,06760	-0,00973	-0,02161	0,05780
TOTAL FINA ELF	0,04503	0,01586	-0,04768	-0,01874	-0,00553
UBS-R-	0,00417	0,00443	-0,02627	-0,05445	-0,07213
VIVENDI	-0,01922	0,01667	-0,03814	0,00408	-0,03662
VODAFONE AIRTOUCH	-0,03400	-0,02898	-0,07405	0,07821	-0,05882

Tabelle B.6: Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.5.1.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000.  $\widehat{CAR}_{iT}$  bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 11.09.-15.09.2000:  $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=11.09.00}^{T=15.09.00} \widehat{AR}_{it}$ .

Indexmitglied	Reg. gegen DJ STOXX 50		Reg. gegen nationalen Index	
	$R_i^{sq}$	$F$ -Statistik (p-Wert)	$R_i^{sq}$	$F$ -Statistik (p-Wert)
ABN AMRO HOLDING NV	0,0965	< 0,0001	0,1899	<0,0001
AEGON NV	0,0382	0,0056	0,1257	<0,0001
ALCATEL	0,3508	<0,0001	0,4571	<0,0001
ALLIANZ AG	0,1528	<0,0001	0,2718	<0,0001
ASSICURAZIONI GENERALI	0,0962	<0,0001	0,0423	0,0035
AXA-UAP	0,1537	<0,0001	0,1661	<0,0001
BANCO SANTANDER CEN	0,1814	<0,0001	0,2382	<0,0001
BARCLAYS PLC	0,0778	<0,0001	0,1526	<0,0001
BAYER AG	0,1370	<0,0001	0,2273	<0,0001
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,1502	<0,0001	0,2652	<0,0001
BP AMOCO PLC	0,0382	0,0055	0,0570	0,0007
BRITISH TELECOM PLC	0,2105	<0,0001	0,2234	<0,0001
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,1178	<0,0001	0,1653	<0,0001
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,2853	<0,0001	0,6037	<0,0001
DAIMLERCHRYSLER AG	0,0562	0,0007	0,1151	<0,0001
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,0521	0,0012	0,1576	<0,0001
DEUTSCHE TELEKOM AG	0,5260	<0,0001	0,5816	<0,0001
DIAGEO PLC	0,0042	0,3613	0,0002	0,8454
E.ON	0,0042	0,3614	0,0083	0,1989
ENI SPA	0,0376	0,0059	0,0005	0,7621
ERICSSON LM -B-	0,3680	<0,0001	0,7990	<0,0001
FRANCE TELECOM	0,4907	<0,0001	0,6204	<0,0001
GLAXO WELLCOME PLC	0,0457	0,0024	0,1064	<0,0001
HSBC HLD	0,1951	<0,0001	0,3268	<0,0001
ING GROEP NV	0,0619	0,0004	0,1859	<0,0001
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,1046	<0,0001	0,1748	<0,0001
L'OREAL	0,0487	0,0017	0,0687	0,0002
MARCONI PLC	0,2766	<0,0001	0,3151	<0,0001
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,1375	<0,0001	0,2601	<0,0001
NESTLE SA -R-	0,1264	<0,0001	0,5469	<0,0001
NOKIA OYJ	0,5131	<0,0001	0,9438	<0,0001
NOVARTIS AG -R-	0,2035	<0,0001	0,6406	<0,0001
PHILIPS ELECTRONICS	0,4681	<0,0001	0,5075	<0,0001
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,1735	<0,0001	0,2524	<0,0001
ROCHE HOLDING AG -PC-	0,2740	<0,0001	0,5281	<0,0001
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	0,0892	<0,0001	0,1116	<0,0001
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,0908	<0,0001	0,1349	<0,0001
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	0,0495	0,0015	0,0604	0,0005
SIEMENS AG	0,4701	<0,0001	0,5127	<0,0001
SMITHKLINE BEECHAM	0,0394	0,0049	0,1178	<0,0001
SWISS RE	0,1632	<0,0001	0,5244	<0,0001
TELECOM ITALIA SPA	0,2152	<0,0001	0,2406	<0,0001
TELEFONICA SA	0,4633	<0,0001	0,6446	<0,0001
TOTAL FINA ELF	0,0984	<0,0001	0,0862	<0,0001
UBS-R-	0,2063	<0,0001	0,5037	<0,0001
VIVENDI	0,2999	<0,0001	0,3796	<0,0001
VODAFONE AIRTOUCH	0,3233	<0,0001	0,3131	<0,0001

Tabelle B.7: Vergleich der Ergebnisse der 200-Tages-OLS-Regressionen gegen den Dow Jones STOXX 50 (Modell (4.13)) und gegen die nationalen Indices (Modell (4.14)) bezüglich Bestimmtheitsmaß  $R^{sq}$  und p-Werte der  $F$ -Statistik.



Indexmitglied	$\hat{\alpha}_{iOLS}$	Geschätzte Standardabweichung von $\hat{\alpha}_{iOLS}$	$\hat{\beta}_{iOLS}$	Geschätzte Standardabweichung von $\hat{\beta}_{iOLS}$	t-Statistik (p-Wert) von $\hat{\beta}_{iOLS}$
ABN AMRO HOLDING NV	0,00012	0,00097	0,52442	0,0770	<0,0001
AEGON NV	-0,00049	0,00139	0,58926	0,1104	<0,0001
ALCATEL	0,00188	0,00177	1,63515	0,1266	<0,0001
ALLIANZ AG	0,00080	0,00158	0,89990	0,1047	<0,0001
ASSICURAZIONI GENERALI	-0,00020	0,00124	0,28621	0,0968	0,0035
AXA-UAP	0,00101	0,00131	0,58860	0,0937	<0,0001
BANCO SANTANDER CEN	0,00033	0,00113	0,67914	0,0863	<0,0001
BARCLAYS PLC	-0,00035	0,00179	0,97354	0,1631	<0,0001
BAYER AG	-0,00097	0,00126	0,63661	0,0834	<0,0001
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,00090	0,00101	0,65491	0,0775	<0,0001
BP AMOCO PLC	0,00010	0,00161	0,50881	0,1471	0,0007
BRITISH TELECOM PLC	-0,00039	0,00227	1,56249	0,2070	<0,0001
CARREFOUR SUPERMARCHE	-0,00158	0,00182	0,81386	0,1300	<0,0001
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,00004	0,00073	1,25800	0,0724	<0,0001
DAIMLERCHRYSLER AG	-0,00179	0,00120	0,40486	0,0798	<0,0001
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,00052	0,00161	0,65020	0,1068	<0,0001
DEUTSCHE TELEKOM AG	-0,00010	0,00167	1,83236	0,1105	<0,0001
DIAGEO PLC	-0,00027	0,00195	0,03471	0,1777	0,8454
E.ON	-0,00028	0,00179	0,15276	0,1185	0,1989
ENI SPA	-0,00012	0,00124	0,02951	0,0974	0,7621
ERICSSON LM -B-	0,00150	0,00111	1,85425	0,0661	<0,0001
FRANCE TELECOM	0,00013	0,00174	2,24152	0,1246	<0,0001
GLAXO WELLCOME PLC	0,00030	0,00154	0,68381	0,1409	<0,0001
HSBC HLD	-0,00020	0,00119	1,06615	0,1087	<0,0001
ING GROEP NV	0,00080	0,00108	0,57611	0,0857	<0,0001
LLOYDS TSB GROUP PLC	-0,00139	0,00195	1,15270	0,1780	<0,0001
L'OREAL	0,00092	0,00152	0,41657	0,1090	0,0002
MARCONI PLC	0,00250	0,00242	0,10829	0,2209	<0,0001
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,00128	0,00172	0,95295	0,1142	<0,0001
NESTLE SA -R-	-0,00005	0,00067	1,01609	0,0657	<0,0001
NOKIA OYJ	0,00070	0,00063	1,18049	0,0205	<0,0001
NOVARTIS AG -R-	-0,00002	0,00057	1,04858	0,0558	<0,0001
PHILIPS ELECTRONICS	0,00204	0,00164	1,85248	0,1297	<0,0001
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	-0,00031	0,00176	1,31361	0,1607	<0,0001
ROCHE HOLDING AG -PC-	-0,00065	0,00060	0,88641	0,0595	<0,0001
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	-0,00088	0,00203	0,92348	0,1851	<0,0001
ROYAL DUTCH PETROLEUM	-0,00005	0,00127	0,56173	0,1011	<0,0001
SHELL TRANSPORT & TRADNG CO PLC	0,00034	0,00159	0,51745	0,1450	0,0005
SIEMENS AG	0,00104	0,00155	1,48479	0,1029	<0,0001
SMITHKLINE BEECHAM	0,00024	0,00176	0,82759	0,1610	<0,0001
SWISS RE	-0,00008	0,00066	0,96707	0,0654	<0,0001
TELECOM ITALIA SPA	0,00079	0,00232	1,43825	0,1816	<0,0001
TELEFONICA SA	0,00120	0,00111	1,60868	0,0849	<0,0001
TOTAL FINA ELF	0,00037	0,00153	0,47335	0,1095	<0,0001
UBS-R-	0,00027	0,00078	1,09366	0,0772	<0,0001
VIVENDI	-0,00057	0,00163	1,28443	0,1167	<0,0001
VODAFONE AIRTOUCH	0,00099	0,00212	1,83639	0,1933	<0,0001

Tabelle B.8: Geschätzte OLS-Parameter und zugehörige Standardabweichungen der 200-Tages-OLS-Regressionen gegen die nationalen Indices für alle einzelnen Gleichungen aus (4.14).

Indexmitglied	$\hat{\alpha}_{i_{SUR}}$	Geschätzte Standard- abweichung von $\hat{\alpha}_{i_{SUR}}$	$\hat{\beta}_{i_{SUR}}$	Geschätzte Standard- abweichung von $\hat{\beta}_{i_{SUR}}$	t-Statistik (p-Wert) $\hat{\beta}_{i_{SUR}}$
ABN AMRO HOLDING NV	0,00010	0,00097	0,56016	0,06804	<0,0001
AEGON NV	-0,00057	0,00139	0,70527	0,09659	<0,0001
ALCATEL	0,00181	0,00177	1,68366	0,11604	<0,0001
ALLIANZ AG	0,00071	0,00158	0,97047	0,09459	<0,0001
ASSICURAZIONI GENERALI	-0,00026	0,00124	0,32999	0,08618	0,0002
AXA-UAP	0,00076	0,00131	0,75807	0,08108	<0,0001
BANCO SANTANDER CEN	0,00033	0,00113	0,68948	0,07735	<0,0001
BARCLAYS PLC	-0,00039	0,00179	1,11881	0,14044	<0,0001
BAYER AG	-0,00100	0,00126	0,66139	0,07601	<0,0001
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,00088	0,00101	0,71322	0,07153	<0,0001
BP AMOCO PLC	0,00007	0,00161	0,60899	0,12137	<0,0001
BRITISH TELECOM PLC	-0,00037	0,00227	1,48735	0,18776	<0,0001
CARREFOUR SUPERMARCHE	-0,00188	0,00182	1,01338	0,12242	<0,0001
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,00002	0,00073	1,31333	0,06711	<0,0001
DAIMLERCHRYSLER AG	-0,00196	0,00120	0,53257	0,07088	<0,0001
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,00041	0,00161	0,73270	0,09742	<0,0001
DEUTSCHE TELEKOM AG	0,00014	0,00167	1,64769	0,09550	<0,0001
DIAGEO PLC	-0,00030	0,00195	0,12896	0,15168	0,3962
E.ON	-0,00025	0,00179	0,13409	0,10796	0,2157
ENI SPA	-0,00021	0,00124	0,09547	0,08487	0,2620
ERICSSON LM -B-	0,00160	0,00111	1,80181	0,05654	<0,0001
FRANCE TELECOM	0,00036	0,00174	2,08721	0,11404	<0,0001
GLAXO WELLCOME PLC	0,00026	0,00154	0,82047	0,12869	<0,0001
HSBC HLD	-0,00022	0,00119	1,14130	0,09843	<0,0001
ING GROEP NV	0,00074	0,00108	0,65542	0,06947	<0,0001
LLOYDS TSB GROUP PLC	-0,00142	0,00195	1,24946	0,15242	<0,0001
L'OREAL	0,00057	0,00152	0,65959	0,09598	<0,0001
MARCONI PLC	0,00250	0,02421	2,11524	0,18774	<0,0001
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,00116	0,00172	1,04617	0,10459	<0,0001
NESTLE SA -R-	0,00000	0,00067	0,91245	0,05665	<0,0001
NOKIA OYJ	0,00064	0,00063	1,19564	0,01824	<0,0001
NOVARTIS AG -R-	-0,00002	0,00057	1,04279	0,05268	<0,0001
PHILIPS ELECTRONICS	0,00209	0,00164	1,77415	0,11065	<0,0001
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	-0,00032	0,00176	1,36903	0,13986	<0,0001
ROCHE HOLDING AG -PC-	-0,00067	0,00060	0,92385	0,05472	<0,0001
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	-0,00087	0,00203	0,88479	0,17087	<0,0001
ROYAL DUTCH PETROLEUM	-0,00010	0,00127	0,62213	0,06692	<0,0001
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	0,00031	0,00159	0,62154	0,09699	<0,0001
SIEMENS AG	0,00112	0,00155	1,42892	0,08904	<0,0001
SMITHKLINE BEECHAM	0,00021	0,00177	0,93567	0,14648	<0,0001
SWISS RE	-0,00003	0,00066	0,86408	0,05696	<0,0001
TELECOM ITALIA SPA	0,00109	0,00232	1,22914	0,16576	<0,0001
TELEFONICA SA	0,00121	0,00111	1,57299	0,07356	<0,0001
TOTAL FINA ELF	0,00022	0,01528	0,57523	0,09336	<0,0001
UBS-R-	0,00024	0,00078	1,15272	0,06731	<0,0001
VIVENDI	-0,00036	0,00163	1,13796	0,10693	<0,0001
VODAFONE AIRTOUCH	0,00099	0,00212	1,82589	0,17492	<0,0001

Tabelle B.9: Parameter und zugehörige Standardabweichungen der 200-Tages-SUR-Regression gegen die nationalen Indices für alle Gleichungen aus (4.14) in einem Schritt. Die Standardabweichungen von  $\hat{\alpha}_{i_{SUR}}$  und  $\hat{\beta}_{i_{SUR}}$  sind geringer als in Tabelle B.8.

Indexmitglied	Auto- korr.- koeff. $\hat{\rho}_i^1$	Durbin- Watson- Statistik
ABN AMRO HOLDING NV	0,155	1,664
AEGON NV	0,080	1,837
ALCATEL	0,072	1,843
ALLIANZ AG	0,045	1,908
ASSICURAZIONI GENERALI	0,047	1,901
AXA-UAP	0,170	1,652
BANCO SANTANDER CEN	0,017	1,957
BARCLAYS PLC	0,006	1,986
BAYER AG	0,074	1,850
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,148	1,703
BP AMOCO PLC	0,015	1,968
BRITISH TELECOM PLC	0,123	1,752
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,014	1,971
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,054	1,886
DAIMLERCHRYSLER AG	0,092	1,815
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,158	1,683
DEUTSCHE TELEKOM AG	-0,003	2,047
DIAGEO PLC	0,102	1,789
E.ON	0,105	1,789
ENI SPA	-0,030	2,057
ERICSSON LM -B-	0,015	1,960
FRANCE TELECOM	0,070	1,826
GLAXO WELLCOME PLC	0,090	1,816
HSBC HLD	-0,038	2,071
ING GROEP NV	0,147	1,705
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,038	1,919
L'OREAL	0,075	1,850
MARCONI PLC	-0,046	2,083
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,106	1,783
NESTLE SA -R-	0,049	1,896
NOKIA OYJ	-0,098	2,194
NOVARTIS AG -R-	0,026	1,917
PHILIPS ELECTRONICS	0,059	1,879
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,001	1,997
ROCHE HOLDING AG -PC-	0,068	1,860
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	0,098	1,803
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,097	1,806
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	0,099	1,801
SIEMENS AG	0,032	1,933
SMITHKLINE BEECHAM	0,101	1,797
SWISS RE	0,234	1,528
TELECOM ITALIA SPA	-0,146	2,289
TELEFONICA SA	0,091	1,791
TOTAL FINA ELF	0,072	1,854
UBS-R-	0,020	1,958
VIVENDI	0,124	1,735
VODAFONE AIRTOUCH	0,060	1,862

Tabelle B.10: Autokorrelationskoeffizient und Durbin-Watson-Statistik der 200-Tages-SUR-Regression gegen die nationalen Indices für die Gleichungen aus (4.14).

Indexmitglied	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$
	Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
ABN AMRO HOLDING NV	0,00085	0,01021	-0,02691	-0,00629	-0,02213
AEGON NV	-0,03181	-0,02980	-0,00627	0,02967	-0,03822
ALCATEL	0,03475	-0,02607	0,03976	0,05632	0,10477
ALLIANZ AG	0,01458	0,01410	-0,04726	0,02524	0,00666
ASSICURAZIONI GENERALI	0,04877	0,03418	0,01822	-0,05937	0,04180
AXA-UAP	-0,04712	0,01866	-0,01230	-0,06632	-0,10708
BANCO SANTANDER CEN	-0,00778	0,02741	0,00226	-0,01450	0,00739
BARCLAYS PLC	-0,08289	0,06141	-0,12305	0,07283	-0,07170
BAYER AG	-0,01953	0,07151	0,01312	-0,00338	0,06172
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	-0,02954	0,01758	-0,01644	-0,03761	-0,06601
BP AMOCO PLC	0,03528	-0,00781	-0,04239	-0,02733	-0,04225
BRITISH TELECOM PLC	0,00403	-0,06797	0,03675	-0,01876	-0,04595
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,00161	0,00382	0,06220	0,00937	0,07701
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,00688	-0,00512	-0,01317	0,00919	-0,00221
DAIMLERCHRYSLER AG	0,01747	-0,01311	0,04051	-0,01521	0,02966
DEUTSCHE BANK AG -R-	-0,01720	0,03976	0,02367	0,00985	0,05607
DEUTSCHE TELEKOM AG	-0,03481	-0,04123	-0,01494	-0,08576	-0,17674
DIAGEO PLC	-0,02537	0,02489	0,02742	-0,02085	0,00609
E.ON	-0,01835	-0,06485	0,04764	0,04331	0,00775
ENI SPA	0,03026	0,00572	0,00703	-0,03747	0,00554
ERICSSON LM -B-	-0,01602	-0,02464	0,01870	-0,01414	-0,03610
FRANCE TELECOM	0,02179	-0,06531	-0,00919	0,02034	-0,03237
GLAXO WELLCOME PLC	0,01863	0,03398	-0,00228	-0,07615	-0,02582
HSBC HLD	-0,02642	0,03286	-0,03602	0,11313	0,08355
ING GROEP NV	-0,00606	0,06378	-0,00534	-0,00971	0,04266
LLOYDS TSB GROUP PLC	-0,04826	0,05423	-0,04686	0,03011	-0,01078
L'OREAL	0,01204	0,08529	-0,02378	-0,06208	0,01146
MARCONI PLC	0,05678	-0,09369	0,04596	0,03879	0,04784
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	-0,04659	0,09444	-0,05507	-0,00208	-0,00930
NESTLE SA -R-	0,01553	-0,00725	-0,00893	-0,01938	-0,02003
NOKIA OYJ	0,00026	-0,01614	-0,00535	-0,01608	-0,03731
NOVARTIS AG -R-	0,02140	0,03058	-0,01262	-0,00646	0,03290
PHILIPS ELECTRONICS	0,05448	-0,07819	-0,01893	0,06559	0,02295
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,03474	0,02001	-0,05792	0,03016	0,02699
ROCHE HOLDING AG -PC-	-0,03136	-0,01337	0,04825	-0,04247	-0,03896
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	-0,01684	0,09383	-0,06348	0,08615	0,09966
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,00099	-0,00581	0,00245	-0,02236	-0,02473
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	-0,00712	-0,01706	0,00395	-0,03114	-0,05136
SIEMENS AG	0,03951	0,00312	-0,00905	0,04379	0,07738
SMITHKLINE BEECHAM	0,02086	0,02727	0,01026	-0,07801	-0,01963
SWISS RE	-0,00532	0,01042	-0,01251	0,02295	0,01554
TELECOM ITALIA SPA	0,00365	-0,02042	-0,00146	0,02104	0,00281
TELEFONICA SA	-0,01072	0,05353	0,04021	0,01131	0,09432
TOTAL FINA ELF	0,01746	-0,02030	-0,01228	0,02701	0,01189
UBS-R-	0,00098	-0,01163	-0,01172	-0,02097	-0,04334
VIVENDI	-0,06186	0,00065	-0,04540	-0,02273	-0,12934
VODAFONE AIRTOUCH	-0,07210	-0,08790	0,13161	-0,04927	-0,07765

Tabelle B.11: Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.5.2.3) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000.  $\widehat{CAR}_{iT}$  bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 03.07.-07.07.2000:  $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=03.07.00}^{T=07.07.00} \widehat{AR}_{it}$ . Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression aus Tabelle B.9 ermittelt.

Indexmitglied	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$	$\widehat{CAR}_{iT}$
	Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
ABN AMRO HOLDING NV	0,01754	0,00742	-0,00613	-0,02282	-0,00400
AEGON NV	-0,00376	-0,07773	0,03483	0,06526	0,01860
ALCATEL	-0,02408	0,03272	-0,05765	-0,09954	-0,14855
ALLIANZ AG	0,02665	-0,02571	0,02087	0,00941	0,03122
ASSICURAZIONI GENERALI	-0,00478	0,05805	0,00156	0,01823	0,07306
AXA-UAP	0,06519	-0,03556	-0,01525	-0,03095	-0,01657
BANCO SANTANDER CEN	0,00502	0,02705	0,01616	0,00335	0,05159
BARCLAYS PLC	0,04289	0,04834	0,06534	0,03208	0,18864
BAYER AG	-0,03523	0,01902	0,02037	-0,03449	-0,03033
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,00284	0,00488	-0,01485	0,01962	0,01249
BP AMOCO PLC	0,02476	-0,00483	-0,02843	-0,01931	-0,02781
BRITISH TELECOM PLC	-0,02753	0,00477	-0,02393	-0,04940	-0,09609
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,03139	0,02662	0,04624	0,02880	0,13304
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,04386	0,00793	-0,06216	-0,02630	-0,03667
DAIMLERCHRYSLER AG	0,01506	-0,02191	-0,00771	-0,03561	-0,05017
DEUTSCHE BANK AG -R-	-0,01147	0,02197	0,00197	-0,01301	-0,00054
DEUTSCHE TELEKOM AG	-0,01750	0,02916	-0,05074	-0,00656	-0,04564
DIAGEO PLC	0,02628	-0,00989	0,02565	0,01997	0,06201
E.ON	-0,00645	-0,02439	0,06321	0,04118	0,07356
ENI SPA	0,00409	-0,02713	0,03472	-0,07122	-0,05955
ERICSSON LM -B-	-0,01891	-0,01966	-0,02623	-0,06760	-0,13239
FRANCE TELECOM	0,00927	-0,06279	0,02044	0,05140	0,01832
GLAXO WELLCOME PLC	-0,00508	0,00828	0,07907	0,01247	0,09474
HSBC HLD	0,04805	-0,00160	-0,03009	0,02218	0,03855
ING GROEP NV	0,01258	-0,00099	-0,00918	0,02969	0,03210
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,03812	0,00191	0,05798	0,02744	0,12546
L'OREAL	-0,07606	0,04931	0,11382	0,01927	0,10634
MARCONI PLC	-0,05541	-0,02979	-0,04818	-0,05421	-0,18759
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,04434	-0,01352	0,09148	0,01077	0,13306
NESTLE SA -R-	-0,01432	0,01707	0,02764	-0,01605	0,01434
NOKIA OYJ	-0,00687	0,01368	0,01608	-0,01156	0,01132
NOVARTIS AG -R-	-0,00677	0,01808	0,03489	0,02424	0,07044
PHILIPS ELECTRONICS	-0,04830	0,04809	-0,08348	-0,01724	-0,10093
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,05352	0,01344	0,04025	0,00360	0,11081
ROCHE HOLDING AG -PC-	0,00864	-0,00924	0,04521	0,00678	0,05139
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	0,09475	0,08404	0,08449	-0,03538	0,22790
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,04371	0,02573	-0,01125	-0,03442	0,02378
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	0,02375	-0,00959	-0,02767	-0,03858	-0,05208
SIEMENS AG	-0,03603	0,06294	-0,11682	-0,06142	-0,15133
SMITHKLINE BEECHAM	0,00355	0,01263	0,08285	0,00560	0,10462
SWISS RE	-0,00778	-0,01951	-0,00168	0,00550	-0,02347
TELECOM ITALIA SPA	-0,03242	0,00331	0,00058	-0,07812	-0,10665
TELEFONICA SA	0,00875	-0,00546	-0,00592	-0,02360	-0,02624
TOTAL FINA ELF	0,04922	0,01845	-0,03536	-0,02110	0,01121
UBS-R-	0,01761	0,00743	-0,04187	-0,01953	-0,03636
VIVENDI	-0,01366	0,01898	-0,02032	-0,00234	-0,01734
VODAFONE AIRTOUCH	-0,01211	-0,01090	-0,07483	0,04049	-0,05736

Tabelle B.12: Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.5.2.3) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000.  $\widehat{CAR}_{iT}$  bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 11.09.-15.09.2000:  $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=11.09.00}^{T=15.09.00} \widehat{AR}_{it}$ . Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression aus Tabelle B.9 ermittelt.

Indexmitglied	$\bar{H}_{iT}$ Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	$\bar{H}_{iT}$ Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	$\bar{H}_{iT}$ Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	$\bar{H}_{iT}$ Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	$\bar{H}_{iT}$ gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
ABN AMRO HOLDING NV	1,49594	1,19425	0,89508	0,86309	1,11209
AEGON NV	1,90362	0,91636	0,88531	1,01700	1,18058
ALCATEL	1,23585	0,95237	0,78597	0,82641	0,95666
ALLIANZ AG	0,70978	0,51883	0,73424	1,19279	0,78891
ASSICURAZIONI GENERALI	1,51039	1,44217	1,00070	1,18938	1,28566
AXA-UAP	0,98817	1,06373	0,87264	1,74381	1,13674
BANCO SANTANDER CEN	0,67692	0,82680	0,95840	2,06819	1,13258
BARCLAYS PLC	1,05876	0,89598	1,21373	1,73271	1,22529
BAYER AG	0,94593	0,86840	0,77795	1,01255	0,90121
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,64226	0,83658	0,89719	0,60463	0,74516
BP AMOCO PLC	1,11750	0,97516	1,17229	0,86026	1,03130
BRITISH TELECOM PLC	0,78402	1,39901	0,85933	0,72425	0,94165
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,50738	0,80455	0,65515	0,52944	0,62911
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,76020	0,58743	0,76488	0,72828	0,71020
DAIMLERCHRYSLER AG	0,76409	0,64108	0,70111	0,79047	0,72419
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,63362	0,52850	0,64982	1,04365	0,71390
DEUTSCHE TELEKOM AG	1,79991	1,01884	0,93768	0,75498	1,12786
DIAGEO PLC	0,91315	0,67133	1,15572	1,77071	1,12773
E.ON	0,75047	0,62651	0,43822	0,97165	0,69671
ENI SPA	1,23639	1,32087	0,89509	0,74127	1,04840
ERICSSON LM -B-	0,67816	0,78350	0,39144	0,47868	0,57793
FRANCE TELECOM	1,26045	1,25786	1,11893	0,74022	1,11301
GLAXO WELLCOME PLC	0,83819	0,97082	0,99890	0,81796	0,90646
HSBC HLD	1,28183	1,43740	2,70624	3,05070	2,11904
ING GROEP NV	1,03941	1,00934	1,00978	0,93770	0,99906
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,86541	0,72198	1,00860	1,42527	1,00531
L'OREAL	0,73921	1,34341	1,06757	0,72892	0,98245
MARCONI PLC	0,75204	0,72548	0,59918	0,83235	0,72726
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,59540	0,81844	0,93764	1,50949	0,96524
NESTLE SA -R-	0,80406	0,81713	0,56482	0,73899	0,73125
NOKIA OYJ	0,63795	1,17751	0,67444	0,56993	0,77164
NOVARTIS AG -R-	0,81515	1,20521	0,85450	0,90026	0,94378
PHILIPS ELECTRONICS	1,20504	0,87821	0,84460	0,96041	0,97206
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	0,94596	1,40926	0,77253	0,96527	1,02326
ROCHE HOLDING AG -PC-	2,03924	1,07004	1,35051	0,76417	1,30599
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	0,60224	0,68162	0,85875	1,22795	0,84264
ROYAL DUTCH PETROLEUM	1,05611	0,89946	1,06316	0,82401	0,96068
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	0,81676	0,63328	0,95227	0,89600	0,82458
SIEMENS AG	0,66369	0,57596	1,00507	0,94266	0,79685
SMITHKLINE BEECHAM	0,55556	0,98709	0,84197	0,84499	0,80740
SWISS RE	0,77198	0,85887	0,85074	1,01450	0,87402
TELECOM ITALIA SPA	0,50793	0,56036	0,36060	1,03383	0,61568
TELEFONICA SA	1,78358	1,79622	1,58239	1,51274	1,66873
TOTAL FINA ELF	1,33099	1,27157	1,09377	0,56963	1,09264
UBS-R-	0,60970	0,59329	0,39927	1,94959	0,88796
VIVENDI	3,55515	1,28127	0,91697	1,22988	1,77297
VODAFONE AIRTOUCH	0,60888	0,84295	0,74233	0,54293	0,68427

Tabelle B.13: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.6.1) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000.

Indexmitglied	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$
	Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
ABN AMRO HOLDING NV	0,9391	1,5543	1,4290	0,7794	1,1755
AEGON NV	0,8988	0,7689	0,8473	0,7613	0,8191
ALCATEL	0,5796	0,9073	0,8250	1,2057	0,8794
ALLIANZ AG	0,8302	0,8640	0,7109	0,4834	0,7221
ASSICURAZIONI GENERALI	0,9635	0,9739	0,7384	0,6510	0,8317
AXA-UAP	1,0605	0,6383	0,9832	0,8597	0,8854
BANCO SANTANDER CEN	0,7033	0,9769	0,8204	0,6644	0,7913
BARCLAYS PLC	0,8669	0,6705	0,6744	0,9241	0,7840
BAYER AG	0,9820	0,9045	0,7377	0,6026	0,8067
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,6619	0,8433	0,7543	0,5703	0,7074
BP AMOCO PLC	0,9887	0,9354	0,8761	0,8250	0,9063
BRITISH TELECOM PLC	1,0948	0,6337	1,0727	0,9336	0,9337
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,6529	0,3827	0,4452	0,8315	0,5781
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,6708	0,5170	0,9477	1,2620	0,8494
DAIMLERCHRYSLER AG	0,5237	0,7726	0,7486	1,2225	0,8168
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,7292	0,9034	0,6084	0,6265	0,7169
DEUTSCHE TELEKOM AG	1,2850	1,8033	1,4221	1,3935	1,4760
DIAGEO PLC	1,3718	0,5928	0,6958	0,7534	0,8535
E.ON	0,4559	0,3686	0,3522	0,4030	0,3949
ENI SPA	1,0861	0,7896	0,7495	0,5810	0,8015
ERICSSON LM -B-	0,5014	0,4925	0,7380	1,2472	0,7448
FRANCE TELECOM	1,9088	1,6717	1,5499	1,4539	1,6461
GLAXO WELLCOME PLC	0,5765	0,6176	0,5074	0,7928	0,6236
HSBC HLD	0,7315	0,8984	1,1309	0,6742	0,8587
ING GROEP NV	0,7289	0,5356	0,6466	0,7268	0,6595
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,5914	0,4715	0,7392	0,6836	0,6214
L'OREAL	1,0386	1,5241	1,2593	0,6538	1,1189
MARCONI PLC	0,7211	0,8558	0,9575	1,3281	0,9656
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,8994	1,1250	1,0500	0,9117	0,9965
NESTLE SA -R-	0,8010	0,5359	0,7292	0,6723	0,6846
NOKIA OYJ	1,0157	0,8302	1,0268	0,7112	0,8960
NOVARTIS AG -R-	0,5487	0,4995	0,6196	0,7259	0,5984
PHILIPS ELECTRONICS	1,1094	0,7593	1,0211	0,7725	0,9156
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	1,2614	1,3487	0,9080	1,0742	1,1481
ROCHE HOLDING AG -PC-	0,7549	0,6529	0,5412	0,6199	0,6422
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	1,5502	0,7681	0,7313	0,9098	0,9898
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,9956	1,3979	0,7794	0,8302	1,0008
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	1,1895	1,0941	0,7706	0,7933	0,9619
SIEMENS AG	0,7166	0,6105	0,9889	0,8178	0,7834
SMITHKLINE BEECHAM	0,5141	0,6470	0,4816	0,7475	0,5976
SWISS RE	1,2747	0,9951	0,9870	0,5094	0,9416
TELECOM ITALIA SPA	0,5100	0,3064	0,4046	0,5462	0,4418
TELEFONICA SA	1,3061	0,9920	1,1853	1,0409	1,1311
TOTAL FINA ELF	0,9729	1,1189	0,9172	1,1040	1,0282
UBS-R-	0,4793	0,4938	0,5486	0,5894	0,5278
VIVENDI	0,8515	0,7677	0,8186	0,7238	0,7904
VODAFONE AIRTOUCH	0,7412	0,8280	0,8252	0,8602	0,8136

Tabelle B.14: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.6.1) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000.

Indexmitglied	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$
	Woche 1 19.06.2000- 23.06.2000	Woche 2 26.06.2000- 30.06.2000	Woche 3 03.07.2000- 07.07.2000	Woche 4 10.07.2000- 14.07.2000	gesamt 19.06.2000- 14.07.2000
ABN AMRO HOLDING NV	1,0640	1,0062	0,7460	0,7466	0,8907
AEGON NV	1,3317	0,7696	0,7247	0,8821	0,9270
ALCATEL	0,9134	0,7327	0,7316	0,6883	0,7706
ALLIANZ AG	0,7310	0,6270	0,8078	1,1292	0,8237
ASSICURAZIONI GENERALI	2,0913	1,7826	1,4421	1,4330	1,6873
AXA-UAP	0,7451	0,8134	0,8081	1,5038	0,9394
BANCO SANTANDER CEN	0,6769	0,8268	0,9584	2,0682	1,1326
BARCLAYS PLC	1,1835	1,0315	1,4955	1,7562	1,3667
BAYER AG	0,9461	1,0767	0,8637	1,0649	0,9879
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,6423	0,8366	0,8972	0,6046	0,7452
BP AMOCO PLC	1,2265	1,1243	1,4523	0,8853	1,1721
BRITISH TELECOM PLC	0,8538	1,6368	1,0571	0,7515	1,0748
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,3654	0,6056	0,6130	0,4420	0,5099
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,7547	0,6820	0,8792	0,6322	0,7370
DAIMLERCHRYSLER AG	0,8128	0,7510	0,7788	0,8347	0,7943
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,6402	0,6357	0,7181	1,0331	0,7568
DEUTSCHE TELEKOM AG	1,5980	1,2505	1,0336	0,8138	1,1740
DIAGEO PLC	0,9827	0,7837	1,4249	1,7595	1,2377
E.ON	0,7696	0,7294	0,4821	0,9518	0,7332
ENI SPA	1,6961	1,5689	1,3731	0,9009	1,3848
ERICSSON LM -B-	0,6782	0,7835	0,3914	0,4787	0,5779
FRANCE TELECOM	0,9534	0,9887	1,0519	0,6304	0,9206
GLAXO WELLCOME PLC	0,9117	1,1015	1,2222	0,8155	1,0127
HSBC HLD	1,4267	1,6561	3,3895	3,2279	2,4251
ING GROEP NV	0,7948	0,8636	0,8346	0,8233	0,8291
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,9831	0,8184	1,2553	1,4314	1,1220
L'OREAL	0,5325	1,0125	1,0110	0,6077	0,8006
MARCONI PLC	0,8178	0,8575	0,7423	0,8499	0,8169
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,6282	1,0014	1,0277	1,4898	1,0368
NESTLE SA -R-	0,7906	0,9484	0,6684	0,6956	0,7757
NOKIA OYJ	0,7059	0,8412	0,7709	0,6671	0,7484
NOVARTIS AG -R-	0,8038	1,4140	1,0128	0,7987	1,0073
PHILIPS ELECTRONICS	0,8201	0,7323	0,6749	0,8359	0,7658
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	1,0615	1,6367	0,9519	0,9789	1,1573
ROCHE HOLDING AG -PC-	2,0547	1,2416	1,5454	0,7291	1,3927
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	0,7014	0,7923	1,0569	1,2281	0,9447
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,7981	0,7311	0,9089	0,7231	0,7903
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	0,8780	0,7432	1,2032	0,9072	0,9329
SIEMENS AG	0,6971	0,6897	1,1145	1,0075	0,8772
SMITHKLINE BEECHAM	0,6068	1,1466	1,0382	0,8578	0,9124
SWISS RE	0,7577	0,9906	1,0053	0,9121	0,9164
TELECOM ITALIA SPA	0,7076	0,6777	0,5260	1,2223	0,7834
TELEFONICA SA	1,7836	1,7962	1,5824	1,5127	1,6687
TOTAL FINA ELF	0,9970	0,9823	1,0467	0,4802	0,8974
UBS-R-	0,5986	0,6900	0,4698	1,6779	0,8590
VIVENDI	2,4488	0,9500	0,8579	1,0429	1,3397
VODAFONE AIRTOUCH	0,6863	0,9861	0,9122	0,5557	0,7851

Tabelle B.15: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.6.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet.



Indexmitglied	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$	$\bar{H}_{iT}$
	Woche 1 04.09.2000- 08.09.2000	Woche 2 11.09.2000- 15.09.2000	Woche 3 18.09.2000- 22.09.2000	Woche 4 25.09.2000- 29.09.2000	gesamt 04.09.2000- 29.09.2000
ABN AMRO HOLDING NV	0,7576	1,5178	1,3150	0,8119	1,1006
AEGON NV	0,7312	0,8361	0,7963	0,8031	0,7917
ALCATEL	0,4680	0,9397	0,7003	1,1829	0,8227
ALLIANZ AG	0,9245	0,8663	0,7651	0,5593	0,7788
ASSICURAZIONI GENERALI	1,2596	1,4237	1,0499	0,9937	1,1817
AXA-UAP	0,8658	0,6290	0,8438	0,8424	0,7953
BANCO SANTANDER CEN	0,7033	0,9769	0,8204	0,6644	0,7913
BARCLAYS PLC	0,8657	0,8529	0,7817	1,0830	0,8958
BAYER AG	1,0589	0,9500	0,7924	0,7052	0,8766
BCO BILBAO VIZCAYA-ARGENTARIA	0,6619	0,8433	0,7543	0,5703	0,7074
BP AMOCO PLC	0,9974	1,1977	0,9840	0,9505	1,0324
BRITISH TELECOM PLC	1,0946	0,8090	1,2476	1,0706	1,0554
CARREFOUR SUPERMARCHE	0,5262	0,3888	0,3758	0,8121	0,5257
CREDIT SUISSE GROUP -R-	0,4802	0,5628	0,5332	1,1327	0,6772
DAIMLERCHRYSLER AG	0,5789	0,7760	0,8072	1,4065	0,8922
DEUTSCHE BANK AG -R-	0,8016	0,9835	0,6539	0,7227	0,7904
DEUTSCHE TELEKOM AG	1,4439	1,7805	1,5427	1,5956	1,5907
DIAGEO PLC	1,3893	0,7685	0,7811	0,8477	0,9466
E.ON	0,5088	0,4430	0,3788	0,4687	0,4498
ENI SPA	1,3706	1,1542	1,0685	0,9080	1,1253
ERICSSON LM -B-	0,5014	0,4925	0,7380	1,2472	0,7448
FRANCE TELECOM	1,5377	1,8034	1,3411	1,4606	1,5357
GLAXO WELLCOME PLC	0,5786	0,7799	0,5868	0,9216	0,7167
HSBC HLD	0,7357	1,1418	1,2765	0,7681	0,9805
ING GROEP NV	0,5888	0,5381	0,6146	0,7667	0,6270
LLOYDS TSB GROUP PLC	0,5871	0,5995	0,8498	0,7905	0,7067
L'OREAL	0,8458	1,5936	1,0812	0,6303	1,0377
MARCONI PLC	0,7081	1,0760	1,1166	1,5971	1,1244
MUENCHENER RUECKVER AG-REG	0,9908	1,0571	1,1337	1,0752	1,0642
NESTLE SA -R-	0,5705	0,5996	0,4178	0,7407	0,5822
NOKIA OYJ	0,6952	0,7782	0,8711	0,7343	0,7697
NOVARTIS AG -R-	0,3351	0,5532	0,3572	0,8357	0,5203
PHILIPS ELECTRONICS	0,8891	0,7966	0,9607	0,8233	0,8674
PRUDENTIAL CORPORATION PLC	1,2712	1,8533	1,0681	1,2204	1,3533
ROCHE HOLDING AG -PC-	0,4810	0,7430	0,3185	0,6989	0,5604
ROYAL BANK OF SCOTLAND GROUP	1,5993	0,9794	0,8229	1,0452	1,1117
ROYAL DUTCH PETROLEUM	0,8033	1,4555	0,7474	0,8865	0,9732
SHELL TRANSPORT & TRADING CO PLC	1,1678	1,3641	0,8590	0,8974	1,0721
SIEMENS AG	0,7975	0,6685	1,0620	0,9769	0,8762
SMITHKLINE BEECHAM	0,5143	0,8084	0,5646	0,8497	0,6843
SWISS RE	0,9198	1,0730	0,6073	0,5907	0,7977
TELECOM ITALIA SPA	0,6524	0,4613	0,5687	0,8142	0,6241
TELEFONICA SA	1,3061	0,9920	1,1853	1,0409	1,1311
TOTAL FINA ELF	0,7924	1,1586	0,7864	1,1063	0,9609
UBS-R-	0,3171	0,5598	0,3565	0,6268	0,4650
VIVENDI	0,6917	0,7747	0,6812	0,7150	0,7156
VODAFONE AIRTOUCH	0,7586	1,0671	0,9690	0,9764	0,9427

Tabelle B.16: Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\bar{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.6.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet.

Zeitraum	$\hat{a}_{1OLS}$	Geschätzte Standardabweichung von $\hat{a}_{1OLS}$	$\hat{b}_{1OLS}$	Geschätzte Standardabweichung von $\hat{b}_{1OLS}$	Geschätzte Korrelation
Ankündigung					
03.07.2000	0,05762 (0,0006)	0,01562	-0,06255 (0,8465)	0,32133	-0,0004
04.07.2000	0,04875 (0,0012)	0,01411	1,17989 (0,0585)	0,60778	-0,0729
Woche 1 (19.06.2000-23.06.2000)	-0,00601 (0,8114)	0,02505	0,07052 (0,8946)	0,52954	-0,0622
Woche 2 (26.06.2000-30.06.2000)	-0,01248 (0,6966)	0,03180	0,04529 (0,8774)	0,29204	0,1055
Woche 3 (03.07.2000-07.07.2000)	0,04889 (0,0939)	0,02857	-0,11612 (0,7440)	0,35342	0,2011
Woche 4 (10.07.2000-14.07.2000)	0,00187 (0,9531)	0,03170	-0,17230 (0,7189)	0,47576	0,2841
gesamt (19.06.2000-14.07.2000)	0,03226 (0,4545)	0,04276	-0,03326 (0,9099)	0,29233	-0,0329
Umstellung					
15.09.2000	0,00366 (0,8032)	0,01461	3,13605 (<0,0001)	0,55310	0,3970
18.09.2000	0,00694 (0,5672)	0,01205	1,07912 (0,0065)	0,37786	-0,0388
Woche 1 (04.09.2000-08.09.2000)	-0,00347 (0,8831)	0,02349	0,53652 (0,0734)	0,29269	0,2539
Woche 2 (11.09.2000-15.09.2000)	0,05961 (0,0137)	0,02323	0,88942 (0,0062)	0,30979	0,2010
Woche 3 (18.09.2000-22.09.2000)	-0,03543 (0,2849)	0,03273	0,54559 (0,0305)	0,24422	0,3954
Woche 4 (25.09.2000-29.09.2000)	-0,03677 (0,2073)	0,02874	0,31229 (0,2029)	0,24170	0,1937
gesamt (04.09.2000-29.09.2000)	-0,01606 (0,7985)	0,06254	0,57096 (0,0104)	0,21337	-0,0507

Tabelle B.17: Übersicht über die geschätzten Parameter der OLS-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. In der Spalte Geschätzte Korrelation sind die geschätzten Korrelationswerte der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{OLS}$  und  $\hat{\mathbf{v}}_{OLS}$  aufgelistet.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.5, B.6, B.13 und B.14.

Zeitraum	$\hat{a}_{1SUR}$	Geschätzte Standardabweichung von $\hat{a}_{1SUR}$	$\hat{b}_{1SUR}$	Geschätzte Standardabweichung von $\hat{b}_{1SUR}$
Ankündigung				
03.07.2000	0,05762 (0,0006)	0,01562	-0,06254 (0,8466)	0,32133
04.07.2000	0,04851 (0,0013)	0,01410	1,10862 (0,0746)	0,60737
Woche 1 (19.06.2000-23.06.2000)	-0,00625 (0,8039)	0,02504	0,06341 (0,9052)	0,52929
Woche 2 (26.06.2000-30.06.2000)	-0,12750 (0,6899)	0,03176	0,05964 (0,8389)	0,29163
Woche 3 (03.07.2000-07.07.2000)	0,05010 (0,0847)	0,02842	-0,13476 (0,7033)	0,35156
Woche 4 (10.07.2000-14.07.2000)	-0,00361 (0,9089)	0,03136	-0,05620 (0,9055)	0,47059
gesamt (19.06.2000-14.07.2000)	0,03250 (0,4512)	0,04276	-0,04465 (0,8793)	0,29229
Umstellung				
15.09.2000	0,00645 (0,6540)	0,01428	3,24554 (<0,0001)	0,54052
18.09.2000	0,00690 (0,5697)	0,01205	1,09826 (0,0056)	0,37779
Woche 1 (04.09.2000-08.09.2000)	-0,00233 (0,9207)	0,02329	0,58556 (0,0496)	0,29019
Woche 2 (11.09.2000-15.09.2000)	0,06006 (0,0126)	0,02311	0,92604 (0,0043)	0,30816
Woche 3 (18.09.2000-22.09.2000)	-0,04018 (0,2156)	0,03199	0,58300 (0,0187)	0,23872
Woche 4 (25.09.2000-29.09.2000)	-0,03521 (0,2246)	0,02860	0,33867 (0,1660)	0,24053
gesamt (04.09.2000-29.09.2000)	-0,01694 (0,7876)	0,06252	0,57097 (0,0103)	0,21330

Tabelle B.18: Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\widehat{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.5, B.6, B.13 und B.14. Die Standardabweichungen der geschätzten Parameter sind geringer als in Tabelle B.17.

Zeitraum	$\hat{a}_{1OLS}$	Geschätzte Standardabweichung $\hat{a}_{1OLS}$	$\hat{b}_{1OLS}$	Geschätzte Standardabweichung $\hat{b}_{1OLS}$	Korrelation
Ankündigung					
03.07.2000	0,03583 (0,0213)	0,01501	-0,09894 (0,7939)	0,37639	-0,0632
04.07.2000	0,04622 (0,0007)	0,01271	0,94415 (0,2241)	0,76590	-0,1243
Woche 1 (19.06.2000-23.06.2000)	0,00293 (0,8963)	0,02236	-0,04760 (0,9127)	0,43180	0,1411
Woche 2 (26.06.2000-30.06.2000)	-0,00413 (0,8965)	0,03157	-0,04578 (0,8860)	0,31752	0,1511
Woche 3 (03.07.2000-07.07.2000)	0,02332 (0,4083)	0,02794	-0,20150 (0,6567)	0,45034	-0,2252
Woche 4 (10.07.2000-14.07.2000)	0,01919 (0,5300)	0,03032	-0,13102 (0,7910)	0,49135	0,3254
gesamt (19.06.2000-14.07.2000)	0,04131 (0,3127)	0,04046	-0,09815 (0,7637)	0,32450	0,0413
Umstellung					
15.09.2000	0,01420 (0,2481)	0,01214	2,04436 (0,0016)	0,61036	0,2890
18.09.2000	-0,00909 (0,4051)	0,01082	1,09689 (0,0061)	0,38077	-0,0141
Woche 1 (04.09.2000-08.09.2000)	0,01672 (0,4718)	0,02304	0,63630 (0,0409)	0,30229	-0,2789
Woche 2 (11.09.2000-15.09.2000)	0,04038 (0,0544)	0,02045	0,82470 (0,0199)	0,34168	0,1632
Woche 3 (18.09.2000-22.09.2000)	-0,04695 (0,1692)	0,03360	0,65846 (0,0170)	0,26565	-0,3424
Woche 4 (25.09.2000-29.09.2000)	-0,02251 (0,3710)	0,02491	0,42089 (0,0963)	0,24780	-0,3381
gesamt (04.09.2000-29.09.2000)	-0,01235 (0,8419)	0,06157	0,63509 (0,0083)	0,22990	-0,0867

Tabelle B.19: Übersicht über die geschätzten Parameter der OLS-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. In der Spalte Geschätzte Korrelation sind die geschätzten Korrelationswerte der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{OLS}$  und  $\hat{\mathbf{v}}_{OLS}$  aufgelistet.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\widehat{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.11, B.12, B.15 und B.16.

Zeitraum	$\hat{a}_{1SUR}$	Geschätzte Standardabweichung $\hat{a}_{1SUR}$	$\hat{b}_{1SUR}$	Geschätzte Standardabweichung $\hat{b}_{1SUR}$
Ankündigung				
03.07.2000	0,03635 (0,0195)	0,01501	-0,10655 (0,7783)	0,37620
04.07.2000	0,04614 (0,0007)	0,01268	0,79213 (0,3056)	0,76439
Woche 1 (19.06.2000-23.06.2000)	0,00283 (0,8996)	0,02230	-0,05929 (0,8911)	0,43074
Woche 2 (26.06.2000-30.06.2000)	-0,00585 (0,8535)	0,03148	-0,02158 (0,9460)	0,31659
Woche 3 (03.07.2000-07.07.2000)	0,02625 (0,3493)	0,02775	-0,23526 (0,6015)	0,44734
Woche 4 (10.07.2000-14.07.2000)	0,01248 (0,6782)	0,02988	0,00154 (0,9975)	0,48419
gesamt (19.06.2000-14.07.2000)	0,04051 (0,3219)	0,04045	-0,08137 (0,8031)	0,32443
Umstellung				
15.09.2000	0,01260 (0,2992)	0,01200	2,09228 (0,0012)	0,60348
18.09.2000	-0,00911 (0,4043)	0,01082	1,10269 (0,0058)	0,38076
Woche 1 (04.09.2000-08.09.2000)	0,01854 (0,4211)	0,02283	0,66314 (0,0320)	0,29957
Woche 2 (11.09.2000-15.09.2000)	0,03984 (0,0568)	0,02038	0,85291 (0,0159)	0,34051
Woche 3 (18.09.2000-22.09.2000)	-0,04681 (0,1636)	0,03306	0,72091 (0,0084)	0,26132
Woche 4 (25.09.2000-29.09.2000)	-0,01958 (0,4286)	0,02451	0,45791 (0,0669)	0,24387
gesamt (04.09.2000-29.09.2000)	-0,01274 (0,8368)	0,06152	0,63890 (0,0079)	0,22968

Tabelle B.20: Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\widehat{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.11, B.12, B.15 und B.16. Die Standardabweichungen der geschätzten Parameter sind geringer als in Tabelle B.19.

Anhang C

Abbildungen

```

Das SAS System          01:09 Friday, December 10, 2004  1

Die Prozedur REG
Modell: Deutsche_Telekom_vs_DJ_STOXX_50
Abhängige Variable: Rendite_Deutsche_Telekom

Number of Observations Read      200
Number of Observations Used      200

Varianzanalyse

Quelle                Freiheits-   Summe der   Mittleres
                    grade         Quadrate    Quadrat    F-Statistik  Pr > F
Modell                1           0.13740    0.13740    219.74      <.0001
Fehler              198         0.12381    0.00062529
Korrigierte Summe   199         0.26121

Wurzel MSE                0.02501    R-Quadrat    0.5260
Abhängiger Mittelwert    0.00231    Korr. R-Qu.  0.5236
Koeff.var                1083.63052

Parameterschätzwerte

Variable              Freiheits-   Parameter-   Standard-
                    grade         schätzer     fehler      t-Wert      Pr > |t|
Konstante              1           -0.00037506  0.00178     -0.21       0.8331
Rendite_DJ_STOXX_50   1           1.91592     0.12925     14.82       <.0001
    
```

```

Das SAS System          01:09 Friday, December 10, 2004  2

Die Prozedur REG
Modell: Deutsche_Telekom_vs_DJ_STOXX_50
Abhängige Variable: Rendite_Deutsche_Telekom

Durbin-Watson D                2.052
Anzahl der Beobachtungen       200
1st Order Autocorrelation      -0.028
    
```

Abbildung C.1: Regressionsreport aus SAS: 200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)). Die Spalte Parameterschätzer zeigt die OLS-Schätzwerte  $\hat{\alpha}_{iOLS}$  und  $\hat{\beta}_{iOLS}$  für die Parameter  $\alpha_i$  und  $\beta_i$ . In der Spalte Standardfehler befinden sich die Standardabweichungen der OLS-Schätzer,  $t$ -Wert zeigt den Wert der  $t$ -Teststatistik ( $H_0 : \beta_j = 0$ ) des jeweiligen geschätzten Parameters (vgl. Abschnitt 2.1.4.4) und  $Pr > |t|$  gibt den zugehörigen p-Wert an. R-Quadrat ist der Wert des Bestimmtheitsmaßes  $R^{sq}$  (2.46), Korr. R.-Qu. der Wert des adjustierten Bestimmtheitsmaßes  $R_{adj}^{sq}$  (2.47). Durbin-Watson D ist die Durbin-Watson-Statistik zur Autokorrelation (2.78), 1st Order Autocorrelation der empirische Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung (2.76).

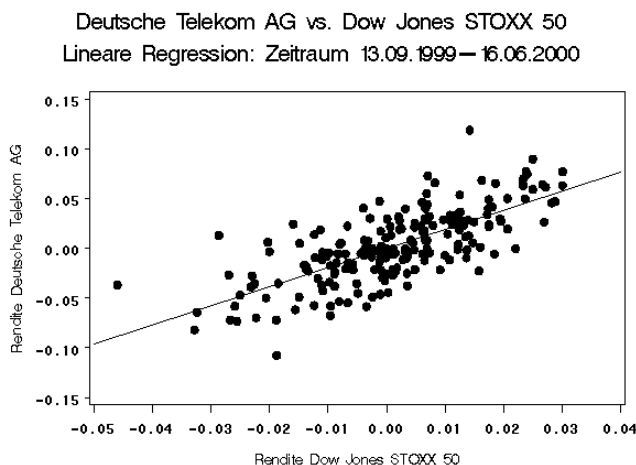


Abbildung C.2: Plot zu Abbildung C.1: 200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)) mit hohem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,5260$ ).

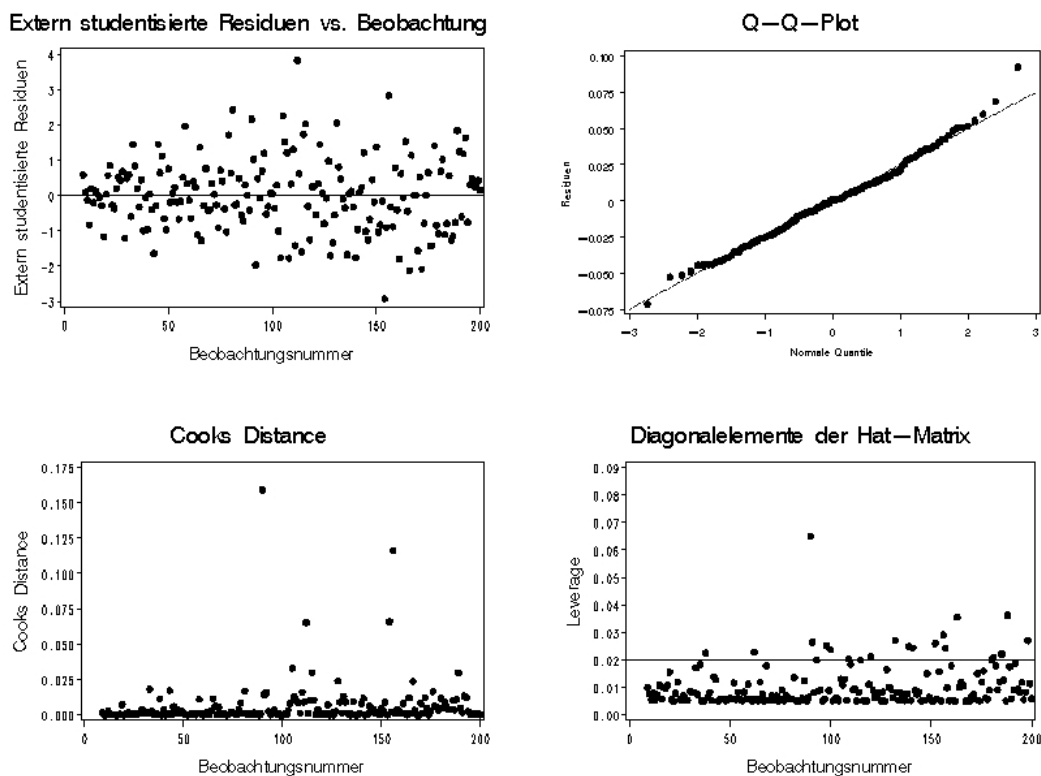


Abbildung C.3: Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ .



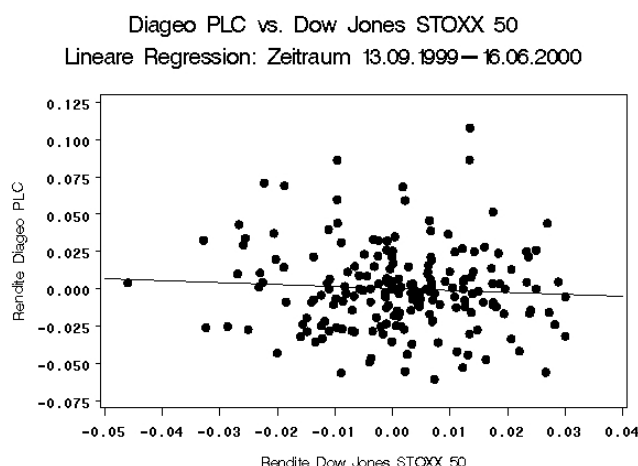


Abbildung C.4: 200-Tages-OLS-Regression der Diageo PLC-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)) mit sehr niedrigem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,0042$ ).

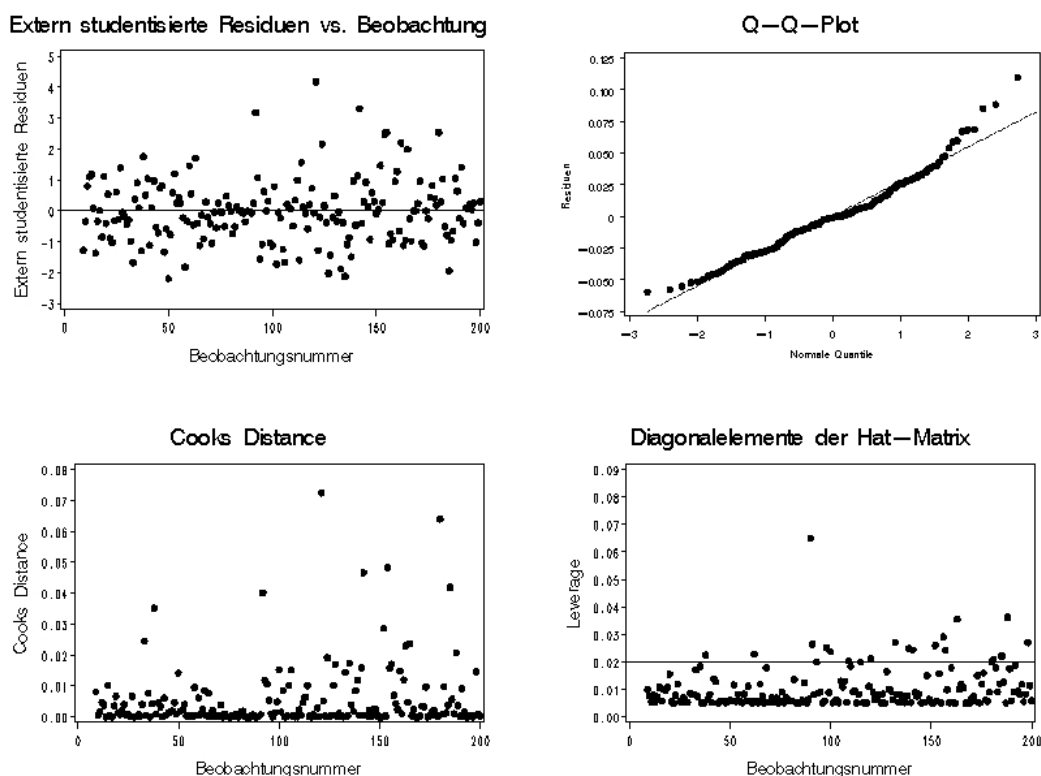


Abbildung C.5: Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Diageo PLC-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ .

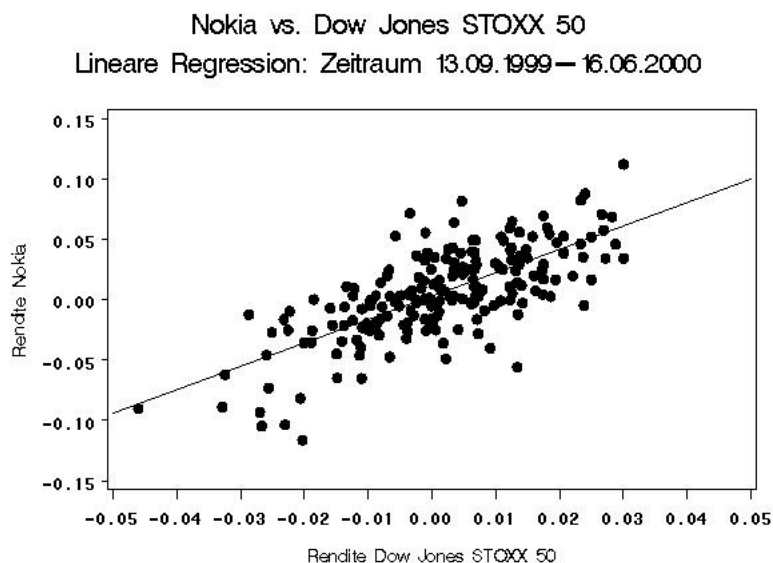


Abbildung C.6: 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)) mit hohem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,5131$ ).

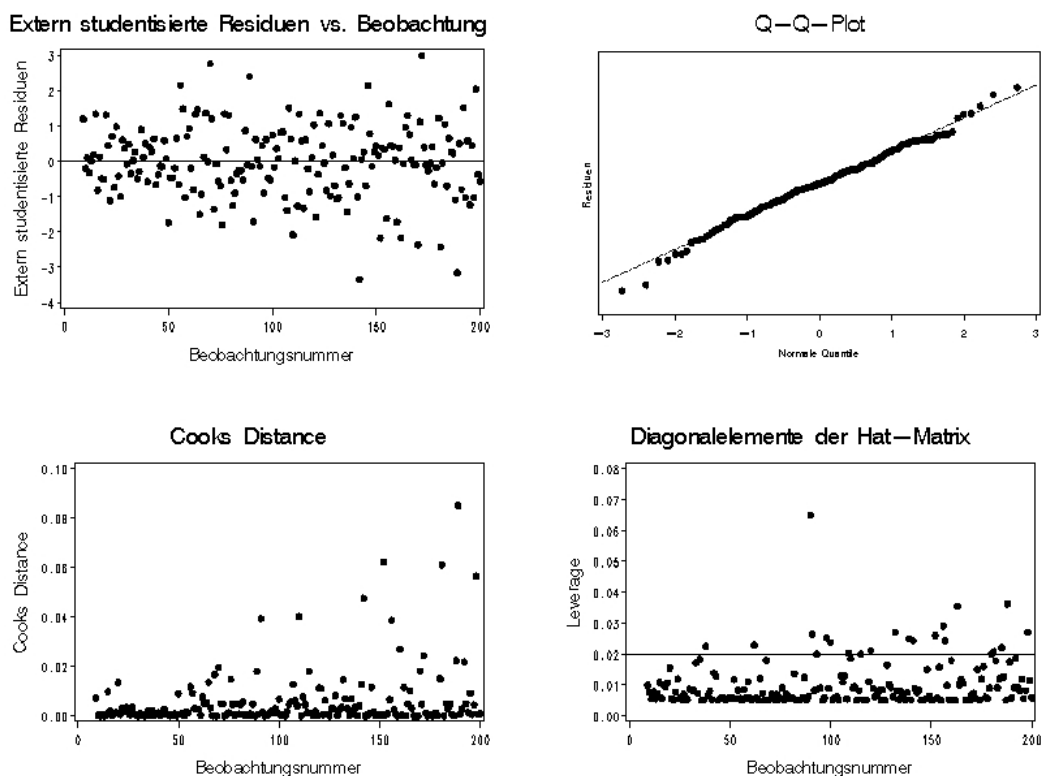


Abbildung C.7: Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ .

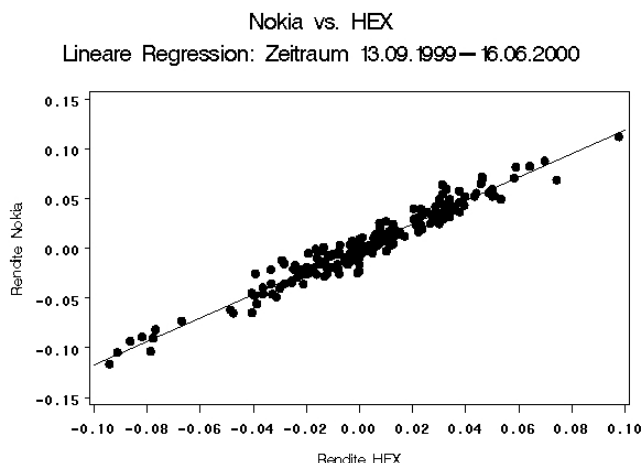


Abbildung C.8: 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die HEX-Rendite (Modell (4.14)) mit sehr hohem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,9438$ ).

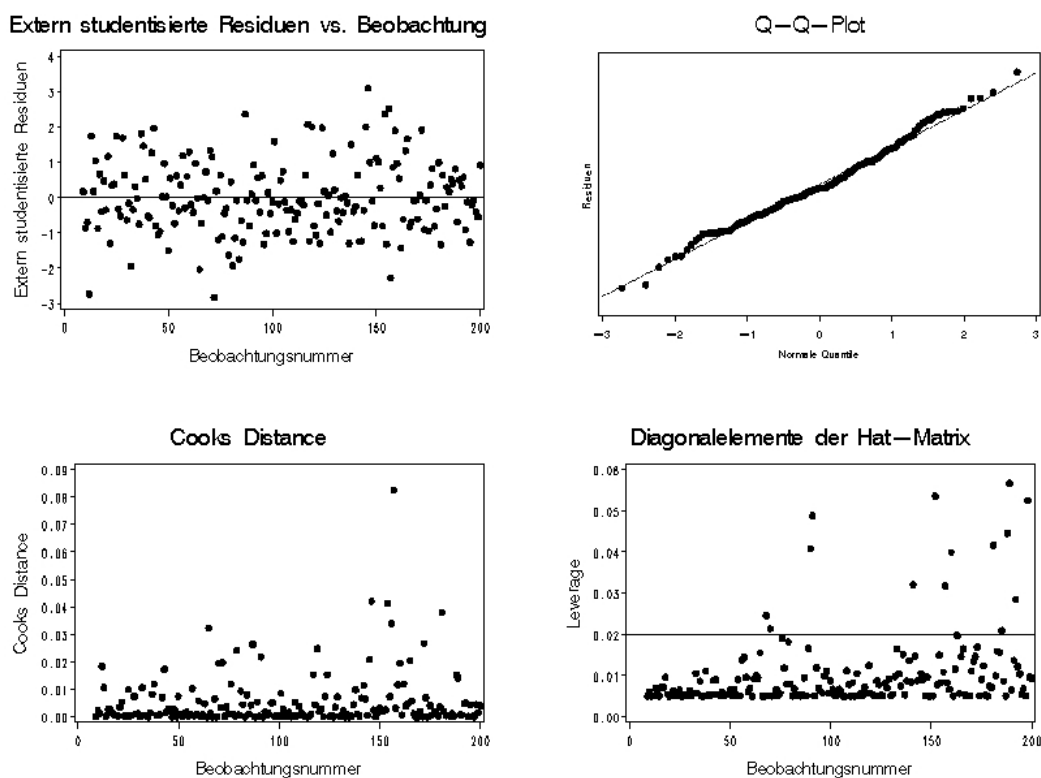


Abbildung C.9: Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die HEX-Rendite (Modell (4.14)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ .

```

Das SAS System          12:35 Monday, January 10, 2005  1
Die Prozedur CORR
2 Variablen:   Delta_Weight1 Delta_Float1

Einfache Statistiken

```

Variable	N	Mittelwert	Std. abweichung	Summe	Minimum	Maximum
Delta_Weight1	47	-0.02941	0.21337	-1.38240	-0.62943	0.18520
Delta_Float1	47	-0.12357	0.18913	-5.80800	-0.65600	0

```

Pearsonsche Korrelationskoeffizienten, N = 47
Prob > |r| unter H0: Rho=0

```

	Delta_ Weight1	Delta_ Float1
Delta_Weight1	1.00000	0.99311 <.0001
Delta_Float1	0.99311 <.0001	1.00000

Abbildung C.10: Korrelationsreport aus SAS: Messung der Korrelation zwischen den prozentualen Veränderungen im Streubesitz ( $\Delta$  Streubesitz) und den prozentualen Veränderungen in der Indexgewichtung ( $\Delta$  Gewicht) aus Tabelle B.3. Die Korrelation beträgt 99,311 Prozent und ist hochsignifikant.

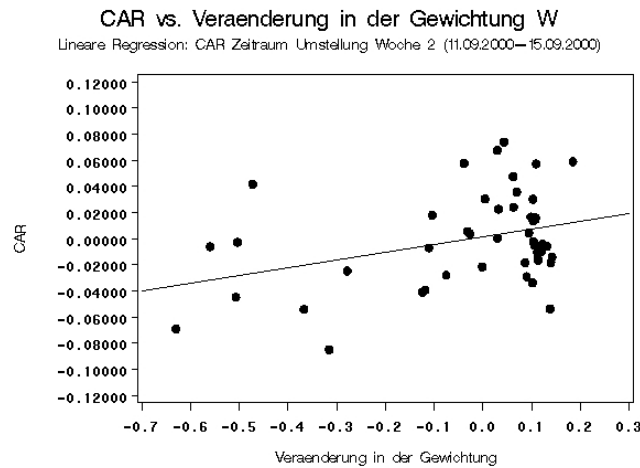


Abbildung C.11: OLS-Regression der kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  in der Woche vor der Umstellung (11.09.2000–15.09.2000) gegen die prozentuale Veränderung  $W_i$  in der Indexgewichtung des Dow Jones STOXX 50 vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 (Modell (4.26)).  $\widehat{CAR}_{iT}$  bezeichnet die kumulierte anomale Rendite des Unternehmens  $i$ , gemessen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50. Das Bestimmtheitsmaß beträgt  $R^{sq} = 0,12766$ .

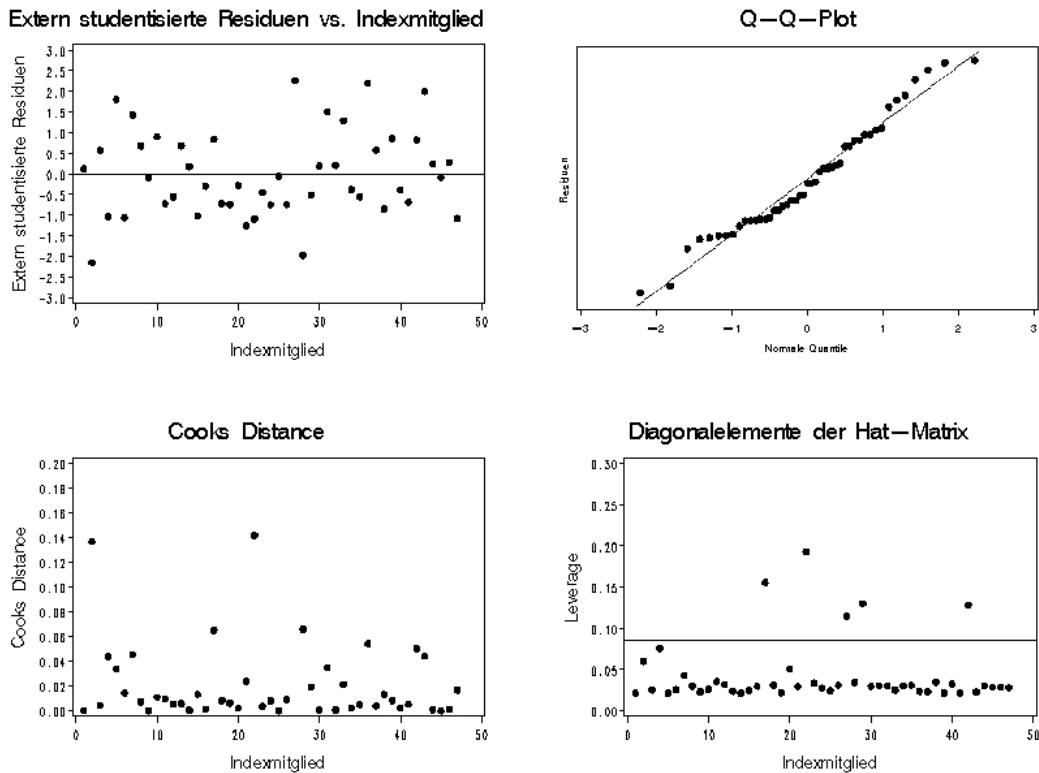


Abbildung C.12: Residuenplots zu Abbildung C.11: Extern studentisierte Residuen, Q-Q-Plot, Cook's Distance und Diagonalelemente der Hat-Matrix. Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/47) = 0.085$ .

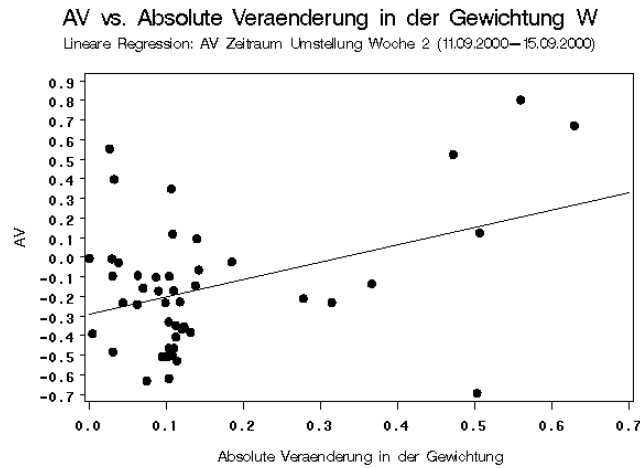


Abbildung C.13: OLS-Regression der anomalen Handelsvolumen  $\overline{AH}_{iT}$  in der Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000) gegen die absolute prozentuale Veränderung  $|W_i|$  in der Indexgewichtung des Dow Jones STOXX 50 vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 (Modell (4.27)).  $\overline{AH}_{iT}$  bezeichnet das anomale Handelsvolumen, gemessen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50. Das Bestimmtheitsmaß beträgt  $R^{sq} = 0,15482$ .

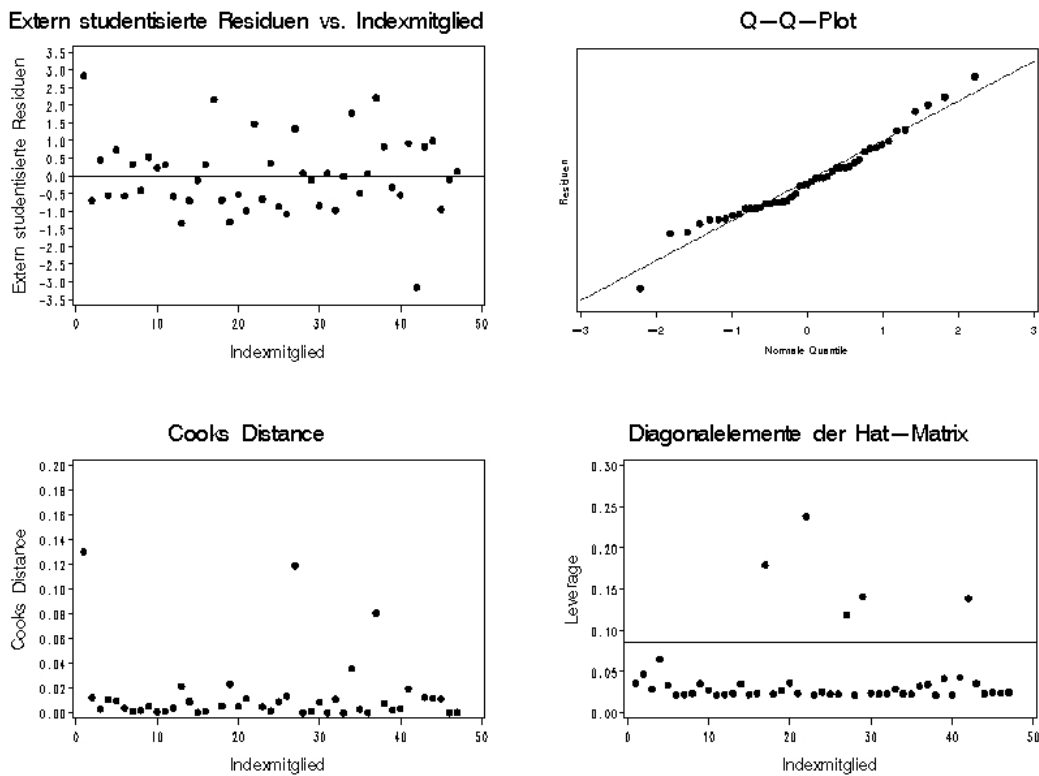


Abbildung C.14: Residuenplots zu Abbildung C.11: Extern studentisierte Residuen, Q-Q-Plot, Cook’s Distance und Diagonalelemente der Hat-Matrix. Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/47) = 0.085$ .

## Anhang D

# SAS-Programme und Erläuterung der Datensätze

Die folgenden selbsterstellten SAS-Programme sind zusammen mit den Datensätzen auf der mitgelieferten CD verfügbar. Die Berechnungen wurden in SAS 9.1 durchgeführt.

### D.1 Erläuterung der Datensätze

Die Nummerierung der untersuchten Indexmitglieder 1 bis 47 erfolgt in alphabetischer Reihenfolge und ist zusammen mit den zugeordneten nationalen Indices in Tabelle B.1 dargestellt.

Die Datei *Daten\_Preise.txt* beinhaltet die täglichen Schlußkurse des Dow Jones STOXX 50 (P\_I), der untersuchten 47 Indexmitglieder (P\_1 bis P\_47) und ihrer zugehörigen nationalen Indices (P\_I.1 bis P\_I.47) im Zeitraum 01.09.1999-29.12.2000 (347 Beobachtungen). Die Daten stammen aus Datastream, der verwendete Datentyp ist Price, closing (P).

Der Datensatz *Daten\_Volumen.txt* beinhaltet die täglichen Handelsvolumen des Dow Jones STOXX 50 (V\_I), der untersuchten 47 Indexmitglieder (V\_1 bis V\_47) und ihrer zugehörigen nationalen Indices (V\_I.1 bis V\_I.47) im Zeitraum 01.09.1999-29.12.2000 (347 Beobachtungen). Die Handelsvolumen der 47 Indexmitglieder stammen wie die Preise aus Datastream, Datentyp Turnover by volume (VO). Die Handelsvolumen sämtlicher Indices sind aus Bloomberg entnommen, Datentyp Px Volume.

Der Datensatz *Daten\_Weight.txt* enthält die Gewichtungen der 47 untersuchten Indexmitglieder im Dow Jones STOXX 50 am 15.09.2000 und 18.09.2000, der Datensatz *Daten\_Float.txt* die Streubesitzfaktoren. Die Daten wurden von STOXX Ltd. mit der Datei *hist\_sc5p.xls* zur Verfügung gestellt, die sich ebenfalls auf der CD befindet.

Fehlende Daten sind in den Dateien mit '.' eingetragen und werden von SAS beim Einlesen als nicht vorhandene Beobachtungen erkannt und bei Berechnungen nicht berücksichtigt.

## D.2 SAS-Programme

### D.2.1 200-Tages-OLS-Regression gegen Dow Jones STOXX 50

Das folgende Programm führt die historischen 200-Tages-OLS-Regressionen aller 47 Indexmitglieder gegen den Dow Jones STOXX 50 aus Abschnitt 4.5.1.1 durch. Es erfolgt die Anzeige aller Regressionsreports in SAS sowie die Anzeige der Abbildungen C.6 und C.7. Das Programm ist auf der CD als Datei

*OLS\_Regression\_200-Tage\_gegen\_Dow\_Jones\_STOXX\_50\_SAS.txt*  
abgespeichert.

```
/* Dieses Programm dient der Erstellung der 200-Tages-OLS-Regressionen der
47 Indexmitglieder gegen den Dow Jones STOXX 50 und der exemplarischen Ausgabe
der Regressions- und Residuenplots des Indexmitglieds Nokia */
```

```
/* Einlesen des Datensatzes Daten_Preise.txt */
PROC IMPORT DATAFILE='D:\SAS\Daten_Preise.txt'
Out=Preise_gesamt Dbms=Tab Replace;
Getnames=yes;
FORMAT P_I--P_47 P_I_1--P_I_47 COMMA10.2;
RUN;
```

```
/* Berechnung der Rendite des Index Dow Jones STOXX 50
sowie aller Indexmitglieder fuer den gesamten Datensatz */
DATA Renditen_gesamt;
SET Preise_gesamt;
ARRAY APreise(95) P_I P_1-P_47 P_I_1-P_I_47;
ARRAY ARenditen(95) R_I R_1-R_47 R_I_1-R_I_47;
DO M = 1 TO 95;
ARenditen(M)= LOG(APreise(M)/lag1(APreise(M)));
END;
KEEP Beob Datum R_I R_1-R_47 R_I_1-R_I_47;
RUN;
```

```
/* Teildatensatz fuer die historische 200-Tages-OLS-Parameterschaetzung erstellen
13.09.1999 (Beob 9) bis 16.06.2000 (Beob 208) */
/* Renditen_historisch */
DATA Renditen_historisch;
SET Renditen_gesamt;
IF Beob>=9 AND Beob<=208;
RUN;
```

```
/* Historische 200-Tages-OLS-Regression fuer
jedes Indexmitglied mit Anzeige der Durbin-Watson-Statistik */
%MACRO Regression_Mitglieder_hist;
%DO M = 1 %TO 47;
PROC REG DATA=Renditen_historisch OUTEST=Regressionsparameter_&M;
Model R_&M=R_I / DW;
RUN;
%END;
%MEND Regression_Mitglieder_hist;
```



```
%Regression_Mitglieder_hist;

/* Regressionsplot Nokia vs. Dow Jones STOXX 50 */
GOPTIONS RESET=all;
TITLE1 F=SWISS H=1.5 "Nokia vs. Dow Jones STOXX 50";
TITLE2 F=SWISS H=1.5 "Lineare Regression: Zeitraum 13.09.1999-16.06.2000";
PROC GPLOT DATA=Renditen_historisch;
  AXIS1 LABEL=(F=SWISS H=1) VALUE=(H=1) ORDER=-0.05 to 0.05 by 0.01 MINOR=NONE;
  AXIS2 LABEL=(F=SWISS H=1 A=90) VALUE=(H=1) ORDER=-0.15 to 0.15 by 0.05 MINOR=NONE;
  PLOT R_31*R_I / HAXIS=AXIS1 VAXIS=AXIS2;
  LABEL R_I="Rendite Dow Jones STOXX 50";
  LABEL R_31="Rendite Nokia";
  SYMBOL1 V=DOT I=RL;
RUN;

/* Erstellung eines eigenen Templates
zur Anzeige von vier Grafiken auf einer Seite */

/* Start GREPLAY Prozedur */
PROC GREPLAY tc=tempcat
             nofs;

/* Neues Template definieren */
tdef H2H2 des='Vier Bilder'

/* Bild 1 1. Zeile links */
1/llx=0   lly=53
   ulx=0   uly=100
   urx=47  ury=100
   lrx=47  lry=53

/* Bild 2 1. Zeile rechts */
2/llx=55  lly=53
   ulx=55  uly=100
   urx=100 ury=100
   lrx=100 lry=53

/* Bild 3 2. Zeile links */
3/llx=0   lly=0
   ulx=0   uly=47
   urx=47  ury=47
   lrx=47  lry=0

/* Bild 4 2. Zeile rechts */
4/llx=53  lly=0
   ulx=53  uly=47
   urx=100 ury=47
   lrx=100 lry=0;

/* Aktuelles Template auswählen */
template H2H2;

/* Inhalte des aktuellen Templates auflisten */
list template;
```

```
/* Abspeichern der Residuen, studentisierten Residuen, Cooks Distance
und Diagonalelementen der Hat-Matrix der Nokia-Regression in eigenem Datensatz */
PROC REG DATA=Renditen_historisch NOPRINT;
Model R_31=R_I;
OUTPUT OUT=Diagnostiken_31
RSTUDENT=R_31ResStud
RESIDUAL=R_31Res
COOKD=R_31Cook
H=R_31Hat;
RUN;

/* Residuenplot extern studentisierte Residuen */
GOPTIONS RESET=all;
TITLE1 F=SWISS H=2 "Extern studentisierte Residuen vs. Beobachtung";
PROC GPLOT DATA=Diagnostiken_31 GOUT=WORK.Nokia_Plots;
AXIS1 LABEL=(F=SWISS H=1.5) VALUE=(H=1) ORDER=0 to 220 by 50 MINOR=NONE;
AXIS2 LABEL=(F=SWISS H=1.5 A=90) VALUE=(H=1) ORDER=-4 to 3 by 1 MINOR=NONE;
PLOT R_31ResStud*Beob / HAXIS=AXIS1 VAXIS=AXIS2 VREF=0;
LABEL Beob="Beobachtungsnummer";
LABEL R_31ResStud="Extern studentisierte Residuen";
SYMBOL1 V=DOT;
RUN;

/* Q-Q-Plot */
GOPTIONS RESET=all;
TITLE1 F=SWISS H=2 "Q-Q-Plot";
SYMBOL VALUE=DOT;
PROC UNIVARIATE DATA=Diagnostiken_31 NOPRINT GOUT=WORK.Nokia_Plots;
QQPLOT R_31Res / NORMAL(MU=est SIGMA=est COLOR=black L=2 W=1)
HEIGHT=3 NOVTICK FONT=SWISS;
RUN;

/* Plot Cooks Distance */
GOPTIONS RESET=all;
TITLE1 F=SWISS H=2 "Cooks Distance";
PROC GPLOT DATA=Diagnostiken_31 GOUT=WORK.Nokia_Plots;
AXIS1 LABEL=(F=SWISS H=1.5) VALUE=(H=1) ORDER=0 to 220 by 50 MINOR=NONE;
AXIS2 LABEL=(F=SWISS H=1.5 A=90) VALUE=(H=1) ORDER=0 to 0.1 by 0.02 MINOR=NONE;
PLOT R_31Cook*Beob / HAXIS=AXIS1 VAXIS=AXIS2;
LABEL Beob="Beobachtungsnummer";
LABEL R_31Cook="Cooks Distance";
SYMBOL1 V=DOT;
RUN;

/* Plot Diagonalelemente der Hat-Matrix */
/* High Leverage, falls  $h_{ii} > (4/200) = 0.02$  */
GOPTIONS RESET=all;
TITLE1 F=SWISS H=2 "Diagonalelemente der Hat-Matrix";
PROC GPLOT DATA=Diagnostiken_31 GOUT=WORK.Nokia_Plots;
AXIS1 LABEL=(F=SWISS H=1.5) VALUE=(H=1) ORDER=0 to 220 by 50 MINOR=NONE;
AXIS2 LABEL=(F=SWISS H=1.5 A=90) VALUE=(H=1) ORDER=0 to 0.08 by 0.01 MINOR=NONE;
PLOT R_31Hat*Beob / HAXIS=AXIS1 VAXIS=AXIS2 VREF=0.02;
LABEL Beob="Beobachtungsnummer";
```

```

LABEL R_31Hat="Leverage";
SYMBOL1 V=DOT;
RUN;

/* Abspeichern der Grafik in externer Datei als gif */
/* Pfadangabe externe Datei */
FILENAME NAME "D:\SAS\Nokia_DJ4.gif";

/* Ausgabe der Grafik in externer Datei */
GOPTIONS RESET=all GSFNAME=name DEVICE=gif;
PROC GREPLAY IGOUT=WORK.Nokia_Plots TC=tempcat
TEMPLATE=H2H2 NOFS;
TREPLAY 1:Gplot 2:Univar 3:Gplot1 4:Gplot2;
RUN;

QUIT;

```

## D.2.2 SUR-Regression und Berechnung der kumulierten anomalen Renditen gegenüber den nationalen Indices

Das folgende Programm führt die historische 200-Tages-SUR-Regression aller 47 Indexmitglieder gegen die nationalen Indices aus Abschnitt 4.5.2.2 durch. Es erfolgt die Anzeige des Regressionsreports in SAS. Anschließend wird die kumulierte anomale Rendite aller 47 Indexmitglieder für den Zeitraum 04.09.2000-29.09.2000 berechnet. Das Programm ist auf der CD als Datei *CAR\_SUR\_gegen\_nationale\_Indices\_SAS.txt* abgespeichert.

```

/* Dieses Programm dient der Berechnung der kumulierten anomalen Renditen gegenüber
den nationalen Indices im Zeitraum 04.09.2000-29.09.2000 */

/* Einlesen des Datensatzes Daten_Preise.txt */
PROC IMPORT DATAFILE='D:\SAS\Daten_Preise.txt'
Out=Preise_gesamt Dbms=Tab Replace;
Getnames=yes;
FORMAT P_I--P_47 P_I_1--P_I_47 COMMA10.2;
RUN;

/* Berechnung der Rendite des Index sowie aller Indexmitglieder
fuer den gesamten Datensatz */
DATA Renditen_gesamt;
SET Preise_gesamt;
ARRAY APreise(95) P_I P_1-P_47 P_I_1-P_I_47;
ARRAY ARenditen(95) R_I R_1-R_47 R_I_1-R_I_47;
DO M = 1 TO 95;
ARenditen(M)= LOG(APreise(M)/lag1(APreise(M)));
END;
KEEP Beob Datum R_I R_1-R_47 R_I_1-R_I_47;
RUN;

```

```
/* Teildatensatz fuer historische 200-Tages-SUR-Schaetzung erstellen
13.09.1999 (Beob 9) bis 16.06.2000 (Beob 208) */
/* Renditen_historisch */
DATA Renditen_historisch;
SET Renditen_gesamt;
IF Beob>=9 AND Beob<=208;
RUN;

/* SUR-Regression fuer alle Mitglieder gegen die nationalen Indices */
PROC SYSLIN DATA=Renditen_historisch OUTEST=SUR_Regression SUR;
%MACRO Regression_Mitglieder_hist;
%DO M = 1 %TO 47;
Mod_&M: Model R_&M=R_I_&M / DW;
%END;
%MEND Regression_Mitglieder_hist;
%Regression_Mitglieder_hist;
RUN;

/* Erstellung des Parameterdatensatzes fuer alle Mitglieder */
%MACRO Regression_Mitglieder_hist;
%DO M = 1 %TO 47;
/* Bezeichnung des Parameterdatensatzes fuer das jeweilige Mitglied */
DATA Regressionsparameter_SUR_&M;
SET SUR_Regression;
/* Auswahl der Variablen Intercept und Koeffizient, die im Datensatz erscheinen sollen */
KEEP Intercept R_I_&M;
/* Loeschen aller Beobachtungen bis auf die Interceptzeile und Koeffizientenzeile
(vgl. Anzeige des gesamten Datensatzes) */
IF R_I_&M='.' OR R_I_&M=-1 THEN DELETE;
/* Umbenennen der Variablen in alpha und beta */
RENAME R_I_&M=beta_&M Intercept=alpha_&M;
RUN;
%END;
%MEND Regression_Mitglieder_hist;
%Regression_Mitglieder_hist;

/* Teildatensatz fuer den Zeitraum Umstellung (04.09.2000-29.09.2000) erstellen */
/* Renditen_Umstellung */
DATA Renditen_Umstellung;
SET Renditen_gesamt;
IF Beob>=264 AND Beob<=283;
RUN;

/* Berechnung Abnormal Return im Zeitraum Umstellung fuer jedes Indexmitglied einzeln */
%MACRO Abnormal_Return_Umstellung;
%DO M = 1 %TO 47;
DATA AR_Umstellung_&M;
IF _N_=1 THEN SET Regressionsparameter_SUR_&M;
SET Renditen_Umstellung;
AR_&M=R_&M-(alpha_&M+beta_&M*R_I_&M);
KEEP Beob Datum R_&M AR_&M R_I R_I_&M;
RUN;
%END;
%MEND Abnormal_Return_Umstellung;
```

```
%Abnormal_Return_Umstellung;

/* Abnormal Return im Zeitraum Umstellung fuer alle Indexmitglieder Uebersicht */
DATA AR_Umstellung_alle;
MERGE
AR_Umstellung_1 AR_Umstellung_2 AR_Umstellung_3 AR_Umstellung_4 AR_Umstellung_5
AR_Umstellung_6 AR_Umstellung_7 AR_Umstellung_8 AR_Umstellung_9 AR_Umstellung_10
AR_Umstellung_11 AR_Umstellung_12 AR_Umstellung_13 AR_Umstellung_14 AR_Umstellung_15
AR_Umstellung_16 AR_Umstellung_17 AR_Umstellung_18 AR_Umstellung_19 AR_Umstellung_20
AR_Umstellung_21 AR_Umstellung_22 AR_Umstellung_23 AR_Umstellung_24 AR_Umstellung_25
AR_Umstellung_26 AR_Umstellung_27 AR_Umstellung_28 AR_Umstellung_29 AR_Umstellung_30
AR_Umstellung_31 AR_Umstellung_32 AR_Umstellung_33 AR_Umstellung_34 AR_Umstellung_35
AR_Umstellung_36 AR_Umstellung_37 AR_Umstellung_38 AR_Umstellung_39 AR_Umstellung_40
AR_Umstellung_41 AR_Umstellung_42 AR_Umstellung_43 AR_Umstellung_44 AR_Umstellung_45
AR_Umstellung_46 AR_Umstellung_47;
BY Beob;
KEEP Datum Beob AR_1-AR_47;
FORMAT AR_1-AR_47 COMMA10.5;
RUN;

/* Cumulative Abnormal Return im Zeitraum Umstellung
fuer alle Indexmitglieder */
DATA CAR_Umstellung;
SET AR_Umstellung_alle;
RETAIN CAR_1-CAR_47 0;
ARRAY AAR(47) AR_1-AR_47;
ARRAY ACAR(47) CAR_1-CAR_47;
DO M = 1 TO 47;
RETAIN CAR_M 0;
ACAR(M)=Sum(ACAR(M),AAR(M));
END;
KEEP Beob Datum AR_1-AR_47 CAR_1-CAR_47;
FORMAT AR_1-AR_47 CAR_1-CAR_47 COMMA10.5;
RUN;

/* Cumulative Abnormal Return am Ende Zeitraum Umstellung (19.09.2000)
fuer alle Indexmitglieder Uebersicht */
DATA CAR_Umstellung_Ende;
SET CAR_Umstellung;
IF Beob=283;
KEEP CAR_1-CAR_47;
FORMAT CAR_1-CAR_47 COMMA10.5;
RUN;

/* Transponieren Vektor CAR_Umstellung_Ende */
PROC TRANSPOSE DATA=CAR_Umstellung_Ende
PREFIX=CAR_Ende_Umstellung OUT=CAR_Umstellung_EndeT;
RUN;

PROC PRINT DATA=CAR_Umstellung_EndeT;
RUN;

QUIT;
```

### D.2.3 Berechnung der durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten gegenüber den nationalen Indices

Das folgende Programm führt die Berechnung der Handelsvolumenquotienten aller 47 Indexmitglieder gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum 19.06.2000-14.07.2000 durch (vgl. Abschnitt 4.6.2). Das Programm ist auf der CD als Datei

*Handelsvolumenquotient\_gegen\_nationale\_Indices\_SAS.txt* abgespeichert.

*/\* Dieses Programm dient der Berechnung der durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten der Indexmitglieder gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum 19.06.2000-14.07.2000 \*/*

```

/* Einlesen des Datensatzes Daten_Volumen.txt */
PROC IMPORT DATAFILE='D:\TUM\Eigene_DA\SAS_Aktuell_2\Daten_Volumen.txt'
Out=Volumen_gesamt Dbms=Tab Replace;
Getnames=yes;
FORMAT V_I V_I_1--V_I_47 COMMA12. V_1--V_47 COMMA10.2;
RUN;

/* Teildatensatz fuer die historische Berechnung der Mittelwerte erstellen */
/* Zeitraum: 13.09.1999 (Beob 9) bis 16.06.2000 (Beob 208) */
/* Volumen_historisch */
DATA Volumen_historisch;
SET Volumen_gesamt;
IF Beob>=9 AND Beob<=208;
RUN;

/* Berechnung der historischen Mittelwerte */
PROC MEANS DATA=Volumen_historisch MEAN NOPRINT;
OUTPUT OUT = Mittelwerte_historisch
MEAN(V_I)=M_I MEAN(V_1-V_47)=M_1-M_47 MEAN(V_I_1-V_I_47)=M_I_1-M_I_47;
RUN;

/* Teildatensatz fuer Abnormal Volume im Zeitraum Ankuendigung erstellen */
/* Zeitraum: 19.06.2000-14.07.2000 */
/* Volumen_Ankuendigung */
DATA Volumen_Ankuendigung;
SET Volumen_gesamt;
IF Beob>=209 AND Beob<=228;
RUN;

/* Handelsvolumenquotient gegen nationale Indices im Zeitraum Ankuendigung */
DATA Volume_Ratio_Ankuendigung;
IF _N_=1 THEN SET Mittelwerte_historisch;
SET Volumen_Ankuendigung;
%MACRO Volume_Ratio;
%DO M = 1 %TO 47;
H_&M=(V_&M/V_I_&M)*(M_I_&M/M_&M);
KEEP Beob Datum H_1-H_47;
%END;
%MEND Volume_Ratio;
%Volume_Ratio;
RUN;

```

```

/* Durchschnittlicher Handelsvolumenquotient fuer alle Mitglieder fuer den gesamten
Zeitraum Ankuendigung (19.06.2000-14.07.2000) */
PROC MEANS DATA=Volume_Ratio_Ankuendigung MEAN NOPRINT;
OUTPUT OUT = Mittelwerte_Ankuendigung_gesamt
MEAN(H_1-H_47)=Hq_1-Hq_47;
RUN;

DATA Mittelwerte_Ankuendigung_gesamt;
SET Mittelwerte_Ankuendigung_gesamt;
KEEP Hq_1-Hq_47;
RUN;

/* Transponieren Vektor Mittelwerte_Ankuendigung_gesamt */
PROC TRANSPOSE DATA=Mittelwerte_Ankuendigung_gesamt
PREFIX=Hq_Ankuend_gesamt OUT=Mittelwerte_Ankuendigung_gesamtT;
RUN;

PROC PRINT DATA=Mittelwerte_Ankuendigung_gesamtT;
RUN;

QUIT;

```

#### D.2.4 Korrelationsmessung

Das folgende Programm dient der Messung der Korrelation zwischen den Veränderungen im Streubesitzanteil und den Veränderungen in der Indexgewichtung. Es erfolgt die Anzeige des Korrelationsreports in Abbildung C.10. Das Programm ist auf der CD als Datei *Korrelation\_Delta\_Weight\_Delta\_Float\_SAS.txt* abgespeichert.

```

/* Dieses Programm dient der Messung der Korrelation zwischen den
Veraenderungen im Streubesitzanteil (Delta_Float) und den
Veraenderungen in der Gewichtung (Delta_weight) durch die
Umstellung vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 */

/* Einlesen des Datensatzes Daten_Weight.txt */
PROC IMPORT DATAFILE='D:\TUM\Eigene_DA\SAS_AKTUELL\Daten_Weight.txt'
Out=Weight_gesamt Dbms=Tab Replace;
Getnames=yes;
FORMAT W_1--W_47 COMMA10.9;
RUN;

/* Berechnung Delta_Weight */
DATA Delta_Weight_1;
SET Weight_gesamt;
ARRAY AWeight(47) W_1-W_47;
ARRAY ADeltaWeight(47) DW_1-DW_47;
DO M = 1 TO 47;
ADeltaWeight(M)= (AWeight(M)/lag1(AWeight(M)))-1;

```

```
END;
KEEP Beob Datum W_1-W_47 DW_1-DW_47;
RUN;

/* Erstellung Vektor Delta_Weight */
DATA Delta_Weight;
SET Delta_Weight_1;
IF Beob=274;
KEEP DW_1-DW_47;
RUN;

/* Transponieren Vektor Delta_Weight */
PROC TRANSPOSE DATA=Delta_Weight PREFIX=Delta_Weight OUT=Delta_WeightT;
RUN;

/* Einlesen des Datensatzes Daten_Float.txt */
PROC IMPORT DATAFILE='D:\TUM\Eigene_DA\SAS_AKTUELL\Daten_Float.txt'
Out=Weight_gesamt Dbms=Tab Replace;
Getnames=yes;
FORMAT F_1--F_47 COMMA10.9;
RUN;

/* Berechnung Delta_Float */
DATA Delta_Float_1;
SET Weight_gesamt;
ARRAY AFloat(47) F_1-F_47;
ARRAY ADeltaFloat(47) DF_1-DF_47;
DO M = 1 TO 47;
ADeltaFloat(M)= (AFloat(M)/lag1(AFloat(M)))-1;
END;
KEEP Beob Datum F_1-F_47 DF_1-DF_47;
RUN;

/* Erstellung Vektor Delta_Weight */
DATA Delta_Float;
SET Delta_Float_1;
IF Beob=274;
KEEP DF_1-DF_47;
RUN;

/* Transponieren Vektor Delta_Float */
PROC TRANSPOSE DATA=Delta_Float PREFIX=Delta_Float OUT=Delta_FloatT;
RUN;

DATA Float_Weight;
MERGE
Delta_WeightT
Delta_FloatT;
RUN;

/* Korrelation zwischen Delta_Float und Delta_Weight berechnen */
PROC CORR DATA=Float_Weight;
VAR Delta_Weight1 Delta_Float1;
RUN;
```



```
QUIT;
```

### D.2.5 SUR-Querschnittsregression

Das folgende Programm führt die SUR-Querschnittsregression zur Messung des Zusammenhanges der Preis- und Handelsvolumeneffekte mit den Veränderungen in der Indexgewichtung aus Abschnitt 4.7.2 durch. Das Programm ist auf der CD als Datei

*SUR\_CAR\_AV\_Querschnittsregression\_SAS.txt*

abgespeichert.

```
/* Dieses Programm dient der Durchfuehrung der SUR-Querschnittsregression
der kumulierten anomalen Rendite und des anomalen Handelsvolumens
gegenueber den Veraenderungen in der Indexgewichtung */
```

```
/* Einlesen des Datensatzes Daten_Weight.txt */
PROC IMPORT DATAFILE='D:\SAS\Daten_Weight.txt'
Out=Weight_gesamt Dbms=Tab Replace;
Getnames=yes;
FORMAT W_1--W_47 COMMA10.9;
RUN;
```

```
/* Berechnung der Veraenderung in der Indexgewichtung vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 */
/* Delta_Weight */
DATA Delta_Weight_1;
SET Weight_gesamt;
ARRAY AWeight(47) W_1-W_47;
ARRAY ADeltaWeight(47) DW_1-DW_47;
DO M = 1 TO 47;
ADeltaWeight(M)= (AWeight(M)/lag1(AWeight(M)))-1;
END;
KEEP Beob Datum W_1-W_47 DW_1-DW_47;
RUN;
```

```
/* Erstellung Vektor Delta_Weight */
DATA Delta_Weight;
SET Delta_Weight_1;
IF Beob=274;
KEEP DW_1-DW_47;
RUN;
```

```
/* Transponieren Vektor Delta_Weight */
PROC TRANSPOSE DATA=Delta_Weight
PREFIX=Delta_Weight OUT=Delta_WeightT;
RUN;
```

```
/* Vektor Delta_Weight_AbsT erstellen: Absolutwerte */
DATA Delta_Weight_AbsT;
SET Delta_WeightT;
Delta_Weight_Abs=ABS(Delta_Weight1);
KEEP Delta_Weight_Abs;
```

```
RUN;
```

```
/* Einlesen des Datensatzes Daten_Preise.txt */  
PROC IMPORT DATAFILE='D:\SAS\Daten_Preise.txt'  
Out=Preise_gesamt Dbms=Tab Replace;  
Getnames=yes;  
FORMAT P_I--P_47 P_I_1--P_I_47 COMMA10.2;  
RUN;
```

```
/* Berechnung der Rendite des Index sowie aller Indexmitglieder fuer den gesamten Datensatz */  
DATA Renditen_gesamt;  
SET Preise_gesamt;  
ARRAY APreise(95) P_I P_1-P_47 P_I_1-P_I_47;  
ARRAY ARenditen(95) R_I R_1-R_47 R_I_1-R_I_47;  
DO M = 1 TO 95;  
ARenditen(M)= LOG(APreise(M)/lag1(APreise(M)));  
END;  
KEEP Beob Datum R_I R_1-R_47 R_I_1-R_I_47;  
RUN;
```

```
/* Teildatensatz fuer historische Schaetzung erstellen */  
/* Renditen_historisch */  
DATA Renditen_historisch;  
SET Renditen_gesamt;  
IF Beob>=9 AND Beob<=208;  
RUN;
```

```
/* Historische SUR-Regression fuer alle Mitglieder */  
PROC SYSLIN DATA=Renditen_historisch OUTEST=SUR_Regression SUR NOPRINT;  
%MACRO Regression_Mitglieder_hist;  
%DO M = 1 %TO 47;  
Mod_&M: Model R_&M=R_I_&M / DW;  
%END;  
%MEND Regression_Mitglieder_hist;  
%Regression_Mitglieder_hist;  
RUN;
```

```
/* Erstellung des Parameterdatensatzes fuer alle Mitglieder */  
%MACRO Regression_Mitglieder_hist;  
%DO M = 1 %TO 47;  
/* Bezeichnung des Parameterdatensatzes fuer das jeweilige Mitglied */  
DATA Regressionsparameter_SUR_&M;  
SET SUR_Regression;  
/* Auswahl der Variablen Intercept und Koeffizient, die im Datensatz erscheinen sollen */  
KEEP Intercept R_I_&M;  
/* Loeschen aller Beobachtungen bis auf die Intercept und Koeffizientenzeile  
(vgl. Anzeige des gesamten Datensatzes) */  
IF R_I_&M='.' OR R_I_&M=-1 THEN DELETE;  
/* Umbenennen der Variablen in alpha und beta*/  
RENAME R_I_&M=beta_&M Intercept=alpha_&M;  
RUN;  
%END;  
%MEND Regression_Mitglieder_hist;  
%Regression_Mitglieder_hist;
```

```
/* Teildatensatz fuer den Zeitraum Umstellung erstellen */
/* Zeitraum: 11.09.2000-15.09.2000 */
/* Renditen_Umstellung */
DATA Renditen_Umstellung;
SET Renditen_gesamt;
IF Beob>=269 AND Beob<=273;
RUN;

/* Berechnung Abnormal Return im Zeitraum Umstellung fuer jedes Indexmitglied einzeln */
%MACRO Abnormal_Return_Umstellung;
%DO M = 1 %TO 47;
DATA AR_Umstellung_&M;
IF _N_=1 THEN SET Regressionsparameter_SUR_&M;
SET Renditen_Umstellung;
AR_&M=R_&M-(alpha_&M+beta_&M*R_I_&M);
KEEP Beob Datum R_&M AR_&M R_I R_I_&M;
RUN;
%END;
%MEND Abnormal_Return_Umstellung;
%Abnormal_Return_Umstellung;

/* Abnormal Return im Zeitraum Umstellung fuer alle Indexmitglieder */
DATA AR_Umstellung_alle;
MERGE
AR_Umstellung_1 AR_Umstellung_2 AR_Umstellung_3 AR_Umstellung_4 AR_Umstellung_5
AR_Umstellung_6 AR_Umstellung_7 AR_Umstellung_8 AR_Umstellung_9 AR_Umstellung_10
AR_Umstellung_11 AR_Umstellung_12 AR_Umstellung_13 AR_Umstellung_14 AR_Umstellung_15
AR_Umstellung_16 AR_Umstellung_17 AR_Umstellung_18 AR_Umstellung_19 AR_Umstellung_20
AR_Umstellung_21 AR_Umstellung_22 AR_Umstellung_23 AR_Umstellung_24 AR_Umstellung_25
AR_Umstellung_26 AR_Umstellung_27 AR_Umstellung_28 AR_Umstellung_29 AR_Umstellung_30
AR_Umstellung_31 AR_Umstellung_32 AR_Umstellung_33 AR_Umstellung_34 AR_Umstellung_35
AR_Umstellung_36 AR_Umstellung_37 AR_Umstellung_38 AR_Umstellung_39 AR_Umstellung_40
AR_Umstellung_41 AR_Umstellung_42 AR_Umstellung_43 AR_Umstellung_44 AR_Umstellung_45
AR_Umstellung_46 AR_Umstellung_47;
BY Beob;
KEEP Datum Beob AR_1-AR_47;
FORMAT AR_1-AR_47 COMMA10.5;
RUN;

/* Cumulative Abnormal Return fuer alle Indexmitglieder berechnen */
DATA CAR_Umstellung;
SET AR_Umstellung_alle;
RETAIN CAR_1-CAR_47 0;
ARRAY AAR(47) AR_1-AR_47;
ARRAY ACAR(47) CAR_1-CAR_47;
DO M = 1 TO 47;
RETAIN CAR_M 0;
ACAR(M)=Sum(ACAR(M),AAR(M)) ;
END;
KEEP Beob Datum AR_1-AR_47 CAR_1-CAR_47;
FORMAT AR_1-AR_47 CAR_1-CAR_47 COMMA10.5;
RUN;
```

```
/* Cumulative Abnormal Return fuer alle Indexmitglieder Uebersicht */
DATA CAR_Umstellung_Ende;
SET CAR_Umstellung;
IF Beob=273;
KEEP CAR_1-CAR_47;
FORMAT CAR_1-CAR_47 COMMA10.5;
RUN;

/* Transponieren Vektor CAR_Umstellung_Ende */
PROC TRANSPOSE DATA=CAR_Umstellung_Ende
PREFIX=CAR_Ende_Umstellung OUT=CAR_Umstellung_EndeT;
RUN;

/* Einlesen des Datensatzes Daten_Volumen.txt */
PROC IMPORT DATAFILE='D:\SAS\Daten_Volumen.txt'
Out=Volumen_gesamt Dbms=Tab Replace;
Getnames=yes;
FORMAT V_I V_I_1--V_I_47 COMMA12. V_1--V_47 COMMA10.2;
RUN;

/* Teildatensatz fuer historische Berechnung der Mittelwerte erstellen */
/* Volumen_historisch */
DATA Volumen_historisch;
SET Volumen_gesamt;
IF Beob>=9 AND Beob<=208;
RUN;

/* Berechnung der historischen Mittelwerte */
PROC MEANS DATA=Volumen_historisch MEAN NOPRINT;
OUTPUT OUT = Mittelwerte_historisch
MEAN(V_I)=M_I MEAN(V_1-V_47)=M_1-M_47 MEAN(V_I_1-V_I_47)=M_I_1-M_I_47;
RUN;

/* Teildatensatz fuer Abnormal Volume im Zeitraum Umstellung erstellen */
/* Zeitraum: 11.09.2000-15.09.2000 */
/* Volumen_Ankuendigung */
DATA Volumen_Umstellung;
SET Volumen_gesamt;
IF Beob>=269 AND Beob<=273;
RUN;

/* Handelsvolumenquotient gegenueber den nationalen Indices berechnen */
DATA Volume_Ratio_Umstellung;
IF _N_=1 THEN SET Mittelwerte_historisch;
SET Volumen_Umstellung;
%MACRO Volume_Ratio;
%DO M = 1 %TO 47;
H_&M=(V_&M/V_I_&M)*(M_I_&M/M_&M);
KEEP Beob Datum H_1-H_47;
%END;
%MEND Volume_Ratio;
%Volume_Ratio;
RUN;
```

```
/* Durchschnittlicher Handelsvolumenquotient fuer alle Mitglieder */
PROC MEANS DATA=Volume_Ratio_Umstellung MEAN NOPRINT;
OUTPUT OUT = Mittelwerte_Umstellung_gesamt
MEAN(H_1-H_47)=Hq_1-Hq_47;
RUN;

DATA Mittelwerte_Umstellung_gesamt;
SET Mittelwerte_Umstellung_gesamt;
KEEP Hq_1-Hq_47;
RUN;

/* Transponieren Vektor Mittelwerte_Umstellung_gesamt */
PROC TRANSPOSE DATA=Mittelwerte_Umstellung_gesamt
PREFIX=Hq_Umstellung_gesamt OUT=Mittelwerte_Umstellung_gesamtT;
RUN;

/* Vektor Abnormal Volume erstellen*/
DATA AbnormalVol_Umstellung_gesamtT;
SET Mittelwerte_Umstellung_gesamtT;
AV_Umstellung=Hq_Umstellung_gesamt1-1;
KEEP AV_Umstellung;
RUN;

DATA SUR_Umstellung;
MERGE
CAR_Umstellung_EndeT
AbnormalVol_Umstellung_gesamtT
Delta_WeightT
Delta_Weight_AbsT;
KEEP CAR_Ende_Umstellung1 AV_Umstellung Delta_Weight1 Delta_Weight_Abs;
RUN;

/* SUR-Regression Weight */
PROC SYSLIN DATA=SUR_Umstellung SUR;
Mod_C_W: Model CAR_Ende_Umstellung1=Delta_Weight1;
Mod_A_W: Model AV_Umstellung=Delta_Weight_Abs;
RUN;

QUIT;
```

## Anhang E

# Internetverzeichnis

Eine Liste verwendeter und hilfreicher Internetlinks:

ATS Stat Consulting Group: SAS-Hilfe und Lernmodule

<http://www.ats.ucla.edu/stat/sas>

CSC Finnish IT center for science: SAS OnlineDoc Version 8

<http://www.csc.fi/cshelp/sovellukset/stat/sas/sasdoc/sashtml/main.htm>

SAS Institute: Technische Unterstützung

<http://support.sas.com/techsup>

Stoxx Limited

<http://www.stoxx.com>

Stanford Universität: Übersicht über die kritischen Werte der Durbin-Watson-Statistik

<http://www.stanford.edu/~clint/bench/dwcrit.htm>

# Literaturverzeichnis

- [1935] Aitken, A. C. (1935), *On Least Squares and Linear Combinations of Observations*, Proceedings of the Royal Statistical Society of Edinburgh, 55, S. 42-48.
- [1980] Belsley, D. A., Kuh, E. & Welsch, R. (1980), *Regression Diagnostics- Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, John Wiley and Sons, New York.
- [2004] Böhme, R. & Lang, S. (2004), *Lineare Modelle*, Institut für Statistik, Ludwig-Maximilians-Universität München,  
<http://www.stat.uni-muenchen.de/~lang/skript/limo.pdf>.
- [2002] Brockwell, P. J. & Davis, R. A. (2002), *Introduction to Time Series and Forecasting*, 2.Aufl., Springer Verlag, New York.
- [1997] Campbell, J. Y., Lo, A. W. & MacKinlay, A. C. (1997), *The Econometrics Of Financial Markets*, Princeton Univ. Press, Princeton, NJ.
- [2002] Dobson, A. J. (2002), *An introduction to generalized linear models*, 2.Aufl., Chapman & Hall/CRC, Boca Raton, Florida.
- [2001] Eckey, H.-F., Kosfeld, R. & Dreger, C. (2001), *Ökonometrie*, 2.Aufl., Gabler Verlag, Wiesbaden.
- [2001] Fahrmeir, L., Künstler, R., Pigeot, I. & Tutz, G. (2001), *Statistik*, 3.Aufl., Springer Verlag, Berlin Heidelberg.
- [1984] Fomby, T. B., Hill, R. C. & Johnson, S. R. (1984), *Advanced Econometric Methods*, 1.Aufl., Springer Verlag, New York.
- [1981] Graham, A. (1981), *Kronecker Products and Matrix Calculus With Applications*, 1.Aufl., Ellis Horwood Limited, Chichester, England.
- [1986] Harris, L. & Gurel, E. (1986), *Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressures*, Journal of Finance, 41(4), S. 815-830.
- [2000] Kaul, A., Mehrotra, V. & Morck, R. (2000), *Demand Curves for Stocks Do Slope Down: New Evidence from an Index Weights Adjustment*, Journal of Finance, 55, S. 893-912.
- [2003] Kredler, C. (2003), *Lineare Modelle mit Anwendungen*, Lehrstuhl für Mathematische Statistik, Technische Universität München,  
<http://www-m1.ma.tum.de/nbu/linmod/theorie/main.pdf>.

- [2004] Lang, S. (2004), *Matrixalgebra mit einer Einführung in lineare Modelle*, Institut für Statistik, Ludwig-Maximilians-Universität München,  
<http://www.stat.uni-muenchen.de/~lang/skript/matrixalgebra.pdf>.
- [1986] Myers, R. H. (1986), *Classical and modern regression with applications*, 2.Aufl., PWS-KENT Publishing Company, Boston.
- [2001] Neumann, R. & Voetmann, T. (2001), *Float Capitalization Index Weights in Dow Jones STOXX*, 2.Version, Finance Department, Wharton School, University of Pennsylvania,  
[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=299922](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=299922).
- [1973] Pearl, M. (1973), *Matrix Theory and Finite Mathematics*, 1.Aufl., Mc-Graw-Hill Inc., USA.
- [1997] Råde, L. & Westergren B. (1997), *Springers mathematische Formeln: Taschenbuch für Ingenieure, Naturwissenschaftler, Wirtschaftswissenschaftler*, 2.Aufl., Springer-Verlag, Berlin Heidelberg.
- [1977] Savin, N.E. & White, K.J. (1977), *The Durbin-Watson Test for Serial Correlation with Extreme Sample Sizes or Many Regressors*, *Econometrica*, 45, S. 1989-1996.
- [1977] Seber, G. A. F. (1977), *Linear Regression Analysis*, 1.Aufl., John Wiley and Sons, New York.
- [1987] Srivastava, V. K. & Giles, D. E. A. (1987), *Seemingly Unrelated Regression Equation Models: Estimation And Inference*, 1.Aufl., Marcel Dekker Inc., New York.
- [1991] Steeb, W.-H. (1991), *Kronecker products of matrices and applications*, 1.Aufl., Bibliographisches Institut und F.A. Brockhaus AG, Mannheim.
- [1997] Timm, N. H. & Mieczkowski, T. A. (1997), *Univariate and Multivariate General Linear Models: Theory and Applications Using SAS Software*, 1.Aufl., SAS Institute Inc., Cary, NC.
- [1962] Zellner, A. (1962), *An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias*, *Journal of the American Statistical Association*, 57, S. 348-368.
- [1962] Zellner, A. & Huang, D. S. (1962), *Further properties of efficient estimators for seemingly unrelated regression equations*, *Economic Review*, 3, S. 300-313.



# Tabellenverzeichnis

4.1	Übersicht der untersuchten Indexmitglieder des Dow Jones STOXX 50 . . . . .	51
4.2	Abkürzungsverzeichnis und Erläuterungen zu Tabelle 4.1 . . . . .	52
4.3	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen $\widehat{CAR}_T^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Ankündigung. .	60
4.4	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen $\widehat{CAR}_T^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Umstellung. . .	60
4.5	Korrelationsmatrix der OLS-Residuen $\hat{\mathbf{u}}_{\text{OLS}}$ der Unternehmen des Wirtschaftssektors Energie. Die Unternehmen stammen aus vier verschiedenen Ländern. . .	63
4.6	Korrelationsmatrix der OLS-Residuen $\hat{\mathbf{u}}_{\text{OLS}}$ der fünf niederländischen Unternehmen. Die Unternehmen stammen aus drei verschiedenen Wirtschaftssektoren. . .	63
4.7	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen $\widehat{CAR}_T^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Ankündigung. Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression ermittelt. . . . .	65
4.8	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlich kumulierten anomalen Renditen $\widehat{CAR}_T^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Umstellung. Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression ermittelt. . . . .	65
4.9	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten $\overline{H}^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Ankündigung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten $H_t^*$ am Tag der Ankündigung und am Folgetag. . . . .	69
4.10	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten $\overline{H}^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 im Zeitraum der Umstellung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten $H_t^*$ am Tag vor der Umstellung und am Tag der Umstellung. . . . .	69

4.11	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten $\overline{H}^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Ankündigung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten $H_t^*$ am Tag der Ankündigung und am Folgetag. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet. . . . .	71
4.12	Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten $\overline{H}^*$ der Mitglieder der Gruppen HF (34 Unternehmen) und LF (13 Unternehmen) gegenüber den nationalen Indices im Zeitraum der Umstellung sowie die durchschnittlichen Handelsvolumenquotienten $H_t^*$ am Tag vor der Umstellung und am Tag der Umstellung. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet. . . . .	71
4.13	Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (19.06.2000-14.07.2000). Die p-Werte der $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$ bzw. $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. $\widehat{CAR}_{iT}$ und $\overline{AH}_{iT}$ wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen. . . . .	75
4.14	Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$ bzw. $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. $\widehat{CAR}_{iT}$ und $\overline{AH}_{iT}$ wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen. . . . .	75
4.15	Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (19.06.2000-14.07.2000). Die p-Werte der $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$ bzw. $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. $\widehat{CAR}_{iT}$ und $\overline{AH}_{iT}$ wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen. . . . .	76
4.16	Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Umstellung des Dow Jones STOXX 50 (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$ bzw. $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. $\widehat{CAR}_{iT}$ und $\overline{AH}_{iT}$ wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen. . . . .	76
B.1	Übersicht der untersuchten Indexmitglieder des Dow Jones STOXX 50 . . . . .	87
B.2	Abkürzungsverzeichnis und Erläuterungen zu Tabelle B.1 . . . . .	88

B.3	Übersicht über die untersuchten Indexmitglieder: Prozentuale Gewichtung der Unternehmen im Dow Jones STOXX 50 vor (15.09.2000) und nach der Umstellung (18.09.2000) sowie prozentuale Veränderung ( $\Delta$ Gewicht $W_i$ ). Der Streubesitzfaktor $f_{it}$ fließt ab dem 18.09.2000 in die Berechnung der Indexgewichtung ein, vor diesem Zeitpunkt wurde er für alle Unternehmen mit dem Faktor 1 gewertet. In der Spalte $\Delta$ Streubesitz ist wie bei $\Delta$ Gewicht die prozentuale Veränderung des Streubesitzfaktors aufgelistet. Die Spalte High/Low Float beinhaltet ein Kürzel bezüglich des Streubesitzfaktors: Liegt der Streubesitzanteil eines Unternehmens unter 85 Prozent, so wird das Unternehmen als Mitglied mit geringem Streubesitzanteil (Low Float, LF) eingestuft. Ist der Streubesitzfaktor größer oder gleich 85 Prozent, so wird das Unternehmen als Mitglied mit hohem Streubesitzanteil (High Float, HF) eingestuft. . . . .	89
B.4	Geschätzte OLS-Parameter und Modellwerte der 200-Tages-OLS-Regressionen (13.09.1999-16.06.2000) der Indexmitglieder gegen den Dow Jones STOXX 50 für alle einzelnen Gleichungen aus (4.13). . . . .	90
B.5	Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen $\widehat{CAR}_{iT}$ gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.5.1.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000. $\widehat{CAR}_{iT}$ bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 03.07.-07.07.2000: $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=03.07.00}^{T=07.07.00} \widehat{AR}_{it}$ . . .	91
B.6	Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen $\widehat{CAR}_{iT}$ gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.5.1.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000. $\widehat{CAR}_{iT}$ bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 11.09.-15.09.2000: $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=11.09.00}^{T=15.09.00} \widehat{AR}_{it}$ . . . . .	92
B.7	Vergleich der Ergebnisse der 200-Tages-OLS-Regressionen gegen den Dow Jones STOXX 50 (Modell (4.13)) und gegen die nationalen Indices (Modell (4.14)) bezüglich Bestimmtheitsmaß $R^{sq}$ und p-Werte der $F$ -Statistik. . . . .	93
B.8	Geschätzte OLS-Parameter und zugehörige Standardabweichungen der 200-Tages-OLS-Regressionen gegen die nationalen Indices für alle einzelnen Gleichungen aus (4.14). . . . .	94
B.9	Parameter und zugehörige Standardabweichungen der 200-Tages-SUR-Regression gegen die nationalen Indices für alle Gleichungen aus (4.14) in einem Schritt. Die Standardabweichungen von $\hat{\alpha}_{iSUR}$ und $\hat{\beta}_{iSUR}$ sind geringer als in Tabelle B.8. . .	95
B.10	Autokorrelationskoeffizient und Durbin-Watson-Statistik der 200-Tages-SUR-Regression gegen die nationalen Indices für die Gleichungen aus (4.14). . . . .	96
B.11	Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen $\widehat{CAR}_{iT}$ gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.5.2.3) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000. $\widehat{CAR}_{iT}$ bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 03.07.-07.07.2000: $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=03.07.00}^{T=07.07.00} \widehat{AR}_{it}$ . Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression aus Tabelle B.9 ermittelt. . . . .	97

- B.12 Wochenweise Messung der kumulierten täglichen anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.5.2.3) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000.  $\widehat{CAR}_{iT}$  bezeichnet die Summe der täglichen anomalen Renditen des jeweiligen Zeitraumes, z.B. in der Woche 11.09.-15.09.2000:  $\widehat{CAR}_{iT} = \sum_{t=11.09.00}^{T=15.09.00} \widehat{AR}_{it}$ . Die anomalen Renditen wurden mit den geschätzten Parametern der SUR-Regression aus Tabelle B.9 ermittelt. . . . . 98
- B.13 Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\overline{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.6.1) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000. . . . . 99
- B.14 Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\overline{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 (Abschnitt 4.6.1) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000. . . . . 100
- B.15 Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\overline{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.6.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Ankündigung der Umstellung am 03.07.2000. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet. . . . . 101
- B.16 Übersicht über die durchschnittlichen wöchentlichen Handelsvolumenquotienten  $\overline{H}_{iT}$  (4.21) gegenüber den nationalen Indices (Abschnitt 4.6.2) im Zeitraum zwei Wochen vor bis zwei Wochen nach der Umstellung am 18.09.2000. Aufgrund fehlender Daten wurde statt des AGI und des IBEX 35 der Dow Jones STOXX 50 als nationaler Index für das schwedische bzw. für die spanischen Unternehmen verwendet. . . . . 102
- B.17 Übersicht über die geschätzten Parameter der OLS-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. In der Spalte Geschätzte Korrelation sind die geschätzten Korrelationswerte der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{OLS}$  und  $\hat{\mathbf{v}}_{OLS}$  aufgelistet.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.5, B.6, B.13 und B.14. . . . . 103
- B.18 Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber dem Dow Jones STOXX 50 gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.5, B.6, B.13 und B.14. Die Standardabweichungen der geschätzten Parameter sind geringer als in Tabelle B.17. . . . . 104

- B.19 Übersicht über die geschätzten Parameter der OLS-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben. In der Spalte Geschätzte Korrelation sind die geschätzten Korrelationswerte der OLS-Residuen  $\hat{\mathbf{u}}_{\text{OLS}}$  und  $\hat{\mathbf{v}}_{\text{OLS}}$  aufgelistet.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.11, B.12, B.15 und B.16. . . . . 105
- B.20 Übersicht über die geschätzten Parameter der SUR-Regressionen für die Gleichungen (4.26) und (4.27) im Zeitraum der Ankündigung der Umstellung (19.06.2000-14.07.2000) und der Umstellung (04.09.2000-29.09.2000). Die p-Werte der  $t$ -Teststatistiken ( $H_0 : a_1 = 0$  bzw.  $H_0 : b_1 = 0$ ) sind in Klammern unter den Parametern angegeben.  $\widehat{CAR}_{iT}$  und  $\overline{AH}_{iT}$  in den Gleichungen (4.26) und (4.27) wurden gegenüber den nationalen Indices gemessen mit den Werten aus den Tabellen B.11, B.12, B.15 und B.16. Die Standardabweichungen der geschätzten Parameter sind geringer als in Tabelle B.19. . . . . 106

# Abbildungsverzeichnis

1.1	Handelsvolumen Deutsche Telekom AG im Zeitraum 03.04.2000-29.12.2000. Die Zeitpunkte Ankündigung der Umstellung (03.07.2000) und Vortag der Umstellung (15.09.2000) des Dow Jones STOXX 50 sind markiert. . . . .	5
2.1	Idealer Residuenplot: Die Residuen streuen zufällig um 0, es herrscht Varianzhomogenität und es ist kein systematischer Zusammenhang erkennbar. . . . .	22
2.2	Residuenplot: In diesem Modell wurde ein evtl. quadratischer Zusammenhang nicht berücksichtigt. . . . .	23
2.3	Durbin-Watson-Test: Annahme- und Ablehnungsbereiche . . . . .	27
4.1	Zeitstrahl der Messung der Preiseffekte . . . . .	55
4.2	200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite und zugehöriger Residuenplot. . . . .	57
4.3	Durbin-Watson-Skala auf 1%- und 5%-Signifikanzniveau: Annahme- und Ablehnungsbereiche bei einer Kovariablen und 200 Beobachtungen. . . . .	58
4.4	200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die HEX-Rendite und zugehöriger Residuenplot. . . . .	62
C.1	Regressionsreport aus SAS: 200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)). Die Spalte Parameterschätzer zeigt die OLS-Schätzwerte $\hat{\alpha}_{iOLS}$ und $\hat{\beta}_{iOLS}$ für die Parameter $\alpha_i$ und $\beta_i$ . In der Spalte Standardfehler befinden sich die Standardabweichungen der OLS-Schätzer, $t$ -Wert zeigt den Wert der $t$ -Teststatistik ( $H_0 : \beta_j = 0$ ) des jeweiligen geschätzten Parameters (vgl. Abschnitt 2.1.4.4) und $Pr >  t $ gibt den zugehörigen p-Wert an. R-Quadrat ist der Wert des Bestimmtheitsmaßes $R^{sq}$ (2.46), Korr. R.-Qu. der Wert des adjustierten Bestimmtheitsmaßes $R_{adj}^{sq}$ (2.47). Durbin-Watson D ist die Durbin-Watson-Statistik zur Autokorrelation (2.78), 1st Order Autocorrelation der empirische Autokorrelationskoeffizient erster Ordnung (2.76). . . . .	108
C.2	Plot zu Abbildung C.1: 200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)) mit hohem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,5260$ ). . . . .	109
C.3	Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Deutsche Telekom-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ . . . . .	109

C.4 200-Tages-OLS-Regression der Diageo PLC-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)) mit sehr niedrigem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,0042$ ). 110

C.5 Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Diageo PLC-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ . . . . . 110

C.6 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)) mit hohem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,5131$ ). . . . . 111

C.7 Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die Dow Jones STOXX 50-Rendite (Modell (4.13)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ . . . . . 111

C.8 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die HEX-Rendite (Modell (4.14)) mit sehr hohem Bestimmtheitsmaß ( $R^{sq} = 0,9438$ ). . . . . 112

C.9 Residuenplots 200-Tages-OLS-Regression der Nokia-Rendite gegen die HEX-Rendite (Modell (4.14)): Extern studentisierte Residuen (2.69), Q-Q-Plot zur Überprüfung der Normalverteilungsannahme, Cook's Distance (2.71) und Diagonalelemente der Hat-Matrix (2.41). Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte (Abschnitt 2.1.5) ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/200) = 0.02$ . . . . . 112

C.10 Korrelationsreport aus SAS: Messung der Korrelation zwischen den prozentualen Veränderungen im Streubesitz ( $\Delta$  Streubesitz) und den prozentualen Veränderungen in der Indexgewichtung ( $\Delta$  Gewicht) aus Tabelle B.3. Die Korrelation beträgt 99,311 Prozent und ist hochsignifikant. . . . . 113

C.11 OLS-Regression der kumulierten anomalen Renditen  $\widehat{CAR}_{iT}$  in der Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000) gegen die prozentuale Veränderung  $W_i$  in der Indexgewichtung des Dow Jones STOXX 50 vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 (Modell (4.26)).  $\widehat{CAR}_{iT}$  bezeichnet die kumulierte anomale Rendite des Unternehmens i, gemessen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50. Das Bestimmtheitsmaß beträgt  $R^{sq} = 0,12766$ . . . . . 114

C.12 Residuenplots zu Abbildung C.11: Extern studentisierte Residuen, Q-Q-Plot, Cook's Distance und Diagonalelemente der Hat-Matrix. Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/47) = 0.085$ . . . . . 114

C.13 OLS-Regression der anomalen Handelsvolumen  $\overline{AH}_{iT}$  in der Woche vor der Umstellung (11.09.2000-15.09.2000) gegen die absolute prozentuale Veränderung  $|W_i|$  in der Indexgewichtung des Dow Jones STOXX 50 vom 15.09.2000 zum 18.09.2000 (Modell (4.27)).  $\overline{AH}_{iT}$  bezeichnet das anomale Handelsvolumen, gemessen gegenüber dem Dow Jones STOXX 50. Das Bestimmtheitsmaß beträgt  $R^{sq} = 0,15482$ . 115

C.14 Residuenplots zu Abbildung C.11: Extern studentisierte Residuen, Q-Q-Plot, Cook's Distance und Diagonalelemente der Hat-Matrix. Die eingezeichnete Grenze für high leverage-Punkte ist  $h_{ii} > (2p_i/T) = (4/47) = 0.085$ . . . . . 115