

Das CAPM am deutschen Aktienmarkt: Test auf Validität anhand der Fama/French- Methode

SEMINARARBEIT

Im Rahmen des Seminars
Mit dem Generalthema
„Empirische Kapitalmarktforschung“
Wintersemester 2004/2005

Vorgelegt am

Lehrstuhl für Kreditwirtschaft und Finanzierung
Johann Wolfgang Goethe – Universität
Frankfurt am Main
Prof. Dr. Jan Pieter Krahen
Betreuer: Jun. Prof. Dr. Ralf Elsas

Autoren: Stephan Engbers und Stephan Krügel

INHALTSVERZEICHNIS

I. Ökonomische Motivation und konkrete Formulierung der Fragestellung sowie Vorgehensweise	4
A. Ökonomische Motivation	4
B. Fragestellung: Funktioniert die Bewertung von Einzelwert-Risiken nach dem CAPM in der Praxis?	4
II. Theoretische Grundlagen des Capital Asset Pricing Modells	6
A. Das klassische CAPM	6
B. Das Zero-Beta-CAPM	7
C. Bisherige empirische Ergebnisse	7
D. Der Test von Fama/French (1992)	9
III. Datenbasis	10
A. Die Datenquelle: Thomson Datastream	10
B. Abgefragter Zeitraum	11
C. Das Marktportfolio: Verschiedene Proxy-Alternativen	11
D. Risikoloser Zins	14
E. Abgefragte Datensätze und Beschaffenheit der Daten	14
1. Kurszeitreihen	15
2. Renditezeitreihen	15
3. Fama/French-Variable 1: Das Aktien-Beta zur Messung des systematischen Risikos	15
4. Fama/French-Variable 2: Der Marktwert	19
5. Fama/French-Variable 3: Das Kurs/Buchwert-Verhältnis	19
IV. Methodik und Vorgehensweise	20
A. Schritt I: Bildung von zehn Portfolios, sortiert nach Höhe des 2-Jahres-Betas	20
B. Schritt II: Erneute Risikomessung in unabhängigem Zeitraum	20
C. Schritt III: Querschnittsregression	20
V. Ergebnisse	21
A. Interpretation der durchschnittlicher Zusammenhänge	21
1. Kein signifikanter Zusammenhang zwischen Rendite und Beta	21
2. Betas bleiben im Zeitverlauf stabil	22
3. Positive Korrelation von Beta und Marktkapitalisierung	22
4. Keine klare Aussage für die Beziehung Beta zu Kurs/Buchwert-Verhältnis	22
B. Ergebnisse der Querschnittsregression	22
1. Ergebnis für die Konstante (Alpha der linearen Regression)	23
2. Ergebnisse für den Regressor Portfolio-Beta	23
3. Ergebnisse für den Regressor logarithmierte Marktkapitalisierung	24
4. Ergebnisse für den Regressor Kurs/Buchwert-Verhältnis	24
5. Vergleich mit den Ergebnissen von Fama/French (1992)	24
VI. Interpretation	25
A. Verletzung der Annahmen des linearen Regressionsmodells	25
B. Datenqualität	25
C. Wahl des Renditeintervalls, Fristigkeit des Betas	25
D. Korrekte Wahl und ausreichende Abdeckung des Marktportfolios	26

E. Marktrisikoprämie	26
VII. Zusammenfassung und Folgerung	27
VIII. ANHANG	28
A. Durchschnittliche Ergebnisse – Weitere Parametrisierungen	29
1. Marktindex: CDAX; Ex-ante Beta: 104 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen	29
2. Marktindex: CDAX; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen	30
3. Marktindex: CDAX; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 208 Wochen	31
4. Marktindex: FIWG; Ex-ante Beta: 104 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen	32
5. Marktindex: FIWG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen	33
6. Marktindex: FIWG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 208 Wochen	34
7. Marktindex: FIGG; Ex-ante Beta: 104 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen	35
8. Marktindex: FIGG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen	36
9. Marktindex: FIGG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen	37
B. Die Risikoprämie	38
1. Ergebnisse für die Parametrisierung: ex-ante Beta 208 Wochen, ex-post Beta 208 Wochen	40
2. Ergebnisse für die Parametrisierung: ex-ante Beta 104 Wochen, ex-post Beta 208 Wochen	41
3. Ergebnisse für die Parametrisierung: ex-ante Beta 104 Wochen, ex-post Beta 104 Wochen	42
Literaturverzeichnis	43

I. Ökonomische Motivation und konkrete Formulierung der Fragestellung sowie Vorgehensweise

A. Ökonomische Motivation

Diese Untersuchung repliziert die klassische Studie von Fama/French (1992) für deutsche Unternehmen, die seinerzeit erhebliche Zweifel an der Validität des Capital Asset Pricing Modells (nachfolgend: CAPM) hervorgerufen hat. Für den amerikanischen Kapitalmarkt zeigte sich, dass Aktienrenditen nicht durch Beta sondern Variablen wie die Größe des Unternehmens oder das Verhältnis von Markt- zu Buchwert determiniert werden.

B. Fragestellung: Funktioniert die Bewertung von Einzelwert-Risiken nach dem CAPM in der Praxis?

Das CAPM ist ein (ex-ante) Gleichgewichtsmodell zur Bewertung für Wertpapiere, mit dem – im Gegensatz zum Portfolio Selection Modell nach Markowitz (1959) – durch die Isolierung des systematischen Risikos auch Einzelwert-Risiken bepreist werden können.

Seit seiner Entdeckung hat das Modell einen enormen Stellenwert in Theorie und Praxis erlangt, was auf seine Einfachheit und Plausibilität zurückzuführen ist.

Fraglich bleibt jedoch, ob das Modell das von den Praktikern (und einem Teil der Akademiker) entgegengebrachte Vertrauen unter realen Bedingungen auch tatsächlich rechtfertigt.

Antworten können bis zu einem gewissen Grad (ex-post) Modelltests geben, in denen überprüft wird,

a) ob tatsächlich eine lineare Beziehung zwischen Risiko und erwartetem Ertrag herrscht (Gültigkeit des Ein-Faktor-Modells) und

b) ob Beta das (einzig) richtige Maß zur Beurteilung von Einzelwert-Risiken im Marktgleichgewicht ist.

Mit anderen Worten: Spiegelt das CAPM die Realität richtig wider oder stellt man systematische Abweichungen, sog. Anomalien, fest?

Es existieren zahlreiche Studien, die zu unterschiedlichen Resultaten kommen. Die bekannteste wurde von Fama/French¹ 1992 veröffentlicht. Sie postulieren darin mit ihrem Drei-Faktor-Modell das „Ende des Betas“ und damit die Ungültigkeit des CAPM. Nicht Beta, sondern „Size“ (in Form der Marktkapitalisierung) und „Value“ (in Form des Kurs/Buchwert-Verhältnisses) seien die korrekten Proxies für das Risiko, das von den Marktteilnehmern im Gleichgewicht eingepreist wird.

Diese Thesen für den deutschen Markt zu überprüfen ist Thema dieser Arbeit.

¹ Fama/French kamen zu dem Ergebnis, dass Aktienrenditen durch die Unternehmensgröße und das Verhältnis von Kurs und Buchwert getrieben wird und nicht das Beta (deswegen auch der Begriff „Beta is dead“-Studie).

Kapitel II stellt einleitend die ursprüngliche und weiterentwickelte Form des CAPMs, das Zero-Beta CAPM, vor. Anschließend werden die Ergebnisse relevanter CAPM-Studien aufgeführt. Detailliert beschrieben wird hierbei der Test von Fama/French, der in dieser Arbeit für den deutschen Aktienmarkt repliziert wird.

Kapitel III beschäftigt sich mit der Datenbasis, die für den Test dieser Studie herangezogen wird. Neben den reinen Datensätzen und deren Beschaffenheit werden wir auch kurz darauf eingehen, inwiefern diese Daten die Testanforderungen erfüllen.

In Kapitel IV wird der Testablauf eingehend beschrieben.

Die Ergebnisse des CAPM-Tests für den deutschen Aktienmarkt werden in Kapitel V dargestellt. Der erste Teil zeigt durchschnittliche Ergebnisse und vergleicht sie mit anderen Studien. Im zweiten Teil werden die Resultate des eigentlichen Tests (Querschnittsregression) vorgestellt.

Kapitel VI führt schlüssige Gründe für die Resultate aus Kapitel V an.

Eine Zusammenfassung der zentralen Aspekte des Tests und ein Ausblick folgt in Kapitel VI.

II. Theoretische Grundlagen des Capital Asset Pricing Modells

A. Das klassische CAPM

Das klassische CAPM-Modell wurde in den sechziger Jahren unabhängig und zeitlich nahezu gleich von Sharpe (1964), Lintner (1965) sowie Mossin (1966) entwickelt, weshalb es auch als Sharpe-Lintner-CAPM bezeichnet wird. Anhand dieses Modells sollte die Frage beantwortet werden, wie sich die durchschnittliche Rendite und somit der Preis eines Wertpapiers in Abhängigkeit der Rendite des Marktportfolios entwickeln. Ausgangspunkt für dieses Modell ist dabei die Portfoliotheorie nach Markowitz (1952 und 1959), die besagt, dass rationale Anleger in effiziente Portfolios auf der Effizienzlinie oder auch „efficient frontier“ investieren, wobei die exakte Auswahl des Portfolios von ihrer Risikoaversion abhängt. Effizient im Sinne von Markowitz bedeutet, dass es bei gegebenem Risiko kein Portfolio mit höherem Erwartungswert oder bei gegebenem Erwartungswert kein Portfolio mit geringerem Risiko gibt.

Wird zusätzlich noch die Annahme getroffen, dass die Möglichkeit einer Kreditaufnahme oder einer Geldanlage zum risikolosen Zinssatz besteht, so beschränkt sich bei homogenen Erwartungen die riskante Anlagemöglichkeit auf das sogenannte Markt- oder Tangentialportfolio. Jeder Teilnehmer am Kapitalmarkt wird somit bei gegebenem risikolosen Zinssatz in das Marktportfolio investieren, lediglich die Investitionsanteile in das risikolose Asset und das Marktportfolio variieren je nach Risikoaversion des Investors. Dies wird auch als das Separationstheorem von Tobin (1958) bezeichnet.

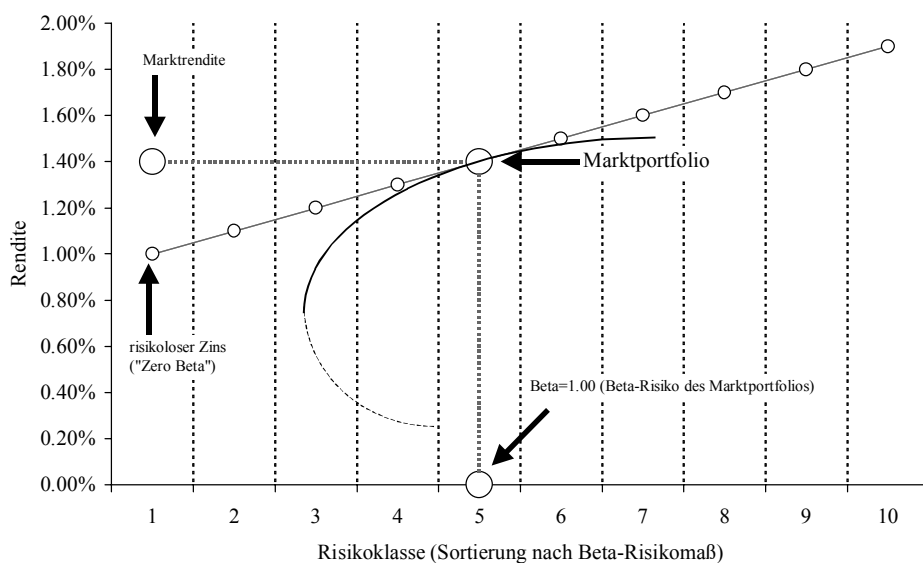


Abbildung 1: Die Wertpapiermarktlinie stellt den linearen Zusammenhang zwischen Risiko (Beta) und der Rendite dar (hier beispielhaft und idealisiert dargestellt). Ihre Steigung ist identisch mit der Markttrisikoprämie (Rendite des Marktportfolios minus risikoloser Zinssatz; eine Beta-Einheit nach rechts auf der Abszisse führt vom risikolosen Zinssatz zur Rendite des Marktportfolios). Der Achsenabschnitt (hier beispielhaft 1%) entspricht dem risikolosen Zinssatz. Der Beweis dieses linearen Zusammenhangs kann mit Hilfe einer linearen Regression über die Renditen von (beispielsweise) 10 Portfolios erbracht werden, die jeweils einer Risikoklasse entsprechen. Die Effizienzlinie zeigt, dass es sich beim Marktportfolio um ein mü-sigma-effizientes Portfolio handeln muss. Es sei angemerkt, dass die efficient frontier nicht mit dem systematischen Risiko, sondern dem Gesamtrisiko in Form der Standardabweichung gebildet wird.

Unter diesen Annahmen der Effizienz des Marktportfolios sowie der Existenz eines risikolosen Zinssatzes kann das CAPM-Modell hergeleitet werden. Es besagt, dass sich die erwartete Rendite eines Wertpapiers aus dem risikolosen Zinssatz sowie einer Risikoprämie multipliziert mit dem Risikomaß ergibt. Das Risikomaß wird dabei als β_i bezeichnet. Es berechnet sich aus dem Quotienten der Kovarianz zwischen Marktrendite und Rendite des Wertpapiers sowie der Varianz der Marktrendite. Folgende Gleichung gibt diese Relation wieder:

$$E(R_i) = R_f + [E(R_m) - R_f] \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} = R_f + [E(R_m) - R_f] \beta_i$$

Formel 1

B. Das Zero-Beta-CAPM

Motiviert von den ersten empirischen Studien zum klassischen CAPM-Modell entwickelte Black (1970) das sogenannte Zero-Beta-CAPM. Black/Jensen/Scholes (1972) waren in ihrer Studie zu dem Ergebnis gekommen, dass für Unternehmen mit einem β größer als 1 höhere Renditen und für Unternehmen mit einem β kleiner als 1 geringere Renditen als die vom Modell prognostizierten zu beobachten waren.² Dieses Ergebnis war jedoch inkonsistent mit dem klassischen CAPM-Modell, da dieses von einem konstanten risikolosen Zinssatz zur Geldanlage sowie zur Kreditaufnahme ausgeht. Basierend auf diesen Erkenntnissen entwickelte Black somit folgende Gleichung für das Zero-Beta-CAPM:

$$E(R_i) = E(R_z) + [E(R_m) - E(R_z)] \frac{\sigma_{im}}{\sigma_m^2} = E(R_z) + [E(R_m) - E(R_z)] \beta_i$$

Formel 2

In dieser Gleichung bezeichnet $E(R_z)$ die erwartete Rendite des Zero-Beta-Portfolios. Wie sein Name schon sagt hat dieses Portfolio ein β von null und ist somit nicht mit dem Marktportfolio korreliert. Außerdem weist es ein minimales Risiko auf und kann somit von seinen Eigenschaften mit dem risikolosen Zinssatz verglichen werden. Die Gleichung des Zero-Beta-CAPM entspricht damit der Gleichung des klassischen CAPM mit dem Unterschied, dass an die Stelle des risikolosen Zinssatzes die erwartete Rendite des Minimum Varianz Zero Beta Portfolios tritt.

C. Bisherige empirische Ergebnisse

In diesem Kapitel werden kurz die beiden bedeutendsten empirischen Studien über Tests zu den oben vorgestellten CAPM-Modellen dargestellt: Einerseits ist dies der Test von Black/Jensen/Scholes (1972), andererseits der ein Jahr später veröffentlichte Test von Fama/MacBeth (1973). Der für diese Studie eigentlich relevante Test von Fama/French (1992) wird an späterer Stelle noch einmal explizit aufgegriffen.

Black/Jensen/Scholes testen das klassische CAPM-Modell, indem sie die Überrenditen von 10 Portfolios einzeln gegen die Überrenditen des Marktes regressieren. Hierfür verwenden sie sowohl Zeit- als auch Querschnittsregressionen mit monatlichen Daten von 1926-65. Für die Zeitregression schätzen sie für alle an der

² Vgl. zu einer Beschreibung bisheriger empirischer Ergebnisse Kapitel

NYSE notierten Aktiengesellschaften ein Beta anhand der Monatsrenditen der vergangenen 5 Jahre.³ Anhand dieses geschätzten Betas werden die Unternehmen in 10 verschiedene Portfolios eingeordnet. Diese Einordnung in Portfolios ist notwendig, da die Ergebnisse sonst durch die Abhängigkeit der Residuen verfälscht werden und somit die Tests des Modells nicht aussagekräftig sind. Für die somit entstandenen Portfolios werden nun Durchschnittsrenditen für das darauffolgende Jahr berechnet und gegen die Marktrenditen regressiert.⁴ Die zeitliche Verschiebung von Portfolioeinordnung und Testzeitraum dient der Eliminierung von Schätzfehlern, die durch die Beta-Schätzung für die einzelnen Unternehmen entstehen. Black/Jensen/Scholes kommen zu dem Ergebnis, dass für Unternehmen mit hohem Beta geringere und für Unternehmen mit geringem Beta höhere als vom Modell prognostizierte Renditen beobachtet werden. Dies führte zur oben beschriebenen Einführung des Zero-Beta-CAPM. Für die Querschnittsregression erfolgt die Portfolioeinordnung der einzelnen Unternehmen in der gleichen Art und Weise wie für die Zeitregression. Anschließend wird für jedes Portfolio ein Beta berechnet, das gegen die Portfoliorendite regressiert wird. Die Regression führt zu folgendem Ergebnis:

$$\bar{R}_i - R_f = 0,00359 + 0,0108\beta_i$$

Formel 3

Da der Achsenabschnitt signifikant von null verschieden ist, spricht auch dieser Test für das Zero-Beta-CAPM.

Fama/MacBeth (1973) benutzen eine ähnliche Methodik wie Black/Jensen/Scholes, um das Zero-Beta-CAPM zu testen. Auch sie ordnen alle Aktiengesellschaften der NYSE in Portfolios ein, wobei sie jedoch auf eine größere Datenbasis von 1926-68 zurückgreifen und die Anzahl der Portfolios auf 20 erhöhen. Ihre primären Fragestellungen sind die Linearitätsbeziehung zwischen Beta und Portfoliorendite, die positive Risikoprämie sowie die eventuelle Existenz von weiteren signifikanten Variablen, die die Portfoliorendite erklären. Für ihren Test benutzen sie folgende Regressionsgleichung:

$$\tilde{R}_{it} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_t + \hat{\gamma}_{2t}\beta_t^2 + \hat{\gamma}_{3t}S_{ei} + \eta_{it}$$

Formel 4

Die Variable β^2 dient hierbei dem Test der Linearität, die Variable S_{ei} dem Test von möglichen weiteren Einflussfaktoren (unsystematischer Art) auf die Portfoliorendite. Fama/MacBeth kommen zu dem Ergebnis, dass keine dieser beiden zusätzlichen Einflussfaktoren die Rendite signifikant verändert. Da der Regressionskoeffizient γ_{1t} jedoch statistisch signifikant von null verschieden ist, muss eine lineare Beziehung zwischen dem Beta eines Portfolios und seiner Rendite bestehen. Ein weiteres Ergebnis ist der Einfluss von γ_{0t} auf die Portfoliorendite. Die Tatsache, dass dieser Wert über den gesamten Zeitraum kleiner als der risikolose Zinssatz ist, lässt eher auf das Zero-Beta-CAPM als auf das klassische CAPM schließen.

³ Das erste Portfolio wird für Januar 1931 anhand der Daten von Januar 1926 bis Dezember 1930 berechnet.

⁴ Im Beispiel des Portfolios für Januar 1931 wird die Durchschnittsrendite anhand der Monatsrenditen von Januar 1931 bis Dezember 1931 berechnet.

D. Der Test von Fama/French (1992)

Nachdem alle vorherigen Tests zu dem Ergebnis gekommen sind, dass das Marktrisiko β eine signifikante Variable zur Erklärung der erwarteten Rendite eines Wertpapiers darstellt, sei es für den Fall des klassischen oder des Zero-Beta-CAPM-Modells, finden spätere Studien weitere erklärende Variablen, die das CAPM-Modell widerlegen oder zumindest in seiner Aussagekraft schwächen. Banz (1981) kommt in seiner Studie zu dem Ergebnis, dass die Marktkapitalisierung eines Unternehmens bei der Erklärung der Renditen eine entscheidende Rolle spielt. Unternehmen mit großer Marktkapitalisierung weisen demnach geringere Renditen auf als solche mit kleiner Marktkapitalisierung.

Bhandari (1988) findet einen Zusammenhang zwischen dem Verschuldungsgrad eines Unternehmens sowie der Rendite, während Stattmann (1980) sowie Rosenberg, Reid und Lanstein (1985) eine positive Relation zwischen der Rendite sowie dem Quotienten aus Marktwert zu Buchwert nachweisen können. Schließlich findet noch Basu (1983) einen Zusammenhang zwischen dem Kurs-Gewinn-Verhältnis eines Unternehmens und der Rendite.

Basierend auf diesen Ergebnissen testen Fama/French (1992) das CAPM-Modell für den Zeitraum von 1962 bis 1989, indem sie die Variablen Marktkapitalisierung, Markt- zu Buchwert, Verschuldungsgrad, Kurs-Gewinn-Verhältnis sowie Beta als mögliche erklärende Einflussgrößen verwenden. Hierbei teilen sie alle Unternehmen nach verschiedenen Kriterien in 10 Portfolios ein und untersuchen anschließend den Einfluss dieser Variablen mit Hilfe von Querschnittsregressionen. Die mögliche Entstehung von Schätzfehlern wird wie schon bei früheren Tests durch die zeitliche Verschiebung von Portfolioeinteilung und Testzeitraum vermieden.

Die erste Einteilung erfolgt nach den Kriterien Marktkapitalisierung sowie Beta. Da diese beiden Variablen eine starke negative Korrelation aufweisen, werden die Portfolios im ersten Schritt nach der Marktkapitalisierung der Unternehmen gebildet. Anschließend erfolgt eine zweite Einteilung innerhalb jedes Portfolios anhand der Betas der einzelnen Aktien, um somit den Einfluss jeder Variable getrennt untersuchen zu können. Fama/French kommen zu dem Ergebnis, dass es einen starken positiven Zusammenhang zwischen der Portfoliorendite sowie der Marktkapitalisierung gibt. Gleichzeitig finden sie jedoch keinen signifikanten Zusammenhang zwischen Beta und Rendite. Erfolgt die Portfolioeinteilung getrennt nach den Kriterien Beta sowie Marktkapitalisierung, so stellen Fama/French sowohl eine stark positive Relation zwischen Beta und Rendite sowie eine stark negative Relation zwischen Marktkapitalisierung und Rendite fest. Der Size-Effekt scheint somit den Beta-Effekt zu eliminieren.

Im nächsten Schritt führen Fama/French eine Querschnittsregression über alle Portfolios durch, die sie vorher nach den Kriterien Marktkapitalisierung sowie Beta gebildet haben. Anhand der Mittelwerte der Regressionskoeffizienten sowie den dazugehörigen t-Statistiken untersuchen sie den Einfluss aller in Frage kommenden Variablen, wobei sie verschiedene Kombinationen dieser Variablen untersuchen. Die Ergebnisse scheinen ihre vorherigen Erkenntnisse zu unterstützen. Es gibt keinen erkennbaren Effekt zwischen Beta und Rendite, wohingegen die Marktkapitalisierung die Rendite signifikant negativ beeinflusst.

Zusätzlich zur Marktkapitalisierung finden Fama/French jedoch noch weitere Einflussgrößen auf die Rendite. Die Portfolioeinteilung nach Markt- zu Buchwertverhältnis ergibt einen starken positiven Zusammenhang zwischen dem Markt- zu Buchwertverhältnis und den Renditen, während die Einteilung nach dem Kurs-Gewinn-Verhältnis eine U-förmige Verteilung aufweist. Portfolios mit hohem bzw. niedrigem Kurs-Gewinn-Verhältnis weisen eine höhere Rendite auf als die dazwischen liegenden Portfolios.

Auch diese Ergebnisse werden anhand der Querschnittsregression weiter untersucht. Hierbei kommen Fama/French zu dem Ergebnis, dass der Effekt des Verschuldungsgrades auf die Rendite vom Effekt des Markt- zu Buchwertverhältnisses absorbiert wird. Der Grund hierfür ist, dass die Differenz zwischen den beiden in der Regression benutzten logarithmierten Verschuldungsgraden Aktiva zu Marktwert sowie Aktiva zu Buchwert gleich den logarithmierten Markt- zu Buchwert ergibt, oder formal: $\ln(BW/MW) = \ln(A/MW) - \ln(A/BW)$. Des weiteren wird der Effekt des Kurs-Gewinn-Verhältnisses absorbiert, sobald die Marktkapitalisierung und der Markt- zu Buchwert als Einflussgrößen in die Regression mitaufgenommen werden. Als Erklärung dient hier die positive Korrelation zwischen Kurs-Gewinn-Verhältnis und Markt- zu Buchwert.

Als Ergebnis bleibt somit festzuhalten, dass Fama/French das CAPM-Modell zumindest für den Zeitraum 1963-1990 widerlegen, da das Beta einer Aktie keinen Einfluss mehr auf deren Rendite zu haben scheint. Die Variablen Markt- zu Buchwert sowie Marktkapitalisierung ersetzen somit das Beta als Einflussgrößen auf die Rendite. Ähnliche Ergebnisse erhalten Fama/French für zwei Subperioden von 1963-1976 und 1977-1990. Auch hier weist das Beta einen nur schwachen Erklärungsgehalt auf, während die Regressionskoeffizienten für die Marktkapitalisierung sowie für Markt- zu Buchwert stets signifikant von null verschieden sind.

III. Datenbasis

A. Die Datenquelle: Thomson Datastream

Die in der Untersuchung verwendeten Datensätze wurden aus dem Dateninformationssystem Thomson Datastream gewonnen. Jeder Basiswert und jeder Zeitreihentyp haben im Datastream-System einen eindeutigen Identifier.

Die Überlegenheit des Datastream-Systems über vielen anderen Anbietern (z.B. Bloomberg Ltd.) begründet sich mit der Möglichkeit, Zeitreihen von sowohl aktuell börsennotierten als auch bereits nicht mehr börsennotierten Wertpapieren abfragen zu können. Theoretisch ist es somit möglich, Entwicklungen am Wertpapiermarkt historisch exakt zu rekonstruieren.

Ein Nachteil des Datastream-Systems ist zum Teil mangelhafte Datenqualität. Die Datenbasis wurde von uns durch Zeitreihen-Plotting auf Validität untersucht.

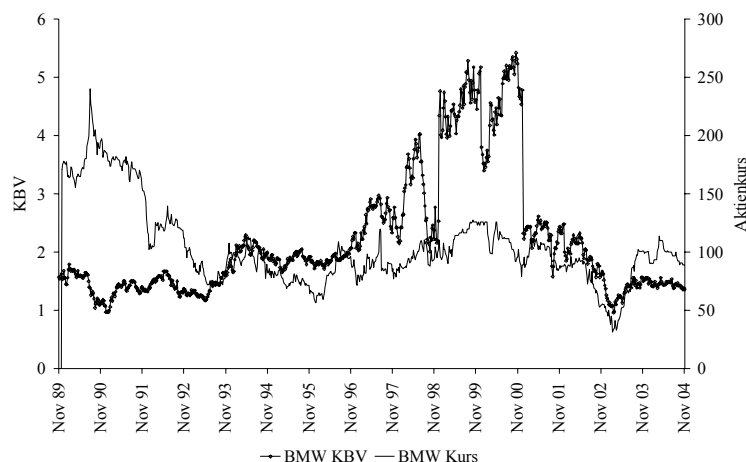


Abbildung 2: Das Kurs/Buchwertverhältnis für den DAX-Member BMW springt 1998 kurzzeitig von 4 auf 2, um anschließend wieder auf über vier zu steigen. Ende 1999 bricht die Kennzahl von über 5 von einem Datenpunkt zum anderen auf 2 ein.

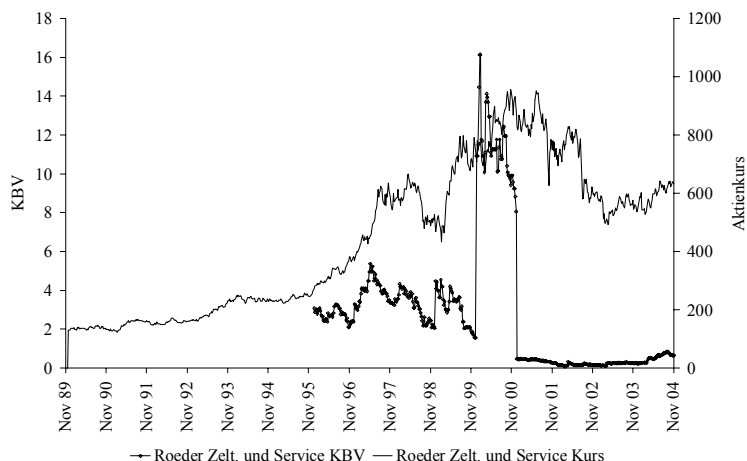


Abbildung 3: Das Kurs/Buchwertverhältnis für den Nebenwert Roeder Zelt. und Service springt Ende 1999 kurzzeitig von zwei auf sechzehn, um anschließend wieder extrem zu fallen.

Es ist anzunehmen, dass einige Datenreihen fehlerbehaftet sind. Deutlich werden diese Fehler beispielsweise durch extreme Veränderungen von einer Periode zur nächsten, bei der dieses hohe Niveau erst eine Zeit lang beibehalten wird, um sich anschließend wieder auf dem vorhergehenden Niveau zu bewegen. Wahrscheinliche Gründe sind Kapitalmaßnahmen, die eine Adjustierung vergangener Daten bedingen, die vom Datenanbieter jedoch nicht sorgfältig durchgeführt worden sind. Eine andere wahrscheinliche Fehlerquelle sind manuelle Fehleingaben durch den Datenanbieter. Abbildung 2 und 3 dokumentieren diesen Sachverhalt.

Gemäß des Test-Aufbaus von Fama/Macbeth wurden Kurszeitreihen (Datastream-Code „P“), Zeitreihen der Marktkapitalisierung (Datastream-Code „MC“) und Zeitreihen des Kurs/Buchwert-Verhältnisses (Datastream-Code „PTBV“) abfragt.

B. Abgefragter Zeitraum

Die Historien erstrecken sich vom 01.01.1990 bis zum 01.11.2004. Es ist zu beachten, dass dieses Intervall lediglich das maximal möglich darstellt und nicht mit der Größe des tatsächlichen Datensatzes übereinstimmen muss.

C. Das Marktportfolio: Verschiedene Proxy-Alternativen

Wesentlicher Bestandteil des Capital-Asset Pricing Modells ist die korrekte Abbildung des Marktportfolios. Eine Prämisse des Modells besagt, dass das Marktportfolio bekannt (und mü-sigma effizient) ist. Mit seiner Hilfe kann die Wertpapiermarktlinie eindeutig bestimmt werden. Theoretisch besteht das Marktportfolio aus allen Assets einer Volkswirtschaft (neben Wertpapieren alle anderen Investitionsmöglichkeiten, also auch Immobilien etc.)⁵, allerdings beschränkt man sich aus Gründen der Machbarkeit in empirischen Studien darauf, einen lokalen Aktienmarkt möglichst vollkommen zu erfassen.

Das Marktportfolio, dass in dieser Studie herangezogen wird, basiert auf der Zusammenstellung des CDAX.

⁵ Bartholdy/Pearle (2004) gehen weiter und konstruieren einen Index, der sich aus dem Wert aller Güter und Dienstleistungen aus den National Income Accounts bestimmt, die mit den Anteil der jeweiligen Branche am US Bruttosozialprodukt gewichtet in den Index eingehen.

Der CDAX ist ein von der Deutschen Börse entwickelter Index, umfaßt alle Aktien des General- und des Prime-Standards, also alle an der Frankfurter Wertpapierbörse gelisteten Unternehmen⁶.

Zwar ist die aktuelle Zusammensetzung dieses marktbreiten Index bekannt, jedoch ergaben sich Schwierigkeiten bei der Rekonstruktion des Index zu vergangenen Zeitpunkten, da keine bekannte zugängliche Datenbank für Index-Membership-Zeitreihen existiert.

Abbildung 4 zeigt die Anzahl der für die Studie verfügbaren Aktien per Jahresende im Zeitverlauf und stellt gleichzeitig die Anzahl der tatsächlich an der FWB notierten Unternehmen gegenüber. Demnach stehen in der Studie für das Jahr 1990 knapp 200 Wertpapiere zur Verfügung, die sich bis zum Ende des Jahres 2004 auf ca. 600 Aktien monoton erhöht.

Diese Aktienanzahl entspricht – wie zu sehen - nur zu Teilen der Anzahl tatsächlich börsennotierter Unternehmen.

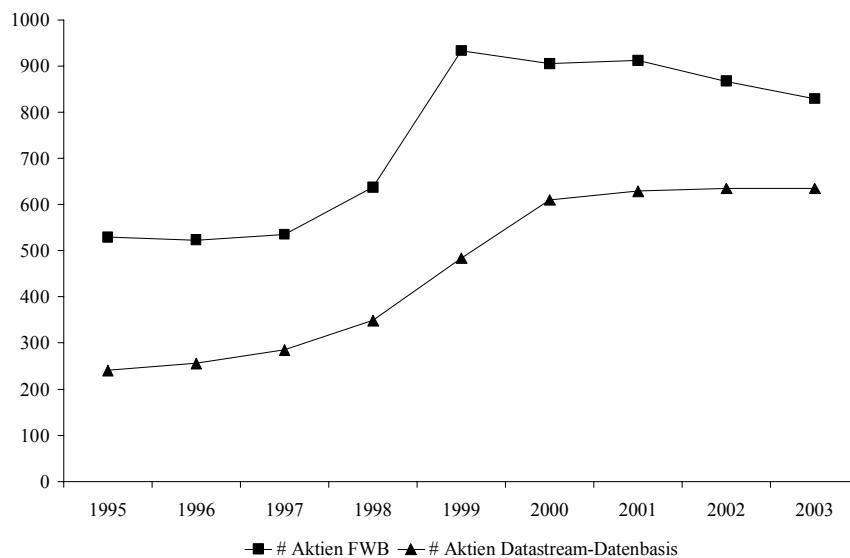


Abbildung 4: Gegenüberstellung der Anzahl an der FWB notierter Unternehmen und der Anzahl der Unternehmen der Datastream-Datenbasis

⁶ Quelle: Indexleitfaden der Deutschen Börse AG, www.deutsche-boerse.de, Abfrage vom 13.01.2005. Die Deutsche Börse erwähnt in diesem Dokument, dass der CDAX alle deutschen börsennotierten Unternehmen enthält.

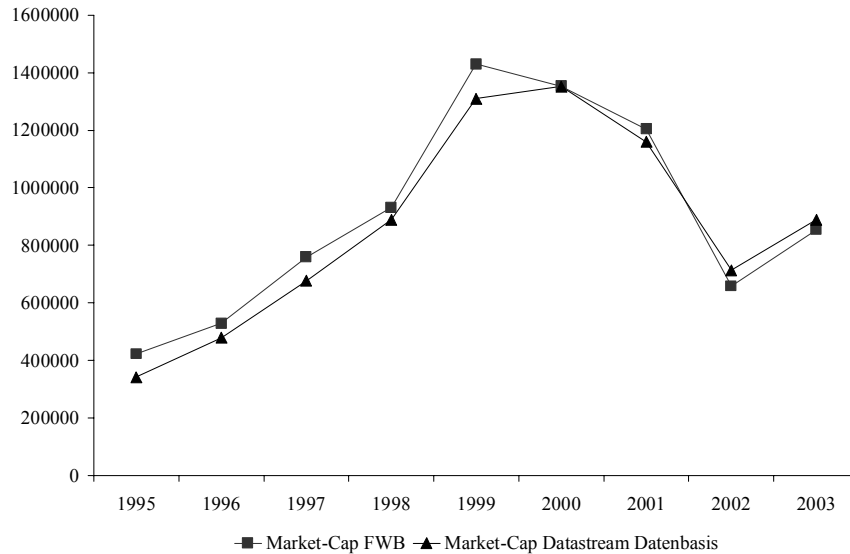


Abbildung 5: Gegenüberstellung des kumulierten FWB-Market Caps und des aus der Datastream-Datenbasis errechneten kumuliertem Market-Caps

Ein auf den ersten Blick widersprüchliches Ergebnis liefert der Vergleich der gesamten Marktkapitalisierungen, wie sie von der Deutschen Börse veröffentlicht und aus der Datastream-Datenbasis ermittelt worden sind.

Trotz der großen Diskrepanz bei der Anzahl der Aktien (Abbildung 5) sind die beiden Zeitreihen nahezu identisch. Der Widerspruch kann entkräftet werden, wenn man in Betracht zieht, dass die fehlenden Unternehmen in der Datastream-Datenbasis kleiner kapitalisierte Unternehmen sind. Die höhere Marktkapitalisierung der Datastream-Datenbasis in den Jahren 2002 und 2003 ergibt sich mit hoher Wahrscheinlichkeit aus dem minimal unterschiedlichen Bewertungsstichtag, der sich aus dem wöchentlichen Abfrageintervall der Datastream-Daten zwangsläufig ergibt. Da der vorgestellte Test jedoch eine Gleichgewichtung der Aktien in den Subportfolios beinhaltet, kann es zu Verzerrungen des Endergebnisses kommen.

	FIWG	FIGG	CDAX
FIWG	1	0.77	0.97
FIGG		1	0.77
CDAX			1

Tabelle 1: Korrelationen der verschiedenen Indextypen. FIWG: Fiktiver Index, wertgewichtet; FIGG: Fiktiver Index, gleichgewichtet; CDAX: Composite DAX

Alternativ zum CDAX wurde aus diesen Gründen zum einen ein fiktiver marktkapitalisierungsgewichteter Index sowie ein fiktiver gleichgewichteter Index kalkuliert. Die Korrelation der beiden wertgewichteten Indexvarianten liegt bei 97%, der Grad der Gleichläufigkeit der beiden wertgewichteten Indizes zum gleichgewichteten Index beträgt beide Male 77%.

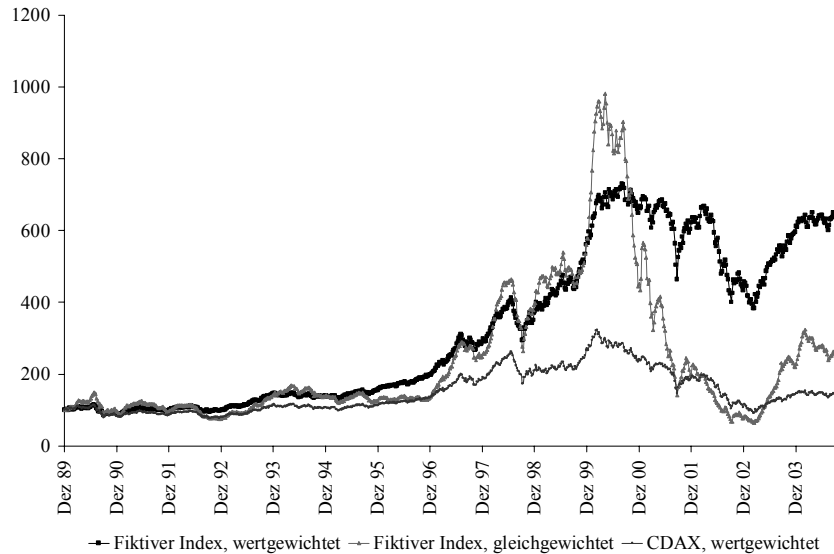


Abbildung 6 : Vergleich der drei Indexvarianten.

D. Risikoloser Zins

Der risikolose Zins wird benötigt, um die Überrendite zu errechnen. Es wurde ein täglicher Datensatz des annualisierten Drei-Monats-Zinssatzes am Frankfurter Börsenplatz herangezogen, der von der Deutschen Bundesbank⁷ bereitgestellt wurde.

Für die Berechnung der tatsächlichen wöchentlichen Marktrisikoprämie wird der annualisierte Zinssatz auf den Zeitraum einer Woche heruntergebrochen.

$$r_{ft}^{\text{wöchentlich}} = \left[(1 + r_{ft}^{\text{annualisiert}})^{1/52} \right] - 1$$

$r_{ft}^{\text{wöchentlich}}$: *Wochenzinssatz*

$r_{ft}^{\text{annualisiert}}$: *Jahreszinssatz*

Formel 5: Stetiges Herunterbrechen des annualisierten risikolosen 3-Monats-Zinssatzes auf eine Woche.

E. Abgefragte Datensätze und Beschaffenheit der Daten

Zeitreihen, derer man sich für eine lineare Regression bedient, müssen bestimmten Anforderungen genügen. Abweichungen von diesen Anforderungen können zu Verzerrungen des Ergebnisses führen.

Zum einen müssen die Daten normalverteilt sein (was bei anfänglicher Nicht-Normalverteilung unter Umständen durch eine Variablen-Transformation hergestellt werden kann), außerdem sollten die Regressoren keine Multikollinearität aufweisen.

⁷ Quelle: Zeitreihendatenbank der Deutschen Bundesbank, <http://www.deutsche-bundesbank.de>; Abfragedatum: 01.12.2004, Datensatz: „Geldmarktsätze am Frankfurter Bankplatz / Dreimonatsgeld / Tagesdurchschnitt“, Datensatz-Code STO107

1. Kurszeitreihen

Aus dem Datastream-System wurden adjustierte Kurszeitreihen abgefragt, bei denen Dividendenausschüttungen, Kapitalmaßnahmen o.ä. einbezogen worden sind. Die Zeitreihen spiegeln folglich die tatsächliche Performance der Wertpapiere wider.

2. Renditezeitreihen

Die wöchentlichen Kurszeitreihen wurden anschließend in Log-Renditezeitreihen transformiert. Damit soll der Tatsache Rechnung getragen werden, dass Aktienkurse einer Lognormalverteilung folgen, Aktienrenditen einer Normalverteilung.

$$r_{it} = \text{LN}\left(\frac{S_{it}}{S_{it-1}}\right)$$

r_{it} : *Log – Wochenrendite der Aktie*

S_{it} : *Aktienkurs in Woche t*

S_{it-1} : *Aktienkurs in Woche t – 1*

Formel 6: Berechnung der wöchentlichen Renditen.

Ein Jarque-Bera-Tests auf Normalverteilung (Konfidenz: 95%), der auf alle Renditezeitreihen angewandt worden ist, erbrachte jedoch das Ergebnis, dass lediglich 0,17% aller Zeitreihen diese Maßgabe tatsächlich erfüllen. Es kommt folglich im Einzelfall systematisch zu Abweichungen von der Normalverteilungshypothese. Ein zu erwartendes Ergebnis, da empirische Aktienrenditen typischerweise eine rechtsschiefe Verteilung mit fat-tails (Leptokurtosis) aufweisen. In der Literatur wird dieser Kritikpunkt oft mit der Annahme der Gültigkeit des zentralen Grenzwertsatzes entkräftet. Er besagt, dass auch nicht-normalverteilte Renditen in der Summe gegen eine Normalverteilung streben.

3. Fama/French-Variable 1: Das Aktien-Beta zur Messung des systematischen Risikos

Aus den Log-Renditezeitreihen und der Zinszeitreihe werden Beta-Zeitreihen errechnet. Hierfür werden die Daten aus jeweils 104 Wochen (2 Jahre) herangezogen.

Beta-Berechnung: Überrenditen oder Raw Returns?

Zwar wird in der Literatur auch eine Berechnung vorgeschlagen, die den risikolosen Zinssatz nicht berücksichtigt, allerdings gilt dies nur unter der Prämisse konstanter Zinssätze während dieses betrachteten Zeitraums. Ein Blick auf eine Zeitreihe des risikolosen dreimonats Zinssatzes für Deutschland in den 90er Jahren zeigt anschaulich, dass die Annahme konstanter Zinssätze nicht haltbar ist. So verringerte sich der betrachtete dreimonats Zinssatz von Anfang 1992 bis Anfang 1996 von zehn auf vier Prozent. Dieses Beispiel macht klar, wie bewegungsfreudig Zinssätze sein können.

Da sich Beta-Schätzungen regelmäßig auf einen Zeithorizont von mehr als einem Jahr beziehen sind Beta-Berechnungen mit Excess-Returns durchzuführen.

Bartholdy/Pearce (2004), die ihre Analysen für den US amerikanischen Aktienmarkt mit dem S&P Composite Index (wertgewichtet, Performanceindex) und dem CRSP-Index (gleichgewichtet, Performanceindex) durchführten, haben Betas für beide Berechnungsmethoden (für tägliches, wöchentliches und monatliches Zeitintervall, wobei das Beta der täglichen Zeitreihe 1 Jahr, das der wöchentlichen Zeitreihe 2 Jahre und das der monatlichen Zeitreihe 5 Jahre umfasste) ermittelt und miteinander verglichen. Sie stellten eine durchschnittliche Korrelation von 0,999 fest. Es stellte sich heraus, dass die Betas bzgl. der Berechnungsmethode lediglich in der dritten Nachkommastelle voneinander abwichen.

Trotz der Resultate von Bartholdy/Pearce sollte in einem Modell, das Prämissen unterliegt, die maximal erreichbare Genauigkeit auch realisiert werden.

$$r_{it} - r_{ft} = \alpha_i + \beta_i^{Index} (r_{Index t} - r_{ft}) + \varepsilon_{it}$$

r_{it} : Log – Wochenrendite der Aktie

$r_{Index t}$: Log – Wochenrendite des Index

r_{ft} : Risikoloser Zinssatz in Woche t

α_i : Achsenabschnitt (erwarte Ausprägung bei Verwendung von Überrenditen : Null)

β_i^{Index} : Beta der Aktie i zum Index

ε_{it} : Störterm (Erwartung : Keine Autokorrelation, keine Heteroskedastie, $\mu = 0$)

t : 1, ..., t_0

Formel 7: Beta-Berechnung mit Excess>Returns.

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i^{Index} r_{Index t} + \varepsilon_{it}$$

r_{it} : Log – Wochenrendite der Aktie

$r_{Index t}$: Log – Wochenrendite des Index

α_i : Achsenabschnitt (erwarte Ausprägung : Höhe des risikolosen Zinssatzes)

β_i^{Index} : Beta der Aktie i zum Index

ε_{it} : Störterm (Erwartung : Keine Autokorrelation, keine Heteroskedastie, $\mu = 0$)

t : 1, ..., t_0

Formel 8: Beta-Berechnung lineare Regression einfacher Renditen

Das „optimale“ Renditeintervall

Das CAPM geht davon aus, dass die Anlagedauer eine Periode andauert, was impliziert, dass auch die Beta-Schätzung für eine Periode vorgenommen werden sollte. Jedoch kann in der Realität kein einheitlicher Anlagehorizont ermittelt werden und somit die tatsächliche Länge „einer Periode“ nicht bestimmt werden.

Während private Anleger aus steuerlichen Gründen im Mittel einen Anlagehorizont von mehreren Jahren haben dürften, sind institutionelle Anleger, die für den Großteil der Börsenumsätze verantwortlich sind, auch am Wahrnehmen extrem kurzfristiger Anlagechancen interessiert.

Für die Wahl eines langen Zeithorizonts spricht die Tatsache, dass damit die Auswirkungen des Noise Trading automatisch reduziert werden würde. Zudem bedingt die lineare Regression eine ausreichende Menge an Datenpunkten, um eine aussagekräftige Schätzung auszugeben.

Loistl stellte 1993 für den deutschen Aktienmarkt fest, daß die Länge des Schätzintervalls wenig Auswirkung auf das Ergebnis hat, da Unternehmen mit hoher kurzfristiger Korrelation zum Marktindex in seinen Datensätzen im Schnitt auch eine hohe Langfristkorrelation aufwiesen. Seiner Meinung nach sind stärker schwankende Volatilitäten das einzige Argument gegen kurze Schätzperioden.

Bei der Wahl eines langen Zeitraumes muss man sich allerdings bewußt sein, dass sich Strukturbrüche – wie sie es in der jungen Vergangenheit vermehrt vorkamen⁸ – dann auch länger auf das Ergebnis auswirken.

Für eine empirische Studie erscheint es sinnvoll, sich für die Fristigkeit zu entscheiden, die die höchste Erklärungsgüte aufweist. Beim Vergleich von 2-Jahres und 4-Jahres Beta fiel die Wahl auf das 2-Jahres-Beta, mit dem zudem mehr Testperioden realisiert werden können. Es sei erwähnt, dass 1-Jahres Beta einen noch höheren Erklärungswert aufwiesen, was auf die sich schnell ändernden Marktverhältnisse zurückzuführen sein sollte.

Einfluss der Wahl des Zeitintervalls auf das Beta - Deskriptive Statistik der Beta-Zeitreihen

Auf Wochenbasis ergibt sich für alle einfließenden Aktien und Zeitpunkte ein durchschnittliches 2-Jahres Beta zum CDAX von 0,63. Mit einer Standardabweichung von 0,28 (+/- 41%) ist die Volatilität der Betas auf Wochenbasis im Zeitverlauf als hoch einzustufen. Vergleicht man diese Kennziffern mit denen des 4-Jahres Betas so fällt auf, dass sich der Mittelwert nur marginal verändert während die Volatilität um mehr als die Hälfte abnimmt. Analoges gilt für den fiktiven wertgewichteten Index als auch den fiktiven gleichgewichteten Index.

Desweiteren fällt der mittlere Betawert des fiktiven gleichgewichteten Index mit nahe Null auf. Aus dieser Tatsache kann geschlossen werden, dass vor allem klein kapitalisierte Unternehmen im Untersuchungszeitraum ein im Vergleich zu größer kapitalisierten Werten niedriges Beta (hier kleiner eins) aufweisen⁹. Die Schwankungsbreite der zwei-Jahres Betas nimmt gegenüber vier-Jahres Betas deutlich ab (Vergleich Minimum/Maximum der im Zeitverlauf realisierten rollierenden Betas).

⁸ Conrad, Christian A., Stahl, Markus (Hrsg.) (2000): Risikomanagement an den internationalen Finanzmärkten – Systemrisiken, Crashpotenzial, Anlagemanagement, Risikosteuerung, Stuttgart, Schaeffer-Poeschel, 2000. Immer wieder kam es in den vergangenen Jahren zu extremen Marktbewegungen (LTCM, Rußland-Krise 1998, Tech-Bubble etc.); desweiteren: Thile, Cremers, Robé (2000): Beta als Risikomaß; Die Autoren schildern beispielhaft, wie sich das Beta von Telekommunikationsaktien im Zuge der Liberalisierung des Telekommunikationsmarktes maßgeblich verändert hat.

⁹ Interessant ist, dass Bartholdy/Peare (2004) für den gleichgewichteten US amerikanischen CRSP-Index auf ein durchschnittliches Beta von 1,845 kommen, für die marktkapitalisierungsgewichte Form des Index auf ein mittleres Beta von 1,06 (1970-1996, monatliche Renditen, Berechnungszeitraum 5 Jahre). Die Ergebnisse für den amerikanischen Aktienmarkt sind somit die Umkehrung der hier ermittelten Resultate für den deutschen Aktienmarkt.

Index	CDAX	CDAX	FIWG	FIWG	FIGG	FIGG
Perioden	104	208	104	208	104	208
MITTELWERT	0.63	0.64	0.70	0.71	0.04	0.05
STABW	0.28	0.12	0.28	0.12	0.27	0.11
KURT	-0.31	-0.02	-0.26	-0.17	-0.08	-0.13
SCHIEFE	0.17	0.18	0.12	0.15	0.14	0.14
MIN	-4.09	-2.06	-5.12	-2.41	-3.41	-1.15
MAX	3.60	2.73	4.38	2.94	9.30	2.90

Tabelle 2 : Deskriptive Statistik für verschiedene rollierende Beta-Zeitreihen. Die Daten beziehen sich alle auf den Zeitraum von Januar 1994 bis November 2004.

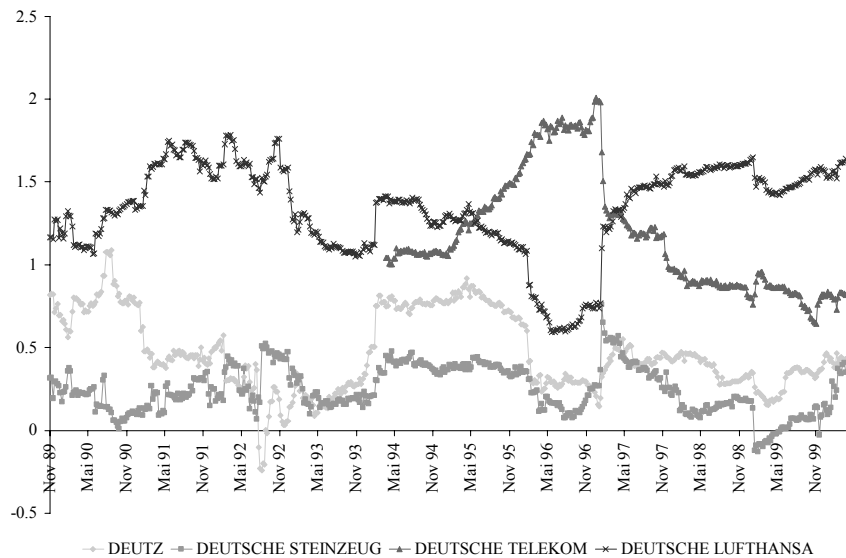


Abbildung 7: In Deutschland neigen kleiner kapitalisierte Unternehmen zu einem im Vergleich mit größer kapitalisierten Unternehmen höheren Beta.

Test auf Normalverteilung der Betas

Anhand eines Jarque-Bera-Tests auf Normalverteilung wurde festgestellt, dass über 96% aller Beta-Zeitreihen normalverteilt sind.

Stationarität der Betas

Anhand eines Dickey-Fuller Tests¹⁰ wurde überprüft, ob die errechneten Beta-Zeitreihen stationär sind. Stationarität ist eine mit der Normalverteilungsannahme einhergehende Prämisse. Dies kann für über 99% aller Zeitreihen bejaht werden.

$$\begin{aligned}BETA_{it} &= \beta * BETA_{it-1} + \varepsilon_t \\BETA_{it} - BETA_{it-1} &= \beta * BETA_{it-1} - BETA_{it-1} + \varepsilon_t \\ \Delta BETA_{it} &= (\beta - 1) * BETA_{it-1} + \varepsilon_t \\ \Delta BETA_{it} &= \delta * BETA_{it-1} + \varepsilon_t \\ H_o &: \text{Nichtstationarität, } \delta = 0 [\beta = 1, \text{Random Walk}] \\ H_A &: \text{Stationarität, } \delta < 0 [\beta < 1, \text{Stationarität}]\end{aligned}$$

Formel 9: Herleitung und Formel des Dickey-Fuller Tests auf Stationarität.

Relative Stabilität der Betas: Korrelation der Quantilsränge

Um beurteilen zu können, wie sensitiv die Portfoliozusammenstellungen (10 Dezile) auf die Längeneinstellung des Betas ist wurden beispielhaft die Zeitreihen der zwei- und vierjahres Betas herangezogen, die den CDAX als Marktindex verwenden und die durchschnittliche Rangkorrelationen (Quantilsrang) für disjunkte aufeinanderfolgende Zeiträume errechnet.

Es stellte sich heraus, dass die Betas mit einer durchschnittlichen Rangkorrelation von 0,49 stabil sind. Portfolioeinteilungen nach der Höhe des Betas sollten somit im Zeitverlauf homogen sein.

4. Fama/French-Variable 2: Der Marktwert

Der Marktwert („market-cap“, „firm size“) einer Aktiengesellschaft errechnet sich aus der Anzahl der ausstehenden Anteilscheine multipliziert mit dem aktuellen Aktienkurs.

Die Marktkapitalisierungen wurden logarithmiert, um prozentuale anstatt absoluter Größenunterschiede zu berücksichtigen.

Die Überprüfung auf Normalverteilung der logarithmierten Marktkapitalisierungen kommt zum Ergebnis, dass die Normalverteilungshypothese für über 96% aller Datenreihen abgelehnt werden muss.

5. Fama/French-Variable 3: Das Kurs/Buchwert-Verhältnis

Das Kurs/Buchwert-Verhältnis ergibt sich aus dem Quotienten von aktuellem Kurs (bzw. aktueller Marktkapitalisierung) und dem Buchwert pro Aktie (bzw. dem gesamten bilanzierten Buchwert).

Bei Verwendung im Regressionsmodell geht man davon aus, dass diese Quotienten normalverteilt sind. Der Test auf Normalverteilung zeigte, dass dies lediglich für knapp über 2% aller Zeitreihen zutrifft.

Somit genügt alleine der Regressor Aktien-Beta der Anforderung der Normalverteilung. Die Aktienrenditen, die logarithmierten Marktkapitalisierungen und die Kurs/Buchwert-Verhältnisse erfüllen die Prämisse nicht. Folgt man dem zentralen Grenzwertsatz so sollten sich diese Fehler unter Einbeziehung des gesamten Aktienuniversums jedoch ausgleichen.

IV. Methodik und Vorgehensweise

Zur Auswertung der Daten haben wir den gesamten Zeitraum von 1989 bis 2004 in 5-Jahres-Perioden unterteilt. Die erste Periode beginnt somit im November 1989 und endet im November 1994. Die nächste beginnt im November 1990 und endet im November 1995. Somit erhalten wir insgesamt elf 5-Jahres-Perioden. Jede einzelne Periode wird nun in drei Subperioden unterteilt. Diese sind die Einteilungs-, die Schätz- sowie die Testperiode.

A. Schritt I: Bildung von zehn Portfolios, sortiert nach Höhe des 2-Jahres-Betas

In der 2-jährigen Einteilungsperiode wird für jedes Wertpapier ein ex-ante-beta geschätzt, indem die wöchentlichen Renditen des Wertpapiers gegen die wöchentlichen Renditen des CDAX regressiert werden. Anschließend werden anhand aller berechneten Betas 10 Dezile gebildet und die Wertpapiere in 10 Portfolios eingeteilt. Portfolio 1 enthält alle Wertpapiere mit den kleinsten Betas, Portfolio 10 die mit den größten Betas. Die Portfolioeinteilung erfolgt, da Betas für Portfolios konstanter sind als für einzelne Wertpapiere. Außerdem kann somit das Problem umgangen werden, dass die Residuen (e_{it}, e_{jt}) der Regressionsanalyse für einzelne Wertpapiere nicht unabhängig voneinander sind und Signifikanztests somit nicht aussagekräftig wären.¹¹

B. Schritt II: Erneute Risikomessung in unabhängigem Zeitraum

Nach der Portfolioeinteilung erfolgt eine erneute Schätzung der Betas für jedes Wertpapier. Hierzu werden in der 2-jährigen Schätzperiode erneut die wöchentlichen Renditen gegen die Marktrenditen regressiert. Für jedes Portfolio wird anschließend der Durchschnitt aller Betas der im Portfolio enthaltenen Wertpapiere berechnet. Dies ist unser sog. ex-post-beta. Der Grund für die zeitliche Verschiebung von Einteilungs- und Schätzzeitraum ist die Vermeidung von Verzerrungen bei der Schätzung unserer Betas. Ohne diese zeitliche Verschiebung würden Wertpapiere im Portfolio 10 mit den hohen Betas einen positiven Schätzfehler aufweisen. Dies würde einen ebenfalls positiven Schätzfehler für das Portfoliobeta zur Folge haben und somit unsere Ergebnisse der Regressionsanalyse verzerren. Wertpapiere im Portfolio 1 mit kleinen Betas würden einen negativen Schätzfehler aufweisen und somit einen negativen Schätzfehler für das Portfoliobeta nach sich ziehen.

Um eventuell vorhandene Korrelationen zwischen den einzelnen Variablen darzustellen, haben wir nach der Portfolioeinteilung für jedes Portfolio den Durchschnitt der Excess-Rendite, des ex-post-Betas, der logarithmierten Marktkapitalisierung sowie des Kurs/Buchwert-Verhältnisses über die 52 Wochen eines jeden Jahres berechnet. Anschließend haben wir diese Werte über unsere 11 Perioden gemittelt. Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse für die Portfolios 1 bis 10.

C. Schritt III: Querschnittsregression

Im nächsten Schritt erfolgt die eigentliche Regressionsanalyse. Im einjährigen Testzeitraum wird zu jedem der 52 Zeitpunkte der risikolose Zins von den Renditen subtrahiert, diese Excess-Renditen gemittelt und somit eine gleichgewichtete durchschnittliche Portfolioexcessrendite berechnet. Außerdem führen wir eine Durchschnittsberechnung für die Marktkapitalisierung sowie für das Kurs/Buchwert-Verhältnis durch.

Dadurch erhalten wir zu jedem Zeitpunkt für jedes der 10 Portfolios ein konstantes ex-post-beta aus dem Schätzzeitraum sowie eine durchschnittliche Exces-Rendite, eine durchschnittliche logarithmierte

¹¹ Vergleiche hierzu King (1966)

Marktkapitalisierung und ein durchschnittliches Preis- zu Buchwertverhältnis aus dem Testzeitraum. Anschließend führen wir folgende Querschnittsregression über alle 10 Portfolios durch:

$$R_{it} - R_{Ft} = \hat{\gamma}_{0t} + \hat{\gamma}_{1t}\beta_i + \hat{\gamma}_{2t} \ln(MK_i) + \hat{\gamma}_{3t}PTBV_i + \eta_{it}$$

Formel 10 : Querschnittsregression in Zeitpunkt t für Portfolio i=1 bis 10.

Dabei bezeichnet $\ln(MK)$ die logarithmierte Marktkapitalisierung und PTBV das Kurs/Buchwert-Verhältnis. Diese Querschnittsregression erfolgt zu jedem der 52 Zeitpunkte. Danach berechnen wir den Mittelwert jedes Regressionskoeffizienten über die 52 Zeitpunkte. Schließlich bilden wir noch den Mittelwert über unsere 11 Perioden und testen anhand der t-Statistik, ob dieser Mittelwert signifikant von null verschieden ist. Ist dies der Fall, so hat die Variable einen signifikanten Einfluss auf die durchschnittliche Portfoliorendite.

Des Weiteren haben wir das Modell für weitere Variablen-Kombinationen getestet. So haben wir beispielsweise den Erklärungsgehalt jeder einzelnen Variablen untersucht, wenn keine anderen Variablen in die Regressionsgleichung mit aufgenommen werden oder auch jede mögliche Kombination von zwei der drei in Frage kommenden Variablen.

V. Ergebnisse

Tabelle 3 zeigt die oben beschriebenen Durchschnittswerte der Excess-Renditen, des ex-post-Betas, der Marktkapitalisierung sowie des Preis- zu Buchwertverhältnisses für jedes Portfolio.

	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
Dezil 1	-0.000879	0.161429	5.624090	2.293727
Dezil 2	-0.001985	0.166322	5.849217	0.737960
Dezil 3	-0.001019	0.204568	5.917187	3.178917
Dezil 4	-0.001541	0.283022	6.096101	2.081832
Dezil 5	-0.000709	0.328416	6.445675	3.105897
Dezil 6	-0.001671	0.427455	6.630298	7.453665
Dezil 7	-0.001447	0.526682	7.257139	3.548494
Dezil 8	-0.001797	0.572624	7.675222	2.960017
Dezil 9	-0.001022	0.740272	8.361670	2.297815
Dezil 10	-0.001850	0.947113	8.818599	4.489063

Tabelle 4

A. Interpretation der durchschnittlicher Zusammenhänge

1. Kein signifikanter Zusammenhang zwischen Rendite und Beta

Jedes Portfolio weist über den untersuchten Zeitraum im Durchschnitt einen negativen Excess-Return auf. Allerdings ist kein eindeutiger Zusammenhang zwischen diesen Excess-Renditen und den für die Portfolioeinteilung herangezogenen ex-ante-Betas zu erkennen. Die Renditen bewegen sich hierbei in einem Spektrum zwischen -0,001985 und -0,000709.

2. Betas bleiben im Zeitverlauf stabil

Im Gegensatz hierzu ist die Konstanz der Betas zwischen Einteilungs- und Schätzperiode in der Tabelle eindeutig zu erkennen. Portfolio 1, das sich aus Wertpapieren mit geringem Beta zusammensetzt, weist auch in der Schätzperiode mit einem Wert von 0,161429 das kleinste ex-post-Beta aller Portfolios auf. Über alle Portfolios betrachtet erkennt man einen eindeutigen positiven linearen Trend des ex-post-Beta. Je größer das ex-ante-Beta, desto größer auch das ex-post-Beta eines Portfolios. Dieses Ergebnis wurde bereits in Kapitel III (Rangkorrelation der Beta-Werte) antizipiert.

3. Positive Korrelation von Beta und Marktkapitalisierung

Auffällig ist außerdem, dass die durchschnittliche logarithmierte Marktkapitalisierung für Portfolios mit hohem Beta höher ist als für Portfolios mit kleinem Beta. Große Unternehmen weisen somit im Schnitt höhere Betas auf als kleine. Dieses Ergebnis ist überraschend, da Fama/French eine eindeutige negative Korrelation von nahezu -1 zwischen dem Beta eines Unternehmens und seiner Marktkapitalisierung festgestellt haben. Die Berechnung des Korrelationskoeffizienten zwischen dem ex-post-Beta und der Marktkapitalisierung aus Tabelle 1 ergibt jedoch einen Wert von 0,9901. Somit sind in unserem Test das Marktrisiko und die Unternehmensgröße nahezu perfekt korreliert. Andere Studien kamen ebenfalls auf ähnliche Ergebnisse für den deutschen und zahlreiche weitere Aktienmärkte.¹² Ein möglicher Grund hierfür ist, dass große Unternehmen per Konstruktion mit kapitalwertgewichteten Indizes eine hohe Korrelation aufweisen, ihr Beta also nahe bei eins liegt. Da unser Spektrum der ex-ante-Betas in etwa zwischen -0,1 und 1,3 liegt, werden große Unternehmen also tendenziell in die Portfolios 8-10 eingeteilt.

4. Keine klare Aussage für die Beziehung Beta zu Kurs/Buchwert-Verhältnis

Für das Preis- zu Buchwertverhältnis ist keine eindeutige Tendenz zu erkennen. Die Ausprägungen variieren zwischen 0,7379 und 7,4536. Die in der Studie von Fama/French aufgetretene positive Korrelation von Marktkapitalisierung und Kurs/Buchwert-Verhältnis liegt auch in unserem Datensatz vor. Der Effekt ist hier jedoch viel schwächer ausgeprägt als beispielsweise die Korrelation zwischen Beta und Marktkapitalisierung. Der von uns berechnete Korrelationskoeffizient weist lediglich einen Wert von 0,2593 auf.

B. Ergebnisse der Querschnittsregression

Im nächsten Absatz beschreiben wir die Ergebnisse der eigentlichen Querschnittsregression. Tabelle 2 enthält alle Regressionskoeffizienten sowie darunter die dazugehörigen t-Statistiken für die 7 möglichen Kombinationen der drei Faktoren Beta, Marktkapitalisierung und Preis- zu Buchwertverhältnis. In der ersten Spalte sind zusätzlich die Ergebnisse für die Regressionskonstante wiedergegeben.

¹² Sattler, Ralf: Aktienkursprognose, Seite 51, Verlag Vahlen, München, 1999. Sattler zeigt auf, dass das Beta-Risiko kleiner Aktien (1. Dezil) 0,55 beträgt, das großer Aktien (10. Dezil) 1,10 (Zeitraum: 1969-1991). Ähnliches gilt für England (0,31-1,01; 1958-1982), Finnland (0,32-1,00; 1970-1981) und abgeschwächt Neuseeland (0,90-0,99; 1977-1984), nicht aber für USA (1,17-0,95 für 1951 bis 1989), Australien (1,04-0,95; 1958-1981) oder beispielsweise Belgien (1,01-0,98; 1969-1983).

	Konstante	Beta	Size	PTBV
Koeffizient	-0.001580	-0.000215		
t-Value	-2.340772	-0.138601		
Koeffizient	-0.002559		0.000180	
t-Value	-2.549545		0.660587	
Koeffizient	-0.001725			0.000160
t-Value	-1.404375			1.343275
Koeffizient	-0.003193	0.000379	-0.001844	
t-Value	-2.233792	1.394209	-1.339168	
Koeffizient	-0.003076		0.000174	0.000199
t-Value	-2.857528		1.682867	0.687673
Koeffizient	-0.001898	0.000128		-0.000099
t-Value	-2.441913	1.152157		-0.061427
Koeffizient	-0.003068	0.000095	0.000325	-0.001545
t-Value	-1.922823	1.043396	1.127444	-1.108416

Tabelle 5

1. Ergebnis für die Konstante (Alpha der linearen Regression)

Da wir die Querschnittsregression mit Excess>Returns durchgeführt haben, sollte man, die Validität des CAPM-Modells vorausgesetzt, eine Konstante von null erhalten. Die kritischen Werte der Student-Verteilung für ein Konfidenzniveau von $\alpha=5\%$ liegen je nach Anzahl der Variablen zwischen 2,365 bei einer und 2,571 bei drei Variablen. Somit ist die Konstante in vier der sieben Fälle signifikant von null verschieden. Auffällig ist hierbei, dass die Konstante für jede der sieben Regressionen ein negatives Vorzeichen aufweist. Somit weisen die Portfolios in der Realität höhere als vom CAPM-Modell vorhergesagte Renditen auf. Wir haben den Test auch mit Raw Returns durchgeführt, um eine mögliche Erklärung für dieses Phänomen zu finden. Auch bei diesem Test wiesen die Konstanten durchgängig ein negatives Vorzeichen auf. Bei Validität des CAPM-Modells hätten wir zu dem Ergebnis kommen müssen, dass der Wert der Konstante in etwa dem risikolosen Zinssatz entspricht. Da ein negativer risikoloser Zinssatz wenig plausibel ist, scheint auch in diesem Fall das CAPM-Modell für den untersuchten Zeitraum keine Aussagekraft zu haben.

2. Ergebnisse für den Regressor Portfolio-Beta

Im Gegensatz zur Regressionskonstante hat das Beta in keinem der sieben Tests eine signifikante Aussagekraft auf die Renditen. Als alleiniger Erklärungsfaktor weist es lediglich eine t-Statistik von -0,1386 auf, ein Wert, der stark unterhalb des kritischen Wertes von 2,365 liegt. Werden weitere Variablen in die Regressionsgleichung mit aufgenommen, so gewinnt das Beta an Erklärungsgehalt, ohne jedoch eine statistische Signifikanz zur Erklärung der Rendite aufzuweisen. Der höchste Wert der t-Statistik liegt bei lediglich 1,1065. Plausibel im Gegensatz zur Konstanten ist jedoch in den meisten Fällen das Vorzeichen des Regressionskoeffizienten. Er weist in drei der

vier Gleichungen einen positiven Wert auf, je höher also das Marktrisiko eines Wertpapiers, desto höher seine durchschnittliche Rendite.

3. Ergebnisse für den Regressor logarithmierte Marktkapitalisierung

Auch die anderen von Fama/French für den amerikanischen Aktienmarkt identifizierten Faktoren scheinen für den deutschen Aktienmarkt wenig Erklärungsgehalt zu liefern. Problematisch ist hierbei vor allem die Interpretation des Erklärungsgehaltes der Marktkapitalisierung. In drei der vier Fälle finden wir einen positiven Zusammenhang zwischen der Marktkapitalisierung und der Rendite. Je größer also ein Unternehmen, desto höher seine durchschnittlichen Renditen. Dieses Ergebnis ist überraschend, da in der Regel kleinere Unternehmen ein höheres Risiko aufweisen und demnach die Aktionäre mit höheren Renditen für das zusätzliche Risiko entlohnt werden sollten. Lediglich für den Fall, dass das Beta in die Regression mit aufgenommen wird, liefert unser Test einen plausiblen Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und durchschnittlicher Rendite. Allerdings ist auch in diesem Fall der t-Wert von $-1,3391$ nicht hoch genug, um von einem signifikanten Erklärungsgehalt der Marktkapitalisierung bei einem Konfidenzniveau von $\alpha=5\%$ sprechen zu können.

4. Ergebnisse für den Regressor Kurs/Buchwert-Verhältnis

Im Falle des Preis- zu Buchwertverhältnisses ist zumindest der positive Zusammenhang zwischen Preis- zu Buchwertverhältnis und Rendite in zwei der vier Regressionen plausibel. Hier gilt: Je höher das Preis- zu Buchwertverhältnis, desto höher die Rendite. Dieses Ergebnis ist auch konsistent mit dem Ergebnis von Fama/French, die ebenfalls diesen positiven Zusammenhang finden. Allerdings ist auch hier der Regressionskoeffizient in keinem der vier Tests signifikant von null verschieden. Die t-Statistiken weisen lediglich Werte zwischen $-1,1084$ und $1,3432$ auf und liegen somit ebenfalls weit unterhalb der kritischen Werte.

5. Vergleich mit den Ergebnissen von Fama/French (1992)

Alles in allem finden wir also deutlich unterschiedliche Ergebnisse zur Studie von Fama/French. In unseren Tests hat keiner der drei untersuchten Faktoren einen signifikanten Einfluss auf die Rendite. Fama/French hatten einen Einfluss des Betas gefunden, für den Fall, dass keine weiteren Einflussgrößen existieren. Diesen Zusammenhang haben wir für den deutschen Aktienmarkt nicht gefunden. Des Weiteren wurde der Beta-Effekt eliminiert, sobald die Marktkapitalisierung und das Markt- zu Buchwertverhältnis in die Gleichung mit aufgenommen wurden. Auch hier haben wir konträre Ergebnisse gefunden. Der Beta-Effekt scheint in unserem Fall sogar an Einfluss zu gewinnen, wenn weitere Variablen in die Gleichung aufgenommen werden. Dieses Ergebnis muss allerdings mit Vorsicht genossen werden, da eine plausible ökonomische Erklärung hierfür nicht vorliegt und der Beta-Effekt außerdem nicht signifikant ist. Schließlich haben wir auch keinen signifikanten Einfluss der Marktkapitalisierung sowie des Preis- zu Buchwertverhältnisses gefunden.

VI. Interpretation

Im nächsten Schritt werden wir nun mögliche Erklärungen für die stark divergierenden Ergebnisse präsentieren. Hierbei konzentrieren wir uns vor allem auf Untersuchungen der Datenbasis sowie auf mögliche Fehler in der Methodik. Ökonomische Gründe werden kurz erläutert, sofern hierfür bereits plausible Erklärungsansätze in der Literatur zu finden sind. Wir sind jedoch der Meinung, dass die zum Teil überraschenden Ergebnisse vorwiegend auf Fehlern in der Datenbasis und vor allem der Wahl des Zeitraumes beruhen und ihren Ursprung nicht in ökonomischen Gesetzmäßigkeiten oder in der Fehlerhaftigkeit des CAPM-Modells haben.

A. Verletzung der Annahmen des linearen Regressionsmodells

Eine erste mögliche Erklärung für unsere Ergebnisse wäre eine Verletzung der Annahmen des Regressionsmodells. Vor allem die Normalverteilungsannahme konnte, wie wir in Kapitel x bereits dargestellt haben, für die meisten der Variablen nicht bestätigt werden. Lediglich das Beta genügt dieser Annahme. Da wir jedoch um die Gültigkeit des Zentralen Grenzwertsatzes wissen, sollte dieses Argument im Gesamtkontext nicht zu schwer wiegen.

B. Datenqualität

Ein weiterer Kritikpunkt ist die zum Teil schlechte Datenqualität unserer Datenquelle Thomson Datastream. Wir konnten zum Teil eklatant große Sprünge in den Kurszeitreihen sowie den Daten zur Marktkapitalisierung und zum Preis- zu Buchwertverhältnis beobachten, die jeglicher ökonomischen Grundlage entbehren. Diese Ausreißer verzerren unsere Mittelwertberechnungen und somit auch unsere Regressionsergebnisse. Eine mögliche Lösung bestände darin, weniger fehlerbehaftete Datenquellen zu benutzen oder aber, falls diese nicht zur Verfügung stehen, die vorhandenen Daten auf eventuell vorhandene Fehler zu überprüfen und diese so zu bereinigen, dass große Ausreißer einen geringeren Einfluss auf die Ergebnisse haben. Diese Datenbereinigung war uns im Rahmen dieser Studie jedoch nicht möglich.

C. Wahl des Renditeintervalls, Fristigkeit des Betas

Weitere mögliche Ansatzpunkte zur Interpretation unserer Ergebnisse ist die Wahl des Zeitraumes, des Marktportfolios sowie der Renditeintervalle. In vorherigen Studien wurden häufig Zeiträume von bis zu 40 Jahren gewählt, um das CAPM-Modell zu testen. Auch Fama/French untersuchten einen sehr viel längeren Zeitraum von 1963 bis 1990, um einen signifikanten Zusammenhang zwischen Marktkapitalisierung, Markt- zu Buchwertverhältnis sowie monatlichen Renditen zu erkennen. In der Regel gilt: Je länger der Zeitraum, desto besser die Schätzwerte. Hinzu kommt, dass der von uns gewählte Zeitraum durch die Aktienblase bis 2000 und des Platzens der Blase ab 2000 extreme Marktphasen beinhaltet, die sicherlich nicht als repräsentativ für eine generelle Entwicklung des Aktienmarktes angesehen werden können. Den durch die Wahl des kurzen Zeitraumes bedingten Mangel an Beobachtungen haben wir durch eine Intervallverkürzung zu lösen versucht. Im Gegensatz zu Fama/French haben wir anstatt mit Monats- mit Wochenrenditen gerechnet. Hierbei ergibt sich jedoch das Problem, dass Wochenrenditen sehr viel volatil sind als Monatsrenditen und die Beta-Schätzung sich somit sehr viel schwieriger gestaltet¹³.

¹³ Stichwort Noise Trading: Handel, der ohne neue Informationen zustande kommt. Market-Maker stellen im XETRA- und Eurex-Handel beispielsweise ständig Geld-Brief Kurse, um die Liquidität zu sichern. Zum einen

D. Korrekte Wahl und ausreichende Abdeckung des Marktportfolios

Des Weiteren ist die Wahl des Marktportfolios ein wichtiger Parameter bei der Berechnung der Betas. Die Theorie des CAPM besagt, dass möglichst ein Index benutzt werden sollte, der sämtliche auf der Welt verfügbaren Investitionsmöglichkeiten enthält („World Market Index“). Wir haben mit unserer Wahl des CDAX versucht, möglichst viele Wertpapiere in Deutschland abzudecken. Jedoch haben unsere Berechnungen mit den in Kapitel x vorgestellten fiktiven Indizes ergeben, dass die Betas je nach Wahl des Index mehr oder minder stark variieren können. Eine allgemeine Übersicht über die beste Wahl des Zeitraumes, der Intervalle sowie des Index liefern Bartholdy/Pearle (2004).

E. Marktrisikoprämie

Ein entscheidender Grund für die fehlende Signifikanz des Betas ist vermutlich die Marktrisikoprämie. Eine einfache Verteilungsanalyse zeigt, dass sie in 44% aller Fälle ein negatives Vorzeichen aufweist. Das CAPM-Modell basiert jedoch auf der Annahme, dass die Marktteilnehmer risikoavers sind und somit eine positive Marktrisikoprämie erwarten. Ist die Marktrisikoprämie jedoch negativ, so sollten Wertpapiere mit hohen Betas geringere Renditen aufweisen. Elsas, El-Shaer, Theissen implementieren aus diesem Grund Dummy-Variablen für positive/negative Marktrisikoprämien. Nachdem im klassischen Testverfahren anhand von Monatsdaten des deutschen Aktienmarkts von 1960 bis 1995 eine insignifikante Beziehung zwischen Beta und Aktienrenditen aufgedeckt wurde, änderte sich dieses Resultat bei Einführung der binären Variablen. Es stellte sich sowohl für die Perioden negativer Marktrisikoprämien als auch für die positiver Marktrisikoprämien der zu erwartende lineare Zusammenhang ein.

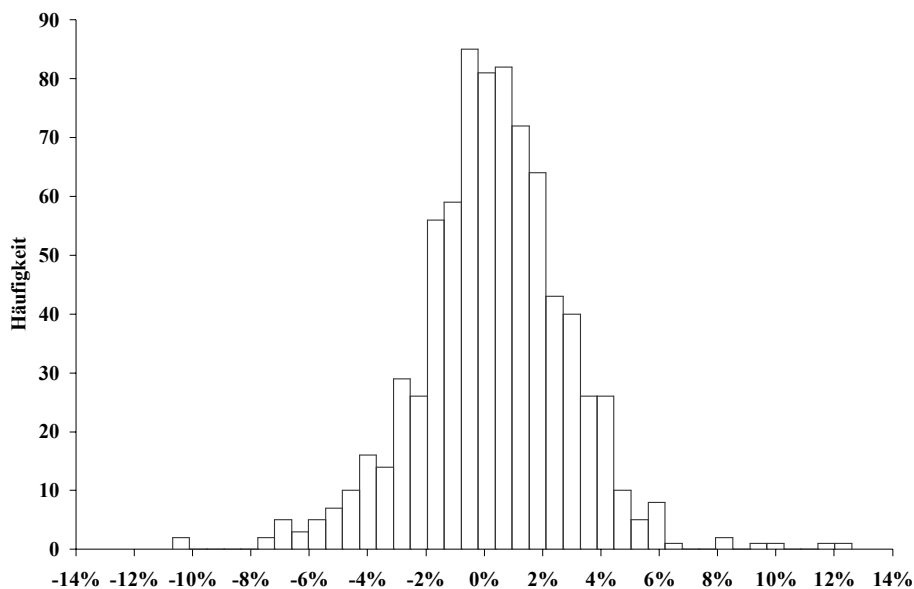


Abbildung 8 : Empirische Verteilung der wöchentlichen Marktrisikoprämien. Mehr als die Hälfte der Beobachtungen weist einen Wert kleiner Null auf.

wird hierdurch der kontinuierliche Börsenhandel garantiert, zum anderen verringert sich jedoch der Informationsgehalt der Renditen. Je höher die Zeitebene, desto weniger Noise.

Die empirische Verteilung der Risikoprämie spricht gleichzeitig nicht gegen die Prämisse einer im Durchschnitt größeren Risikoprämie als Null. Dies zeigt ein entsprechender t-Test (siehe Anhang). Jedoch muss die Möglichkeit negativer Marktrisikoprämien vor allem in kurzen bis mittleren Zeithorizonten in Erwägung gezogen werden und die Auswirkungen auf die ex-post Querschnittsregression beachtet werden.

Die Schätzung der zukünftigen Risikoprämie scheint somit bei Validitäts-Tests und der praktischen Anwendung des CAPM neben der Beta-Schätzung eine entscheidende Rolle einzunehmen.

VII. Zusammenfassung und Folgerung

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass wir mit dieser Replikation der Studie von Fama/French (1992) den Erklärungsgehalt der beiden Variablen Marktkapitalisierung und Markt- zu Buchwertverhältnis für den deutschen Aktienmarkt nicht bestätigen können. In keiner unserer Regressionen haben wir einen die Aktienrendite signifikant beeinflussenden Faktor gefunden. Genauso wenig können wir für das klassische CAPM, wonach lediglich das Beta einer Aktie die Rendite beeinflusst, mit unserer Studie für den deutschen Aktienmarkt die empirische Validität nachweisen. Aus diesen Ergebnissen zu schlussfolgern, dass das CAPM für die Realität somit keine Relevanz hat, ist aus unserer Sicht jedoch falsch, da zahlreiche Studien den Zusammenhang zwischen Rendite und Beta auch für den deutschen Aktienmarkt nachweisen konnten. Das Hauptaugenmerk ist vielmehr auf die Wirkung der Marktrisikoprämie zu legen, da die Prämisse der positiven Marktrisikoprämie in der Realität häufig nicht vorliegt. Ein Ansatzpunkt an diese Studie ist somit die Einführung einer Dummy-Variablen, die zwischen positiven und negativen Marktrisikoprämien unterscheidet. Außerdem sind wir uns bewusst, dass die Wahl des Untersuchungszeitraumes sowie des Zeitraumes zur Betaschätzung weitere die Ergebnisse stark zu beeinflussenden Parameter zu sein scheinen. Die gleiche Studie über einen anderen Zeitraum hätte womöglich stark divergierende Ergebnisse zur Folge gehabt.

VIII. ANHANG

A. Korrektes Asset-Pricing für Einzelwertpapiere im Marktgleichgewicht – Some Basics Revisited

In der rationalen Welt der Portfolio-Selection Theory (Markowitz 1959) hängt der erwartete Ertrag ausschließlich von den eingegangenen Risiken ab. Durch spezielle Kombinationen von Aktien lassen sich sog. effiziente Portfolios bilden, die einen erwarteten Ertrag mit minimalem Risiko herbeiführen. Die Menge aller effizienten Portfolios bildet wiederum den effizienten Rand, von dem die Kapitalmarktklinie abgeleitet werden kann.

Mit Hilfe der Kapitalmarktklinie lassen sich im Marktgleichgewicht für alle effizienten Portfolios „faire“ Marktrisikoprämien bestimmen.

Entscheidender Bewertungsfaktor ist hierbei jeweils das Portfoliorisiko (Standardabweichung der Portfoliorenditen). Einzelrisiken werden vernachlässigt.

Jedoch existieren bei Markowitz auch Portfolios (oder Einzelaktien), die zwar das gleiche Risiko, aber unterschiedliche erwartete Renditen aufweisen (Bereich unterhalb des effizienten Randes). Die unterschiedliche Marktbeurteilung kann deshalb nicht auf ihre Volatilität zurückgeführt werden.

$$\mu_1 - r_f \neq \mu_2 - r_f$$

$$\text{obwohl } \sigma_1 = \sigma_2$$

Grund ist, dass diese Portfolios (oder Einzelaktien) ineffizient sind. Sie beinhalten unsystematische Risiken, die im kompetitiven Markt nicht honoriert werden. Effiziente Portfolios hingegen sind vollständig diversifiziert, ihr Risiko ist vollständig systematischer Natur und damit bewertungsrelevant.

Fazit: Die Kapitalmarktklinie hilft bei der Bewertung von Einzelwert-Risiken (Einzelaktien) nicht weiter.

Zwar können effiziente Portfolios mit Hilfe der Kapitalmarktklinie korrekt bepreist werden, ineffiziente Portfolios benötigen hingegen weitergehende Konzepte, die in der Lage sind, das systematische Risiko einer Kapitalanlage zu isolieren und zu bewerten.

Dies geschieht im CAPM. Es ermöglicht die Quantifizierung und Bewertung von Einzelwertrisiken. Es ist möglich, für jede Aktie das systematische Risiko („Beta“) und die „faire“ Marktrisikoprämie zu bestimmen.

Ausgangspunkt ist die Kapitalmarktklinie. Sie impliziert, dass alle Investoren eine Linearkombination aus risikolosem Asset und dem Marktportfolio halten, die Risikopräferenz also einzig und allein mit der individuellen Gewichtung der beiden Komponenten determiniert wird.

Die erwartete Rendite einer Einzelaktie ergibt sich demnach im CAPM aus der Summe von risikolosem Zins und einem Anteil („Beta“) der Marktrisikoprämie. Diese lineare Beziehung wird als Wertpapiermarktklinie bezeichnet.

Durch diese Vorgehensweise wird das oben geschilderte Dilemma zwischen Aktie 1 und Aktie 2 gelöst. Die Volatilität beider Aktien ist zwar identisch, nicht jedoch ihr systematisches Risiko – sie weisen ein unterschiedliches Beta auf, was die unterschiedlichen erwarteten Erträge erklärt.

Bei Gültigkeit des CAPM müssen sich alle Aktien auf der Wertpapiermarktklinie befinden. Abweichungen können nur beim Übergang in einen neuen Gleichgewichtszustand vorkommen.

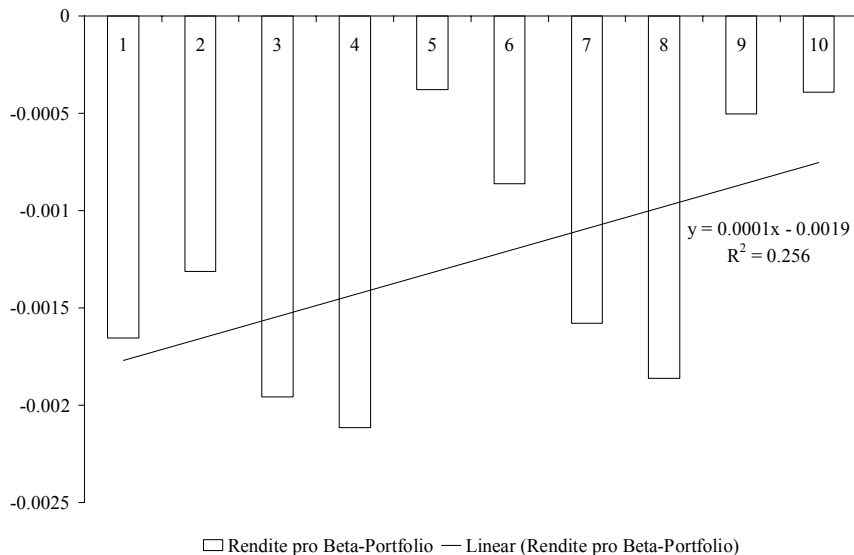
Fehlbewertungen führen zu Preisanpassungsprozessen, die alle Wertpapiere wieder auf die Wertpapiermarktklinie zurückführen.

B. Durchschnittliche Ergebnisse – Weitere Parametrisierungen

Die Tabellen ergänzen die Ergebnisse aus Kapitel V.

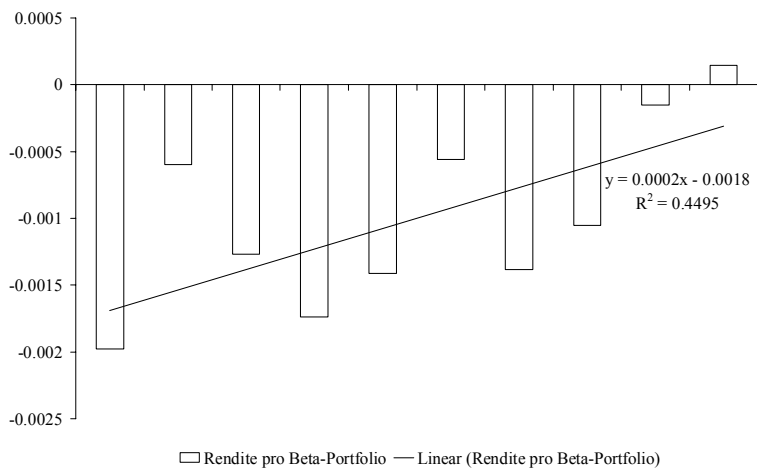
1. Marktindex: CDAX; Ex-ante Beta: 104 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.00165538	0.201781048	5.367897736	1.896481516
2	-0.00131239	0.138059813	5.884759609	2.532482403
3	-0.00195686	0.196774266	6.363035814	3.080566322
4	-0.00211594	0.264606084	6.025673082	44.48496454
5	-0.00037715	0.327059221	6.026915226	28.50144375
6	-0.00086206	0.366825624	6.215373267	0.916736647
7	-0.00158017	0.395751507	5.977729245	3.180914718
8	-0.00186182	0.574829764	7.244752747	2.614426226
9	-0.00050557	0.715798562	8.362148086	2.481342938
10	-0.00039155	0.86937742	9.067901195	4.755991507



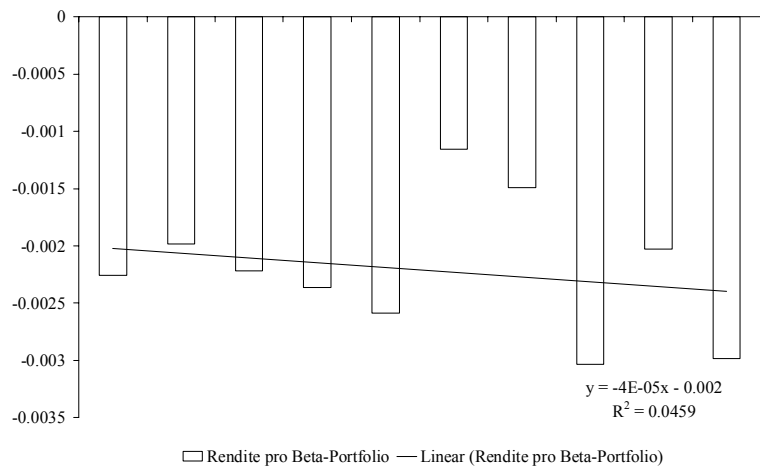
2. Marktindex: CDAX; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.001978982	0.125313123	5.182322294	2.673897131
2	-0.000594108	0.138614668	6.23832563	2.338112906
3	-0.001269894	0.258099723	5.838660131	2.628214002
4	-0.001736017	0.246501808	5.976092845	49.12872255
5	-0.001412015	0.313958009	6.216756485	1.992291825
6	-0.000560032	0.347487703	5.810204196	3.062529377
7	-0.001384699	0.450780665	6.504622148	4.376442966
8	-0.001053512	0.523608964	6.750536496	30.88087278
9	-0.000150625	0.751553742	8.425889964	2.313969043
10	0.000145945	0.882906076	9.115241171	4.766667848



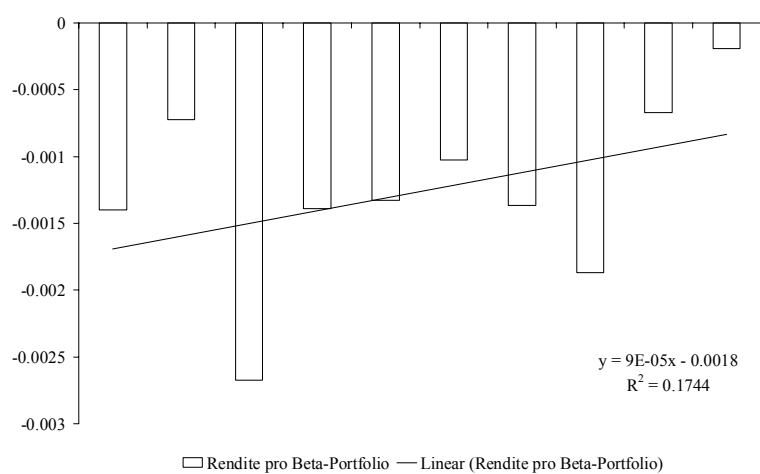
3. Marktindex: CDAX; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 208 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.00225678	0.126678901	5.182322294	2.673897131
2	-0.001982	0.153937247	6.23832563	2.338112906
3	-0.00221918	0.197798571	5.838660131	2.628214002
4	-0.00236654	0.242953402	5.976092845	49.12872255
5	-0.00258723	0.275452573	6.216756485	1.992291825
6	-0.0011583	0.312185768	5.810204196	3.062529377
7	-0.00149227	0.383040639	6.504622148	4.376442966
8	-0.0030316	0.462303587	6.750536496	30.88087278
9	-0.00203006	0.695820012	8.425889964	2.313969043
10	-0.00298547	0.853777892	9.115241171	4.766667848



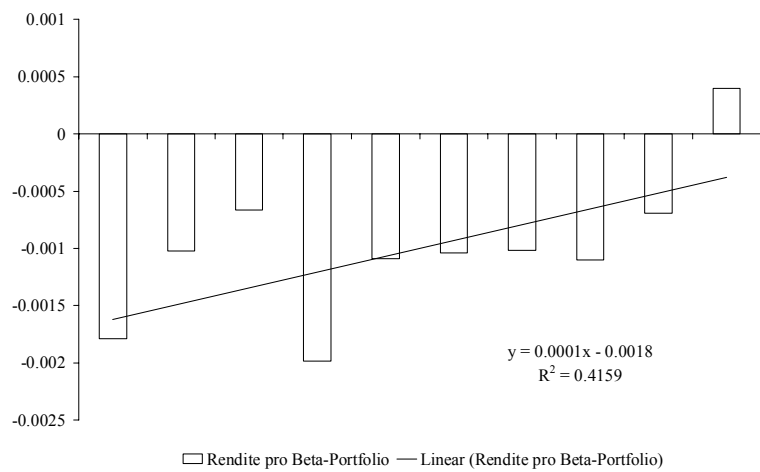
4. Marktindex: FIWG; Ex-ante Beta: 104 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.00139968	0.188297252	5.196620818	2.478765096
2	-0.00072189	0.146530573	5.905990842	1.910750943
3	-0.00267453	0.221562787	5.974306537	3.483099239
4	-0.00139018	0.255784191	6.517405093	1.604670086
5	-0.00132872	0.308118821	5.791876635	3.31137381
6	-0.00102332	0.41726303	6.10159631	44.43955861
7	-0.00136654	0.395448182	6.398164271	27.76791629
8	-0.00186732	0.571426423	6.959444262	2.455785062
9	-0.00067173	0.704505179	8.290191319	2.187142855
10	-0.0001891	0.890191395	9.114280076	4.751387117



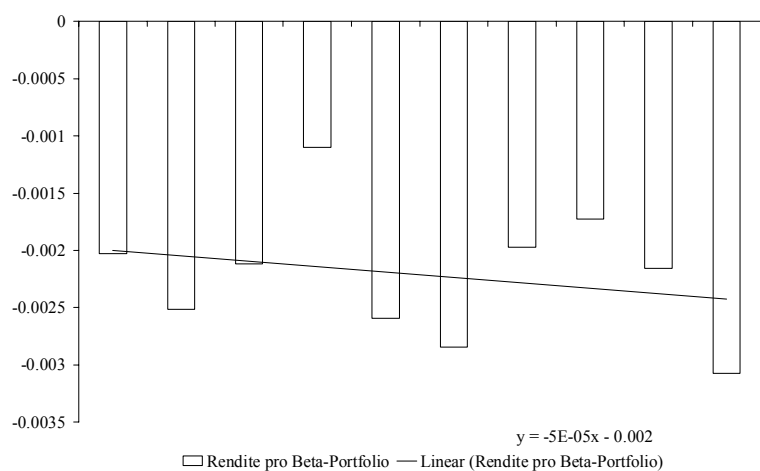
5. Marktindex: FIWG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.001792008	0.155098116	5.19106682	2.744661405
2	-0.001020978	0.106257886	6.022386308	2.515525759
3	-0.000664291	0.261686606	6.043854033	3.098167
4	-0.001983482	0.258035996	5.846131692	0.692915622
5	-0.001090267	0.315455901	6.028205103	2.467392411
6	-0.001038235	0.374260958	6.10542746	50.15460756
7	-0.001016786	0.446862059	6.380474225	4.883890515
8	-0.001102385	0.516111881	6.88610254	2.924885481
9	-0.000693092	0.718859238	8.276859132	30.14074167
10	0.000398836	0.936191981	9.17218797	4.805319106



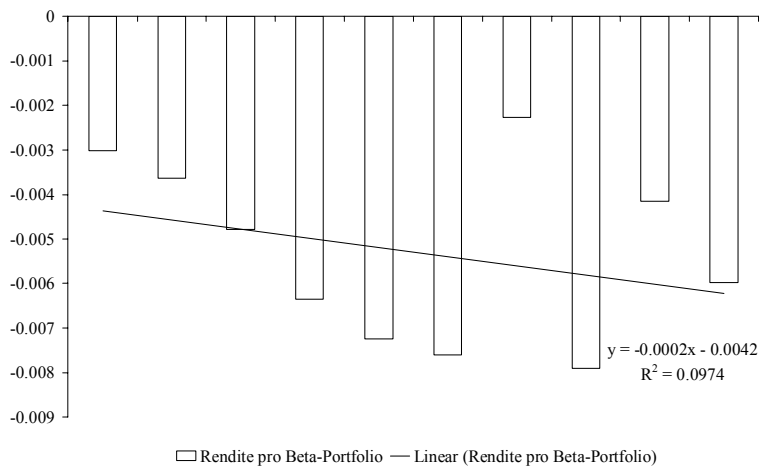
6. Marktindex: FIWG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 208 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.00202929	0.146348569	5.19106682	2.744661405
2	-0.00251391	0.128726427	6.022386308	2.515525759
3	-0.00211541	0.223661503	6.043854033	3.098167
4	-0.00110133	0.242936962	5.846131692	0.692915622
5	-0.00259365	0.273745203	6.028205103	2.467392411
6	-0.00284657	0.323420057	6.10542746	50.15460756
7	-0.00197464	0.379353527	6.380474225	4.883890515
8	-0.00172532	0.460429396	6.88610254	2.924885481
9	-0.00215599	0.663507736	8.276859132	30.14074167
10	-0.00307237	0.916456959	9.17218797	4.805319106



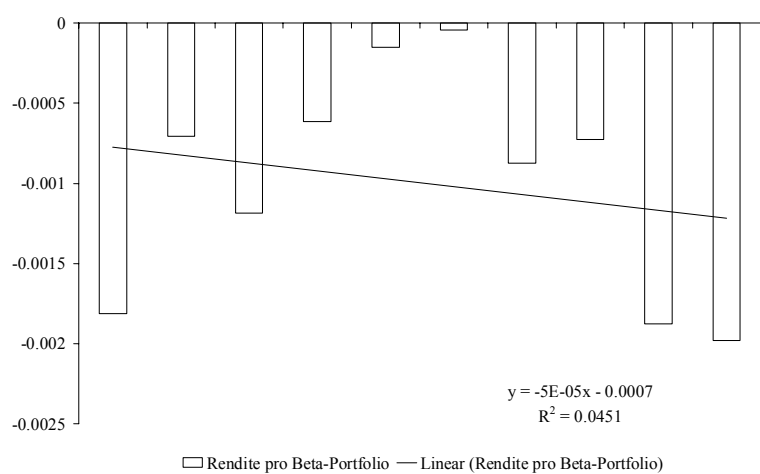
7. Marktindex: FIGG; Ex-ante Beta: 104 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.00302363	0.092072808	5.051600987	11.01159341
2	-0.00362776	0.027858877	7.794768731	2.181009615
3	-0.00477648	0.059285349	6.925967656	3.347297571
4	-0.00635393	0.000703274	7.164436823	3.035033937
5	-0.00724419	0.048726992	8.602747366	3.423714575
6	-0.0075998	0.06449327	7.543274065	-2.68756073
7	-0.00227859	0.054353302	7.099954664	-5.2964652
8	-0.00790737	0.113602936	6.731783925	2.341265182
9	-0.0041571	0.068020684	6.660195907	2.232778846
10	-0.00597674	0.03419111	5.187772522	2.458119658



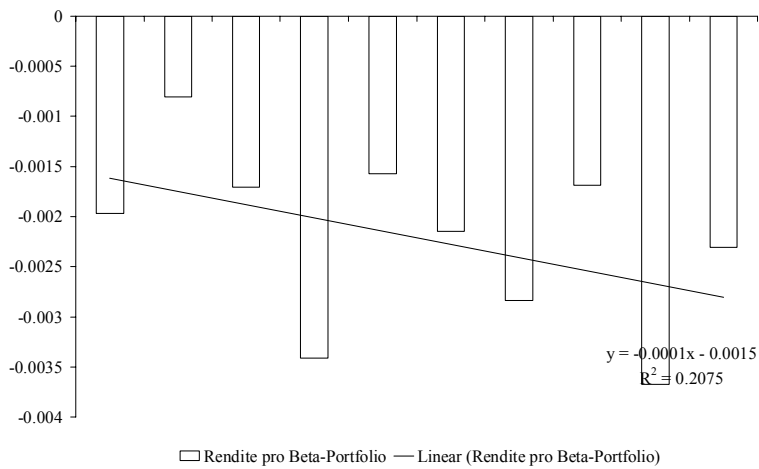
8. Marktindex: FIGG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 104 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.00181086	0.095787413	7.189958746	3.045028498
2	-0.00070765	0.040348309	7.446501639	4.07605534
3	-0.00118411	0.006562285	6.959605753	2.647769342
4	-0.00061718	0.047043735	7.587679859	3.585194179
5	-0.00015254	0.086775253	8.132045479	2.548937867
6	-4.2473E-05	0.047877494	7.583227797	2.221490641
7	-0.00087403	0.109823556	6.899544182	2.485974822
8	-0.00072538	0.149419525	7.05202758	1.3119922
9	-0.0018775	0.131194533	6.738050464	30.59848956
10	-0.00197974	0.150034075	6.625310473	51.98802794



9. Marktindex: FIGG; Ex-ante Beta: 208 Wochen; Ex-post Beta: 208 Wochen

Dezil	Rendite	Beta	ln(MK)	PTBV
1	-0.00196923	0.028461408	7.189958746	3.045028498
2	-0.00080689	0.01876229	7.446501639	4.07605534
3	-0.00170688	-0.00907791	6.959605753	2.647769342
4	-0.00341065	0.040903172	7.587679859	3.585194179
5	-0.00157041	0.05243309	8.132045479	2.548937867
6	-0.00214542	0.012548178	7.583227797	2.221490641
7	-0.00283763	0.037545475	6.899544182	2.485974822
8	-0.00168394	0.058792024	7.05202758	1.3119922
9	-0.00367515	0.064998706	6.738050464	30.59848956
10	-0.00230402	0.085549165	6.625310473	51.98802794



C. Die Risikoprämie

Die Studie von Elsas, El-Shaer, Theissen legt nahe, die Beziehung von Riskoprämie und dem Querschnittsbeta (misst die Art des Zusammenhangs zwischen Portfolio-Beta und Portfolio-Rendite für alle zehn Beta-Portfolios) zu untersuchen.

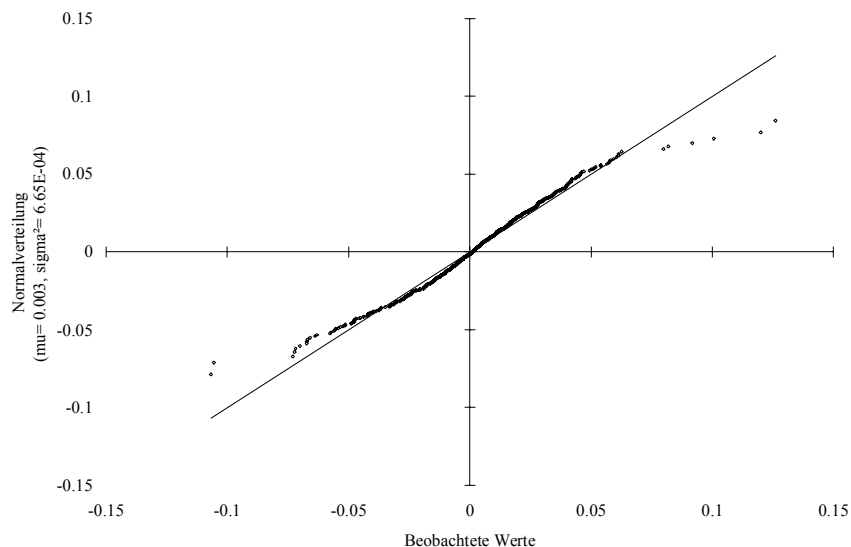
Mittel	0.003
Stichprobenstandardabweichung	0.026
Minimum	-0.107
1. Quartil	-0.011
Zentralwert (Median)	0.003
3. Quartil	0.018
Maximum	0.126
Exzeß, Kurtosis	2.117
Schiefe	-0.033

Deskriptive Statistik der Zeitreihe Marktrisikoprämie.

Eine maßgebliche Prämisse des CAPM ist die Erwartung positiver Marktrisikoprämien. Im Durchschnitt kann diese Hypothese auch nicht abgelehnt werden. Ein rechtsseitiger t-Test der wöchentlichen Zeitreihe der Marktrisikoprämien (CDAX über risikolosen 3-Monats-Zins, Januar 1990 bis November 2004) veranschaulicht, dass mit 5% Fehlerwahrscheinlichkeit eine mittlere positive Marktrisikoprämie erwartet werden kann.

t (beobachteter Wert)	3.249
t (kritischer Wert)	1.647
FG	782
Einseitiger p-value	0.001
Alpha	0.05

Rechtsseitiger Student t-Test.



Dabei ist zu beachten, dass die Risikoprämie nach Jarque-Bera (auch Shapiro-Wilk und Anderson-Darling, Signifikanzniveau von Alpha=0,5) nicht normalverteilt ist. Siehe hierzu auch der dargestellte Quantil-Quantil-Plot.

Die Tatsache eines von über 8000 Punkten auf fast 2000 Punkte gefallenen DAX demonstriert anschaulich, dass Marktrisikoprämien – unerheblich mit welchem (sinnvollen¹⁴) Zeithorizont sie errechnet werden – in der Realität nicht vorzufinden ist. Jedoch stellt sich die Frage, ob die Beziehung von Beta-Risiko und Rendite nicht doch erhalten bleibt (siehe Kapitel „Interpretation“). Die Beibehaltung der Beziehung ist unter Zulassung negativer Marktrisikoprämien plausibel.

¹⁴ J.M. Keynes: „on the long run we are all dead“

Die folgenden Tabellen zeigen wir für verschiedenen Beta-Fristigkeiten (Marktportfolio: CDAX), wie sich die Parameter Marktrisikoprämie und Querschnittsbeta in unseren Testdaten im Schnitt zueinander verhalten haben.

Der erwartete Effekt kommt zum Tragen (siehe Punkt 3), ist jedoch nicht stark ausgeprägt. Wir führen dies auf die Wochenintervalle zurück, die immer noch viel Trading-Noise enthalten. Elsas, El-Shaer, Theissen erhalten auf Monatebene sehr aussagekräftige Resultate.

1. Ergebnisse für die Parametrisierung: ex-ante Beta 208 Wochen, ex-post Beta 208 Wochen

<i>Datenbasis: 312 Wochen</i>	<i>ABS. HFGK.</i>	<i>REL. HFGK.</i>	<i>AVG R2</i>
neg. Risikoprämie/neg. Querschnittsbeta:	61	20%	28%
Pos. Risikoprämie/pos. Querschnittsbeta:	95	30%	25%
neg. Risikoprämie/pos. Querschnittsbeta:	57	18%	26%
pos. Risikoprämie/neg. Querschnittsbeta:	99	32%	25%

- 50% aller untersuchten Wochen weisen bezüglich Risikoprämie und Querschnittsbeta über die zehn Dezile ein konformes Vorzeichen auf.
- Ist die Marktrisikoprämie positiv, so ergibt sich mit 30% Wahrscheinlichkeit ein positives Querschnittsbeta.
- Das heißt, High-Beta Aktien erzielen in diesem Marktumfeld höhere Renditen als Low-Beta Aktien.
- Ist die Marktrisikoprämie negativ, so ergibt sich mit 20% Wahrscheinlichkeit ein negatives Querschnittsbeta.
- Das heißt, High-Beta Aktien erzielen in diesem Marktumfeld niedrigere Renditen als Low-Beta Aktien.
- In den verbleibenden 50% aller Wochen ergab sich ein gegenläufiger Effekt.

2. Ergebnisse für die Parametrisierung: ex-ante Beta 104 Wochen, ex-post Beta 208 Wochen

<i>Datenbasis: 624 Wochen</i>	<i>ABS. HFGK.</i>	<i>REL. HFGK.</i>	<i>AVG R2</i>
neg. Risikoprämie/neg. Querschnittsbeta:	116	19%	22%
Pos. Risikoprämie/pos. Querschnittsbeta:	220	35%	11%
neg. Risikoprämie/pos. Querschnittsbeta:	120	19%	21%
pos. Risikoprämie/neg. Querschnittsbeta:	168	27%	16%

- 54% aller untersuchten Wochen weisen bezüglich Risikoprämie und Querschnittsbeta über die zehn Dezile ein konformes Vorzeichen auf.
- Ist die Marktrisikoprämie positiv, so ergibt sich mit 35% Wahrscheinlichkeit ein positives Querschnittsbeta.
- Das heißt, High-Beta Aktien erzielen in diesem Marktumfeld höhere Renditen als Low-Beta Aktien.
- Ist die Marktrisikoprämie negativ, so ergibt sich mit 19% Wahrscheinlichkeit ein negatives Querschnittsbeta.
- Das heißt, High-Beta Aktien erzielen in diesem Marktumfeld niedrigere Renditen als Low-Beta Aktien.
- In den verbleibenden 47% aller Wochen ergab sich ein gegenläufiger Effekt.

3. Ergebnisse für die Parametrisierung: ex-ante Beta 104 Wochen, ex-post Beta 104 Wochen

<i>Datenbasis: 624 Wochen</i>	<i>ABS. HFGK.</i>	<i>REL. HFGK.</i>	<i>AVG R2</i>
neg. Risikoprämie/neg. Querschnittsbeta:	117	19%	22%
Pos. Risikoprämie/pos. Querschnittsbeta:	305	49%	11%
neg. Risikoprämie/pos. Querschnittsbeta:	121	19%	20%
pos. Risikoprämie/neg. Querschnittsbeta:	84	13%	16%

- Zwei Drittel aller untersuchten Wochen weisen bezüglich Risikoprämie und Querschnittsbeta über die zehn Dezile ein konformes Vorzeichen auf.
- Ist die Marktrisikoprämie positiv, so ergibt sich mit 49% Wahrscheinlichkeit ein positives Querschnittsbeta.
- Das heißt, High-Beta Aktien erzielen in diesem Marktumfeld höhere Renditen als Low-Beta Aktien.
- Ist die Marktrisikoprämie negativ, so ergibt sich mit 19% Wahrscheinlichkeit ein negatives Querschnittsbeta.
- Das heißt, High-Beta Aktien erzielen in diesem Marktumfeld niedrigere Renditen als Low-Beta Aktien.
- Im verbleibenden Drittel aller Wochen ergab sich ein gegenläufiger Effekt.

Literaturverzeichnis

- Banz, Rolf W. (1981)
The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1, S. 3-18
- Bartholdy, Jan / Peare, Paula (2004)
Estimation of Expected Return: CAPM vs Fama and French, Aarhus School of Business - Department of Finance and Aarhus School of Business - Department of Finance
- Basu, Sanjoy (1983)
The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, S. 3-18
- Bhandari, Laxmi Chand (1988)
Debt/Equity Ratio and expected Common Stock Returns: Empirical Evidence, *Journal of Finance*, Vol. 43, S. 507-528
- Black, Fischer (1972)
Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing, *Journal of Business*, Vol. 45, No. 3, S. 444-455
- Black, Fischer / Jensen, Michael C. / Scholes, Myron (1972)
The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Test, *Studies in the Theory of Capital Markets*, Editor: Jensen, Michael c., S. 79-121
- Cremers, Heinz (1998)
Stochastik für Banker, Frankfurt, Bankakademie Verlag, 1998
- Elsas, Ralf / El-Shaer, Mahmoud / Theissen, Erik (2001)
Beta and Returns Revisited: Evidence from the German Stock Market, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 13, S. 1-18
- Eller, Roland (1998)
Handbuch des Risikomanagements, Schaeffer-Poeschl, Stuttgart, 1998
- Elton, Edwin J. / Gruber, Martin J. / Brown, Stephen J. / Goetzmann, William N. (2003)
Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, John Wiley & Sons,
- Fama, Eugene F. / MacBeth, James D. (1973)
Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, S. 607-636
- Fama, Eugene F. / French, Kenneth R. (1992)
The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 5, S. 1575-1617
- Garz, Hendrik / Günther, Stefan / Moriabadi, Cyrus (2004)
Portfolio-Management, Theorie und Anwendung, Bankakademie Verlag, Frankfurt a.M.
- Härdle, Wolfgang / Franke, Jürgen / Hafner, Christian (2000)
Einführung in die Statistik der Finanzmärkte, Springer Verlag, Berlin, Heidelberg
- Heidorn, Thomas (2000)
Finanzmathematik in der Bankpraxis, Gabler Verlag, Wiesbaden
- King, Benjamin F. (1966)
Market and Industry Factors in Stock Price Behavior, *Journal of Business*, S. 134-190
- Lintner, John (1965)
The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1, S.13-37

- Markowitz, Harry M. (1952)
Portfolio Selection, *Journal of Finance*, Vol. 7, No. 1, S. 77-91
- Markowitz, Harry M. (1959)
Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments, John Wiley & Sons, New York
- Mossin, Jan (1966)
Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, S. 768-783
- Rosenberg, Barr / Reid, Kenneth / Lanstein, Ronald (1985)
Persuasive Evidence of Market Inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, Vol. 9, S. 9-17
- Sattler, Ralf (1999)
Aktienkursprognose, Verlag Vahlen, München, S. 51
- Sharpe, William F. (1964)
Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, S. 425-442
- Stattmann, Dennis (1980)
Book Values and Stock Returns, *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4, S. 25-45
- Wilmott, Paul (2002)
Paul Wilmott introduces Quantitative Finance, John Wiley & Sons, Chichester