

Neues zum Intervalling-Effekt am deutschen Aktienmarkt

Von Christian Schlag, Karlsruhe

I. Einleitung

Das von *Sharpe* (16) entwickelte *Marktmodell* postuliert zwischen der Rendite einer Aktie i zum Zeitpunkt t ($r_{i,t}$)¹ und der Rendite eines Marktindex M zum Zeitpunkt t ($r_{M,t}$) folgenden linearen Zusammenhang:

$$(1) \quad r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i r_{M,t} + \varepsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T.$$

In (1) bezeichnet $\varepsilon_{i,t}$ einen Störterm, von dem angenommen wird, daß er die idealen Eigenschaften im Rahmen des linearen Regressionsmodells aufweist².

Cohen/Hawawini/Maier/Schwartz/Whitcomb (CHMSW) (3) zeigen nun, daß unter diesen idealen Bedingungen der Schätzwert für den Koeffizienten β_i unabhängig von der Fristigkeit der verwendeten Renditen $r_{i,t}$ bzw. $r_{M,t}$ ist. Es müßte also für die Resultate ohne signifikante Auswirkung bleiben, ob die Schätzung der Koeffizienten aus Gleichung (1) beispielsweise auf der Basis täglicher, wöchentlicher oder monatlicher Daten durchgeführt wird. Existieren jedoch Friktionen im Handelsprozeß, so ist dies nicht länger gewährleistet. CHMSW (3) leiten dann ab, daß die auf der Basis beobachteter Transaktionspreise geschätzten β -Faktoren eine Verzerrung gegenüber dem wahren Koeffizienten enthal-

¹ Im folgenden soll mit dem Ausdruck „Rendite“ stets die kontinuierliche Rendite gemeint sein, d.h. mit $K_{i,t}$ als Kurs der Aktie i zum Zeitpunkt t gilt für $r_{i,t}$ die Beziehung

$$r_{i,t} = \ln \left(\frac{K_{i,t}}{K_{i,t-1}} \right).$$

$t-1$ und t bezeichnen dabei nicht notwendigerweise zwei aufeinanderfolgende Börsentage, sondern zwei benachbarte Zeitpunkte, die je nach Länge des Renditeintervalls z.B. auch eine Woche oder einen Monat auseinanderliegen können.

² Für eine Darstellung der Regressionsanalyse vgl. z.B. *Johnston* (12).

ten. Diese Verzerrung nimmt dabei theoretisch mit zunehmender Länge des Renditeintervalls ab. *CHMSW* (4) untermauern ferner in einer empirischen Untersuchung ihre theoretische Aussage, daß die Richtung dieser Verzerrung von der Liquidität einer Aktie bzw. ihrem Marktwert abhängt. Bei liquiden bzw. „großen“ Aktien wird der β -Faktor eher überschätzt, während für Aktien mit geringer Handelsintensität bzw. geringem Marktwert des Eigenkapitals der gegenteilige Effekt auftritt.

Die bisher vorliegenden empirischen Ergebnisse für andere Kapitalmärkte stützen ebenfalls diese Theorie. Es läßt sich stets der sogenannte „Intervalling-Effekt“ beobachten, d.h. die geschätzten β -Koeffizienten der Wertpapiere weisen in der Tat eine systematische Beziehung zur verwendeten Renditefristigkeit auf. Dieses Phänomen wurde bereits 1974 von *Pogue/Solnik* (14) für verschiedene europäische Märkte nachgewiesen, in einer jüngeren Untersuchung belegt *Corhay* (6) für den belgischen Aktienmarkt eine systematische Verbindung zwischen Renditeintervall und geschätzten β -Faktoren.

Für den deutschen Aktienmarkt liegen bisher die Studien von *Frantzmann* (8) und *Zimmermann* (18) vor, deren Resultate ebenfalls die oben beschriebene Anomalie dokumentieren. *Frantzmann* (8) stellt fest, daß die durchschnittlichen β -Koeffizienten der Aktien seiner Stichprobe nahezu perfekt monoton mit der Länge L des Renditeintervalls wachsen. *Zimmermann* (18) untersucht zunächst wie *Frantzmann* (8) den Einfluß der Wahl des Marktindex auf die Schätzergebnisse für β . Er belegt dann ebenfalls die Existenz eines Intervalling-Effekts am deutschen Aktienmarkt, indem er die mittleren β -Faktoren der Aktien seiner Stichprobe für variierende Renditeintervalle berechnet und einen ähnlichen Verlauf dieser Größe in Abhängigkeit von L erhält wie *Frantzmann* (8). Zusätzlich diskutiert er die Auswirkungen verschiedener in der Literatur vorgeschlagener Korrekturverfahren zur Schätzung des β -Koeffizienten³. Er stellt dabei fest, daß die Schätzung des systematischen Risikos mit wöchentlichen Renditen zu vergleichbaren Resultaten führt wie die verschiedenen Anpassungsverfahren.

Die vorliegende Arbeit untersucht ebenfalls, ob auf dem deutschen Markt ein Intervalling-Effekt beobachtbar ist, die Analyse wird jedoch im Gegensatz zu den Arbeiten von *Frantzmann* (8) und *Zimmermann* (18) nach Liquiditäts- und Größenmerkmalen der einbezogenen Aktien differenziert. Dies geschieht, um festzustellen, ob auch in Deutschland

³ Es werden u.a. die Verfahren von *Scholes/Williams* (15) und *CHMSW* (3) untersucht.

ähnliche Einflüsse von Variablen wie Umsatz und Firmengröße auf das Verhalten der β -Faktoren festzustellen sind, wie sie von CHMSW (4) für den US-Markt aufgezeigt werden. In ihrer Untersuchung von 50 an der New York Stock Exchange notierten Aktien ergab sich lediglich für die Aktie mit dem größten Marktwert ein mit dem Renditeintervall abnehmender β -Faktor, ansonsten war beinahe stets ein positiver Intervalling-Effekt zu beobachten. Da bereits relativ wenige Titel einen sehr hohen Anteil der gesamten Börsenkapitalisierung und des Umsatzvolumens am Frankfurter Aktienmarkt repräsentieren, sind für die vorliegende Stichprobe deutscher Aktien etwa vergleichbare Resultate zu erwarten⁴. Aufgrund der etwas aufwendigeren Schätzmethodik, die in dieser Arbeit verwendet wird, wird als maximales Renditeintervall ein Zeitraum von 30 Börsentagen untersucht. Die für die Untersuchung des Intervalling-Effekts zentrale Hypothese einer monotonen Entwicklung der β -Faktoren mit steigender Renditefristigkeit wird ebenfalls explizit mit Hilfe eines nichtparametrischen Verfahrens getestet.

Im folgenden Abschnitt werden die Stichprobe und die verwendete Untersuchungsmethodik kurz dargestellt. Die empirischen Resultate werden in Abschnitt 3 diskutiert. Einige zusammenfassende Bemerkungen bilden den Abschluß der Arbeit.

II. Daten und Methodik

1. Stichprobe

Sämtliche verwendete Kurs- und Umsatzdaten entstammen der Karlsruher Kapitalmarkt-Datenbank, die Daten bezüglich des Grundkapitals der einbezogenen Unternehmen wurden von der Deutschen Finanz-Datenbank Aachen (Prof. Möller) zur Verfügung gestellt⁵. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich vom 1. Januar 1979 bis zum 31. Dezember 1990. Um eine Verzerrung der Resultate aufgrund einer eventuellen Instationarität der Schätzwerte gering zu halten, wurde der Gesamtzeitraum von zwölf Jahren in die drei Teilperioden 1979 - 1982, 1983 - 1986 und 1987 - 1990 unterteilt. Eine Aktie wurde in die Stichprobe für einen Teilzeitraum aufgenommen, wenn die Zeitreihe ihrer täglichen Kurse für diese Periode lückenlos vorhanden war. Die Zahl der Aktien je Teil-

⁴ So entfielen 1991 auf die zehn wertmäßig umsatzstärksten deutschen Aktien ca. 65% des wertmäßigen Gesamtumsatzes. Für den Stückumsatz ist die Größenordnung dieses Anteils vergleichbar. Vgl. AGWPB (1), S. 137.

⁵ Vgl. hierzu auch Bühler/Göpl/Möller und Mitarbeiter (2).

periode betrug somit 152 (1979 - 1982), 241 (1983 - 1986) und 284 (1987 - 1990)⁶.

Als Index M wurde zur Schätzung der β -Faktoren der Deutsche Aktien-Forschungsindex (DAFOX) verwendet⁷. Dieser kapitalgewichtete Index umfaßt alle an der Frankfurter Börse amtlich gehandelten deutschen Aktien, es erfolgt eine Bereinigung für Kapitalveränderungen und Dividendenzahlungen.

2. Methodik

Wie oben erwähnt, hängen im Idealfall die geschätzten Koeffizienten für Gleichung (1) nicht von der Länge L des verwendeten Renditeintervalls ab. Wie *Hawawini* (11) jedoch zeigt, gilt für den β -Faktor der Aktie i auf der Basis täglicher kontinuierlicher Renditen, $\beta_i(1)$, und der analogen Größe für das Renditeintervall L , $\beta_i(L)$ die Relation

$$(2) \quad \beta_i(L) = \beta_i(1) \frac{L + \sum_{s=1}^{L-1} (L-s) \frac{\rho_{iM}^{\pm s} + \rho_{iM}^{-s}}{\rho_{iM}^0}}{L + 2 \sum_{s=1}^{L-1} (L-s) \rho_M^s}.$$

In dieser Gleichung bezeichnet ρ_{iM}^k den Korrelationskoeffizienten zwischen der täglichen Rendite der Aktie i und der täglichen Marktrendite zum Lead bzw. Lag von k , d.h. $\rho_{iM}^k = \text{corr}(r_{i,t}; r_{M,t+k})$ ⁸, ρ_M^s steht für den Autokorrelationskoeffizienten der täglichen Marktrendite zur Ordnung s , d.h. $\rho_M^s = \text{corr}(r_{M,t}; r_{M,t+s})$. Aus der Beziehung (2) folgt $\beta_i(L) = \beta_i(1)$ für alle $L > 1$, falls sämtliche vorkommende Korrelationskoeffizienten den Wert null annehmen. Praktisch alle bisher vorliegenden Studien zeigen jedoch, daß dieser Fall nicht gegeben ist. Vielmehr sind statistisch signifikante (Auto-)Korrelationen zu beobachten, die mit zunehmendem Lag s jedoch betragsmäßig abnehmen, so daß sich der β -Faktor einer Aktie einem asymptotischen Wert β_i annähert. Formal bedeutet dies

$$(3) \quad \lim_{L, T \rightarrow \infty} \beta_i(L) = \beta_i.$$

Eine Möglichkeit der Untersuchung dieser Konvergenz besteht in der Schätzung der Koeffizienten aus Gleichung (1) für zunehmende Werte von L . Dabei stellt sich jedoch die Frage, welche Kurse für die Berech-

⁶ 116 Aktien befanden sich in allen drei Teilperioden in der Stichprobe.

⁷ Zur Konstruktion des DAFOX vgl. *Göppl/Schütz* (9).

⁸ Für $k = 0$ resultiert die Korrelation der zeitgleichen Renditen.

nung der Renditen zu verwenden sind. So können z.B. für $L = 3$ alternativ die drei Zeitreihen mit den Beobachtungszeitpunkten (Börsentagen) $t = 1, 4, 7, 10, \dots$, $t = 2, 5, 8, 11, \dots$ oder $t = 3, 6, 9, 12, \dots$ verwendet werden. Um eine Beeinflussung der Resultate durch diese Auswahl zu vermeiden, schlägt *Corhay* (6) als Verfeinerung vor, bei einem Renditeintervall der Länge L ebensoviele β -Koeffizienten zu schätzen, wobei im n -ten Durchlauf die Kurse $n, L+n, 2L+n, \dots$ ($n = 1, \dots, L$) zur Berechnung der Aktien- und der Markttrendite und damit zur Schätzung von β herangezogen werden. Mit $\beta_{i,L,n}$ als geschätztem β -Faktor für Aktie i in diesem n -ten Lauf für die Intervalllänge L errechnen sich dann der Mittelwert $\hat{\beta}_{i,L}$ und die Standardabweichung $\sigma(\beta_{i,L})$ als

$$(4) \quad \hat{\beta}_{i,L} = \frac{1}{L} \sum_{n=1}^L \beta_{i,L,n}$$

bzw.

$$(5) \quad \sigma(\beta_{i,L}) = \sqrt{\frac{1}{L-1} \sum_{n=1}^L (\beta_{i,L,n} - \hat{\beta}_{i,L})^2}.$$

In dieser Arbeit werden wie bei *Corhay* (6) 30 Börsentage als maximaler Wert für L gewählt. Die Konvergenz der geschätzten β -Faktoren gegen einen asymptotischen Wert kann dann anhand deren Entwicklung bei wachsendem L untersucht werden. Ferner läßt sich aus der Standardabweichung $\sigma(\beta_{i,L})$ eine Aussage darüber ableiten, ob die Wahl der Beobachtungstage Auswirkungen auf die Schätzung der Regressionskoeffizienten hat. Ist dies der Fall, so ist eine mit L ansteigende Standardabweichung zu erwarten, da bei wachsendem Renditeintervall stärker streuende β -Faktoren auftreten würden.

Im Mittelpunkt dieser Arbeit steht die Frage, ob Charakteristika wie Firmengröße oder Liquidität der Aktie einen signifikanten Einfluß auf die Schätzung der β -Faktoren für verschiedene Renditefristigkeiten haben. Dazu werden die Stichproben der drei Teilzeiträume in jeweils zehn Klassen eingeteilt. Die Untergliederung bezüglich des Marktwertes des Eigenkapitals erfolgt dabei nach dem Stand zu Beginn der jeweiligen Teilperiode, d.h. nach der Börsenkapitalisierung zu Beginn der Jahre 1979, 1983 und 1987. Als Maß für die Liquidität wird der durchschnittliche monatliche Umsatz in Stück in den beiden dem jeweiligen Teilzeitraum vorangehenden Jahren herangezogen. Tabelle 1 zeigt einige deskriptive Statistiken für die so gebildeten Klassen.

Tabelle 1

Deskriptive Statistiken der Marktwert- und Liquiditätsklassen

	Periode								
	1979–1982			1983–1986			1987–1990		
Klasse	N	MW	U	N	MW	U	N	MW	U
1	16	4577.8	168 820	25	4031.6	189 163	29	11 624.3	579 489
2	16	1347.0	44 986	24	1 017.4	35 785	29	2 030.0	115 356
3	15	743.5	23 482	24	572.0	12 319	29	1 040.2	44 123
4	15	531.5	13 378	24	338.8	4 141	29	576.8	20 200
5	15	385.2	9 106	24	192.8	2 259	28	330.2	11 086
6	15	290.6	5 269	24	122.6	920	28	208.7	5 614
7	15	172.9	2 455	24	77.5	283	28	133.9	1 933
8	15	120.5	1 112	24	43.1	160	28	86.2	530
9	15	73.0	323	24	25.7	71	28	49.8	209
10	15	38.0	84	24	10.5	15	28	18.3	56

N: Anzahl der Aktien in der jeweiligen Klasse

MW: Durchschnittlicher Marktwert des Eigenkapitals in Mio. DM der Aktien in der jeweiligen Größenklasse, gemessen am Beginn der Teilperiode

U: Durchschnittlicher monatlicher Umsatz in Stück der Aktien in der jeweiligen Umsatzklasse, gemessen in den beiden Jahren vor Beginn der Teilperiode

Entscheidend für die Beurteilung des Verhaltens der β -Faktoren bei variierender Renditefristigkeit – und damit für die Frage, inwieweit ein Intervalling-Effekt vorliegt – ist die statistische Überprüfung der damit verbundenen Monotoniehypothese. Üblicherweise wird hierzu eine einfache Varianzanalyse oder ein entsprechendes nichtparametrisches Verfahren wie der Kruskal-Wallis-Test verwendet⁹, mit der die Nullhypothese gleicher Mittelwerte der β -Faktoren einer Klasse k für verschiedene Renditefristigkeiten getestet wird. Eine Verwerfung läßt jedoch noch nicht notwendigerweise den Schluß zu, daß tatsächlich ein monotonies Verlaufsmuster vorliegt. Bei dem nichtparametrischen Test von *Page* (13) dagegen kann explizit ein steigender bzw. fallender Verlauf der Mittelwerte als Gegenhypothese zur Gleichheit herangezogen werden. Mit X_{ij} ($i = 1, \dots, I, j = 1, \dots, J$) als Rang des β -Faktors der Aktie i bei Fristigkeit j und Y_j als hypothetischem Rang dieser Intervalllänge errechnet sich die Teststatistik P nach folgender Vorschrift:

⁹ Vgl. z.B. *Corhay* (6) oder *Frantzmänn* (8). Zum Kruskal-Wallis-Test vgl. *Conover* (5), S. 229f.

$$(6) \quad P = \sum_{j=1}^J (Y_j \sum_{i=1}^I X_{ij}).$$

Die hypothetischen Ränge Y_j werden dabei nach dem Vorzeichen der Rangkorrelation $\rho(\beta_{k,L}, L)$ zwischen dem mittleren β der Klasse k und der Intervalllänge L vergeben¹⁰. Ist dieser Wert positiv, so wird $Y_j = j$ gesetzt, da als Gegenhypothese eine monotone Zunahme der β -Faktoren verwendet wurde. Im umgekehrten Fall wird $Y_j = 31 - j$ gesetzt. Ferner gilt in dieser Arbeit $J = 30$, da Fristigkeiten bis zu 30 Börsentagen untersucht werden. I bestimmt sich als Zahl der Aktien in der jeweiligen Klasse (vgl. Tabelle 1). Kritische Werte für P , die zur Verwerfung der Nullhypothese gleicher Mittelwerte in den einzelnen Klassen führen, sind für gewisse Bereiche von I und J bei Page (13) vertafelt. Für Werte dieser beiden Größen, die nicht vertafelt sind, schlägt Page (13) eine Approximation des kritischen Wertes über die Standardnormalverteilung vor¹¹, die für diese Arbeit übernommen wird. Als Signifikanzniveau wird 1% gewählt.

Zu der beschriebenen Vorgehensweise ist noch anzumerken, daß prinzipiell niemals *empirisch* die Konvergenz der β -Faktoren gegen einen Grenzwert für unendliches T bzw. L nachgewiesen werden kann. Vielmehr kann nur untersucht werden, ob Tendenzen (Zu- oder Abnahmen) in dieser Größe erkennbar sind, die mit steigender Fristigkeit L zunehmend schwächer ausfallen. Dies kann dann als erstes Indiz für die Annäherung an einen Grenzwert aufgefaßt werden. Ist somit im folgenden von einem „asymptotischen Verhalten“ der β -Faktoren die Rede, so soll dies stets in diesem eher heuristischen Sinn gemeint sein.

III. Empirische Ergebnisse

Da die Darstellung der Ergebnisse für einzelne Wertpapiere zu umfangreich wäre, werden nur die Mittelwerte der β -Faktoren der Größen- bzw. Umsatzklassen dargestellt. Mit N_k als Anzahl der Aktien in Klasse k errechnet sich der Mittelwert $\beta_{k,L}$ für Klasse k und Fristigkeit L als

$$(7) \quad \beta_{k,L} = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \hat{\beta}_{i,L}$$

¹⁰ Vgl. die Tabellen 3 und 4 in Abschnitt III.

¹¹ Vgl. Page (13), Gleichung (9), S. 227.

mit $\hat{\beta}_{i,L}$ aus Gleichung (4) als Schätzwert für die Aktie i der Klasse. Analog zu Gleichung (7) wird die mittlere Standardabweichung in Klasse k bei Fristigkeit L berechnet als

$$(8) \quad \sigma(\beta_{k,L}) = \frac{1}{N_k} \sum_{i=1}^{N_k} \sigma(\beta_{i,L})$$

mit $\sigma(\beta_{i,L})$ aus Gleichung (5).

Um einen generellen Vergleich mit den Resultaten von *Frantzmann* (8) und *Zimmermann* (18) zu ermöglichen, sind zunächst die Ergebnisse für die Gesamtheit der Wertpapiere der einzelnen Teilzeiträume in Tabelle 2 wiedergegeben. Exemplarisch sind hier die β -Faktoren für die Fristigkeiten $L = 1, 5, 10, 15, 30$ jeweils für ein wert- bzw. gleichgewichtetes Portfolio aller Aktien der Teilperiode (WG-PF bzw. GG-PF) dargestellt.

Tabelle 2

Mittlere Beta-Faktoren verschiedener Renditefristigkeiten
Gesamte Stichprobe der jeweiligen Teilperiode

Teilperiode 1979 – 1982					
	Fristigkeit L				
	1	5	10	15	30
WG-PF	1.0115	1.0309	1.0203	1.0243	1.0160
GG-PF	0.7154	0.8033	0.8520	0.8914	0.9395

Teilperiode 1983 – 1986					
	Fristigkeit L				
	1	5	10	15	30
WG-PF	0.9517	0.9623	0.9663	0.9667	0.9715
GG-PF	0.4248	0.5342	0.5805	0.6014	0.6350

Teilperiode 1987 – 1990					
	Fristigkeit L				
	1	5	10	15	30
WG-PF	0.9839	1.0014	1.0017	1.0006	1.0032
GG-PF	0.5469	0.6132	0.6454	0.6727	0.7035

In der Tabelle sind die Werte $\beta_{k,L}$ aus Gleichung (7) angegeben.

Für ein wertgewichtetes Portfolio ist kein Intervalling-Effekt zu erwarten, da dieses in seiner Zusammensetzung und Gewichtung dem verwendeten Index sehr ähnlich ist und somit auch die Portfoliorendite jeweils sehr nahe an der Indexrendite liegen sollte. Es ist daher zu erwarten, daß der β -

Faktor stets etwa gleich eins ist, ohne eine systematische Beziehung zur Fristigkeit L aufzuweisen¹². Dies wird auch aus den Werten in Tabelle 2 deutlich: Der Minimal- bzw. Maximalwert des β -Faktors für WG-PF beträgt 0.9517 (1983 - 1986) bzw. 1.0309 (1979 - 1982), es treten in den einzelnen Perioden kaum Schwankungen über die Intervalllänge auf. Wählt man dagegen wie bei *Frantzmänn* (8) und *Zimmermann* (18) das arithmetische Mittel der β -Faktoren als Referenzgröße für die Gesamtstichprobe (GG-PF), so resultiert der von ihm belegte monoton ansteigende Verlauf der β -Faktoren bei steigender Intervalllänge L . Die Zunahme in β beim Übergang von eintägigen zu 30-tägigen Renditen liegt stets im Bereich von 0.2. In *Frantzmänn*s (8) Stichprobe erreicht das durchschnittliche β bei einer Renditefristigkeit von neun Wochen ein Maximum, danach nehmen die Werte wieder ab. *Zimmermann* (18) erhält ebenfalls mit der Renditefristigkeit ansteigende durchschnittliche Schätzwerte für β , wobei jedoch nach Erreichen eines Maximalwertes für längere Fristigkeiten auch unregelmäßige Bewegungen zu beobachten sind.

Darüber hinaus fallen die β -Faktoren für das gleichgewichtete Portfolio tendenziell kleiner aus als bei der Wertgewichtung. Dies deutet bereits darauf hin, daß die Existenz und Ausprägung eines Intervalling-Effekts möglicherweise von einer Variablen wie der Unternehmensgröße abhängt. Insbesondere läßt sich vermuten, daß größere Aktien ein größeres β aufweisen, das durch die Wertgewichtung in WG-PF stärker zur Geltung kommt als in GG-PF.

1. Untergliederung der Stichprobe nach dem Marktwert des Eigenkapitals

Die Ergebnisse für eine Untergliederung der Stichprobe nach der Börsenkapitalisierung der Aktien sind in Tabelle 3 dargestellt. Die Resultate werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nur für die Fristigkeiten $L = 1$, $L = 5$ und $L = 30$ angegeben. Weiterhin ist der Verlauf der mittleren β -Faktoren für $L = 1, \dots, 30$ für die Klassen 1, 2, 5, 9 und 10 in den drei Teilperioden auch graphisch dargestellt (Abbildungen 1 bis 3). Zunächst fällt in Tabelle 3 auf, daß die β -Faktoren für die dargestellten Fristigkeiten meist über die Größenklassen hinweg abnehmen. Betrachtet man die Abbildungen 1 bis 3, so erkennt man, daß diese Beziehung auch für die nicht tabellarisch dargestellten Renditeintervalle L gilt.

¹² Die Nullhypothese, daß die β -Faktoren keine monotone Beziehung zur Renditefristigkeit aufweisen, konnte zu den üblichen Signifikanzniveaus nicht verworfen werden. Die Einzelresultate sind aus Platzgründen nicht wiedergegeben.

Eine Ausnahme bildet die Teilperiode 1983 – 1986, in der die Aktien in Größenklasse 5 für die meisten Intervalllängen ein höheres mittleres β aufweisen als die Titel in Klasse 2 (vgl. Tabelle 3 und Abbildung 2).

Tabelle 3

Mittlere Beta-Faktoren verschiedener Renditefristigkeiten
Klassifizierung nach Marktwert des Eigenkapitals zu Periodenbeginn

Teilperiode 1979 – 1982										
L	Klasse k									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1.2895	1.0917	0.8706	0.7161	0.7225	0.6835	0.6069	0.5968	0.2068	0.3066
5	1.2094	1.0635	0.8957	0.8447	0.7892	0.7850	0.7339	0.7568	0.4272	0.4830
30	1.0698	0.9989	1.0340	0.9642	0.9949	0.9570	0.9536	0.9580	0.7657	0.6865
Rangkorrelationen										
$\rho(\beta_{k,L}, L)$	-0.998*	-0.996*	0.999*	0.998*	0.999*	1.000*	0.998*	0.999*	1.000*	0.996*
$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$	0.598	0.419	0.703	0.409	0.238	0.409	0.560	0.531	0.596	0.512
Teilperiode 1983 – 1986										
L	Klasse k									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1.0742	0.6381	0.5284	0.4384	0.5344	0.2443	0.2972	0.1780	0.1484	0.1396
5	1.0455	0.6556	0.6123	0.5355	0.7464	0.3912	0.4624	0.3032	0.3097	0.2591
30	1.0320	0.7134	0.6864	0.6219	0.8324	0.4838	0.5965	0.4263	0.5141	0.4269
Rangkorrelationen										
$\rho(\beta_{k,L}, L)$	-0.712*	0.978*	0.997*	0.994*	0.986*	0.902*	0.984*	0.996*	0.997*	0.903*
$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$	0.776	0.887	0.814	0.749	0.629	0.843	0.853	0.897	0.749	0.699
Teilperiode 1987 – 1990										
L	Klasse k									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1.1105	0.7629	0.6683	0.5616	0.6070	0.5634	0.4166	0.2968	0.2620	0.1871
5	1.0850	0.7975	0.6967	0.5944	0.6772	0.6471	0.5092	0.4316	0.3822	0.2850
30	1.0669	0.8505	0.7469	0.6878	0.7477	0.7553	0.6181	0.5522	0.5553	0.4349
Rangkorrelationen										
$\rho(\beta_{k,L}, L)$	-0.994*	0.999*	0.979*	0.998*	0.976*	0.999*	0.998*	0.992*	0.999*	1.000*
$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$	-0.292	-0.255	-0.480	-0.069	-0.429	0.187	0.100	0.545	0.646	0.205

In der Tabelle sind die Werte $\beta_{k,L}$ aus Gleichung (7) angegeben.

$\rho(\beta_{k,L}, L)$: Spearman-Rangkorrelation zwischen den Werten $\beta_{k,L}$ aus Gleichung (7) und der Intervalllänge L

$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$: Spearman-Rangkorrelation zwischen den Werten $\sigma(\beta_{k,L})$ aus Gleichung (8) und der Intervalllänge L

*: Wert für P (Gleichung (6)) signifikant zum 1%-Niveau

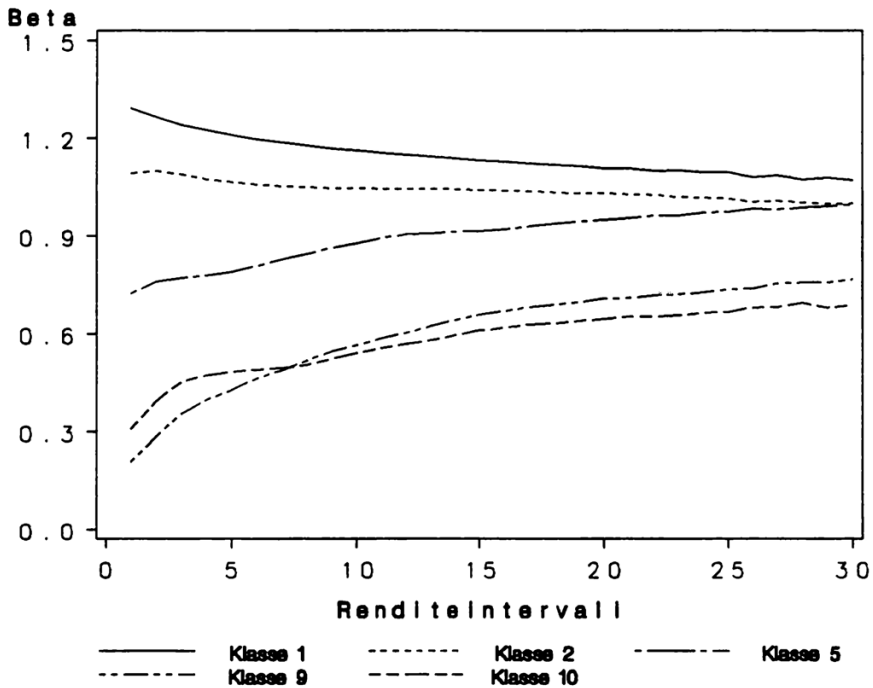


Abbildung 1: Mittlere Betas bei Klassifizierung nach Marktwert des Eigenkapitals (Teilperiode 1979 - 1982)

Aktien mit hoher Marktkapitalisierung weisen also tendenziell ein höheres systematisches Risiko auf als „kleine“ Titel¹³. Dieses Ergebnis ist deshalb interessant, weil diese Relation auch bei einer Intervalllänge von 30 Börsentagen noch erhalten bleibt. Das (geschätzte) systematische Risiko großer Aktien ist auch für lange Renditeintervalle höher, wenn auch die Differenzen zwischen den Größenklassen mit steigendem L abnehmen. So beträgt der Spread in den mittleren β -Faktoren der Klassen 1 und 10 im Teilzeitraum 1979 - 1982 für tägliche Renditen 0.9829 (= 1.2895 - 0.3066), während für das 30tägige Intervall nur mehr ein Unterschied von 0.3833 (= 1.0698 - 0.6865) zu beobachten ist (vgl. Tabelle 3).

Für die beiden anderen Teilperioden erhält man ähnliche Resultate (1983 - 1986: 0.9346 bzw. 0.6051, 1987 - 1990: 0.9234 bzw. 0.6320), wobei

¹³ Die Nullhypothese konstanter Mittelwerte der β -Faktoren einer Fristigkeit über die Klassen hinweg wurde mit einer einfachen Varianzanalyse getestet. Die resultierenden F -Statistiken waren stets zum 1%-Niveau signifikant.

hier die Annäherung allerdings nicht so stark ausfällt wie im ersten Zeitraum. Einen ähnlichen Zusammenhang zwischen dem β -Faktor und der Unternehmensgröße bei variierender Renditefristigkeit weisen *Handa/Kothari/Wasley* (10) für den amerikanischen Markt nach. Auch dort nehmen die β -Faktoren großer Firmen mit wachsender Länge des Renditeintervalls ab, während für kleine Aktien der umgekehrte Effekt zu beobachten ist. Da jedoch das systematische Risiko für Werte mit hoher Marktkapitalisierung kleiner ist, nimmt die Differenz zwischen den Größenklassen – im Gegensatz zu den hier gezeigten Resultaten – mit der Intervalllänge L zu¹⁴.

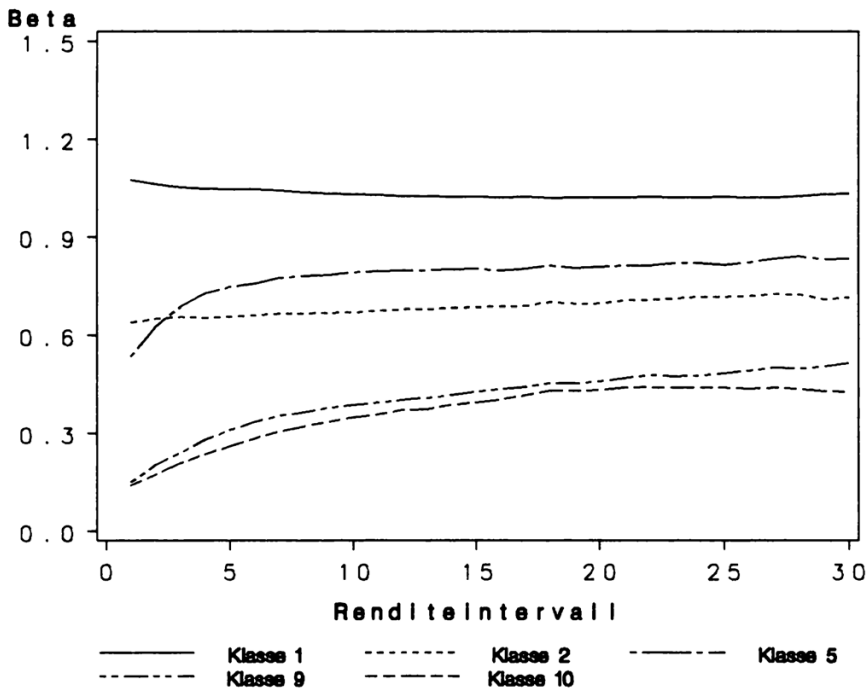


Abbildung 2: Mittlere Betas bei Klassifizierung nach Marktwert des Eigenkapitals (Teilperiode 1983 - 1986)

Die Entwicklung der β -Faktoren bei zunehmendem Renditeintervall erfolgt sogar nahezu exakt monoton. In der Klasse der Aktien mit der jeweils höchsten Marktkapitalisierung liegt ein fallender Trend der mitt-

¹⁴ Vgl. *Handa/Kothari/Wasley* (10), Table 1, S. 85.

leren β -Faktoren vor, der in der Periode 1979 - 1982 zusätzlich in der zweiten Klasse auftritt. Für die Klassen 3 bis 10 (Teilperiode 1979 - 1982) bzw. 2 - 10 (übrige Zeiträume) läßt sich eine monotone Zunahme der mittleren β -Faktoren erkennen. Die Rangkorrelationskoeffizienten $\rho(\beta_{k,L}, L)$ zwischen der Renditefristigkeit L und dem mittleren β -Faktor der Klasse k weisen Werte auf, die in den allermeisten Fällen betragsmäßig jenseits von 0.9 liegen. Die Vermutung eines monotonen Verlaufs wird durch den Page-Test zusätzlich untermauert, die empirischen Werte der Page-Statistik nach Gleichung (6) liegen stets jenseits des kritischen Wertes zum 1%-Niveau. Im ersten Teilzeitraum tritt die monotone Abnahme sowohl in Klasse 1 als auch in Klasse 2 auf. Dies mag darin begründet sein, daß aufgrund der relativ geringen Anzahl von Wertpapieren in dieser Periode die „sehr großen“ Titel eher auf zwei Gruppen verteilt sein können als in den späteren Untersuchungsperioden. Diese Vermutung wird auch durch die Werte in Tabelle 1 gestützt; in der ersten Teilperiode befinden sich in den Klassen 1 und 2 im Schnitt Titel mit größerer Marktkapitalisierung als in den entsprechenden Gruppen im Zeitraum 1983 - 1986¹⁵.

Weiterhin ist aus den Graphiken zu ersehen, daß die Bewegung der mittleren β -Koeffizienten im unteren Fristigkeitsbereich im allgemeinen schneller abläuft als bei längeren Renditeintervallen. Dies unterstreicht ebenfalls eine Tendenz zur Annäherung an einen asymptotischen Wert¹⁶. Für große Aktien scheint diese Annäherung jedoch insgesamt langsamer auszufallen als für kleine Titel. Die Schätzergebnisse liegen also hier bereits bei geringeren Fristigkeiten relativ nahe am asymptotischen Wert¹⁷. Besonders deutlich treten die eben beschriebenen Effekte in Abbildung 1 für die erste Teilperiode 1979 - 1982 hervor. Wie ein Blick auf Tabelle 3 zeigt, ist in dieser Teilperiode für die Klasse 1 bei kurzen Fristigkeiten der mittlere β -Faktor deutlich höher als für die beiden anderen Teilzeiträume. So erhält man 1979 - 1983 ein mittleres tägliches β für diese Klasse von 1.3179, während in den folgenden Perioden Werte von 1.1262 bzw. 1.1048 resultieren.

¹⁵ Die starke Zunahme des durchschnittlichen Marktwertes in der letzten Periode ist zu einem bedeutenden Teil wohl auch auf den deutlichen Anstieg des durchschnittlichen Kursniveaus am deutschen Aktienmarkt Mitte der 80er Jahre zurückzuführen. So wies der DAFOX am 3. Januar 1983 einen Stand von 198.99 Punkten auf, am 2. Januar 1987 dagegen lag der Index bei 580.14 Punkten.

¹⁶ Zimmermann (18) schätzt die asymptotischen β -Faktoren nach dem von CHMSW (3) (4) vorgeschlagenen Verfahren. Er erhält jedoch z.T. „... unplausible bzw. extreme Werte.“ (Zimmermann (18), S. 49).

¹⁷ Diese Aussage ist wiederum unter der oben dargelegten eingeschränkten empirischen Nachweisbarkeit der Konvergenz zu interpretieren.

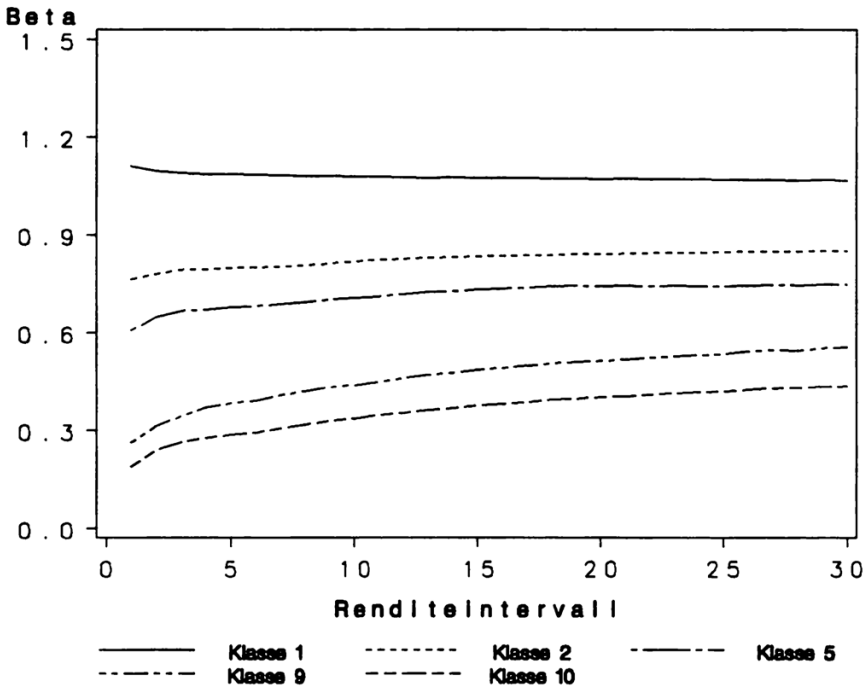


Abbildung 3: Mittlere Betas bei Klassifizierung nach Marktwert des Eigenkapitals (Teilperiode 1987 - 1990)

Wie Corhay (6) in seiner Studie zeigt, ist am belgischen Aktienmarkt zusätzlich innerhalb der Größenklasse 1 ein heterogenes Verhalten der β -Faktoren der einzelnen Aktien bei wachsendem L zu beobachten. Nur einige wenige extrem „große“ Aktien zeigen eine Abnahme der β -Faktoren für längere Renditeintervalle, während die übrigen sich eher wie Aktien aus den unteren Klassen verhalten. Dies kann für die vorliegende Stichprobe des deutschen Aktienmarkts nicht beobachtet werden. Für alle drei Teilperioden weist die große Mehrheit der Titel in Klasse 1 eine solch fallende Tendenz im geschätzten systematischen Risiko auf¹⁸.

Wie in Abschnitt II.2 erläutert, kann die Standardabweichung $\sigma(\beta_{i,L})$ als Maß dafür aufgefaßt werden, ob bei einer Intervalllänge von L die

¹⁸ Vergleicht man die geschätzten β -Faktoren auf der Basis täglicher Renditen mit denjenigen für ein Renditeintervall von 30 Börsentagen, so weisen in der Teilperiode 1979 - 1982 14 der 16 Aktien in Klasse 1 eine fallende Tendenz auf. Im zweiten Teilabschnitt gilt dies für 17 der 25 Titel aus Klasse 1, während 1987 - 1990 für 19 der 29 größten Aktien diese Tendenz zu beobachten war.

Auswahl der für die Schätzung von β verwendeten Kurse von Bedeutung ist. Die entsprechenden Werte in Tabelle 3 zeigen, daß zwar für die beiden ersten Teilperioden eine Zunahme dieses Maßes mit L zu beobachten ist. Im letzten Zeitraum jedoch ist bei den ersten fünf Klassen auch der gegenteilige Effekt zu erkennen, so daß insgesamt der generelle Schluß nicht gerechtfertigt erscheint, daß die Auswahl der Kurse bei einer bestimmten gegebenen Fristigkeit großen Einfluß auf die Resultate der β -Schätzung hat.

Zusammenfassend ist festzuhalten, daß bezüglich des Verhaltens geschätzter β -Faktoren bei verschiedenen Renditefristigkeiten die Unternehmensgröße (gemessen durch den Marktwert des Eigenkapitals) einen wesentlichen Einfluß auf die Untersuchungsergebnisse hat. Während für Firmen mit hoher Kapitalisierung eine statistisch signifikante abnehmende Tendenz in β zu erkennen ist, verhalten sich kleine Aktien in ebenso signifikanter Weise exakt umgekehrt. Die in dieser Arbeit untersuchten Firmen zerfallen also bezüglich dieses Merkmals in zwei scharf trennbare, disjunkte Teilmengen. Die Aktien der Größenklasse 1 (bzw. in der Teilperiode 1979 - 1982 der Größenklassen 1 und 2) weisen einen „negativen“ Intervalling-Effekt auf, d.h. der Schätzwert für β nimmt mit steigendem L ab¹⁹. Dieser Effekt ist stets zum 1%-Niveau signifikant. In sämtlichen anderen Klassen ist exakt das entgegengesetzte Phänomen beobachtbar. Es ist jedoch keine Größenklasse auszumachen, in der ein Übergang von fallenden zu ansteigenden β -Faktoren stattfindet.

2. Untergliederung der Stichprobe nach Stückumsatz

Wie empirische Untersuchungen gezeigt haben, weisen die Firmengröße und die Liquidität einer Aktie eine direkte Beziehung zueinander auf²⁰. Die Analyse des Verhaltens von β -Faktoren bei variierender Renditefristigkeit für Klassen, die nach dem Stückumsatz der Wertpapiere gebildet werden, kann nun zeigen, ob die Maße „Größe“ und „Umsatz“ auch in bezug auf den Intervalling-Effekt als (weitgehend) inhaltsgleich anzusehen sind. Gewisse Unterschiede in den Ergebnissen sind zu erwar-

¹⁹ Um den Einfluß der Indexgewichtung auf die Resultate zu untersuchen, wurde die Analyse ergänzend mit einer gleichgewichteten Variante des DAFOX durchgeführt. Es ergaben sich qualitativ die gleichen Ergebnisse, wobei jedoch dann bis zu fünf Klassen das Verhalten großer Aktien, d.h. mit L fallende β -Faktoren, aufwiesen. Dieses Ergebnis ist plausibel, da gegenüber einem gleichgewichteten Index prinzipiell 50 % der Aktien als „groß“ und die übrigen als „klein“ angesehen werden können.

²⁰ Vgl. hierzu beispielsweise *Stoll/Whaley* (17).

ten, da die Rangkorrelationen zwischen Marktkapitalisierung und durchschnittlichem Monatsumsatz in Stück für die drei Teilperioden nur bei 0.666, 0.614 und 0.635 liegen. Wie hieraus bereits deutlich wird, erhält man aus beiden Variablen ähnliche Informationen, es liegt jedoch keine perfekte Übereinstimmung vor.

Die Resultate für die Umsatzklassen entsprechen in ihrer Grundtendenz denen für die Größenklassen aus dem letzten Abschnitt. So weisen auch hier Aktien in den unteren Klassen tendenziell kleinere β -Faktoren auf, wie Tabelle 4 zu entnehmen ist²¹.

Ferner bleibt in den Klassen mit einer monotonen Abnahme der β -Faktoren dieser Effekt wiederum nicht auf einige wenige sehr umsatzstarke Aktien beschränkt. Eine detaillierte Untersuchung, deren Resultate nicht wiedergegeben sind, zeigt für praktisch alle Aktien dieser Gruppen eine gleichartige Entwicklung des geschätzten systematischen Risikos in Abhängigkeit von L .

Interessant erscheint, daß die Spannweite der mittleren β -Faktoren bei der Umsatzklassifikation in allen drei Teilzeiträumen und bei den weitest aus meisten Fristigkeiten größer ausfällt als für die Gruppierung nach Unternehmensgröße. So beträgt z.B. die mittlere Differenz der β -Faktoren im ersten Teilzeitraum für die beiden extremen Umsatzklassen bei täglichen Renditen 1.2268 (= 1.3179 – 0.0911), in den beiden anderen Perioden 1.0548 bzw. 1.0171. Für die Größenklassifikation erhält man Werte von 0.9829, 0.9346 und 0.9243. Erst mit wachsendem L wird dieser Unterschied zwischen den beiden Klassifikationsvariablen geringer, in einem Fall (1983 – 1986, $L = 30$) ist die Spannweite der Größenklassen sogar größer als diejenige der Umsatzklassen. Die im allgemeinen breitere Streuung der β -Faktoren in den Umsatzklassen scheint darauf hinzuweisen, daß Umsatzunterschiede die Variabilität im systematischen Risiko besser erklären können als die Variable „Marktwert des Eigenkapitals“.

Es treten jedoch auch einige Unterschiede zwischen den beiden Klassifikationsvariablen „Größe“ und „Umsatz“ bezüglich des Intervallings-Effekts auf. Grundsätzlich sind beim Umsatzvolumen wiederum – je nach Liquidität der Titel – ansteigende oder abnehmende Entwicklungen in den Koeffizienten für das systematische Risiko zu erkennen. Es ist jedoch festzustellen, daß für die Umsatzklassen nicht nur in der Periode

²¹ Zum Test der Hypothese unterschiedlicher mittlerer β -Faktoren wurde wiederum eine einfache Varianzanalyse durchgeführt, deren Teststatistik stets hoch signifikant ausfiel.

Tabelle 4

Mittlere Beta-Faktoren verschiedener Renditefristigkeiten
Klassifizierung nach mittlerem monatlichem Stückumsatz

Teilperiode 1979 – 1982										
L	Klasse k									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1.3179	1.1903	1.1131	0.9263	0.7453	0.6736	0.5097	0.3260	0.1893	0.0911
5	1.2133	1.1227	1.0951	1.0002	0.8503	0.8406	0.7429	0.5345	0.3725	0.2121
30	1.1380	1.0461	1.1570	1.0547	1.0460	1.1456	0.9241	0.7050	0.7356	0.4229
Rangkorrelationen										
$\rho(\beta_{k,L}, L)$	-0.995*	-0.996*	0.834*	0.989*	0.997*	0.999*	0.995*	0.991*	0.999*	0.996*
$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$	0.598	0.666	0.650	0.205	0.427	0.545	0.331	0.587	0.194	0.558
Teilperiode 1983 – 1986										
L	Klasse k									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1.1262	0.8058	0.6279	0.4832	0.4214	0.2887	0.1821	0.1350	0.0775	0.0714
5	1.0534	0.7409	0.6686	0.6319	0.6436	0.5563	0.3435	0.3034	0.1687	0.2104
30	1.0002	0.7177	0.7163	0.7449	0.7499	0.7106	0.5535	0.4358	0.3078	0.3981
Rangkorrelationen										
$\rho(\beta_{k,L}, L)$	-0.509*	-0.672*	0.945*	0.976*	0.933*	0.998*	0.996*	0.993*	0.990*	0.999*
$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$	0.825	0.739	0.627	0.700	0.810	0.732	0.725	0.751	0.881	0.880
Teilperiode 1987 – 1990										
L	Klasse k									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	1.1048	0.9920	0.9028	0.7623	0.5372	0.4570	0.2959	0.1719	0.1012	0.0877
5	1.0420	0.9174	0.9083	0.8273	0.6295	0.6216	0.4630	0.3153	0.2006	0.1621
30	0.9898	0.9315	0.9850	0.8901	0.6972	0.7309	0.6148	0.4821	0.3667	0.3116
Rangkorrelationen										
$\rho(\beta_{k,L}, L)$	-0.880*	0.318	0.993*	0.866*	0.995*	0.970*	0.998*	0.999*	0.999*	0.999*
$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$	-0.342	-0.137	-0.455	-0.745	0.134	-0.182	0.585	0.414	0.835	0.856

In der Tabelle sind die Werte $\beta_{k,L}$ aus Gleichung (7) angegeben.

$\rho(\beta_{k,L}, L)$: Spearman-Rangkorrelation zwischen den Werten $\beta_{k,L}$ aus Gleichung (7) und der Intervalllänge L

$\rho(\sigma(\beta_{k,L}), L)$: Spearman-Rangkorrelation zwischen den Werten $\sigma(\beta_{k,L})$ aus Gleichung (8) und der Intervalllänge L

*: Wert für P (Gleichung (6)) signifikant zum 1%-Niveau

1979 - 1982, sondern auch im folgenden Zeitraum eine monotone Abnahme der β -Faktoren in den Klassen 1 und 2 zu beobachten ist. Der Effekt ist auch – gemessen an der Page-Statistik – signifikant. In Klasse 2

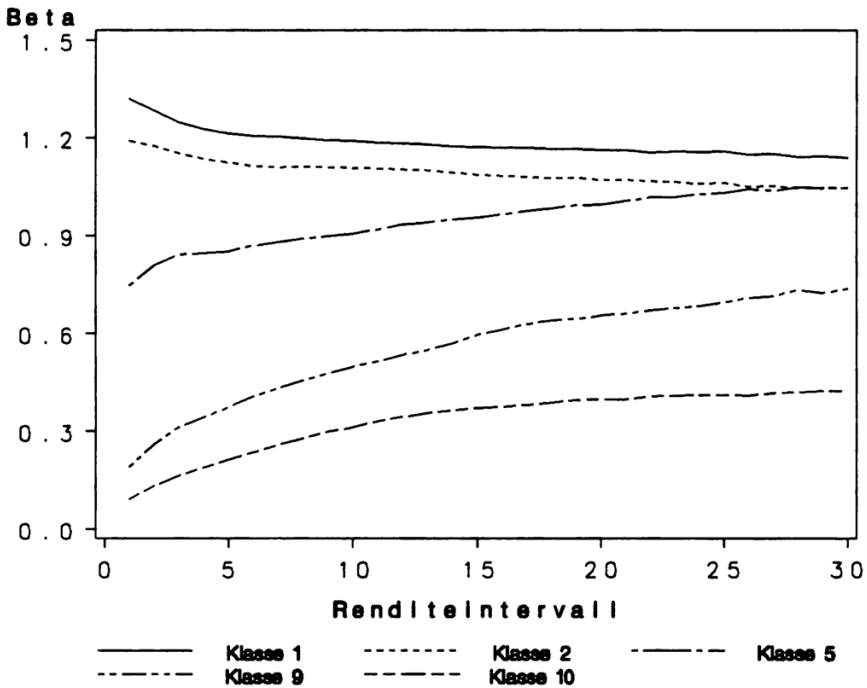


Abbildung 4: Mittlere Betas bei Klassifizierung nach Stückumsatz
(Teilperiode 1979 - 1982)

ist jedoch die Monotonie zwischen β und L etwas schwächer ausgeprägt als für die entsprechende Größenklasse, was durch niedrigere Korrelationswerte $\rho(\beta_{k,L})$ zum Ausdruck kommt. Eine spürbare Diskrepanz tritt in der letzten Teilperiode auf: Während in den ersten beiden Zeiträumen die Korrelationskoeffizienten noch signifikant negativ sind, liegt 1987 - 1990 kein zum 1%-Niveau signifikanter Intervalling-Effekt vor. Der Koeffizient $\rho(\beta_{k,L})$ ist zwar positiv, der empirische Wert der Page-Statistik liegt jedoch unterhalb des kritischen Wertes. Dies erscheint etwas überraschend, da man vermuten würde, daß das Umsatzvolumen die Marktgängigkeit einer Aktie besser messen kann als die Unternehmensgröße. Die Beziehung zwischen Liquidität und der Richtung des Intervalling-Effekts, wie sie von CHMSW (3) (4) postuliert wird, sollte also für das direkte Liquiditätsmaß „Umsatzvolumen“ klarer zum Ausdruck kommen. Eine mögliche Schlußfolgerung aus dem beobachteten Resultat ist, daß eine Gruppe von Aktien mit hoher Marktkapitalisierung einen monotonen Anstieg der β -Faktoren mit der Renditefristigkeit aufweist,

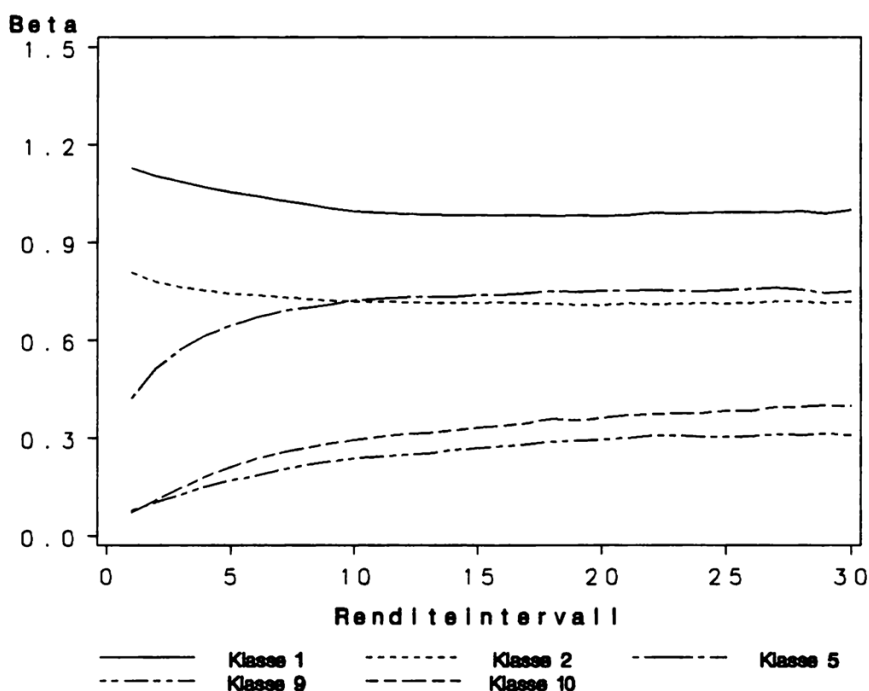


Abbildung 5: Mittlere Betas bei Klassifizierung nach Stückumsatz
(Teilperiode 1983 - 1986)

ohne daß gleichzeitig ein hoher durchschnittlicher Stückumsatz zu verzeichnen ist²².

Betrachtet man die Entwicklung der Schwankungsbreite der β -Faktoren, so zeigt sich wiederum eine starke Ähnlichkeit zu den Resultaten aus Abschnitt III.1. In den ersten beiden Teilperioden ist für alle Klassen eine Zunahme der Variabilität mit der Intervalllänge festzustellen, erkennbar aus einer positiven Rangkorrelation zwischen der Standardabweichung der geschätzten β -Faktoren und der Intervalllänge. Im Zeitraum 1987 - 1990 fallen diese positiven Relationen nicht nur wesentlich schwächer aus; es sind sogar stark negative Rangkorrelationskoeffizienten zu beobachten, so z.B. der Wert -0.745 für Klasse 4. Hier ist also eher eine Stabilisierung der Schätzergebnisse mit steigender Renditefristigkeit zu beobachten, die Auswahl der Beobachtungszeitpunkte verliert an Bedeutung für die Ergebnisse.

²² Eine nähere Untersuchung ergab, daß es sich hierbei hauptsächlich um Aktien aus dem Banken- oder Versicherungsbereich handelt.

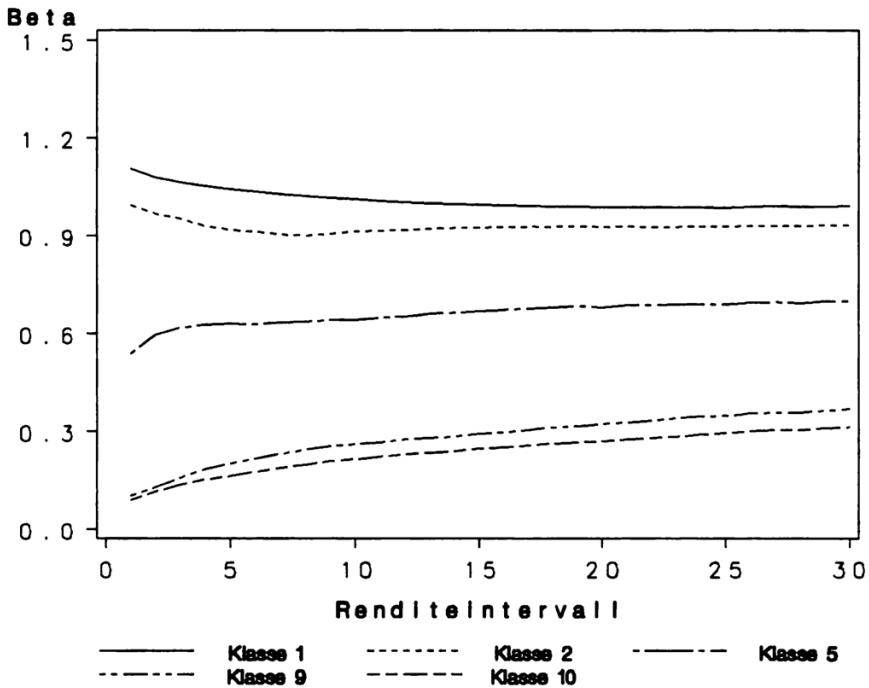


Abbildung 6: Mittlere Betas bei Klassifizierung nach Stückumsatz
(Teilperiode 1987 - 1990)

IV. Zusammenfassung und Schlußbemerkungen

Die Beobachtung, daß das Schätzergebnis für den β -Koeffizienten einer Aktie in einem systematischen Zusammenhang mit dem verwendeten Renditeintervall steht, hat zu einer skeptischen Beurteilung der Eignung dieses Konzepts für das Portfoliomanagement geführt. Die vorliegende Arbeit versucht, mögliche Ursachen für diesen Effekt aufzufinden und näher zu analysieren. Die empirischen Resultate zeigen, daß diese Anomalie nicht für alle Wertpapiere in gleichem Ausmaß und in gleicher Richtung auftritt. Vielmehr ergeben sich hinsichtlich der Merkmale „Liquidität der Aktie“ – gemessen durch den mittleren monatlichen Umsatz in Stück – und „Größe des Unternehmens“ – gemessen durch die Marktkapitalisierung – deutliche Unterschiede zwischen den untersuchten Aktien im Hinblick auf den Intervalling-Bias. Für die Klassen mit sehr hohem Marktwert des Eigenkapitals bzw. sehr hohem Umsatz ist meist eine statistisch signifikante Abnahme des β -Faktors mit der Rendite-

fristigkeit festzustellen. In den unteren Klassen tritt der Effekt in entgegengesetzter Richtung auf. Größe und Liquidität der Aktie beinhalten jedoch nicht exakt die gleiche Trennschärfe bezüglich des Verhaltens von β mit steigender Renditefristigkeit. Der Effekt tritt für die Variable Marktkapitalisierung insgesamt gesehen etwas ausgeprägter auf als für den Stückumsatz. Für die Börsenkapitalisierung kann eine klare und statistisch signifikante Zweiteilung der zugrundeliegenden Stichprobe für alle untersuchten Teilzeiträume festgestellt werden²³. Zimmermann (18) kommt aufgrund der Ergebnisse seiner Analyse zu dem Schluß, daß wöchentliche Renditeintervalle eine geeignete Grundlage zur Schätzung des systematischen Risikos darstellen. Die Resultate der vorliegenden Untersuchung zeigen jedoch, daß die durchschnittlichen β -Faktoren auch bei längeren Intervallängen noch weiter zu- bzw. abnehmen und sich dann relativ gleichmäßig an einen Grenzwert annähern. Die Antwort auf die Frage nach der „optimalen“ Technik zur Schätzung des β -Koeffizienten muß daher nach wie vor offen bleiben.

Insgesamt bestätigt diese Studie die Resultate der eingangs aufgeführten Untersuchungen für den deutschen Aktienmarkt und verschiedene ausländische Börsen, wenn auch die beobachteten Effekte zum Teil in anderer Form auftreten. So ist z.B. für den deutschen Markt eine Annäherung der β -Faktoren zwischen den Größen- bzw. Umsatzklassen mit zunehmender Renditefristigkeit zu beobachten, genau entgegengesetzt zu den Resultaten für den US-Markt, wie sie z.B. von *Handa/Kothari/Wasley* (10) dokumentiert werden. Weiterhin sind die Resultate von *Frantzmann* (8) und *Zimmermann* (18) für das mittlere β der Aktien ihrer jeweiligen Stichprobe zum Teil dadurch zu erklären, daß die Aktien kleinerer Unternehmen bei einer ungewichteten Durchschnittsbildung stärkeren Einfluß auf den mittleren β -Faktor einer Stichprobe haben und somit eher ein positiver Intervalling-Effekt resultieren kann.

Die zentrale Implikation der hier dargestellten Ergebnisse betrifft den Einsatz des Marktmodells im Rahmen des Portfoliomanagements oder der Performancemessung. Dies ist besonders für sehr kleine und sehr wenig liquide Aktien von Bedeutung, da hier der Intervalling-Effekt betragsmäßig am größten ist. Um eindeutige Interpretationen der Resultate

²³ Da die Gruppen derjenigen Aktien, die einen nach unten gerichteten Trend in ihrem β -Faktor erkennen lassen, stets etwa 30 Titel enthalten, liegt die Vermutung nahe, daß es auf dem deutschen Aktienmarkt genau eine Gruppe hochliquider bzw. stark kapitalisierter Werte gibt. In der Tat befinden sich die meisten Unternehmen dieser Klasse im Deutschen Aktienindex (DAX), der etwa 60 % des gesamten Grundkapitals und mehr als 75 % des in Streubesitz befindlichen Kapitals des deutschen Marktes repräsentiert (vgl. DTB (7)).

tate einer gewählten Strategie zu ermöglichen, ist deshalb *a priori* festzulegen, auf welcher Basis Renditen berechnet und β -Faktoren geschätzt werden. Andernfalls ist u.U. keine sinnvolle Beurteilung der Ergebnisse möglich.

Literatur

- (1) *Arbeitsgemeinschaft der Deutschen Wertpapierbörsen (AGWPB)*: Jahresbericht 1991, Frankfurt 1992. – (2) *Bühler, W.; Göppl, H., und Möller, H.-P., und Mitarbeiter*: Die deutsche Finanzdatenbank, Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 31, (1993), S. 287 - 333. – (3) *Cohen, K. J.; Hawawini, G. A.; Maier, S. F.; Schwartz, R. A., und Whitcomb, D. K.*: Friction in the Trading Process and the Estimation of Systematic Risk, *Journal of Financial Economics* 12 (1983), S. 263 - 278. – (4) *Cohen, K. J.; Hawawini, G. A.; Maier, S. F.; Schwartz, R. A. und Whitcomb, D. K.*: Estimating and Adjusting for the Intervalling-Effect Bias in Beta, *Management Science* 29 (1983), S. 135 - 148. – (5) *Conover, W. J.*: Practical Nonparametric Statistics, New York: Wiley & Sons, 1980. – (6) *Corhay, A.*: The Intervalling Effect Bias in Beta: A Note, *Journal of Banking and Finance* 16 (1992), S. 61 - 73. – (7) *Deutsche Terminbörse (DTB)*: DAX-Future: Überblick, Frankfurt, 1991. – (8) *Frantzmann, H.-J.*: Zur Messung des Marktrisikos deutscher Aktien, Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung 42 (1990), S. 67 - 83. – (9) *Göppl, H., und Schütz, H.*: The Design and Implementation of a German Stock Price Research Index (Deutscher Aktien-Forschungsindex, DAFOX), in: *Diewert, D. E.; Spremann, K., und Stehling, F. (Hrsg.): Mathematical Modelling in Economics – Essays in Honor of Wolfgang Eichhorn*, Springer-Verlag, Berlin, 1993, S. 506 - 519. – (10) *Handa, P.; Kothari, S. P., und Wasley, C.*: The Relation Between Return Interval and Betas, *Journal of Financial Economics* 23 (1989), S. 79 - 100. – (11) *Hawawini, G. A.*: Intertemporal Cross-Dependence in Securities Daily Returns and the Short-Run Intervalling Effect on Systematic Risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15 (1980), S. 139 - 149. – (12) *Johnston, J.*: Econometric Methods, New York: McGraw-Hill, 1984. – (13) *Page, E. B.*: Ordered Hypotheses for Multiple Treatments: A Significance Test for Linear Ranks, *Journal of the American Statistical Association* 58 (1963), S. 216 - 230. – (14) *Pogue, G. A., und Solnik, B. H.*: The Market Model Applied to European Common Stocks: Some Empirical Results, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9 (1974), S. 917 - 944. – (15) *Scholes, M.; Williams, J.*: Estimating Beta from Nonsynchronous Data, *Journal of Financial Economics* 5 (1977), S. 309 - 327. – (16) *Sharpe, W. F.*: A Simplified Model for Portfolio Analysis, *Management Science* 9 (1963), S. 277 - 293. – (17) *Stoll, H. R., und Whaley, R. E.*: Transaction Costs and the Small Firm Effect, *Journal of Financial Economics* 12 (1983), S. 57 - 79. – (18) *Zimmermann, P.*: Intervalling-Effekt und Anpassungsverfahren bei der Schätzung von Betawerten am deutschen Aktienmarkt, Forschungsbericht Universität Frankfurt, Lehrstuhl für Kreditwirtschaft und Finanzierung, Februar 1993.

Zusammenfassung

Neues zum Intervalling-Effekt am deutschen Aktienmarkt

In der vorliegenden Arbeit wird der „Intervalling-Effekt“ auf dem deutschen Aktienmarkt untersucht. Hierunter versteht man eine systematische Beziehung zwischen der verwendeten Renditefristigkeit und dem geschätztem β -Koeffizienten im Rahmen des Marktmodells. Wie Frantzmänn (8) und Zimmermann (18) gezeigt haben, tritt diese „Anomalie“ am deutschen Markt in signifikanter Weise auf. In der vorliegenden Arbeit belegen die Resultate für Teilsamples, die nach den Merkmalen Liquidität und Unternehmensgröße gebildet werden, daß für die Gruppe der liquiden bzw. „größten“ Aktien der Intervalling-Effekt durch eine Abnahme des β -Faktors mit steigender Renditefristigkeit zum Ausdruck kommt, während in den meisten übrigen Klassen das gegenteilige Phänomen beobachtbar ist. Bei der Anwendung des Marktmodells zur Schätzung des Marktrisikos von Aktien sollte daher dieser Effekt bei der praktischen Umsetzung der Ergebnisse stets mitberücksichtigt werden.

Summary

New Aspects regarding the Intervalling Effect on the German Stock Market

This paper studies the intervalling effect on the German stock market. The term *intervalling effect* should be understood to mean a systematic relationship between the applied yield maturities and the estimated β -coefficient within the framework of the market model. As Frantzmänn (8) and Zimmermann (18) have shown, the “anomaly” that exists on the German market is significant. In this paper, the results of sub-samples formed in accordance with the criteria of liquidity and corporate size prove that, for the category of the most liquid and “best” of all shares, the intervalling effect is reflected by a decrease in the β -factor with increasing maturities, whilst the opposite phenomenon is to be observed for most of the other categories. When the market model is applied to estimating the market risk of stock, this effect should therefore always be taken into account in the implementation of results in practice.

Résumé

«L'effet d'intervalling» sur le marché allemand des actions

Dans cet article, l'auteur analyse «l'effet d'intervalling» sur le marché allemand des actions. On entend par là un rapport systématique entre l'échéance du rendement et le coefficient β estimé dans le cadre du modèle de marché. Comme l'ont montré Frantzmänn et Zimmermann, cette anomalie s'exprime fortement sur le marché allemand. Dans ce travail, les résultats pour des échantillons partiels (Teilsamples) basés sur la liquidité et la taille des entreprises prouvent que, pour le groupe des actions les plus liquides ou «les plus importantes», l'effet

d'intervalling se traduit par une diminution du facteur β et une plus longue échéance du rendement, alors que dans la plupart des autres classes, on constate le phénomène inverse. Lorsqu'on utilise le modèle du marché pour estimer le risque de marché des actions, cet effet doit donc toujours être pris en compte lors de la réalisation pratique des résultats.