

**CFR-working paper NO. 07-01**

**CAPM und erwartete Renditen:  
eine untersuchung auf basis der  
erwartung von marktteilnehmern**

**M. Hagemeister • A. Kempf**

**centre for financial research**  
Look deeper

## CAPM und erwartete Renditen:

### Eine Untersuchung auf Basis der Erwartung von Marktteilnehmern<sup>\*</sup>

#### 1 Einleitung

Das Capital Asset Pricing Model (CAPM) ist auch heute noch – mehr als vierzig Jahre nach seiner Veröffentlichung durch Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966) – eines der wichtigsten Modelle der Finanzmarktökonomien. Es liefert Aussagen über die *erwarteten* Renditen risikobehafteter Anlagen und wird unter anderem eingesetzt zur Bestimmung von Kapitalkosten, im Rahmen des Risikomanagements und zur Überprüfung des Anlageerfolges. Gleichzeitig liefern empirische Studien allerdings oft wenig empirische Unterstützung für das CAPM.

Als Folge hiervon wurden in der Literatur verschiedene Faktor-Modelle vorgeschlagen, um die Unterschiede zwischen den *durchschnittlichen* Renditen von Aktien auf verschiedene Faktoren zurückzuführen. Als Faktoren werden hierbei typischerweise makroökonomische oder firmenspezifische Faktoren verwendet. Makroökonomische Faktoren werden beispielsweise von Chan/Chen/Hsieh (1985), Chen/Roll/Ross (1986), Flannery/Protopapadakis (2002) und Shanken/Weinstein (2006) verwendet, firmenspezifische Faktoren dagegen beispielsweise von Banz (1981), Rosenberg/Reid/Lanstein (1985), Fama/French (1992), Chan/Karceski/Lakonishok (1998) und Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1998). Das zentrale Problem all dieser Modelle besteht darin, dass die vorgeschlagenen Faktoren nicht aus theoretischen Modellen abgeleitet sind, sondern aus den Daten gewonnen werden. Lo/MacKinlay (1990) sowie Kothari/Shanken/Sloan (1995) weisen deshalb darauf hin, dass diese datengeleiteten Faktormodelle dem Risiko ausgesetzt sind, dass die Ergebnisse durch Data-Snooping- und Sample-Selection-Bias verzerrt sein können. Black (1993) betont zu Recht, dass mit datengeleiteten Faktormodellen zwar möglicherweise die *durchschnittlichen* Renditen über einen bestimmten Zeitraum gut erklärt werden, nicht aber die *erwarteten* Renditen. Die datengeleiteten Faktormodelle und das CAPM zielen

---

\* Für hilfreiche Kommentare und Diskussionen danken wir Prof. Dr. Joachim Grammig, Dr. Knut Griese, Prof. Dr. Dieter Hess, Prof. Dr. Olaf Korn, Prof. Dr. Christian Schlag, Prof. Dr. Erik Theissen und Prof. Dr. Martin Wallmeier.

also auf unterschiedliche Erklärungsgegenstände ab. Wir konzentrieren uns in der vorliegenden Arbeit auf die Erklärung *erwarteter* Renditen. Für eine aktuelle empirische Analyse der *durchschnittlichen* Renditen am deutschen Aktienmarkt sei auf Ziegler et al. (2007) verwiesen.

Eine mögliche Erklärung für die geringe empirische Evidenz zugunsten des CAPM besteht darin, dass das CAPM theoretische Aussagen über die erwarteten Renditen liefert, die empirischen Überprüfungen aber typischerweise auf Basis von realisierten Renditen erfolgen. Bereits Merton (1980) zeigt, dass die erwarteten Renditen nur sehr ungenau aus den realisierten Renditen geschätzt werden können. Folglich ist schwierig, Einflussfaktoren für die erwarteten Renditen nachzuweisen, wenn nicht extrem lange Datenzeiträume analysiert werden. Lundblad (2007) zeigt mittels Simulationen, dass selbst ein Zeitraum von 50 Jahren nicht ausreicht, um einen in den Daten vorhandenen Rendite-Risiko-Zusammenhang aufzudecken. Elton (1999) kommt deshalb zu der Einschätzung "realized returns are very poor measures of expected returns" und zieht daraus die Schlussfolgerung: „I believe that developing better measures of expected return and alternative ways of testing asset pricing theories that do not require using realized returns have a much higher payoff than any additional development of statistical tests that continue to rely on realized returns as a proxy for expected returns.“

Der zentrale Beitrag dieses Aufsatzes besteht darin, aus dem CAPM abgeleitete Hypothesen über die erwarteten Renditen zu testen, *ohne hierbei auf realisierte Renditen zurückzugreifen*. Stattdessen leiten wir die erwarteten Renditen mittels des Modells von Ohlson (1995) aus Gewinnerwartungen von Analysten ab, die wir damit als Proxy für die Gewinnerwartungen der Marktteilnehmer verwenden. Wir benutzen für unsere empirische Untersuchung Daten des deutschen Aktienmarktes für den Zeitraum 1996 bis 2006. Wir testen in dieser Arbeit Implikationen von vier Varianten des CAPM: Neben dem traditionellen CAPM sind dies das Steuer-CAPM, das Liquiditäts-CAPM und das CAPM mit unvollständigen Informationen. Wir erhalten folgende zentrale Ergebnisse: (1) Das systematische Risiko, die Dividendenrendite und die Illiquidität einer Aktie besitzen einen signifikanten Einfluss auf deren erwartete Rendite in der Weise, wie es das Steuer-CAPM und das Liquiditäts-CAPM vorhersagen. (2) Führt man dieselben Untersuchungen auf Basis von realisierten Renditen durch, so findet man keinerlei Unterstützung für die theoretischen Modelle.

Unsere Arbeit unterscheidet sich von bisherigen Tests des CAPM darin, dass wir erstmals den Test mittels erwarteter Renditen durchführen, die auf Basis von Ohlson (1995) aus Gewinnerwartungen der Analysten abgeleitet sind. Für den deutschen Markt basieren alle bisherigen CAPM-Tests dagegen auf realisierten Renditen.<sup>1</sup> Auch die allermeisten Studien zu US-Märkten testen das CAPM auf Basis realisierter Renditen, doch gibt es hier Ausnahmen.<sup>2</sup> Brav/Lehavy/Michaely (2005) verwenden Kursprognosen von Analysten, um erwartete Renditen zu bestimmen und Kapitalmarktmodelle zu testen. Gegen die Verwendung von Kursprognosen spricht allerdings, dass diese weit weniger präzise sind als die Gewinnprognosen, da Analysten typischerweise aufgrund der Güte ihrer Gewinnprognosen (nicht der Kursprognosen) entlohnt werden und die Kursprognosen häufig lediglich mittels Heuristiken aus den Gewinnprognosen abgeleitet werden.<sup>3</sup> Friend/Westerfield/Granito (1978) bestimmen die erwartete Rendite einer Aktie als Summe aus Dividendenrendite und erwartetem Gewinnwachstum und testen mit den so gewonnenen erwarteten Renditen das CAPM. Schon Sharpe (1978) kritisiert in seiner Diskussion des Beitrages, dass nur unter sehr restriktiven Annahmen die Vorgehensweise von Friend/Westerfield/Granito (1978) zur Gewinnung erwarteter Renditen gerechtfertigt werden kann. Pastor/Sinha/Swaminathan (2006) verwenden ein Discounted Free Cash Flow Modell zur Ermittlung der erwarteten Renditen und untersuchen empirisch den Zusammenhang zwischen erwarteter Marktrendite und Marktrisiko.

Aus Gewinnerwartungen von Analysten abgeleitete erwartete Renditen wurden zwar bisher nicht im Rahmen von CAPM-Tests benutzt, aber in anderem Kontext bereits verwendet. Erstmals wurde der Ansatz von Ohlson (1995) durch Botosan (1997) angewandt, um den Zusammenhang zwischen der Veröffentlichungspolitik eines Unternehmens und dessen erwarteter Rendite zu untersuchen. Gebhardt/Lee/Swaminathan (2001) und Daske/Gebhardt/Klein (2006) untersuchen mit seiner Hilfe den Einfluss von Unternehmenscharakteristika (bspw. Branchenzugehörigkeit) auf erwartete Renditen. Claus/Thomas (2001) sowie Daske/Gebhardt (2006) benutzen das Modell, um Marktrisikoerprämien zu schätzen.

---

<sup>1</sup> Vgl. bspw. Möller (1988), König (1990), Warfsmann (1993), Oertmann (1994), Ulschmid (1994), Schlag/Wohlschließ (1997), Stehle (1997), Bunke/Sommerfeld/Stehle (1999), Wallmeier (2000) und Elsas/El-Shaer/Theissen (2003) zu Tests verschiedener Varianten des CAPM unter Verwendung deutscher Daten.

<sup>2</sup> Beispiele für Tests mittels realisierter Renditen für den US Markt sind Black/Jensen/Scholes (1972), Fama/MacBeth (1973), Black/Scholes (1974), Amihud/Mendelson (1986, 1989) sowie Pastor/Stambaugh (2003).

<sup>3</sup> Vgl. Bradshaw (2002), Asquith/Mikhail/Au (2005) und Bradshaw/Brown (2006).

Gode/Mohanram (2003) verwenden eine von Ohlson/Jüttner-Nauroth (2005) vorgeschlagene Variante des Ohlson-Modells und vergleichen ihre Ergebnisse mit denen von Gebhardt/Lee/Swaminathan (2001). Dasselbe Modell wird – neben anderen – von Hail/Leuz (2006) verwendet, um den Zusammenhang zwischen den rechtlichen Rahmenbedingungen und der Kapitalkostenhöhe zu analysieren. In unserer Arbeit wird der Ansatz von Ohlson (1995) erstmals verwendet, um die oben beschriebenen Varianten des CAPM zu testen.

Die vorliegende Arbeit ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt 2 fassen wir kurz die sich aus dem CAPM ergebenden Hypothesen zusammen, die wir empirisch testen werden. In Abschnitt 3 stellen wir das Design der Studie und die verwendeten Daten vor. Die Hauptergebnisse der Untersuchungen finden sich in Abschnitt 4. Die Arbeit endet mit einer Zusammenfassung in Abschnitt 5.

## **2 Hypothesen**

In diesem Kapitel stellen wir knapp die Implikationen verschiedener Varianten des CAPM dar. Da es sich hierbei um sehr prominente und bekannte Modelle handelt, verzichten wir auf deren detaillierte Beschreibung und verweisen hierzu auf die Originalarbeiten.

Gemäß der auf Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966) zurückgehenden Standardversion des CAPM hängen die erwarteten Überschussrenditen risikobehafteter Anlagen positiv von deren systematischen Risiken (Beta) ab.

Brennan (1970) zeigt, dass bei Berücksichtigung steuerlicher Effekte neben dem systematischen Risiko auch die Höhe der Dividendenrendite einen Einfluss auf die erwartete Rendite besitzt. Da im Modell von Brennan (1970) Dividendenzahlungen steuerlich benachteiligt sind, verlangt ein Anleger bei Unternehmen mit hoher Dividendenrendite eine höhere erwartete Rendite als bei Unternehmen mit niedriger Dividendenrendite. Wiese (2004) passt das Modell von Brennan (1970) den steuerlichen Gegebenheiten in Deutschland an, ohne dass sich hierdurch die grundlegende Hypothese ändert.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup> Vgl. hierzu auch Stehle (2004) und Schulz (2006).

Der Einfluss der Liquidität eines Wertpapiers auf dessen erwartete Rendite wird erstmals von Amihud/Mendelson (1986) unter der Annahme risikoneutraler Anleger analysiert und später von Kane (1994) auf risikoscheue Investoren erweitert. In diesen Modellen unterscheiden sich Aktien bezüglich ihrer Liquidität und Anleger wollen dafür entschädigt werden, dass sie bereit sind weniger liquide Aktien zu halten. Deshalb ist die erwartete Rendite einer Aktie umso höher, je weniger liquide die Aktie ist.<sup>5</sup> Da sich die Anleger allerdings bezüglich ihres Anlagezeitraums unterscheiden, kommt es im Gleichgewicht zu einem Klienteleffekt und der Einfluss der Illiquidität auf die erwartete Rendite ist nicht linear, sondern konkav.

Im Modell von Merton (1987) besitzen Anleger nur Informationen über einen Teil der am Markt verfügbaren Wertpapiere. Deshalb können sie durch Diversifikation das unsystematische Risiko nicht vollständig vermeiden. Folglich verlangen sie nicht nur für das systematische Risiko eine Entschädigung, sondern auch für das unsystematische Risiko. Dieser Effekt ist umso größer, je größer die Bedeutung des Unternehmens am Markt ist und je weniger bekannt das Unternehmen ist.

### **3 Design der Studie**

In diesem Abschnitt erläutern wir, wie die erwarteten Renditen auf Basis des Modells von Ohlson (1995) bestimmt werden (3.1). Anschließend beschreiben wir die Daten und den Schätzansatz, mit dessen Hilfe wir die Hypothesen testen (3.2). Schließlich berichten wir deskriptive Statistiken zu den verwendeten Daten (3.3).

#### **3.1 Bestimmung erwarteter Renditen**

Im Modell von Ohlson (1995) werden die erwarteten Renditen von Aktien unter Rückgriff auf die Erwartungen von Analysten bezüglich zukünftiger Gewinne der Unternehmen ermittelt. Die zentrale Gleichung von Ohlson (1995) lautet:

---

<sup>5</sup> In späteren Weiterentwicklungen des Modells wie Jacoby/Fowler/Gottesman (2000) und Acharya/Pedersen (2005) ist das Ausmaß der Illiquidität eines Wertpapiers selbst eine zufällige Größe, so dass nicht nur das Niveau der Illiquidität (wie schon in Amihud/Mendelson (1986)) eine Rolle spielt für die erwarteten Renditen, sondern auch das Risiko der Illiquidität.

$$V_{i,t} = B_{i,t} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t(G_{i,t+\tau}) - \mu_{i,t} \cdot E_t(B_{i,t+\tau-1})}{(1 + \mu_{i,t})^\tau}. \quad (1)$$

Der Marktwert des Eigenkapitals des Unternehmens  $i$  zum Zeitpunkt  $t$  wird mit  $V_{i,t}$  bezeichnet. Er ergibt sich als die Summe aus dem gegenwärtigen Buchwert des Unternehmens,  $B_{i,t}$ , und dem Gegenwartswert aller zukünftigen Residualgewinne des Unternehmens. Die Residualgewinne ihrerseits ergeben sich aus den Gewinnen einer Periode,  $G_{i,t+\tau}$ , abzüglich der von den Anlegern verlangten Verzinsung p.a.,  $\mu_{i,t}$ , des Buchwertes. Durch Auflösung der Gleichung (1) nach der Höhe der von den Anlegern erwartete Rendite,  $\mu_{i,t}$ , erhält man die gewünschte Größe.

Zur Anwendung des Modells benötigt man den aktuellen Marktwert und Buchwert des Unternehmens sowie die Erwartungen der Analysten bezüglich zukünftiger Gewinne und Buchwerte des Unternehmens. Wir implementieren das Modell analog zu Claus/Thomas (2001).<sup>6</sup> Ausgangspunkte sind die aktuellen Markt- und Buchwerte der Unternehmen, die wir der Datenbank von Thomson Financial Datastream entnehmen. Für die Entwicklung der zukünftigen Gewinne und Buchwerte verwenden wir ein Zwei-Phasen-Modell. Für die ersten fünf Jahre gehen explizite Gewinn- und Buchwert-Schätzungen der Analysten ein, für alle daran anschließenden Jahre wird eine konstante Wachstumsrate angenommen.

Für die expliziten Gewinnschätzungen greifen wir auf in monatlicher Frequenz vorliegende Konsensus-schätzungen der Analysten zurück, die in der I/B/E/S Datenbank enthalten sind. Diese umfassen explizite Schätzungen für die nächsten vier Jahre und eine geschätzte mittlere Wachstumsrate für die nächsten fünf Jahre. Allerdings liegen nicht für alle Unternehmen und Fristen entsprechende Schätzungen vor. Wir berücksichtigen in unserer Untersuchung nur solche Unternehmen, für die im Zeitpunkt  $t$  mindestens die folgenden Daten vorliegen: I/B/E/S-Gewinnschätzungen für den Ein- und Zwei-Jahres-Horizont,  $E_t(G_{t+1})$  und  $E_t(G_{t+2})$ , und die geschätzte mittlere Wachstumsrate,  $g_{t+5}$ , für die nächsten fünf Jahre. Sind beispielsweise explizite Schätzungen für den Drei-Jahres-Horizont nicht verfügbar, werden diese unter

---

<sup>6</sup> Vgl. Wallmeier (2007) für eine Diskussion der verschiedenen Implementierungsvarianten des Modells.

Verwendung der mittleren Fünf-Jahres-Wachstumsrate  $g_{t+5}$  bestimmt, als  $E_t(G_{t+3}) = E_t(G_{t+2}) \cdot (1 + g_{t+5})$ . Das gleiche Vorgehen wird bei Bedarf zur Bestimmung von  $E_t(G_{t+4})$  und  $E_t(G_{t+5})$  angewandt. Die Ermittlung der erwarteten Buchwerte geschieht analog zur Ermittlung der erwarteten Gewinne. Wir eliminieren die Beobachtungen aus dem Datensatz, für die die Gewinnschätzungen für das Jahr  $t+5$  oder die Buchwertschätzungen für das Jahr  $t+4$  negativ sind.<sup>7</sup>

Bezüglich der zweiten Wachstumsphase (also alle Jahre nach  $t+5$ ) werden in der Literatur im Wesentlichen zwei Annahmen verwendet, eine nominale Wachstumsrate von Null oder eine reale Wachstumsrate von Null. Die erste Annahme verwenden beispielsweise Lee/Myers/Swaminathan (1999), Gebhardt/Lee/Swaminathan (2001), Hail (2002) und Daske/Gebhardt/Kleine (2006). Die zweite Annahme verwenden beispielsweise Claus/Thomas (2001), Ritter/Warr (2002) und Hail/Leuz (2006). Auch wir verwenden in unserer Arbeit standardmäßig die zweite Annahme, zeigen aber zusätzlich in Tabelle 5 des Abschnittes 4 die Ergebnisse für die alternative Annahme einer nominalen Wachstumsrate von Null. Bei der Bestimmung der erwarteten Inflationsrate gehen wir analog zu Claus/Thomas (2001) vor: Wir ermitteln sie als die Rendite einer zehnjährigen Bundesanleihe abzüglich eines unterstellten Realzinssatzes in Höhe von 3% p.a.

### 3.2 Daten und Schätzmethode

In unserer Studie verwenden wir Daten zu Unternehmen, die Mitglied im HDAX (früher DAX100 genannt) sind. Wir konzentrieren uns auf die im jeweiligen Zeitpunkt im Index enthaltenen Aktien, da diese von einer größeren Zahl von Analysten verfolgt werden, so dass wir verlässlichere Konsensusanschätzungen erwarten können. Der HDAX beinhaltet die größten Unternehmen des deutschen Aktienmarktes. Bis zum März 2003 beinhaltete der HDAX 100 Aktien, seither 110 Aktien. Durch Wechsel im Index umfasst unsere Stichprobe insgesamt 210 verschiedene Unternehmen. Die Studie umfasst den 10-Jahres-Zeitraum von November 1996 bis zum Oktober 2006. Die für die Studie verwendeten Daten entstammen der Datenbank von Thomson Financial Datastream.

---

<sup>7</sup> Durch all diese Restriktionen gehen 28% der Beobachtungen verloren.

Die zu erklärende Variable in unseren Untersuchungen ist die erwartete Überschussrendite  $m_{i,t}$  der Aktie  $i$  im Zeitpunkt  $t$ . Diese ergibt sich als Differenz zwischen der erwarteten Rendite  $\mu_{i,t}$  und dem risikolosen Zinssatz  $r_t$ . Als risikolosen Zinssatz verwenden wir die Rendite einer einjährigen Bundesanleihe. Wir zielen in dieser Arbeit also darauf ab, die erwarteten Renditen für individuelle Aktien zu erklären, nicht nur für Portfolios von Aktien, wie es in der Literatur häufig gemacht wird. Der Portfolioansatz wird typischerweise verwendet, um stabilere Schätzungen der erwarteten Renditen aus historischen Renditen zu erzielen und das Errors-in-Variables Problem zu verringern. In unserer Studie dürften diese Vorzüge des Portfolioansatzes allerdings keine nennenswerte Rolle spielen. Da wir die erwarteten Renditen nicht aus historischen Renditen gewinnen, sondern unmittelbar aus den Erwartungen von Analysten, verliert das erste Argument für eine Portfoliobildung an Bedeutung. Dem Errors-in-Variables Problem begegnen wir durch eine erhöhte Datenfrequenz in der Beta-Schätzung. Die sonstigen erklärenden Variablen in unserer Studie müssen nicht geschätzt werden, sondern können direkt beobachtet werden. Die Nachteile des Portfolioansatzes gelten jedoch auch für unsere Studie: (i) Durch eine Portfoliobildung geht die Variation in den Variablen zurück und damit gehen aktienindividuelle Informationen verloren [Fama/French (1992)], so dass es leichter ist, signifikante Einflüsse zu finden [Roll (1977)]. (ii) Die Art der Portfoliobildung kann einen Einfluss auf die Ergebnisse besitzen [(Lo/MacKinlay (1990))], weshalb der Portfolioansatz anfällig ist für Data-Snooping [Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1996)]. (iii) Die Anzahl der Portfolios wächst exponentiell mit der Anzahl der erklärenden Variablen, wodurch schon bei einer geringen Anzahl von Variablen, nach denen sortiert wird, einzelnen Portfolio möglicherweise keine Aktien mehr zugeordnet werden können [Bauer et al. (2005)]. Im vorliegenden Kontext halten wir diese Nachteile des Portfolioansatzes für bedeutsamer als deren Vorteile und verfolgen deshalb den Individualansatz.

Wir testen die in Abschnitt 2 dargelegten Hypothesen, indem wir gepoolte Regressionen schätzen, wobei wir die Panelstruktur der Daten durch eine Anpassung der Standardfehler mittels der Methode der Panel Corrected Standard Errors (PCSE) berücksichtigen.<sup>8</sup> Alternativ dazu haben wir die Modelle unter Verwendung der

---

<sup>8</sup> Vgl. Beck/Katz (1995).

Methode von Fama/MacBeth (1973) überprüft. Die hierbei gewonnenen Ergebnisse berichten wir in Tabelle 6.

Zur Schätzung des Standard-CAPM benötigen wir für jede Aktie  $i$  und jeden Zeitpunkt  $t$  als erklärende Variable das systematische Risiko einer Aktie,  $BETA$ . Dieses wird unter Verwendung eines Marktmodells geschätzt. Als Marktrendite wählen wir die Rendite des HDAX-Performanceindex. Zur Schätzung des Betas mittels des Marktmodells benutzen wir tägliche Renditedaten der Aktien aus dem Jahr vor  $t$ . Obwohl die Analystenschätzungen nur auf Monatsbasis vorliegen, wählen wir hier eine tägliche Datenfrequenz, um hierdurch die Präzision der Beta-Schätzung zu erhöhen.<sup>9</sup> Die Schätzgleichung für das Standard-CAPM lautet damit

$$m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

wobei  $\varepsilon_{i,t}$  die Residuen der Regression sind.

Im Steuer-CAPM geht die Dividendenrendite,  $DR$ , als zusätzliche erklärende Variable ein. Für deren Berechnung wird die Dividendenzahlung, die während der 12 Monate nach  $t$  geleistet wird, verwendet, wenn sie bereits in  $t$  bekannt war. Ansonsten wird die Konsensusschätzung der Analysten bezüglich der Dividende im Folgejahr verwendet.

$$m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{i,t} + \alpha_2 DR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Um das Liquiditäts-CAPM zu implementieren, wird zusätzlich ein Maß für die Illiquidität einer Aktie benötigt. Wir verwenden hierzu die relative Geld-Brief-Spanne der Aktie,  $SP$ . Diese ist berechnet als Differenz zwischen dem Brief- und dem Geldkurs der Aktie im Zeitpunkt  $t$  bezogen auf den Spannenmittelpunkt im Zeitpunkt  $t$ . Um die vom Modell vorhergesagte Konkavität des Zusammenhangs überprüfen zu können, nehmen wir die Spanne nicht nur in linearer Form, sondern auch in quadratischer Form in die Regression auf:

---

<sup>9</sup> Die Erhöhung der Präzision ergibt sich unmittelbar aus der Tatsache, dass Beta nur von der Varianz-Kovarianz-Matrix der Renditen abhängt. Die Präzision der Schätzung dieser Matrix erhöht sich aber mit steigender Datenfrequenz, wie beispielsweise Merton (1980) zeigt. Deshalb führt eine Erhöhung der Datenfrequenz auch zu einer präziseren Schätzung von Beta.

$$m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{i,t} + \alpha_2 SP_{i,t} + \alpha_3 SP_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Im CAPM mit unvollständigen Informationen ist neben dem systematischen Risiko auch das unsystematische Risiko,  $UR$ , bewertungsrelevant. Dieses ermitteln wir als die Volatilität des Residuums aus dem Marktmodell. Das theoretische Modell impliziert, dass der Einfluss des unsystematischen Risikos umso geringer ist, je bekannter das Unternehmen ist und je geringer die Bedeutung des Unternehmens für den Gesamtmarkt ist. Die Bekanntheit des Unternehmens approximieren wir durch die Anzahl der Analysten,  $A$ , die das Unternehmen verfolgen. Die Bedeutung des Unternehmens,  $B$ , messen wir über den Anteil der Marktkapitalisierung dieses Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung. Letztere ermitteln wir als die Summe der Marktkapitalisierungen aller Unternehmen in unserem Sample. Wir schätzen das CAPM mit unvollständigen Informationen in folgender Form:<sup>10</sup>

$$m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{i,t} + \alpha_{2,i,t} UR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

mit

$$\alpha_{2,i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 A_{i,t} + \gamma_2 B_{i,t} \quad (6)$$

Bevor wir nun die Ergebnisse der Schätzungen in Abschnitt 4 berichten, werden wir im folgenden Abschnitt einige deskriptive Statistiken zu den Variablen der Modelle erläutern.

### 3.3 Deskriptive Statistiken

In Tabelle 1 sind deskriptive Statistiken für die exogenen Variablen angegeben. Wir berichten in der zweiten Spalte den Mittelwert über die monatlich im Querschnitt geschätzten Mittelwerte der Größen. Die dritte Spalte gibt den Median der monatlichen Mittelwerte an. Die Standardabweichung der monatlichen Mittelwerte (vierte Spalte) gibt Informationen über die Schwankungen der Mittelwerte im Zeitablauf, während der

---

<sup>10</sup> Alternativ haben wir das Modell auch als simples lineares Modell geschätzt, ohne dass sich hierdurch die Ergebnisse qualitativ ändern:  $m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{i,t} + \alpha_2 UR_{i,t} + \alpha_3 B_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

Mittelwert über die monatlichen Standardabweichungen (fünfte Spalte) Informationen über die durchschnittliche Variation in einem Zeitpunkt gibt.

TABELLE 1 hier einfügen

Das durchschnittliche Beta der im Sample enthaltenen Aktien beträgt 0,66.<sup>11</sup> Die durchschnittliche Dividendenrendite beträgt etwa 1,5% p.a. Die relative Geld-Brief-Spanne beträgt 0,8% im Mittel. Das unsystematische Risiko beträgt im Mittel knapp 10%. Im Mittel macht ein Unternehmen etwas mehr als 1% am Markt aus und zwanzig Analysten verfolgen durchschnittlich ein Unternehmen.<sup>12</sup> Man erkennt aus der zweiten und dritte Spalte der Tabelle, dass sich Mittelwert und Median nur unwesentlich unterscheiden, was darauf hindeutet, dass die Schiefe der Verteilungen kein Problem darstellt. Aus den Werten der vierten und fünften Spalte erkennt man, dass die exogenen Größen sowohl im Zeitablauf als auch im Querschnitt einer beträchtlichen Variation unterliegen.

In Tabelle 2 sind die mittleren Korrelationen zwischen den exogenen Variablen berichtet. Zur Gewinnung dieser Werte sind zunächst in jedem Zeitpunkt aus dem Querschnitt der Aktien die Korrelationen zwischen den betreffenden Größen geschätzt. Anschließend sind diese zeitpunktbezogenen Korrelationen über alle Zeitpunkte gemittelt.

TABELLE 2 hier einfügen

Die Tabelle zeigt teilweise deutliche Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen. Allerdings sind die gefundenen Werte nicht so groß, dass ein Multikollinearitätsproblem bei der Schätzung der Gleichungen (2) - (6) auftreten könnte. Besonders stark sind die Korrelationen zwischen der Bedeutung des Unternehmens, der

---

<sup>11</sup> Dieser auf den ersten Blick überraschend niedrige Wert erklärt sich aus der Tatsache, dass es sich hierbei um ein arithmetisches Mittel handelt, d.h. die Betas großer und kleiner Unternehmen gehen mit demselben Gewicht ein. Da in den Index die Aktien wertgewichtet eingehen, ist nur bei einer wertgewichteten Mittelung der Betas ein durchschnittliches Beta von Eins zu erwarten. Durch die Gleichgewichtung erhalten niedrig (hoch) kapitalisierte Aktien im Vergleich zum Index ein höheres (geringeres) Gewicht. Da in unserem Sample kleine Unternehmen geringere Betas aufweisen (vgl. Tabelle 2), ist das gleichgewichtete mittlere Beta kleiner als Eins.

<sup>12</sup> Der über 1% liegende Durchschnittswert resultiert aus der Tatsache, dass nicht für alle 100 Aktien immer die benötigten Daten vorliegen, weshalb diese Aktien aus der Untersuchung ausgeschlossen werden mussten.

Anzahl der das Unternehmen verfolgenden Analysten und der Geld-Brief-Spanne des zugehörigen Aktienkurses. Die gefundenen Zusammenhänge entsprechen der ökonomischen Intuition: Die Aktien großer Unternehmen sind liquider als diejenigen kleiner Unternehmen. Auch werden große Unternehmen von einer größeren Anzahl von Analysten verfolgt als kleine Unternehmen.

Abbildung 1 zeigt ein Histogramm der erwarteten monatlichen Überschuss-Renditen  $m$  der Aktien, gibt also einen Eindruck über die Verteilung der endogenen Variablen unserer Studie.

ABBILDUNG 1 hier einfügen

Man erkennt an der Abbildung, dass die erwarteten Überschuss-Renditen in einem relativ engen Korridor streuen. Berechnet man analog zu Tabelle 1 die entsprechenden Werte, so erhält man einen Mittelwert der monatlichen Mittelwerte in Höhe von 0,4%. Der Median beträgt 0,37%, die Standardabweichung monatlicher Mittelwerte 0,16% und der Mittelwert der monatlichen Standardabweichungen 0,27%.

## **4 Ergebnisse**

In diesem Abschnitt testen wir die Hypothesen des Abschnitts 2. Zunächst berichten wir in Abschnitt 4.1 kurz die Ergebnisse der Untersuchungen unter Verwendung realisierter Renditen, wie es bisher in der Literatur üblich ist. In Abschnitt 4.2 berichten wir dann die Ergebnisse von Tests, bei denen die erwarteten Renditen entsprechend der Ausführungen in Kapitel 3.1 ermittelt sind.

### **4.1 Schätzung unter Verwendung realisierter Renditen**

Betrachtet man die Ergebnisse aus Tabelle 3, so erkennt man unmittelbar, dass keines der vier Modelle durch die Daten gestützt wird. In der ersten Spalte sind in Klammern die aus der Theorie erwarteten Vorzeichen der Koeffizienten angegeben. So sollte Beta einen positiven Einfluss besitzen, besitzt aber tatsächlich in keiner Modellspezifikation einen signifikant positiven Einfluss. Im Steuer-CAPM (Spalte 3) ergibt sich ein

signifikant positiver Einfluss der Dividendenrendite.<sup>13</sup> Der geschätzte Koeffizient ist jedoch ökonomisch unplausibel, da er einen Steuersatz auf Dividendeneinkünfte größer als 100% impliziert.<sup>14</sup> Im Liquiditäts-CAPM (Spalte 4) besitzen weder Beta noch die Spanne einen signifikanten Einfluss. Im CAPM mit unvollständigen Informationen (Spalte 5) ist der Einfluss des unsystematischen Risikos und der Bedeutung des Unternehmens im Widerspruch zur Theorie signifikant negativ. Außerdem fällt auf, dass die Erklärungsgüte der Modelle extrem niedrig ist. Sie liegt im Maximum bei 0,2 Prozent.

TABELLE 3 hier einfügen

Die gefundenen Ergebnisse sind konsistent mit den Resultaten anderer Studien zum deutschen Kapitalmarkt. Auch dort werden die theoretischen Modelle durch die Daten im Wesentlichen nicht gestützt. Weder Möller (1988), Warfsmann (1993), Oertmann (1994), Ulschmid (1994) noch Bunke/Sommerfeld/Stehle (1999) oder Wallmeier (2000) finden einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen erwarteter Rendite und Beta. Schlag/Wohlschieß (1997) finden einen schwach ausgeprägten Zusammenhang, und Elsas/El-Shaer/Theissen (2003) können einen solchen Zusammenhang nur nachweisen, wenn sie zwischen steigenden und fallenden Märkten unterscheiden.<sup>15</sup> König (1990) findet im Rahmen des Steuer-CAPM einen signifikant positiven Einfluss der Dividendenrendite, jedoch ist der für Beta gefundene Einfluss signifikant negativ.

## 4.2 Schätzung unter Verwendung von Analystenerwartungen

In diesem Abschnitt testen wir nun die Hypothesen auf Basis erwarteter Renditen, die gemäß den Ausführungen in Abschnitt 3.1 ermittelt sind. Die Ergebnisse der Schätzungen finden sich in Tabelle 4, die analog zu Tabelle 3 aufgebaut ist.

---

<sup>13</sup> Bei dem Test des Steuer-CAPM wurde berücksichtigt, dass sich die Besteuerung von Dividenden im Untersuchungszeitraum geändert hat. Im Januar 2002 wurde das Halbeinkünfteverfahren eingeführt.

<sup>14</sup> Der Koeffizient entspricht im Modell der Differenz aus dem Steuersatz auf Dividendeneinkünfte und dem Steuersatz auf Kapitalgewinne geteilt durch Eins weniger dem Steuersatz auf Kapitalgewinne.

<sup>15</sup> Bei Verwendung des konditionalen Ansatzes von Elsas/El-Shaer/Theissen (2003) finden wir in unserem Datensatz in steigenden Märkten einen auf dem 5%-Niveau signifikant positiven und in fallenden Märkten einen auf dem 1%-Niveau signifikant negativen Einfluss von Beta.

Die zweite Spalte von Tabelle 4 zeigt, dass das Standard-CAPM durch die Daten nicht gestützt wird. Berücksichtigt man Beta als alleinige erklärende Variable, so besitzt diese keinen signifikanten Einfluss auf die erwarteten Renditen. Die Erklärungsgüte des Modells ist entsprechend niedrig. Berücksichtigt man zusätzlich zu Beta noch die Dividendenrendite (Spalte 3), so besitzen zwar sowohl Beta als auch die Dividendenrendite einen der Hypothese entsprechenden positiven Einfluss auf die erwarteten Renditen, aber der Einfluss von Beta bleibt insignifikant. Bei einem Steuersatz von 0% auf Kursgewinne liegt der von den Ergebnissen implizierte Dividendensteuersatz bei 58 %.

TABELLE 4 hier einfügen

Die vierte Spalte von Tabelle 4 zeigt, dass die Daten das Liquiditäts-CAPM stützen. Beta besitzt einen signifikant positiven Einfluss auf die erwartete Rendite und der Einfluss der Geld-Brief-Spanne ist positiv und konkav.<sup>16</sup> Die erwartete Rendite einer Aktie nimmt mit wachsender Illiquidität der Aktie zwar zu, doch verringert sich der Einfluss der Illiquidität mit dem Niveau der Illiquidität. Um den Einfluss der Illiquidität abschätzen zu können, gehen wir beispielhaft von dem in Tabelle 1 berichteten Durchschnittswert der Spanne in Höhe von 0,8 % aus. Die geschätzten Koeffizienten für die Spanne und die quadrierte Spanne implizieren dann, dass eine Erhöhung der Spanne um einen Prozentpunkt mit einer um 1,5 Prozentpunkte höheren erwarteten Rendite einhergeht.

Die letzte Spalte der Tabelle zeigt, dass auch das Ausmaß des unsystematischen Risikos einen positiven Einfluss auf die erwarteten Renditen besitzt. Dieser ist – konsistent mit der Theorie von Merton (1987) – umso geringer, je bekannter das Unternehmen ist. Die Bedeutung des Unternehmens zeigt dagegen keinen signifikanten Einfluss.<sup>17</sup> Die Erklärungsgüte der Modelle ist weit höher als diejenige, die auf Basis realisierter Renditen ermittelt wurden. Im Maximum liegt die Erklärungsgüte bei über 10 Prozent.

---

<sup>16</sup> Wir haben zusätzlich noch das Liquiditäts-CAPM unter Berücksichtigung stochastischer Liquidität geschätzt, wie es von Acharya/Pedersen (2005) vorgeschlagen wurde. Hierbei zeigt sich, dass Beta und das Niveau der Geld-Brief-Spanne weiterhin einen positiven Einfluss besitzen. Die drei zusätzlichen Liquiditäts-Betas, die das Liquiditätsrisiko abbilden, besitzen dagegen nur einen geringen Einfluss auf die erwartete Rendite. Lediglich einer ist auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden. Das  $R^2$  der Regression erhöht sich durch die Berücksichtigung der Liquiditäts-Betas nur ganz geringfügig.

<sup>17</sup> In der linearen Modellspezifikation  $m_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Beta_{i,t} + \alpha_2 UR_{i,t} + \alpha_3 B_{i,t} + \alpha_4 A_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$  besitzen nur das systematische Risiko und die Bekanntheit des Unternehmens einen signifikanten Einfluss. Die Vorzeichen der Koeffizienten entsprechen der Vorhersage des Modells.

Um zu überprüfen, ob die gefundenen Ergebnisse davon abhängen, welche Annahme man bezüglich der Wachstumsrate der Gewinne trifft, leiten wir zusätzlich die erwarteten Renditen unter der Annahme ab, dass die nominale Wachstumsrate der Gewinne nach Jahr  $t+5$  gleich Null ist. Anschließend schätzen wir alle Modelle nochmals auf Basis der so abgeleiteten erwarteten Renditen. Tabelle 5 enthält die Ergebnisse. Das erste Element in der Zelle gibt den geschätzten Koeffizienten bei einer *nominalen* Gewinnwachstumsrate von Null an, das zweite Element denjenigen bei einer *realen* Gewinnwachstumsrate von Null. Letztere entsprechen den Werten aus Tabelle 4. Aus Platzgründen sind die Werte der t-Statistiken nicht mehr explizit angegeben. Stattdessen berichten wir nur noch das Signifikanzniveau.

TABELLE 5 hier einfügen

Man erkennt aus Tabelle 5 sehr deutlich, dass die gefundenen Ergebnisse qualitativ nicht davon abhängen, welche Annahme bezüglich der Gewinnwachstumsrate verwendet wird.

In Tabelle 6 berichten wir die Ergebnisse, die sich auf Basis des Fama-MacBeth-Ansatzes ergeben. Man erkennt, dass die Dividendenrendite und die Geld-Brief-Spanne weiterhin einen Einfluss besitzen, wie es die entsprechenden Modelle vorhersagen (wobei der quadratische Term im Liquiditäts-CAPM seine Signifikanz verliert). Im CAPM mit unvollständigen Informationen erweisen sich die Ergebnisse dagegen als nicht robust. Zwar besitzt das systematische Risiko weiterhin einen signifikant positiven Einfluss, doch der Einfluss des unsystematischen Risikos und des Bekanntheitsgrades des Unternehmens verschwindet. Die Bedeutung des Unternehmens erweist sich nun als signifikant, allerdings mit einem Vorzeichen, das der Theorie nicht entspricht. Hieraus folgern wir, dass das Ergebnis bezüglich des Merton-Modells nicht robust ist bezüglich der Schätzmethode. Diese Instabilität der Ergebnisse wird sich in den folgenden Stabilitätsuntersuchungen bestätigen.

TABELLE 6 hier einfügen

Um die zeitliche Stabilität unserer Ergebnisse zu überprüfen, teilen wir die Stichprobe in zwei Teilstichproben von je fünfjähriger Länge. Die erste umfasst den Zeitraum von

November 1996 bis Oktober 2001, die zweite den Zeitraum von November 2001 bis Oktober 2006. In Tabelle 7 sind die Ergebnisse für die beiden Teilzeiträume angegeben. Das erste Element in der Zelle bezieht sich auf den ersten Teilzeitraum, das zweite Element auf den zweiten Teilzeitraum. Aus Platzgründen sind erneut die Werte der t-Statistiken nicht mehr explizit angegeben, sondern nur die Signifikanzniveaus.

TABELLE 7 hier einfügen

Man erkennt aus dem Vergleich der Werte in den einzelnen Zellen, dass die Ergebnisse der beiden Teilzeiträume für das Steuer-CAPM und das Liquiditäts-CAPM qualitativ ähnlich sind, wenngleich aufgrund der geringen Beobachtungszahl teilweise Signifikanzen verloren gehen. Beim Merton-CAPM erweist sich die Stabilität erneut als geringer als bei den übrigen Modellen.

Der Untersuchungszeitraum unserer Studie (1996 – 2006) ist durch drei sehr unterschiedliche Marktphasen gekennzeichnet. Dies zeigt die folgende Abbildung 2. Zunächst steigt der DAX von 1996 an, um im März 2000 seinen Höchststand zu erreichen. Dann folgt ein starker Abschwung, der zu einem Tiefpunkt im Februar 2003 führt. Anschließend kehrt der Markt wieder zu einer Aufwärtsbewegung zurück.

ABBILDUNG 2 hier einfügen

Um unsere Ergebnisse auf Stabilität bezüglich der Marktphase zu untersuchen, teilen wir unsere Stichprobe in drei Teilstichproben auf. Die erste umfasst den Zeitraum bis Februar 2000 (Bullen-Markt), die zweite den Zeitraum März 2000 bis Januar 2003 (Bären-Markt) und die dritte den Zeitraum seit Februar 2003 (Bullen-Markt).

TABELLE 8 hier einfügen

Tabelle 8 zeigt ähnliche Resultate wie Tabelle 7: Die Dividendenrendite und die Liquidität besitzen unabhängig von der Marktphase den von der Theorie vorhergesagten Einfluss auf die erwartete Rendite. Beta verliert für die meisten Teilzeiträume die Signifikanz. Die Einflussfaktoren aus dem CAPM mit unvollständigen Informationen erweisen sich erneut als wenig stabil.

## 5 Zusammenfassung

Das Ziel der vorliegenden Arbeit bestand in der Überprüfung der Frage, ob die sich aus dem CAPM ergebenden Einflussfaktoren für erwartete Renditen empirisch eine Bedeutung für die Erwartungen der Marktteilnehmer besitzen. Wir haben hierbei auf Basis der verschiedenen Varianten des CAPM (Standard-CAPM, Steuer-CAPM, Liquiditäts-CAPM und CAPM mit unvollständigen Informationen) folgende Einflussfaktoren untersucht: systematisches Risiko, Dividendenrendite, Geld-Brief-Spanne und unsystematisches Risiko. Bisherige Studien haben die zugrundeliegenden Modelle unter Verwendung realisierter Renditen getestet. Aufgrund des starken Rauschens der Rendite-Daten ist es bei diesem Vorgehen schwierig, einen möglicherweise vorhandenen Zusammenhang empirisch zu finden. Wir umgehen dieses Problem, indem wir die Untersuchung nicht auf Basis von realisierten Renditen durchführen, sondern unmittelbar auf Basis von erwarteten Renditen. Diese leiten wir aus den Gewinnerwartungen von Analysten mittels des Residual-Income-Modells von Ohlson (1995) ab. Dies ist der zentrale Beitrag unserer Studie.

Die beiden zentralen Resultate unserer Untersuchung lassen sich folgendermaßen zusammenfassen. (1) Wenn wir die erwarteten Renditen aus den Gewinnerwartungen von Analysten ableiten, finden wir drei wesentliche Einflussgrößen für die erwarteten Renditen: Beta, Dividendenrendite und Geld-Brief-Spanne. (2) Approximiert man dagegen die erwarteten Renditen – wie in der Literatur üblich – mittels der realisierten Renditen, so stützen die Daten keinerlei Variante des CAPM.

Unsere Ergebnisse deuten darauf hin, dass für theoretische Kapitalmarktmodelle in bisherigen Untersuchungen möglicherweise deshalb kaum Unterstützung gefunden wurde, weil die erwarteten Renditen aus realisierten Renditen abgeleitet wurden anstatt sie direkt aus Erwartungen von Kapitalmarktteilnehmern abzuleiten. Wir teilen deshalb die oben bereits zitierte Einschätzung von Elton (1999): „I believe that developing better measures of expected return and alternative ways of testing asset pricing theories that do not require using realized returns have a much higher payoff than any additional development of statistical tests that continue to rely on realized returns as a proxy for expected returns.“ Hier besteht noch eine beträchtliche Forschungslücke in der Literatur, zu deren Schließung die vorliegende Arbeit einen ersten Beitrag leisten soll.

## Literaturverzeichnis

- Acharya, Viral V./Pedersen, Lasse H.* (2005): Asset Pricing with Liquidity Risk, in: Journal of Financial Economics, Vol. 77, S. 375-410.
- Amihud, Yakov* (2002): Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects, in: Journal of Financial Markets, Vol. 5, S. 31-56.
- Amihud, Yakov/Mendelson, Haim* (1986): Asset Pricing and the Bid-Ask Spread, in: Journal of Financial Economics, Vol. 17, S. 223-249.
- Amihud, Yakov/Mendelson, Haim* (1989): The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns, in: Journal of Finance, Vol. 44, S. 479-486.
- Asquith, Paul/Mikhail, Michael B. B./Au, Andrea* (2005): Information Content of Equity Analyst Reports, in: Journal of Financial Economics, Vol. 75, S. 245-282.
- Banz, Rolf W.* (1981): The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks, in: Journal of Financial Economics, Vol. 9, S. 3-18.
- Bauer, Rob/Pavlov, Borislav/Schotman, Peter C.* (2005): Firm Characteristics, Industry and Time Effects, and the Cross-Section of Expected Stock Returns, LIFE Working Paper, Maastricht University.
- Beck, Nathaniel L./Katz, Jonathan N.* (1995): What to Do (and Not to Do) With Time-Series Cross-Section Data, in: American Political Science Review, Vol. 89, S. 634-647.
- Bessler, Wolfgang/Opfer, Heiko* (2003): Eine empirische Untersuchung zur Bedeutung makroökonomischer Einflussfaktoren für Aktienrenditen am deutschen Kapitalmarkt, in: Financial Markets and Portfolio Management, Vol. 17, S. 412-436.
- Black, Fischer* (1993): Estimating Expected Returns, in: Financial Analysts Journal, Vol. 49, S. 36-38.
- Black, Fischer/Jensen, Michael/Scholes, Myron* (1972): The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, in: Jensen, Michael C. (Hrsg.), Studies in the Theory of Capital Markets, Praeger, New York.

- Black, Fischer/Scholes, Myron* (1974): The Effects of Dividend Yields and Dividend Policy on Common Stock Prices and Returns, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 1, S. 1-22.
- Blume, Marshall E./Friend, Irwin* (1973): A New Look at the Capital Asset Pricing Model, in: *Journal of Finance*, Vol. 28, S. 19-33.
- Botosan, Christine* (1997): Disclosure Level and the Cost of Equity Capital, in: *The Accounting Review*, Vol. 72, S. 323-349.
- Bradshaw, Mark T.* (2002): The Use of Target Prices to Justify Sell-Side Analysts' Stock Recommendations, in: *Accounting Horizons*, Vol. 16, S. 27-41.
- Bradshaw, Mark T./Brown, Lawrence D.* (2006): Do Sell-Side Analysts Exhibit Differential Target Price Forecasting Ability, Working Paper.
- Brav, Alon/Lehavy, Reuven/Michaely, Roni* (2005): Using Expectations to Test Asset Pricing Models, in: *Financial Management*, Vol. 35, S. 5-37.
- Brennan, Michael J.* (1970): Taxes, Market Valuation and Corporate Financial Policy, in: *National Tax Journal*, Vol. 23, S. 417-427.
- Brennan, Michael J./Chordia, Tarun/Subrahmanyam, Avindhar* (1998): Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, S. 345-373.
- Bunke, Olaf/Sommerfeld, Volker/Stehle, Richard* (1999): Semiparametric Modelling of the Cross-Section of Expected Returns in the German Stock Market, Working Paper.
- Chen, Nai-Fu/Roll, Richard/Ross, Stephen A.* (1986): Economic Forces and the Stock Market, in: *Journal of Business*, Vol. 59, S. 383-403.
- Claus, James/Thomas, Jacob* (2001): Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, S. 1629-1666.
- Daske, Holger/Gebhardt, Günther* (2006): Zukunftsorientierte Bestimmung von Risikoprämien und Eigenkapitalkosten für die Unternehmensbewertung, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 58, S. 530-551.
- Daske, Holger/Gebhardt, Günther/Klein, Stefan* (2006): Estimating the expected cost of equity capital using analysts' forecasts, in: *Schmalenbach Business Review*, Vol. 58, S. 2-36.

- Elsas, Ralf/El-Shaer, Mahmoud/ Theissen, Erik* (2003): Beta and Returns Revisited. Evidence from the German Stock Market, in: *International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 13, S. 1-18.
- Elton, Edwin J.* (1999): Expected Return, Realized Return and Asset Pricing Tests, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, S. 1199-1220.
- Fama, Eugene F./French, Kenneth R.* (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 47, S. 427-465.
- Fama, Eugene F./MacBeth, James D.* (1973): Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 81, S. 607-636.
- Friend, Irwin/Westerfield, Randolph/Granito, Michael* (1978): New Evidence on the Capital Asset Pricing Model, in: *Journal of Finance*, Vol. 33, S. 903-917.
- Gebhardt, William R./Lee, Charles M. C./Swaminathan, Bhaskaran* (2001): Toward an Implied Cost of Capital, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, S. 135-176.
- Gode, Dan/Mohanram, Partha* (2003): Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model, in: *Review of Accounting Studies*, Vol. 8, S. 399-431.
- Hail, Luzi* (2002): The Impact of Voluntary Corporate Disclosures on the Ex-Ante Cost of Capital for Swiss Firms, in: *The European Accounting Review*, Vol. 11, S. 741-773.
- Hail, Luzi/Leuz, Christian* (2006): International Differences in the Cost of Equity Capital: Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter?, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, S. 1-47.
- Jacoby, Gady/Fowler, David J./Gottesman, Aron A.* (2000): The Capital Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: A Theoretical Approach, in: *Journal of Financial Markets*, Vol. 3, S. 69-81.
- Kane, Alex* (1994): Trading Cost Premiums in Capital Asset Returns – A Closed Form Solution, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 18, S. 1177-1183.
- König, Rolf Jürgen* (1990): Ausschüttungsverhalten von Unternehmen – Besteuerung und Kapitalmarktgleichgewicht, Diss., Universität Augsburg.
- Lee, Charles M. C./Ng, David/Swaminathan, Bhaskaran* (2003): The Cross-Section of International Cost of Capital, Working paper.

- Levy, Haim* (1978): Equilibrium in an Imperfect Market: A Constraint on the Number of Securities in a Portfolio, in: *American Economic Review*, Vol. 68, S. 643-658.
- Lintner, John* (1965): The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, S. 13-37.
- Lundblad, Christian* (2007): The Risk Return Tradeoff in the Long-Run: 1836-2003, erscheint in: *Journal of Financial Economics*.
- Merton, Robert C.* (1980): On Estimating the Expected Return of the Market: An Explanatory Investigation, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, S. 323-361.
- Merton, Robert C.* (1987): A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information, in: *Journal of Finance*, Vol. 42, S. 483-510.
- Möller, Hans Peter* (1988): Die Bewertung risikobehafteter Anlagen an deutschen Wertpapierbörsen, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 40, S. 779-797.
- Mossin, Jan* (1966): Equilibrium in a Capital Asset Market, in: *Econometrica*, Vol. 34, S. 768-783.
- Oertmann, Peter* (1994): Firm-Size-Effekt am Deutschen Aktienmarkt, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 46, S. 229-259.
- Ohlson, James A.* (1995): Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation, in: *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, S. 661-687.
- Ohlson, James A./Jüttner-Nauroth, Beate* (2005): Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value, in: *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, S. 349-365.
- Pastor, Lubos/Sinha, Meenakshi/Swaminathan, Bhaskaran* (2006): Estimating the Intertemporal Risk-Return Tradeoff Using the Implied Cost of Capital, Working Paper.
- Pastor, Lubos/Stambaugh, Robert F.* (2003): Liquidity Risk and Expected Stock Returns, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 111, S. 642-685.
- Reinganum, Marc R.* (1981): A New Empirical Perspective on the CAPM, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 16, S. 439-462.
- Schlag, Christian/Wohlschieß, Volker* (1997): Is Beta Dead? Results for the German Stock Market, Working Paper.

- Sharpe, William F.* (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, in: *Journal of Finance*, Vol. 19, S. 425-442.
- Sharpe, William F.* (1978): Discussion of “New Evidence on the Capital Asset Pricing Model”, in: *Journal of Finance*, Vol. 33, S. 917-920.
- Stehle, Richard* (1997): Der Size-Effekt am Deutschen Aktienmarkt, in: *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, Vol. 9, S. 237-260.
- Ulschmid, Christoph* (1994): Empirische Validierung von Kapitalmarktmodellen: Untersuchungen zum CAPM und zur APT für den deutschen Aktienmarkt, Diss., Universität Regensburg.
- Wallmeier, Martin* (2000): Determinanten erwarteter Renditen am deutschen Aktienmarkt – Eine empirische Untersuchung anhand ausgewählter Kennzahlen, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Vol. 52, S. 27-57.
- Wallmeier, Martin* (2007): Implizite Kapitalkostensätze und der Fortführungswert im Residualgewinnmodell, in: *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, Vol. 59, S. 558-579.
- Warfsmann, Jürgen* (1993): Das Capital Asset Pricing Model in Deutschland: Univariate und multivariate Tests für den Kapitalmarkt, Diss., Universität Augsburg.
- Wiese, Jörg* (2004): Unternehmensbewertung mit dem Nachsteuer-CAPM?, Working Paper.

Abbildung 1: Verteilung der erwarteten Überschuss-Renditen pro Monat.

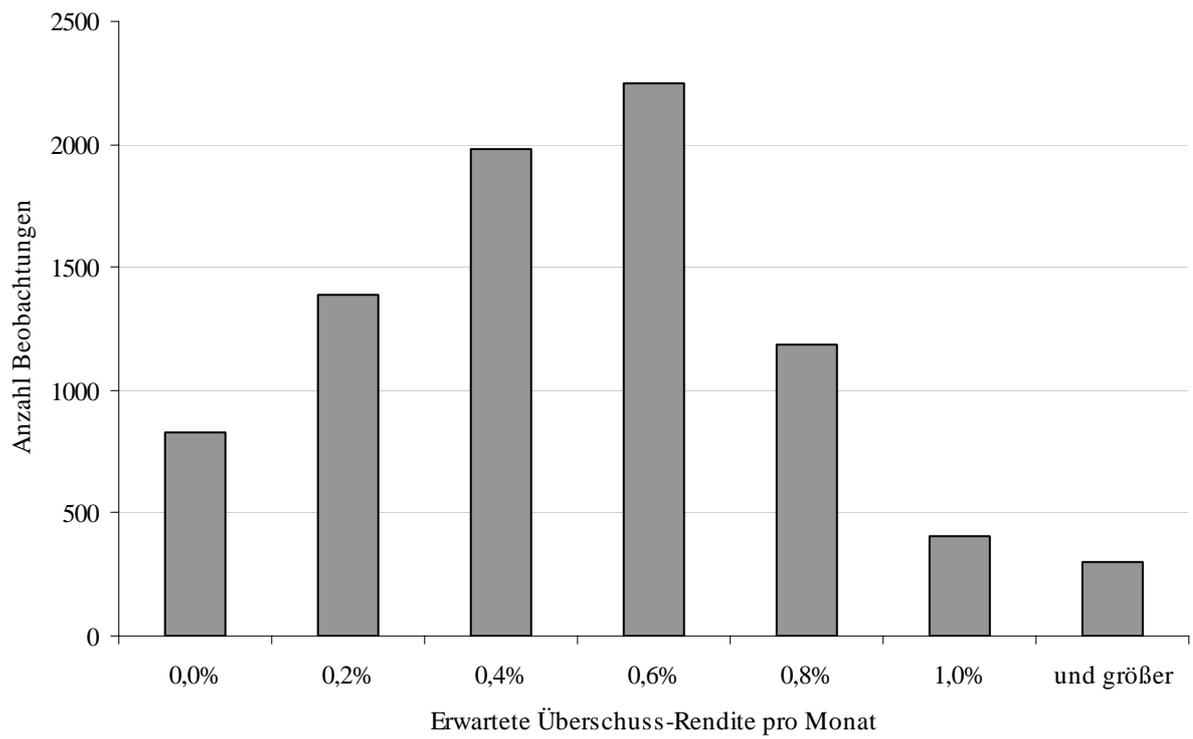


Abbildung 2: Entwicklung des HDAX während des Untersuchungszeitraums.

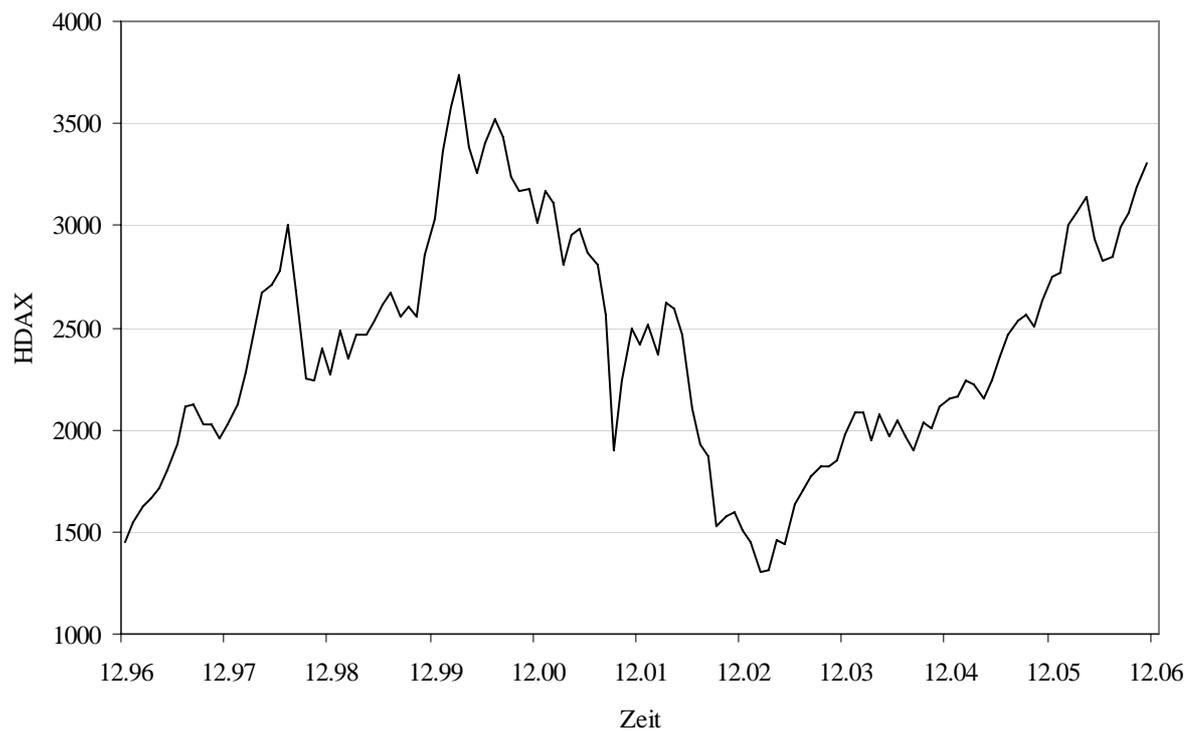


Tabelle 1: Deskriptive Statistiken der erklärenden Variablen

Variable	Mittelwert monatlicher Mittelwerte	Median monatlicher Mittelwerte	Standardabweichung monatlicher Mittelwerte	Mittelwert monatlicher Standardabweichung
<i>BETA</i>	0,66213	0,68509	0,11368	0,33185
<i>DR</i>	0,01462	0,01549	0,00443	0,00963
<i>SP</i>	0,00782	0,00679	0,00292	0,00497
<i>UR</i>	0,09179	0,09680	0,01997	0,02968
<i>B</i>	0,01253	0,01157	0,00224	0,02025
<i>A</i>	19,8401	18,6287	7,55777	6,89733

Legende: Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit DR bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit SP. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit UR bezeichnet. B gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. A bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen.

Tabelle 2: Korrelationsmatrix der erklärenden Variablen

Variable	<i>BETA</i>	<i>DR</i>	<i>SP</i>	<i>UR</i>	<i>B</i>	<i>A</i>
<i>BETA</i>	1					
<i>DR</i>	- 0,20	1				
<i>SP</i>	- 0,36	0,01	1			
<i>UR</i>	0,04	- 0,25	0,46	1		
<i>B</i>	0,48	- 0,04	- 0,48	- 0,39	1	
<i>A</i>	0,38	- 0,05	- 0,46	- 0,32	0,49	1

Legende: Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit *DR* bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit *SP*. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit *UR* bezeichnet. *B* gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. *A* bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen.

Tabelle 3: Untersuchung auf Basis realisierter Renditen

	CAPM	Steuer-CAPM	Liquiditäts-CAPM	CAPM mit unvollständigen Infos
<i>Konstante</i>	0,1094 (2,04)***	0,0165 (0,26)	0,2327 (2,62)***	0,1913 (2,32)**
<i>BETA (+)</i>	0,0042 (0,06)	0,0373 (0,51)	-0,0557 (-0,71)	0,0406 (0,47)
<i>DR (+)</i>		4,9411 (2,12)**		
<i>SP (+)</i>			-12,7569 (-1,56)	
<i>SP<sup>2</sup> (-)</i>			149,8788 (1,35)	
<i>UR (+)</i>				-1,7534 (-1,70)*
<i>B·UR (+)</i>				-33,4327 (-1,90)*
<i>A·UR (-)</i>				0,0483 (1,04)
<i>R<sup>2</sup></i>	-0,0001	0,0014	0,0010	0,0029

Legende: In der ersten Spalte sind neben dem adjustierten  $R^2$  als Maß der Erklärungsgüte ( $R^2$ ) die erklärenden Variablen mit den gemäß Theorie zu erwarteten Richtungen des Einflusses angegeben. Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit DR bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit SP. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit UR bezeichnet. B gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. A bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen. In den zugehörigen Zellen sind jeweils der geschätzte Koeffizient und in Klammern der zugehörige Wert der t-Statistik angegeben. Die t-Statistiken der Koeffizientenschätzer sind unter Berücksichtigung von Heteroskedastie und Autokorrelation der Residuen ermittelt. \*\*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-Niveau, \*\* auf dem 5%-Niveau und \* auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 4: Untersuchung auf Basis von Analystenerwartungen

	CAPM	Steuer-CAPM	Liquiditäts-CAPM	CAPM mit unvollständigen Infos
<i>Konstante</i>	0,0485 (12,83)***	0,0375 (8,19)***	0,0275 (5,45)***	0,0434 (8,58)***
<i>BETA (+)</i>	0,0002 (0,04)	0,0041 (0,85)	0,0106 (2,14)**	0,0087 (1,86)*
<i>DR (+)</i>		0,5817 (3,76)***		
<i>SP (+)</i>			2,0703 (5,22)***	
<i>SP<sup>2</sup> (-)</i>			-19,1220 (-3,55)***	
<i>UR (+)</i>				0,2371 (5,46)***
<i>B·UR (+)</i>				-1,3225 (-1,08)
<i>A·UR (-)</i>				-0,0122 (-6,98)***
<i>R<sup>2</sup></i>	-0,0001	0,0248	0,0437	0,1007

Legende: In der ersten Spalte sind neben dem adjustierten  $R^2$  als Maß der Erklärungsgüte ( $R^2$ ) die erklärenden Variablen mit den gemäß Theorie zu erwarteten Richtungen des Einflusses angegeben. Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit DR bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit SP. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit UR bezeichnet. B gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. A bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen. In den zugehörigen Zellen sind jeweils der geschätzte Koeffizient und in Klammern der zugehörige Wert der t-Statistik angegeben. Die t-Statistiken der Koeffizientenschätzer sind unter Berücksichtigung von Heteroskedastie und Autokorrelation der Residuen ermittelt. \*\*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-Niveau, \*\* auf dem 5%-Niveau und \* auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 5: Untersuchung für verschiedene Annahmen bezüglich der Gewinnwachstumsrate

	CAPM	Steuer-CAPM	Liquiditäts-CAPM	CAPM mit unvollständigen Infos
<i>Konstante</i>	0,0412***	0,0295***	0,0178***	0,0374***
	0,0485***	0,0375***	0,0275***	0,0434***
<i>BETA (+)</i>	0,0008	0,0050	0,0124**	0,0103**
	0,0002	0,0041	0,0106**	0,0087*
<i>DR (+)</i>		0,6231***		
		0,5817***		
<i>SP (+)</i>			2,3113***	
			2,0703***	
<i>SP<sup>2</sup> (-)</i>			-21,5517***	
			-19,1220***	
<i>UR (+)</i>				0,2694***
				0,2371***
<i>B·UR (+)</i>				-1,2220
				-1,3225
<i>A·UR (-)</i>				-0,0151***
				-0,0122***
<i>R<sup>2</sup></i>	-0,0001	0,0231	0,0440	0,1171
	-0,0001	0,0248	0,0437	0,1007

Legende: In der ersten Spalte sind neben dem adjustierten  $R^2$  als Maß der Erklärungsgüte ( $R^2$ ) die erklärenden Variablen mit den gemäß Theorie zu erwarteten Richtungen des Einflusses angegeben. Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit DR bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit SP. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit UR bezeichnet. B gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. A bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen. In den zugehörigen Zellen sind jeweils die geschätzten Koeffizienten angegeben, wenn die erwarteten Renditen unter Annahme eines nominalen Gewinnwachstums von Null (1. Zeile) bzw. eines realen Gewinnwachstums von Null (2. Zeile) ermittelt sind. Die t-Statistiken der Koeffizientenschätzer sind unter Berücksichtigung von Heteroskedastie und Autokorrelation der Residuen ermittelt. \*\*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-Niveau, \*\* auf dem 5%-Niveau und \* auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 6: Untersuchung unter Verwendung des Fama-MacBeth-Ansatzes

	CAPM	Steuer-CAPM	Liquiditäts-CAPM	CAPM mit unvollständigen Infos
<i>Konstante</i>	0,0465 (23,67)***	0,0285 (12,58)***	0,0292 (7,93)***	0,0393 (8,87)***
<i>BETA (+)</i>	0,0011 (0,52)	0,0070 (4,31)***	0,0095 (3,89)***	0,0125 (4,34)***
<i>DR (+)</i>		1,0047 (19,13)***		
<i>SP (+)</i>			1,5922 (3,27)***	
<i>SP<sup>2</sup> (-)</i>			-25,8047 (-1,27)	
<i>UR (+)</i>				0,0091 (0,25)
<i>B·UR (+)</i>				-2,7615 (-6,78)***
<i>A·UR (-)</i>				0,0001 (0,08)
<i>R<sup>2</sup></i>	0,0119	0,1084	0,0330	0,0505

Legende: In der ersten Spalte sind neben dem adjustierten  $R^2$  als Maß der Erklärungsgüte ( $R^2$ ) die erklärenden Variablen mit den gemäß Theorie zu erwarteten Richtungen des Einflusses angegeben. Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit DR bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit SP. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit UR bezeichnet. B gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. A bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen. In den zugehörigen Zellen sind jeweils der geschätzte Koeffizient und in Klammern der zugehörige Wert der t-Statistik angegeben. Die t-Statistiken der Koeffizientenschätzer sind unter Berücksichtigung von Heteroskedastie und Autokorrelation der Residuen ermittelt. \*\*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-Niveau, \*\* auf dem 5%-Niveau und \* auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 7: Untersuchung für je fünfjährige Teilzeiträume

	CAPM	Steuer-CAPM	Liquiditäts-CAPM	CAPM mit unvollständigen Infos
<i>Konstante</i>	0,0370***	0,0137**	0,0214***	0,0225***
	0,0623***	0,0447***	0,0390***	0,0483***
<i>BETA (+)</i>	-0,0075	-0,0001	0,0006	0,0038
	0,0004	0,0065	0,0116**	0,0002
<i>DR (+)</i>		1,0401***		
		1,1868***		
<i>SP (+)</i>			1,5215***	
			2,3199***	
<i>SP<sup>2</sup> (-)</i>			-13,5375**	
			-22,2732**	
<i>UR (+)</i>				0,1933***
				0,1734***
<i>B·UR (+)</i>				-2,8352**
				0,9876
<i>A·UR (-)</i>				-0,0034*
				-0,0014
<i>R<sup>2</sup></i>	0,0048	0,1111	0,0296	0,0452
	-0,0002	0,0868	0,0699	0,0369

Legende: In der ersten Spalte sind neben dem adjustierten  $R^2$  als Maß der Erklärungsgüte ( $R^2$ ) die erklärenden Variablen mit den gemäß Theorie zu erwarteten Richtungen des Einflusses angegeben. Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit DR bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit SP. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit UR bezeichnet. B gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. A bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen. In den zugehörigen Zellen sind jeweils die geschätzten Koeffizienten für den Teilzeitraum November 1996 – Oktober 2001 (1. Zeile) und den Teilzeitraum November 2001 – Oktober 2006 (2. Zeile) angegeben. Die t-Statistiken der Koeffizientenschätzer sind unter Berücksichtigung von Heteroskedastie und Autokorrelation der Residuen ermittelt. \*\*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-Niveau, \*\* auf dem 5%-Niveau und \* auf dem 10%-Niveau.

Tabelle 8: Untersuchung für verschiedene Marktphasen

	CAPM	Steuer-CAPM	Liquiditäts-CAPM	CAPM mit unvollständigen Infos
<i>Konstante</i>	0,0364***	0,0175**	0.0141*	0,0083
	0,0489***	0,0288***	0.0219**	0,0537***
	0,0600***	0,0438***	0.0448***	0,0485***
<i>BETA (+)</i>	-0,0078	-0,0013	0.0057	0,0050
	0,0072	0,0131*	0.0159*	0,0222**
	0,0003	0,0057	0.0071	-0,0019
<i>DR (+)</i>		0,8287***		
		0,9982***		
		1,1781***		
<i>SP (+)</i>			2.1304***	
			2.3513***	
			1.7289***	
<i>SP<sup>2</sup> (-)</i>			-20.4387***	
			-21.1880*	
			-13.0755	
<i>UR (+)</i>				0,2302*
				0,0803
				0,1444***
<i>B·UR (+)</i>				-3,0124*
				-5,0842***
				3,1018
<i>A·UR (-)</i>				0,0005
				-0,0098***
				-0,0008
<i>R<sup>2</sup></i>	0,0042	0,0661	0,0404	0,0505
	0,0034	0,0773	0,0616	0,1393
	-0,0003	0,0838	0,0407	0,0373

Legende: In der ersten Spalte sind neben dem adjustierten  $R^2$  als Maß der Erklärungsgüte ( $R^2$ ) die erklärenden Variablen mit den gemäß Theorie zu erwarteten Richtungen des Einflusses angegeben. Beta gibt den Beta-Koeffizienten aus dem Marktmodell an. Die Dividendenrendite ist mit DR bezeichnet und die relative Geld-Brief-Spanne mit SP. Das aus dem Marktmodell ermittelte unsystematische Risiko (Standardabweichung) ist mit UR bezeichnet. B gibt den Anteil der Marktkapitalisierung des Unternehmens an der gesamten Marktkapitalisierung an. A bezeichnet die Anzahl der Analysten, die ein Unternehmen verfolgen. In den zugehörigen Zellen sind jeweils die geschätzten Koeffizienten für den Bullen-Markt November 1996 – Februar 2000 (1. Zeile), den Bären-Markt März 2000 – Januar 2003 (2. Zeile) und den Bullenmarkt Februar 2003 – Oktober 2006 (3. Zeile) angegeben. Die t-Statistiken der Koeffizientenschätzer sind unter Berücksichtigung von Heteroskedastie und Autokorrelation der Residuen ermittelt. \*\*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 1%-Niveau, \*\* auf dem 5%-Niveau und \* auf dem 10%-Niveau.

CFR working papers are available for download from [www.cfr-cologne.de](http://www.cfr-cologne.de).

hardcopies can be ordered from: centre for financial research (CFR),  
Albertus Magnus Platz, 50923 Koeln, Germany.

**2012**

No.	Author(s)	Title
12-06	A. Kempf, A. Pütz, F. Sonnenburg	Fund Manager Duality: Impact on Performance and Investment Behavior
12-05	R. Wermers	Runs on Money Market Mutual Funds
12-04	R. Wermers	A matter of style: The causes and consequences of style drift in institutional portfolios
12-03	C. Andres, A. Betzer, I. van den Bongard, C. Haesner, E. Theissen	Dividend Announcements Reconsidered: Dividend Changes versus Dividend Surprises
12-02	C. Andres, E. Fernau, E. Theissen	Is It Better To Say Goodbye? When Former Executives Set Executive Pay
12-01	L. Andreu, A. Pütz	Are Two Business Degrees Better Than One? Evidence from Mutual Fund Managers' Education

**2011**

No.	Author(s)	Title
11-16	V. Agarwal, J.-P. Gómez, R. Priestley	Management Compensation and Market Timing under Portfolio Constraints
11-15	T. Dimpfl, S. Jank	Can Internet Search Queries Help to Predict Stock Market Volatility?
11-14	P. Gomber, U. Schweickert, E. Theissen	Liquidity Dynamics in an Electronic Open Limit Order Book: An Event Study Approach
11-13	D. Hess, S. Orbe	Irrationality or Efficiency of Macroeconomic Survey Forecasts? Implications from the Anchoring Bias Test
11-12	D. Hess, P. Immenkötter	Optimal Leverage, its Benefits, and the Business Cycle
11-11	N. Heinrichs, D. Hess, C. Homburg, M. Lorenz, S. Sievers	Extended Dividend, Cash Flow and Residual Income Valuation Models – Accounting for Deviations from Ideal Conditions
11-10	A. Kempf, O. Korn, S. Saßning	Portfolio Optimization using Forward - Looking Information

11-09	V. Agarwal, S. Ray	Determinants and Implications of Fee Changes in the Hedge Fund Industry
11-08	G. Cici, L.-F. Palacios	On the Use of Options by Mutual Funds: Do They Know What They Are Doing?
11-07	V. Agarwal, G. D. Gay, L. Ling	Performance inconsistency in mutual funds: An investigation of window-dressing behavior
11-06	N. Hautsch, D. Hess, D. Veredas	The Impact of Macroeconomic News on Quote Adjustments, Noise, and Informational Volatility
11-05	G. Cici	The Prevalence of the Disposition Effect in Mutual Funds' Trades
11-04	S. Jank	Mutual Fund Flows, Expected Returns and the Real Economy
11-03	G.Fellner, E.Theissen	Short Sale Constraints, Divergence of Opinion and Asset Value: Evidence from the Laboratory
11-02	S.Jank	Are There Disadvantaged Clienteles in Mutual Funds?
11-01	V. Agarwal, C. Meneghetti	The Role of Hedge Funds as Primary Lenders

## 2010

No.	Author(s)	Title
10-20	G. Cici, S. Gibson, J.J. Merrick Jr.	Missing the Marks? Dispersion in Corporate Bond Valuations Across Mutual Funds
10-19	J. Hengelbrock, E. Theissen, C. Westheide	Market Response to Investor Sentiment
10-18	G. Cici, S. Gibson	The Performance of Corporate-Bond Mutual Funds: Evidence Based on Security-Level Holdings
10-17	D. Hess, D. Kreutzmann, O. Pucker	Projected Earnings Accuracy and the Profitability of Stock Recommendations
10-16	S. Jank, M. Wedow	Sturm und Drang in Money Market Funds: When Money Market Funds Cease to Be Narrow
10-15	G. Cici, A. Kempf, A. Puetz	The Valuation of Hedge Funds' Equity Positions
10-14	J. Grammig, S. Jank	Creative Destruction and Asset Prices
10-13	S. Jank, M. Wedow	Purchase and Redemption Decisions of Mutual Fund Investors and the Role of Fund Families
10-12	S. Artmann, P. Finter, A. Kempf, S. Koch, E. Theissen	The Cross-Section of German Stock Returns: New Data and New Evidence
10-11	M. Chesney, A. Kempf	The Value of Tradeability
10-10	S. Frey, P. Herbst	The Influence of Buy-side Analysts on Mutual Fund Trading
10-09	V. Agarwal, W. Jiang, Y. Tang, B. Yang	Uncovering Hedge Fund Skill from the Portfolio Holdings They Hide
10-08	V. Agarwal, V. Fos, W. Jiang	Inferring Reporting Biases in Hedge Fund Databases from Hedge Fund Equity Holdings
10-07	V. Agarwal, G. Bakshi,	Do Higher-Moment Equity Risks Explain Hedge Fund

	J. Huij	Returns?
10-06	J. Grammig, F. J. Peter	Tell-Tale Tails
10-05	K. Drachter, A. Kempf	Höhe, Struktur und Determinanten der Managervergütung- Eine Analyse der Fondsbranche in Deutschland
10-04	J. Fang, A. Kempf, M. Trapp	Fund Manager Allocation
10-03	P. Finter, A. Niessen- Ruenzi, S. Ruenzi	The Impact of Investor Sentiment on the German Stock Market
10-02	D. Hunter, E. Kandel, S. Kandel, R. Wermers	Endogenous Benchmarks
10-01	S. Artmann, P. Finter, A. Kempf	Determinants of Expected Stock Returns: Large Sample Evidence from the German Market

## 2009

No.	Author(s)	Title
09-17	E. Theissen	Price Discovery in Spot and Futures Markets: A Reconsideration
09-16	M. Trapp	Trading the Bond-CDS Basis – The Role of Credit Risk and Liquidity
09-15	A. Betzer, J. Gider, D.Metzger, E. Theissen	Strategic Trading and Trade Reporting by Corporate Insiders
09-14	A. Kempf, O. Korn, M. Uhrig-Homburg	The Term Structure of Illiquidity Premia
09-13	W. Bühler, M. Trapp	Time-Varying Credit Risk and Liquidity Premia in Bond and CDS Markets
09-12	W. Bühler, M. Trapp	Explaining the Bond-CDS Basis – The Role of Credit Risk and Liquidity
09-11	S. J. Taylor, P. K. Yadav, Y. Zhang	Cross-sectional analysis of risk-neutral skewness
09-10	A. Kempf, C. Merkle, A. Niessen-Ruenzi	Low Risk and High Return – Affective Attitudes and Stock Market Expectations
09-09	V. Fotak, V. Raman, P. K. Yadav	Naked Short Selling: The Emperor`s New Clothes?
09-08	F. Bardong, S.M. Bartram, P.K. Yadav	Informed Trading, Information Asymmetry and Pricing of Information Risk: Empirical Evidence from the NYSE
09-07	S. J. Taylor , P. K. Yadav, Y. Zhang	The information content of implied volatilities and model-free volatility expectations: Evidence from options written on individual stocks
09-06	S. Frey, P. Sandas	The Impact of Iceberg Orders in Limit Order Books
09-05	H. Beltran-Lopez, P. Giot, J. Grammig	Commonalities in the Order Book
09-04	J. Fang, S. Ruenzi	Rapid Trading bei deutschen Aktienfonds: Evidenz aus einer großen deutschen Fondsgesellschaft
09-03	A. Banegas, B. Gillen, A. Timmermann, R. Wermers	The Performance of European Equity Mutual Funds

09-02	J. Grammig, A. Schrimpf, M. Schuppli	Long-Horizon Consumption Risk and the Cross-Section of Returns: New Tests and International Evidence
09-01	O. Korn, P. Koziol	The Term Structure of Currency Hedge Ratios

## 2008

No.	Author(s)	Title
08-12	U. Bonenkamp, C. Homburg, A. Kempf	Fundamental Information in Technical Trading Strategies
08-11	O. Korn	Risk Management with Default-risky Forwards
08-10	J. Grammig, F.J. Peter	International Price Discovery in the Presence of Market Microstructure Effects
08-09	C. M. Kuhnen, A. Niessen	Public Opinion and Executive Compensation
08-08	A. Pütz, S. Ruenzi	Overconfidence among Professional Investors: Evidence from Mutual Fund Managers
08-07	P. Osthoff	What matters to SRI investors?
08-06	A. Betzer, E. Theissen	Sooner Or Later: Delays in Trade Reporting by Corporate Insiders
08-05	P. Linge, E. Theissen	Determinanten der Aktionärspräsenz auf Hauptversammlungen deutscher Aktiengesellschaften
08-04	N. Hautsch, D. Hess, C. Müller	Price Adjustment to News with Uncertain Precision
08-03	D. Hess, H. Huang, A. Niessen	How Do Commodity Futures Respond to Macroeconomic News?
08-02	R. Chakrabarti, W. Megginson, P. Yadav	Corporate Governance in India
08-01	C. Andres, E. Theissen	Setting a Fox to Keep the Geese - Does the Comply-or-Explain Principle Work?

## 2007

No.	Author(s)	Title
07-16	M. Bär, A. Niessen, S. Ruenzi	The Impact of Work Group Diversity on Performance: Large Sample Evidence from the Mutual Fund Industry
07-15	A. Niessen, S. Ruenzi	Political Connectedness and Firm Performance: Evidence From Germany
07-14	O. Korn	Hedging Price Risk when Payment Dates are Uncertain
07-13	A. Kempf, P. Osthoff	SRI Funds: Nomen est Omen
07-12	J. Grammig, E. Theissen, O. Wuensche	Time and Price Impact of a Trade: A Structural Approach
07-11	V. Agarwal, J. R. Kale	On the Relative Performance of Multi-Strategy and Funds of Hedge Funds
07-10	M. Kasch-Haroutounian, E. Theissen	Competition Between Exchanges: Euronext versus Xetra
07-09	V. Agarwal, N. D. Daniel, N. Y. Naik	Do hedge funds manage their reported returns?

07-08	N. C. Brown, K. D. Wei, R. Wermers	Analyst Recommendations, Mutual Fund Herding, and Overreaction in Stock Prices
07-07	A. Betzer, E. Theissen	Insider Trading and Corporate Governance: The Case of Germany
07-06	V. Agarwal, L. Wang	Transaction Costs and Value Premium
07-05	J. Grammig, A. Schrimpf	Asset Pricing with a Reference Level of Consumption: New Evidence from the Cross-Section of Stock Returns
07-04	V. Agarwal, N.M. Boyson, N.Y. Naik	Hedge Funds for retail investors? An examination of hedged mutual funds
07-03	D. Hess, A. Niessen	The Early News Catches the Attention: On the Relative Price Impact of Similar Economic Indicators
07-02	A. Kempf, S. Ruenzi, T. Thiele	Employment Risk, Compensation Incentives and Managerial Risk Taking - Evidence from the Mutual Fund Industry -
07-01	M. Hagemeister, A. Kempf	CAPM und erwartete Renditen: Eine Untersuchung auf Basis der Erwartung von Marktteilnehmern

## 2006

No.	Author(s)	Title
06-13	S. Čeljo-Hörhager, A. Niessen	How do Self-fulfilling Prophecies affect Financial Ratings? - An experimental study
06-12	R. Wermers, Y. Wu, J. Zechner	Portfolio Performance, Discount Dynamics, and the Turnover of Closed-End Fund Managers
06-11	U. v. Lilienfeld-Toal, S. Ruenzi	Why Managers Hold Shares of Their Firm: An Empirical Analysis
06-10	A. Kempf, P. Osthoff	The Effect of Socially Responsible Investing on Portfolio Performance
06-09	R. Wermers, T. Yao, J. Zhao	Extracting Stock Selection Information from Mutual Fund holdings: An Efficient Aggregation Approach
06-08	M. Hoffmann, B. Kempa	The Poole Analysis in the New Open Economy Macroeconomic Framework
06-07	K. Drachter, A. Kempf, M. Wagner	Decision Processes in German Mutual Fund Companies: Evidence from a Telephone Survey
06-06	J.P. Krahenen, F.A. Schmid, E. Theissen	Investment Performance and Market Share: A Study of the German Mutual Fund Industry
06-05	S. Ber, S. Ruenzi	On the Usability of Synthetic Measures of Mutual Fund Net- Flows
06-04	A. Kempf, D. Mayston	Liquidity Commonality Beyond Best Prices
06-03	O. Korn, C. Koziol	Bond Portfolio Optimization: A Risk-Return Approach
06-02	O. Scaillet, L. Barras, R. Wermers	False Discoveries in Mutual Fund Performance: Measuring Luck in Estimated Alphas
06-01	A. Niessen, S. Ruenzi	Sex Matters: Gender Differences in a Professional Setting

## 2005

No.	Author(s)	Title
05-16	E. Theissen	An Analysis of Private Investors' Stock Market Return Forecasts

05-15	T. Foucault, S. Moinas, E. Theissen	Does Anonymity Matter in Electronic Limit Order Markets
05-14	R. Kosowski, A. Timmermann, R. Wermers, H. White	Can Mutual Fund „Stars“ Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis
05-13	D. Avramov, R. Wermers	Investing in Mutual Funds when Returns are Predictable
05-12	K. Griese, A. Kempf	Liquiditätsdynamik am deutschen Aktienmarkt
05-11	S. Ber, A. Kempf, S. Ruenzi	Determinanten der Mittelzuflüsse bei deutschen Aktienfonds
05-10	M. Bär, A. Kempf, S. Ruenzi	Is a Team Different From the Sum of Its Parts? Evidence from Mutual Fund Managers
05-09	M. Hoffmann	Saving, Investment and the Net Foreign Asset Position
05-08	S. Ruenzi	Mutual Fund Growth in Standard and Specialist Market Segments
05-07	A. Kempf, S. Ruenzi	Status Quo Bias and the Number of Alternatives - An Empirical Illustration from the Mutual Fund Industry
05-06	J. Grammig, E. Theissen	Is Best Really Better? Internalization of Orders in an Open Limit Order Book
05-05	H. Beltran-Lopez, J. Grammig, A.J. Menkveld	Limit order books and trade informativeness
05-04	M. Hoffmann	Compensating Wages under different Exchange rate Regimes
05-03	M. Hoffmann	Fixed versus Flexible Exchange Rates: Evidence from Developing Countries
05-02	A. Kempf, C. Memmel	Estimating the Global Minimum Variance Portfolio
05-01	S. Frey, J. Grammig	Liquidity supply and adverse selection in a pure limit order book market

#### **2004**

No.	Author(s)	Title
04-10	N. Hautsch, D. Hess	Bayesian Learning in Financial Markets – Testing for the Relevance of Information Precision in Price Discovery
04-09	A. Kempf, K. Kreuzberg	Portfolio Disclosure, Portfolio Selection and Mutual Fund Performance Evaluation
04-08	N.F. Carline, S.C. Linn, P.K. Yadav	Operating performance changes associated with corporate mergers and the role of corporate governance
04-07	J.J. Merrick, Jr., N.Y. Naik, P.K. Yadav	Strategic Trading Behaviour and Price Distortion in a Manipulated Market: Anatomy of a Squeeze
04-06	N.Y. Naik, P.K. Yadav	Trading Costs of Public Investors with Obligatory and Voluntary Market-Making: Evidence from Market Reforms
04-05	A. Kempf, S. Ruenzi	Family Matters: Rankings Within Fund Families and Fund Inflows
04-04	V. Agarwal, N.D. Daniel, N.Y. Naik	Role of Managerial Incentives and Discretion in Hedge Fund Performance
04-03	V. Agarwal, W.H. Fung, J.C. Loon, N.Y. Naik	Risk and Return in Convertible Arbitrage: Evidence from the Convertible Bond Market
04-02	A. Kempf, S. Ruenzi	Tournaments in Mutual Fund Families

04-01

I. Chowdhury, M.  
Hoffmann, A. Schabert

Inflation Dynamics and the Cost Channel of Monetary  
Transmission



centre for financial research  
cfr/university of cologne  
albertus-magnus-platz  
D-50923 cologne  
fon +49(0)221-470-6995  
fax +49(0)221-470-3992  
kempf@cfr-cologne.de  
www.cfr-cologne.de