

## **Welche Faktoren beeinflussen erwartete Aktienrenditen? – eine Analyse anhand von Umfragedaten\***

Von Gunter Löffler und Martin Weber\*\*

### **1. Einleitung**

Den Erwartungen von Marktteilnehmern kommt in der Kapitalmarkttheorie eine überaus wichtige Bedeutung zu. Das traditionelle Capital-Asset-Pricing-Modell (CAPM)<sup>1</sup> beispielsweise postuliert, daß der erwartete Ertrag einer Anlage vom risikolosen Zinssatz, der erwarteten Markttrendite und dem erwarteten Beta-Faktor der Anlage, welcher das marktbezogene Risiko mißt, abhängt. Erwartungen von Investoren sind allerdings nur schwer zu beobachten, weshalb die für empirische Tests des CAPM nötigen Größen in der Regel anhand historischer Daten geschätzt werden. Mit Untersuchungen, die auf dieser Vorgehensweise beruhen, läßt sich eine Bewertung des Beta-Risikos am deutschen Aktienmarkt nicht mit ausreichender Sicherheit belegen.<sup>2</sup> Studien zum U.S.-amerikanischen Markt bestätigten anfänglich Implikationen des CAPM (z. B. Fama / MacBeth, 1973), stellten aber in den darauffolgenden Jahren die Rolle Betas als alleiniges Risikomaß in Frage (z. B. Basu, 1983). Fama / French (1992) legten dann gar nahe, von der Abwesenheit eines Zusammenhangs zwischen Rendite und systematischem Risiko auszugehen. Statt dessen präsentieren sie die Unternehmensgröße und das Verhältnis von Buchwert zu Marktwert des Eigenkapitals als herausragende Erklärungsfaktoren historischer Renditen. Bislang ist jedoch nicht geklärt, ob die Beziehung zwischen historischen Renditen und diesen Faktoren, so sie denn kein statistisches Artefakt darstellt, auf eine rationale Bewertung von Risiken zurückzuführen ist (vgl. hierzu insbesondere Fama / French, 1996). Zudem ermitteln Kothari / Shanken / Sloan (1995), die im Unterschied zu Fama / French (1992) Beta-Faktoren mit Jah-

---

\* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: H. L.

\*\* Unser besonderer Dank gilt Dipl.-Wi.-Ing. Ulrich Anders vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim, der uns ermöglichte, Fragebögen an Teilnehmer des ZEW-Finanzmarkttestes zu senden. Weiterhin danken wir Dipl.-Kfm. Martin Ruckes, Dr. Dirk Schiereck und Dr. Reinhold Schnabel für Hinweise bei der Konzeption und Auswertung der Fragebögen

<sup>1</sup> Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966).

<sup>2</sup> Vgl. Möller (1988), Sauer / Murphy (1992) und Missong / Seppelfricke (1993).

res- statt mit Monatsrenditen berechnen, eine signifikante Kompensation für die Übernahme systematischen Risikos.

Angesichts solcher Widersprüche und offener Fragen erscheint es wünschenswert, die Diskussion durch alternative Untersuchungsmethoden zu ergänzen. In Tests des bedingten CAPM werden Erwartungsbildungsprozesse, die eine zeitliche Variation erwarteter Renditen und Risiken erlauben, in das Bewertungsmodell eingearbeitet. Die Ergebnisse dieser Studien sind abhängig von der Modellierung der Erwartungen und zeichnen sich ebenso wie die traditioneller Tests durch Uneinheitlichkeit aus (vgl. Ng, 1991). Auch die hohe Erklärungskraft, die eine neuere Studie (Jagannathan / Wang, 1996) dem bedingten CAPM zuordnet, verlangt daher eine vorsichtige Interpretation.

Marston / Harris (1993) greifen direkt auf Erwartungen zurück, indem sie erwartete Renditen aus von Finanzanalysten geschätzten Gewinnwachstumsziffern ableiten; sie finden eine Bestätigung des Zusammenhangs zwischen Rendite und systematischem Risiko. Gooding (1978) versucht durch Befragung von Investoren Einblick in die Gültigkeit des CAPM zu erlangen. Portfoliomanager sollten entweder Aktien nach verschiedenen Attributen ordnen oder für Paare von Aktien angeben, inwieweit sich die einzelnen Werte im erwarteten Risiko, das nicht weiter spezifiziert wurde, unterscheiden. Die gemeinsame Auswertung der Antworten bestätigt den Zusammenhang zwischen Beta und erwarteter Rendite. Allerdings erklärt auch der Faktor „Unternehmungsrisiko“, der die Attribute Verschuldungsquote und Gewinn-Vorhersagbarkeit widerspiegelt, die Struktur erwarteter Renditen.

In der vorliegenden Untersuchung greifen wir die Idee auf, durch Befragung von Investoren Aufschluß über das Verhältnis zwischen erwarteter Rendite und verschiedenen Risikofaktoren zu gewinnen. Finanzmarktfachleute wurden unter anderem nach ihren Kurserwartungen zu vier deutschen Standardwerten und dem Deutschen Aktienindex (DAX) befragt. Mit Hilfe von Verteilungsannahmen werden daraus Renditeprognosen abgeleitet, die zu verschiedenen Erklärungsfaktoren in Beziehung gesetzt werden. Die dadurch möglichen Aussagen zu Determinanten erwarteter Marktpreise werden durch Analysen des individuellen Risiko-Ertrag-Kalküls ergänzt. Diese Untersuchungen erfolgen auf der Grundlage der vom einzelnen Investor geforderten Rendite, welche wir mittels einer Frage nach der Zahlungsbereitschaft für die betreffenden Aktien errechnen. Unsere Vorgehensweise erlaubt somit nicht nur Aussagen über die Struktur erwarteter Renditen, die ohne den Umweg über historische Größen erfolgen. Anders als in den vorgestellten alternativen Untersuchungsansätzen kann auch direkt überprüft werden, ob Beziehungen zwischen einzelnen Erklärungsfaktoren und erwarteten Renditen auf eine Bewertung von Risiken zurückgehen.

Der von uns gewählte Ansatz zur Überprüfung der Risiko-Rendite-Relation wird in Abschnitt 2 erörtert. Daran schließt sich in den Abschnitten 3 und 4 eine Vorstellung des Fragebogens und ein Überblick über die Antworten an. Abschnitt 5 beschreibt die Modellspezifikation, bevor in Abschnitt 6 die Ergebnisse präsentiert und diskutiert werden. Eine zusammenfassende Bewertung der Resultate beschließt die Untersuchung.

## 2. Ansatz zur Überprüfung der Risiko-Rendite-Beziehung

### 2.1 Das CAPM als Ausgangspunkt für die Analyse erwarteter Renditen

Das Sharpe-Lintner-Mossin-CAPM prognostiziert, daß sich die für Anlage  $j$  erwartete Rendite  $E[R_j]$  aus dem risikolosen Zinssatz  $r_f$  und einer Risikoprämie zusammensetzt. Letztere ist gleich dem Marktpreis des Risikos,  $E[R_m] - r_f$ , multipliziert mit dem erwarteten Beta-Faktor  $\beta_j$  der Anlage  $j$ :

$$(1) \quad E[R_j] = r_f + \beta_j (E[R_m] - r_f) \quad \text{mit} \quad \beta_j = \frac{\text{Cov}[R_j, R_m]}{\text{Var}[R_m]}$$

Ziel der Analyse ist es, die Relevanz des systematischen Risikos aufbauend auf Gleichung (1), der „Wertpapierlinie“, mit Hilfe einer linearen Regression und unter Berücksichtigung anderer Risiko- und Erklärungsfaktoren zu testen. Die nötigen Variablen beruhen auf Individualeinschätzungen, die aus den Antworten zum Fragebogen stammen, sowie auf externen Größen, die historische Betas und Volatilitäten, die Unternehmensgröße, das Buch- / Marktwert-Verhältnis und das Gewinn / Kurs-Verhältnis umfassen. Während die Auswahl der erklärenden Variablen in Anlehnung an bisherige Studien erfolgt, zeichnet sich unsere Untersuchung durch die Operationalisierung der abhängigen Variable *erwartete Rendite* aus. Diese soll im folgenden erläutert werden.

Die Gleichung der Wertpapierlinie ergibt sich aus dem individuellen Risiko-Ertrag-Kalkül der Anleger: jede Anlegerin wählt ihr Portefeuille derart, daß sie, gegeben ihre Risikopräferenzen und die von ihr erwarteten Renditeverteilungen, ihren Nutzen maximiert. Unter dem Begriff *erwartete Rendite* läßt sich daher zum einen die Rendite verstehen, die von den Investoren im Mittel als Kompensation für die Risikoübernahme verlangt wird; sie soll im folgenden *geforderte Rendite* genannt werden. Trotz seines normativen Gehalts ist das CAPM freilich in erster Linie eine positive Theorie, die der Erklärung gleichgewichtiger Marktpreise dient bzw. – gegeben solche Preise – Prognosen zukünftiger Renditen liefert. Der Erwartungswert einer vorhergesagten Renditeverteilung stellt somit eine weitere Interpretation des Be-



griffs *erwartete Rendite* dar; er sei als *prognostizierte Rendite* bezeichnet. Die im traditionellen CAPM getroffenen Annahmen führen nun dazu, daß die Portefeuilles der Investoren alle die Struktur des Marktportefeuilles, das sämtliche risikobehafteten Anlagen umfaßt, besitzen. In diesem Fall stimmen auch die prognostizierten Renditen mit den individuell geforderten überein. Liegen jedoch beispielsweise heterogene Erwartungen vor, ist die prognostizierte Risikoprämie einzelner Anlagen nicht unbedingt gleich jener, die einen Investor dazu veranlaßt, die jeweiligen Anlagen in seinem Portefeuille entsprechend ihrem Anteil am Marktportefeuille zu gewichten. Für die Bewertung des Risikos einer Anlage ist dann nicht die Kovarianz mit dem Marktportefeuille, das nicht mehr effizient sein muß, sondern die mit dem eigenen Optimalportefeuille relevant. Das Marktgleichgewicht schließlich ist dadurch gekennzeichnet, daß die vom „Markt“ erwarteten Renditen gleich einem gewichteten Durchschnitt der von den Investoren erwarteten Renditen sind (vgl. Lintner, 1969).

Die Realität der Aktienmärkte dürfte durch die Annahme heterogener Erwartungen, die durch Erhebung individueller Einschätzungen auch erfaßt werden können, gut beschrieben sein. Daher ist es angebracht, Risiko-Rendite-Beziehungen unter Verwendung beider Renditekonzepte zu untersuchen. Zusammenhänge zwischen einzelnen Risikofaktoren und prognostizierten Renditen lassen sich dann dahingehend interpretieren, daß der Markt nach Ansicht der Investoren die Übernahme dieser Risiken honoriert. Allerdings können solche Zusammenhänge auch entstehen, wenn die Befragten die betreffenden Größen für Prognosen verwenden, ohne dabei Risiko-Rendite-Erwägungen zu unterstellen. Die Analyse der Renditen, die von einzelnen Investoren für das Halten einer Anlage gefordert werden, zeigt jedoch, welche Risiken Anleger nur gegen Entschädigung übernehmen. Sie ermöglicht daher Aussagen über das Wesen der Beziehung zwischen erwarteten Renditen und einzelnen Erklärungsfaktoren.

## 2.2 Verbindung zu bisherigen Tests des CAPM

Eine Unterscheidung zwischen prognostizierten und geforderten Renditen wurde unseres Wissens in bisherigen Studien zur Validität des CAPM nicht vorgenommen. Werden realisierte Renditen als Schätzer für erwartete Renditen verwendet, um Implikationen des CAPM zu überprüfen, bleibt der Begriff „erwartete Rendite“ offen für beide Interpretationen. Dies gilt auch für Tests des bedingten CAPM, in denen Erwartungsbildungsprozesse auf Marktebene modelliert werden. Gooding (1978) nimmt in seiner Umfrage zu Risiko und Ertrag ebenfalls keine Konkretisierung des Renditebegriffs vor. Indes ist zu vermuten, daß die Einschätzungen des *expected return* einzel-



ner Aktien, die die von ihm befragten Portfoliomanager abgaben, Renditeprognosen entsprechen. Denn in Befragungen von Finanzmarktexperten wird häufig um Kurs- bzw. Renditevorhersagen gebeten, was die Portfoliomanager in Goodings Studie auch zu einer solchen Deutung des Renditebegriffs geführt haben dürfte. In Untersuchungen, in denen wie bei Marston / Harris (1993) erwartete Renditen aus Kurs- oder Gewinnvorhersagen von Finanzanalysten abgeleitet werden, bietet sich ebenfalls die Interpretation als prognostizierte Renditen an. Zusammenhänge zwischen erwarteten Renditen und einzelnen Erklärungsfaktoren, die Gooding oder Marston / Harris belegen, müssen daher nicht notwendigerweise auf das Risiko-Ertrag-Kalkül zurückgehen. Gooding untersucht zwar die individuelle Risikowahrnehmung anhand der Einschätzungen des Risikos von Aktien. Da diese durch den Vergleich mit anderen Aktien erhoben werden, sind sie freilich nicht mit der für Anlageentscheidungen relevanten Bewertung des Risikos im Portfeuillezusammenhang gleichzusetzen.

Die Struktur unserer Untersuchungen gleicht der von Tests nach der Methode von Fama / MacBeth (1973). In diesen Tests werden Beta-Faktoren aufgrund historischer Kursdaten geschätzt, und anschließend Querschnittsregressionen realisierter Renditen auf die so gewonnenen Beta-Faktoren durchgeführt. Der Einfluß anderer Variablen kann entweder direkt oder durch Portfeuillebildung, die auch der Verringerung von Meßfehlern dient, kontrolliert werden. Bei Gültigkeit des CAPM ist zu erwarten, daß das systematische Risiko der einzige relevante Erklärungsfaktor ist.

Die Ergebnisse der Tests für den U.S.-Aktienmarkt erweisen sich als recht sensibel gegenüber der Vorgehensweise. Beispielsweise ermitteln Fama / MacBeth (1973), daß das unsystematische Risiko in keiner Beziehung zu Aktienrenditen steht. Dieses Resultat befindet sich im Einklang mit dem CAPM, da in dessen friktionsloser Welt das aktienspezifische Risiko durch eine Anlage in geeigneten Portfeuille vollständig vermeidbar ist. Hingegen ordnen Friend / Westerfield (1981), die im Unterschied zu Fama / MacBeth unter anderem auch festverzinsliche Wertpapiere bei der Approximation des Marktportefeuilles berücksichtigen, dem unsystematischen Risiko Erklärungskraft zu. Auf die widersprüchlichen Ergebnisse, die Fama / French (1992) und Kothari / Shanken / Sloan (1995) aufgrund der Berechnung der Beta-Faktoren erhalten, wurde bereits hingewiesen. Da das CAPM keinen Anhaltspunkt für die „korrekte“ Berechnungsmethode liefert, erscheint eine Auflösung des Widerspruchs zwischen beiden Studien nicht in Sicht.

In U.S.-amerikanischen Untersuchungen ist die Unternehmensgröße negativ, das Buch- / Marktwert- und das Gewinn / Kurs-Verhältnis positiv mit historischen Renditen assoziiert (vgl. z. B. Fama / French, 1992). Im Gegen-

satz dazu legen Analysen von Beiker (1993) nahe, daß kein nachhaltiger, signifikanter Kleinfirmeneffekt auf dem deutschen Markt existiert, das Buch- / Marktwert-Verhältnis jedoch in den Jahren 1974-1989 in signifikantem negativen Zusammenhang zu Renditen steht. Capaul / Rowley / Sharpe (1993), die einen anderen Zeitraum (1981-1992) als Beiker zugrunde legen, ermitteln allerdings einen positiven, wenn auch nicht signifikanten Einfluß des Buch- / Marktwert-Verhältnisses. Von einem eindeutigen und ausreichend abgesicherten Zusammenhang zwischen historischen Renditen und dem Buch- / Marktwert-Verhältnis ist daher für den deutschen Markt nicht auszugehen.

### 3. Befragungspersonen und -design

Die Fragebögen wurden Anfang März 1995 an 210 Finanzmarktfachleute, die am Finanzmarkttest des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) in Mannheim teilnehmen, verschickt. Aus dem gesamten Teilnehmerfeld des ZEW-Finanzmarkttestes waren diejenigen ausgewählt worden, die im Rahmen ihrer Tätigkeit direkt mit Anlageentscheidungen auf Kapitalmärkten befaßt sind. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Zusammensetzung der Befragungsstichprobe. Das Tätigkeitsprofil der 106 Personen, die den Fragebogen beantworteten, entspricht dabei im wesentlichen dem der Gesamtstichprobe.

*Tabelle 1*  
**Tätigkeitsprofil der Befragungspersonen**

	Gesamtstichprobe	Beantwortete Fragebögen
Portfoliomanagement	23.0%	27.4%
Anlageberatung	22.1%	22.6%
Vermögensverwaltung	16.2%	16.0%
Finanzanalyse	14.2%	12.3%
Börsenhandel	13.2%	7.5%
Sonstige	11.3%	11.3%

Bei der Konzeption des Fragebogens stellten wir darauf ab, individuelle Erwartungen aus kardinalen Einschätzungen abzuleiten, denen intuitiv klare Konzepte zugrunde liegen und die auch bei Anlageentscheidungen Verwendung finden. So werden die für die Untersuchung zentralen Einschätzungen erwarteter Renditen aus Kursprognosen abgeleitet, deren Formulierung für viele der von uns Befragten eine gebräuchliche Aufgabe darstellen dürfte.

Der Fragebogen umfaßte drei Seiten: auf der ersten wurde eine Motivation der Umfrage gegeben, ohne dabei jedoch bestimmte Theorien wie das CAPM zu benennen oder deren Inhalte darzulegen. Die zwei folgenden Seiten (s. Anhang) bildeten den Frageteil, der auf jeweils vier deutsche Standardwerte sowie den DAX bezug nahm. Der dreißig Aktien umfassende DAX wurde ausgewählt, weil Prognosen für den deutschen Gesamtmarkt in der Regel für diesen Index abgegeben werden. Um die Ergebnisse möglichst unabhängig von der Auswahl bestimmter Aktien zu machen, teilten wir die Gesamtstichprobe zufällig in vier gleich große Gruppen auf, die sich in der Auswahl der vier Aktien voneinander unterschieden. Die 16 Aktien, die in Tabelle 2 aufgeführt sind, wurden mit dem Ziel ausgewählt, trotz hoher Marktgängigkeit eine ausreichende Variation in den Einschätzungen der einzelnen Befragungspersonen zu erreichen. Pro Gruppe gesehen ergab sich ein Rücklauf von 30 Fragebögen für Gruppe I, 28 für Gruppe II, und je 24 für die Gruppen III und IV. Bei den von uns durchgeführten Analysen, deren Grundeinheit die einer Person zugeordneten Angaben für eine Aktie sind, ergeben sich hieraus 424 Beobachtungssätze.

*Tabelle 2*  
**Auswahl der Aktien und Aufteilung in Gruppen**

Gruppe I	Gruppe II	Gruppe III	Gruppe IV
Bayer	BASF	Deutsche Babcock	Deutsche Bank
Mannesmann	Daimler	Kaufhof	Metallgesellschaft
SAP Vz.	Linde	Schering	Siemens
Volkswagen	Lufhansa	Vebe	Viag

Zu Beginn des Frageteils baten wir um eine Prognose der Aktienkurse und des DAX-Stands für den 29. 12. 1995 sowie um die Angabe von Werten, die die Kurse am Jahresende mit großer Wahrscheinlichkeit nicht über- bzw. unterschreiten. Danach sollten die Befragten angeben, welche Kurs-



veränderung (in v. H.) sie bis zum Jahresende für die einzelnen Werte erwarten, wobei die Antwort auf einen gegenüber dem aktuellen Wert unveränderten DAX-Stand zu bedingen war. Weiterhin fragten wir, welchen Preis sie augenblicklich für die Aktien – bei einem Anlagehorizont „Jahresende“ – maximal bezahlen würden und welche Korrelation der Einzelwerte mit dem DAX sie für den restlichen Jahresverlauf erwarten. Die Angaben zur Korrelation erfolgten dabei anhand einer stetigen Skala, die von perfekter negativer Korrelation bis zu perfekter positiver Korrelation reichte.

Auf der letzten Seite des Fragebogens baten wir darum, die Sicherheit der Einschätzung, die die Befragten im Schnitt bei ihren Antworten zur Kursentwicklung empfanden, auf einer stetigen Skala zu markieren. In gleicher Weise sollten sie Anlagen in den einzelnen Aktien und dem DAX bezüglich ihres Risikos – der Risikobegriff wurde nicht konkretisiert – bewerten. Schließlich sollten sie angeben, ob sie mit den einzelnen Aktien im Rahmen ihrer Tätigkeit befaßt sind, inwieweit sie mit ihren Anlageentscheidungen der vergangenen sechs Monate zufrieden sind und wie hoch sie die Erklärungskraft des CAPM – so sie es kennen – einschätzen.

#### 4. Übersicht über Qualität und Grundtendenz der Antworten

Von den 424 verfügbaren Beobachtungssätzen sind 382 vollständig; fehlende Einträge sind vor allem bei den Fragen nach der Zahlungsbereitschaft und der Korrelation von Aktien mit dem DAX zu verzeichnen. Für die Qualität der zurückgesandten Antworten spricht, daß die Befragten in 63,9% der Fälle angaben, mit den jeweiligen Aktien im Rahmen ihrer Tätigkeit handeln bzw. für sie Empfehlungen aussprechen zu können.

Ein Blick auf die Aktienkurerwartungen zeigt, daß die Grenzen des Konfidenzintervalls in der Mehrzahl der Fälle nicht symmetrisch zur Kursprognose liegen. 293 Angaben sind linksschief, d. h. die Kursprognose liegt über der Mitte des Vertrauensbereichs, 99 rechtsschief und 27 symmetrisch. Ein mögliches Maß für die Schiefe, definiert als  $(\text{Höchstkurs} + \text{Tiefstkurs}) / (2 \cdot \text{Prognose})$ , besitzt den Mittelwert 0,98. Die Spannweite des Konfidenzintervalls beträgt für DAX-Erwartungen – bezogen auf dessen Mitte – durchschnittlich 24%, der entsprechende Mittelwert über alle Aktienkurs-Erwartungen liegt bei 35%.<sup>3</sup> Die niedrigste durchschnittliche Spannweite pro Aktie beträgt 25% (Siemens), die höchste 65% (Metallgesellschaft).

<sup>3</sup> Sechs Angaben zu einzelnen Aktien zeichnen sich dadurch aus, daß der untere Wert des Konfidenzintervalls über dem oberen bzw. die Kursprognose außerhalb des Vertrauensbereichs liegt. Diese Antworten werden in der weiteren Analyse vernachlässigt, da sie nicht mit den von uns getroffenen Verteilungsannahmen vereinbar sind.

Die bedingt auf einen unveränderten Indexstand bis zum Jahresende erwartete Kursveränderung ist im Schnitt über alle Beobachtungen gleich 2,7%, ihr absoluter Betrag 5,2%. Die Antworten zur Zahlungsbereitschaft liegen nicht, wie vielleicht vermutet werden könnte, durchweg unter den tatsächlichen Kursen: in 165 Fällen waren die Befragten nämlich bereit, einen Preis zu zahlen, der – bis zu 17% – über dem Kurs des Tages, an dem der Fragebogen ausgefüllt wurde, lag. Problematisch erscheinen Angaben zur Korrelation von Aktien mit dem DAX, die im negativen Bereich liegen (62 Fälle). Selbst für im DAX durchschnittlich gewichtete Aktien wie Volkswagen leiten sich aus den Antworten Korrelationskoeffizienten im Bereich von -0,7 ab. Solche Werte sind zumindest in der jüngeren Vergangenheit nicht anzutreffen,<sup>4</sup> weshalb die Antworten auf Flüchtigkeit oder eine nicht in unserem Sinn verstandene Fragestellung hindeuten. Da sich die Frage nach der Korrelation von Aktien- und DAX-Renditen auf ein wenig intuitives statistisches Konzept bezieht, erscheint dies nicht weiter verwunderlich.

Die Zufriedenheit, die die Befragten für ihre Anlageentscheidungen der letzten sechs Monate empfanden, wurde im Schnitt leicht rechts von der Mitte der Skala, die von „sehr unzufrieden“ bis „sehr zufrieden“ reicht, angesiedelt, während die Einschätzung der Erklärungskraft des CAPM im Schnitt links von der Mitte der Skala und damit näher am Extrem „keine Erklärungskraft“ liegt.<sup>5</sup> 38,7 Prozent der Befragten äußerten, daß sie das CAPM nicht bzw. nicht mehr kennen.

## 5. Ableitung der Variablen und Modellspezifikation

### 5.1 Erwartete Rendite und Risiko

Ausgangspunkt für die Ableitung erwarteter Renditen und Varianzen aus den Kurserwartungen ist die Wahl einer dreiparametrischen Verteilung. Deren Parameter werden auf numerischem Weg einzeln für jeden Beobachtungssatz bestimmt. Dabei wird angenommen, daß die Modalwerte gleich den Kursprognosen und  $\alpha$  bzw.  $(1 - \alpha)$  Quantile für verschiedene  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeiten gleich den angegebenen unteren bzw. oberen Werten des Konfidenzintervalls sind. Verwendet werden hierfür die Dreieckverteilung,

---

<sup>4</sup> Eigene Berechnungen mit Wochenrenditen aus der Deutschen Finanzdatenbank Karlsruhe ergeben für den Zeitraum Januar 1974 bis März 1995 fünf Fälle, in denen die 40-Wochen-Korrelation mit dem DAX für eine der ausgewählten 16 Aktien negativ ist; der niedrigste Korrelationskoeffizient liegt bei - 0.021.

<sup>5</sup> Der Mittelwert der Antworten zur Zufriedenheit (0 = sehr unzufrieden, 9 = sehr zufrieden) beträgt 5,0 mit einer Standardabweichung von 1,7, der Median 5,2; Angaben zum CAPM (0 = keine Erklärungskraft, 9 = sehr große Erklärungskraft) liegen im Schnitt bei 4,0 mit einer Standardabweichung von 1,8, der Median beträgt 4,4.

die dreiparametrische Lognormalverteilung<sup>6</sup> und  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeiten von 1%, 10% und 25%; die damit erzielten Ergebnisse sind, wie die weitere Darstellung zeigen wird, weitgehend unabhängig von den einzelnen Annahmen. Die zwei Wahrscheinlichkeitsverteilungen sind ebenso wie die angegebenen asymmetrischen Konfidenzintervalle nicht notwendigerweise mit den Voraussetzungen konsistent, die Renditeverteilungen bzw. Risikopräferenzen erfüllen müssen, damit das CAPM abgeleitet werden kann.<sup>7</sup> Jedoch ging es uns analog zu den gängigen Tests des CAPM darum, dessen empirische Validität und nicht die Gültigkeit der einzelnen Voraussetzungen zu überprüfen.

Mit Hilfe der Verteilungsparameter ist eine Bestimmung der Momente der prognostizierten Aktienkurs- und DAX-Verteilungen möglich;  $E_i[P_j]$  bezeichne den Person  $i$  zugeordneten Erwartungswert für Aktie  $j$ ,  $V_i[P_j]$  die zugehörige Varianz. Zur Berechnung erwarteter Aktienrenditen wird  $E_i[P_j]$  auf die individuelle Zahlungsbereitschaft  $Z_{ij}$  bzw. den Kassakurs  $P_{oij}$  des Tages, an dem ein Fragebogen ausgefüllt wurde, bezogen. Außerdem werden Dividendenzahlungen  $d_{ij}$ , die im Zeitraum bis zum 29.12.1995 anstanden, berücksichtigt. Dafür benutzen wir entweder Dividenden der Geschäftsjahre 1993 bzw. 1993 / 1994 oder Dividendenankündigungen für das Geschäftsjahr 1994, die zu der Zeit, in der Person  $i$  den Bogen ausfüllte, bereits verbreitet worden waren. Es ergeben sich somit folgende Definitionen für erwartete Aktienrenditen ( $REND$ ):

$$(2) \quad REND(P)_{ij} = \frac{E_i[P_j] + d_{ij}}{P_{oij}} - 1; \quad REND(G)_{ij} = \frac{E_i[P_j] + d_{ij}}{Z_{ij}} - 1$$

Hier wie auch im folgenden besagt der Zusatz ( $P$ ) bzw. ( $G$ ), ob eine Variable auf das Konzept prognostizierter – ( $P$ ) – bzw. geforderter – ( $G$ ) – Renditen zurückgeht. Die Bestimmung der prognostizierten DAX-Rendite (DAXR) erfolgt analog zur Definition von  $REND(P)$ , nur ohne Berücksichtigung von Dividendenzahlungen, die in diesem Index bereits berücksichtigt sind.

Die Formulierung geforderter Renditen auf der Grundlage der Zahlungsbereitschaft bedarf einer kurzen Klärung. Eine Zahlungsbereitschaft, die nicht gleich dem aktuellen Kurs ist, kann auch unter der Annahme, daß die Einschätzungen des zukünftigen Wertes einer Anlage zwischen den Investoren divergieren, unverträglich mit einem individuellen Gleichgewicht sein. Liegt die Zahlungsbereitschaft für eine Aktie beispielsweise über deren ak-

<sup>6</sup> Der dritte Parameter bewirkt gegenüber der gewöhnlichen zweiparametrischen Lognormalverteilung eine horizontale Verschiebung der Dichtefunktion.

<sup>7</sup> Zu den Voraussetzungen – im wesentlichen sind dies normalverteilte Renditen oder eine quadratische Nutzenfunktion – vgl. z. B. Weber (1990), S. 58 ff.



tuellem Kurs, verspricht eine zusätzliche Investition in diese Aktie, die entweder durch Portfeuilleumschichtungen, Kreditaufnahme oder den Leerverkauf anderer Aktien finanziert werden könnte, eine Rendite, die über die geforderte hinausgeht. In einem friktionslosen Markt sollte dies einen Anpassungsprozeß in Gang setzten, der erst endet, wenn die Zahlungsbereitschaft gleich dem aktuellen Kurs ist. Eine Diskrepanz zwischen diesen beiden Größen ist daher nur dann mit der Vorstellung eines individuellen Gleichgewichts konsistent, wenn die Investoren in ihren Anlagemöglichkeiten eingeschränkt sind. Gerade bei Befragungspersonen, die fremde Mittel verwalten, liegen aber Beschränkungen bei Kreditaufnahme und Leerverkäufen auf der Hand. Desweiteren dürften manchen der Befragten Obergrenzen für die Investition in einzelne Anlagen, wie sie etwa im Gesetz für Kapitalanlagegesellschaften (§ 8) festgelegt sind, vorgegeben sein.

Mit Hilfe von Verteilungsannahmen lassen sich auch Maße für das systematische und das gesamte Risiko einer Aktie errechnen. Die Volatilität erwarteter Aktien- und DAX-Renditen ergibt sich als Standardabweichung der erwarteten Kursverteilung dividiert durch den aktuellen Kurs bzw. die Zahlungsbereitschaft; zur Bestimmung der Beta-Faktoren werden die auf das Intervall  $[-1,1]$  normierten Angaben zur Korrelation mit dem Quotienten aus Aktien- und DAX-Volatilität multipliziert.

## 5.2 Externe Variablen

Wenn durch diese Vorgehensweise auch die individuellen Einschätzungen der Risiken einer Anlage approximiert werden können, führen wir unsere Analysen doch hauptsächlich mit historischen Risikomaßen durch. Zum einen ist, wie bereits erwähnt, zu vermuten, daß die abgeleiteten Beta-Faktoren mit verhältnismäßig großen Fehlern behaftet sind. Zum anderen legen Simulationsrechnungen nahe, daß eine signifikant positive Korrelation zwischen erwarteten Renditen und ihren Standardabweichungen allein aufgrund der Art der Ableitung dieser Größen aus den Kurserwartungen zustande kommt.<sup>8</sup> Dies erschwert die Beurteilung der statistischen Beziehung zwischen abgeleiteten Risikofaktoren und erwarteten Renditen erheblich. Zur Berechnung der historischen Beta-Faktoren (BETA) und Volatilitäten (Standardabweichung der Renditen, VOL) verwenden wir vierzig wöchentliche Renditen des Zeitraums unmittelbar vor Verschickung der Fragebö-

---

<sup>8</sup> Bei den Simulationen erzeugten wir aus den vorliegenden Daten durch zufällige Zuordnung von Kursprognosen und Konfidenzintervallen zu tatsächlichen Kursen und Zahlungswilligkeiten eine neue Beobachtungsgruppe, die im Schnitt keine Beziehung zwischen Risiko und Rendite aufweisen sollte.

gen.<sup>9</sup> Um eine konsistente Approximation der noch zu definierenden Fehlbewertung zu gewährleisten, wählen wir als Marktindex den DAX.

Als zusätzliche, nicht aus dem Fragebogen gewonnene Variablen werden die Börsenkapitalisierung (Marktwert des Eigenkapitals, KAP) und das Buch- / Marktwert-Verhältnis (BM), die beide auf der Grundlage von Daten aus dem *Salting*-Aktienführer ermittelt und in logarithmierter Form in die Regression aufgenommen werden, sowie das Gewinn / Kurs-Verhältnis (GKV) herangezogen. In die Berechnung der letztgenannten Variablen fließen Gewinnprognosen von Finanzanalysten aus der Datenbank des *Institutional Brokers Estimate System* (I/B/E/S) ein, sie ist definiert als Konsensprognose des Gewinns pro Aktie (Geschäftsjahr 1994 / 95 bzw. 1995) dividiert durch den aktuellen Aktienkurs.<sup>10</sup>

### 5.3 CAPM-Risikoprämie

Die sich bei Gültigkeit des CAPM ergebende erwartete Risikoprämie PREM wird gemäß Gleichung (1) mit Hilfe der prognostizierten DAX-Rendite und des risikolosen Zinssatzes  $r_f$ , dem ein Durchschnitt von Geldmarktsätzen für sechs bzw. zwölf Monate Laufzeit zugrunde liegt, approximiert:

$$(3) \quad PREM_{ij} = BETA_{ij}(DAXR_i - r_f)$$

Die Verwendung der Variablen PREM zur Erklärung geforderter Renditen impliziert, daß die prognostizierte DAX-Rendite als Schätzer für die erwartete Rendite des individuell optimalen Portefeuilles dient und die gewählten Beta-Faktoren die Sensitivität von Aktien gegenüber diesem Portefeuille approximieren. Da wir davon ausgingen, daß die meisten Befragten ein eng mit dem DAX korreliertes Portefeuille halten, erschien uns diese Vorgehensweise angemessen, und weitere Fragen, die auf das Optimalportefeuille bezogen gewesen wären, unterblieben. Auch im Falle der Analyse prognostizierter Renditen stellt die gemäß (3) definierte Variable PREM – selbst unter Vernachlässigung von Meßfehlern – natürlich nur eine Approximation der

<sup>9</sup> Die Standardabweichung der Renditen wird durch Multiplikation mit der Quadratwurzel aus 40 an den Prognosehorizont der Umfrage angeglichen.

<sup>10</sup> Die Daten wurden uns dankenswerter Weise von I/B/E/S Inc. im Rahmen eines Programms, das der Förderung der wissenschaftlichen Erforschung von Gewinnerwartungen dient, zur Verfügung gestellt. Die Konsensprognose wird operationalisiert als ungewichtetes arithmetisches Mittel aller aktuellen Prognosen. Die Variable GKV wird im Falle eines erwarteten Verlusts – dieser liegt bei einem Unternehmen vor – auf Null gesetzt. Die von uns verwendeten Prognosen waren auf dem Stand vom 31. Januar 1995.

theoretisch korrekten Spezifikation, die Bezug auf das gesamte Marktportefeuille nahme, dar.

Unter den getroffenen Verteilungsannahmen errechnet sich fur etwa 15 – 20% der Beobachtungen eine prognostizierte DAX-Rendite, die unter dem risikolosen Zinssatz liegt. Da der DAX als Stellvertreter fur die Optimalportefeuilles der Investoren herangezogen wird, sind negative DAX-uberrenditen nicht mit einem individuellen Gleichgewicht im Sinne des CAPM vereinbar; risikoscheue Investoren sollten namlich in solchen Fallen die risikolose Anlage vorziehen. Gema der Argumentation des vorangegangenen Absatzes durften historische Beta-Faktoren aber mit den individuell relevanten Beta-Faktoren korreliert sein. Falls die betreffenden Investoren ihre Entscheidungen am systematischen Risiko von Aktien ausrichten, ist daher bei negativen DAX-uberrenditen zumindest ein positiver Zusammenhang zwischen BETA und den geforderten Renditen zu erwarten. Wie empirische Studien zeigen, besteht hingegen bei negativen Marktuberrenditen ex post eine negative Beziehung zwischen Beta und realisierten Renditen (vgl. Pettengill / Sundaram / Mathur, 1995). Diese spiegelt das mit dem Beta-Faktor zunehmende Risiko einer Anlage wider. Andernfalls, das heit bei einem stets positiven Risiko-Ertrag-Zusammenhang, wiesen Portefeuilles mit hohem Beta in jedem Marktzustand eine im Schnitt groere Rendite als solche mit niedrigem Beta auf. In Analogie dazu kann man eine negative Assoziation zwischen BETA und prognostizierten Aktienrenditen vermuten. Um diesen uberlegungen Rechnung zu tragen, wird die Variable PREM jeweils gleich Null gesetzt, falls die erwartete DAX-Rendite kleiner als die risikofreie Verzinsung ist. Das Beta-Risiko wird auer durch die so modifizierte Variable noch durch eine zusatzliche Variable NBETA kontrolliert, die im Falle negativer DAX-uberrenditen gleich BETA und ansonsten gleich Null ist.

#### 5.4 Fehlbewertung

Ist eine Aktie bezuglich der durch das CAPM implizierten Gleichgewichtsrendite fehlbewertet, verspricht eine Investition in diese Aktie eine risikobereinigte uberrendite; diese manifestiert sich in der Gleichung der Wertpapierlinie durch das Vorliegen eines zusatzlichen Terms. Um die individuellen Einschatzungen dieser Fehlbewertung zu erhalten, verwenden wir die Prognose der Kursveranderung (PROG), die im Fragebogen bedingt auf einen unveranderten DAX gegeben wurde. Im Marktmodell, das nicht bereinigte Aktienrenditen zu unbereinigten Renditen des Indexportefeuilles in der Form  $E[R_j] = a_j + b_j E[R_m]$  in Beziehung setzt, entspricht PROG der Konstanten  $a_j$ . Da bei Betrachtung einer Investitionsperiode die Beta-Faktoren



des CAPM gleich den  $b_j$  des Marktmodells sind, erhält man folgenden Ausdruck für die Fehlbewertung (FEHL) im Kontext des CAPM:

$$(4) \quad FEHL_{ij} = E_i[R_j] - r_f - \beta_{ij}(E_i[R_m] - r_f) = PROG_{ij} - (1 - BETA_{ij})r_f,$$

FEHL wird nicht zur Erklärung geforderter Renditen herangezogen, da diese auf dem individuellen Gleichgewicht beruhen.

### 5.5 Schätzrisiko und Risiko einer Anlage

Einschätzungen der Sicherheit der Antworten (SICH) und des Risikos einer Anlage (RISK) werden stetig kodiert; größere Werte korrespondieren größerer Unsicherheit bzw. größerem Risiko. Die Sicherheit der Antworten gibt ein Maß für die Unsicherheit bezüglich der Verteilungscharakteristika; diese kann gegenüber einem Zustand vollkommener Information das systematische wie unsystematische Risiko erhöhen, das mit einzelnen Anlagen in Verbindung gebracht wird (vgl. Barry / Brown, 1985). Eine Berücksichtigung des Schätzrisikos ist vor allem deshalb angebracht, da wir unsere Aussagen auf Risikomaße stützen, die auf historischen Daten basieren und weder individuelle noch marktweite Parameterunsicherheit reflektieren. Zudem ist es möglich, daß Unsicherheit über die Renditeverteilung aufgrund von Ambiguitätsaversion als eigenständiger Risikofaktor empfunden wird.<sup>11</sup> Die Einschätzung des Risikos einer Anlage schließlich kann aufgrund ihrer allgemeinen Natur – der Risikobegriff wurde im Fragebogen nicht spezifiziert – dazu dienen, Risikokomponenten zu erfassen, die in anderen Variablen nicht reflektiert sind.

### 5.6 Berücksichtigung individueller Unterschiede in der Risikoeinstellung

Die bisher vorgestellten Variablen dienen dazu, das Spektrum möglicher Risikofaktoren im Rahmen der Analyse erwarteter Renditen möglichst umfassend abzudecken. Darüber hinaus soll auch der Versuch unternommen werden, individuelle Unterschiede in der Risikoeinstellung zu erfassen. Zur Ableitung testbarer Hypothesen greifen wir dabei auf die Prospect-Theorie zurück, welche von Kahneman und Tversky (1979) entwickelt wurde und als ein wichtiges Theorieelement eine referenzpunktabhängige Bewertung unsicherer Ereignisse unterstellt. Referenzpunkte, die beispielsweise durch

<sup>11</sup> Mit dem Begriff Ambiguität wird Unsicherheit über die einem Ereignis zugrundeliegende Wahrscheinlichkeitsverteilung bezeichnet. Die Relevanz von Ambiguitätsaversion für Kapitalmärkte wird unter anderem von Weber (1989) untersucht.

die jeweiligen Kaufkurse von Wertpapieren oder durch Renditeziele bestimmt werden, entscheiden über die Klassifikation eines Ereignisses als Gewinn oder Verlust. Die Risikoeinstellung ist dabei gemäß der Prospect-Theorie durch Risikofreude im Verlustbereich und Risikoaversion im Gewinnbereich gekennzeichnet. Mit dieser Struktur läßt sich zum Beispiel Abneigung vor der Realisation von Verlusten oder der Versuch, Verluste durch das Eingehen riskanter Positionen auszugleichen, erklären. Diese Beispiele legen nahe, daß die Aussagen der Prospect-Theorie von Relevanz für Preisbildung und Handelstätigkeit auf Finanzmärkten sind, was auch von einigen empirischen Untersuchungen bestätigt wird.<sup>12</sup>

Die Anwendung der Prospect-Theorie im Rahmen dieser Arbeit gründet auf der angegebenen Zufriedenheit mit dem persönlichen Anlageerfolg. Haben Investoren ihre Renditeziele in der Vergangenheit erreicht oder übertroffen, werden sie mit ihren Anlageentscheidungen tendenziell eher zufrieden sein als solche, die – zumindest relativ zu ihren Zielen – einen Verlust erlitten haben. Bei Fortschreiben vergangener Überschüsse bzw. Verluste dürften daher zufriedene Investoren zukünftige Kursentwicklungen eher im Gewinnbereich ansiedeln als Investoren, die von ihrer Performance enttäuscht sind. Die Relevanz vergangener Anlageergebnisse für die Bewertung zukünftiger Alternativen kann dabei zum Beispiel darauf zurückzuführen sein, daß der Anlagehorizont nicht mit dem Zeitraum übereinstimmt, der einer externen Performancebewertung – etwa durch die Anteilseigner eines Investmentfonds – zugrunde gelegt wird.

Somit kann man die Hypothese formulieren, daß bei Personen mit geringerer Zufriedenheit ein durchschnittlicher Risiko-Rendite-Zusammenhang vorliegt, der, wenn er nicht negativ ist, wie es Risikofreude implizierte, doch eine geringere Bewertung von Risiken impliziert. Denn mit den Überlegungen, die der ursprünglichen Formulierung der Prospect-Theorie zugrunde liegen, ist auch ein mit dem Referenzpunkt variierender Grad der Risikoaversion konsistent. Voraussetzung für einen Einfluß der Risikopräferenzen ist freilich, daß Separation bei der individuellen Geldanlage nicht gegeben ist. Andernfalls würden Investoren zuerst ohne Rücksicht auf Risikoeignungen ein Portefeuille aus unsicheren Anlagen wählen, um dann ihren Präferenzen durch eine Kombination dieses Portefeuilles mit der risikolosen Anlage Rechnung zu tragen.<sup>13</sup> Beschränkungen der Anlagemöglichkeiten, in deren Gegenwart die Separation nicht gewährleistet sein muß, erscheinen jedoch, wie bereits erwähnt, gerade bei unseren Befragungspersonen plausibel. Um die Hypothese der referenzpunktabhängigen Bewertung von An-

---

<sup>12</sup> Vgl. z. B. Weber / Camerer (1996), die einen experimentellen Markt betrachten, sowie die darin zitierte Literatur.

<sup>13</sup> Zur Separation vgl. z. B. Weber (1990), S. 66 ff.

lagealternativen zu überprüfen, fließen in die Risiko-Rendite-Regressionen Interaktionsterme ein, die erlauben, daß der Einfluß der Risikofaktoren mit der Höhe der persönlichen Zufriedenheit variiert. Eine Liste der Variablen, die nun alle abgeleitet und beschrieben worden sind, enthält Tabelle 3.

Tabelle 3

**Kürzel und Beschreibung der in den Analysen verwendeten Variablen**

REND(P/G)	erwartete Aktienrendite	FEHL	Fehlbewertung
DAXR	prognostizierte DAX-Rendite	RISK	Risikoeinschätzung
VOL	historische Volatilität	SICH	Unsicherheitseinschätzung
BETA	historisches Beta	KAP	ln (Börsenkapitalisierung)
PREM	BETA · (DAXR - $r_f$ ), 0 falls (DAXR - $r_f$ ) < 0	BM	ln (Buch-/Marktwert-Verhältnis)
NBETA	BETA, 0 falls (DAXR - $r_f$ ) ≥ 0.	GKV	Gewinn/Kurs-Verhältnis

Die Zusätze (P) bzw. (G) beziehen sich auf das Renditekonzept, das bei der Ableitung der Variablen zugrunde gelegt wurde (prognostizierte bzw. geforderte Renditen),  $r_f$  bezeichnet den risikolosen Zinssatz.

### 5.7 Spezifikation der Schätzgleichungen und Schätzverfahren

Die Untersuchung der Rendite-Risiko-Beziehungen erfolgt auf Grundlage sämtlicher Beobachtungen. Zu Beginn der Spezifikation steht dabei die Frage, inwieweit Unterschiede zwischen einzelnen Individuen ( $i = 1, \dots, N$ ), welche im vorliegenden Fall etwa auf ungleiche Risikowahrnehmung zurückzuführen sein können, im Rahmen der Schätzungen berücksichtigt werden können und sollen. Grundlage der Diskussion, die sich an der Analyse von Paneldaten orientiert (vgl. z. B. Judge et al., 1985), stelle dabei folgendes Regressionsmodell dar:

$$(5) \quad y_{ij} = a_i + \sum_{k=1}^K b_k x_{kij} + \epsilon_{ij}, \quad i = 1, \dots, N; j = 1, 2, 3, 4$$

Diese Formulierung, der wegen ihrer Einfachheit eine zentrale Rolle in der Paneldatenanalyse zukommt, reflektiert Heterogenität allein durch individuelle Effekte  $a_i$ . Eine mögliche Modellierung unterschiedlicher Steigungsparameter unterbleibt in der vorliegenden Untersuchung angesichts



der geringen Zahl von Beobachtungen für einzelne Befragungspersonen; zudem können Unterschiede teilweise durch separate Analysen einzelner Personengruppen erfaßt werden.

Ein Verfahren zur Schätzung eines durch Formulierung (5) repräsentierten Zusammenhangs besteht darin, im Rahmen einer einfachen Kleinst-Quadrat-Schätzung (OLS) unterschiedliche Konstanten für die einzelnen Individuen zuzulassen. In diesem Fall beruhen die Schätzer der Steigungsparameter, denen das eigentliche Interesse gilt und die für alle Personen gleich sind, allein auf der intrapersonellen Variation der Variablen. Sie können ermittelt werden, indem man Dummy-Variablen für jedes Individuum in die Regression aufnimmt oder, wie von uns praktiziert, von allen Variablen die ihnen zugehörigen Personenmittel subtrahiert und eine Regression mit diesen transformierten Variablen durchführt. Allgemein formuliert ergeben sich somit folgende Schätzgleichungen mit prognostizierten und geforderten Renditen als abhängigen Variablen:

$$(6) \quad (y_{ij} - \bar{y}_i) = \sum_{k=1}^K b_k (x_{kij} - \bar{x}_{ki}) + (\epsilon_{ij} - \bar{\epsilon}_i),$$

mit  $\bar{y}_i = \sum_{j=1}^4 y_{ij}/4$  und analog definierten  $\bar{x}_i$  und  $\bar{\epsilon}_i$ . Diese Spezifikation besitzt den Vorteil, daß ein OLS-Schätzer auch dann konsistent ist, wenn die individuellen Effekte mit den erklärenden Variablen korreliert sind. Darüber hinaus wird durch die Nichtberücksichtigung interpersoneller Variation ausgeschlossen, daß die Variable PREM unabhängig von einer Bewertung des Marktrisikos allein deshalb einen signifikanten Koeffizienten aufweist, weil Unterschiede in den durchschnittlichen Ertragsprognosen einzelner Personen durch die in PREM enthaltenen DAX-Prognosen erklärt werden. Auch Unterschiede bei der personenspezifischen Unsicherheits- und Risikoeinschätzung, die sich etwa aus der Aktienausswahl oder der Interpretation der Skalenbeschriftungen ergeben und die Vergleichbarkeit der Angaben einschränken, werden insoweit erfaßt, als sie sich durch Verschiebungen der Einschätzungen um einen für jede Person festen Wert beschreiben lassen.

Bei der Schätzung, die nach der OLS-Methode erfolgt, ist zu beachten, daß die Fehlerterme heteroskedastisch sowie innerhalb der Beobachtungen einer einzelnen Person abhängig sein dürften. Daher korrigieren wir die Standardabweichungen der Koeffizienten mit Hilfe eines Schätzers  $\hat{V}(\hat{b})$  für die Varianz-Kovarianz-Matrix der Parameter, der auch bei Heteroskedastie und beliebiger intrapersoneller Fehlerstruktur konsistent ist; mögliche Korrelationen zwischen Fehlertermen verschiedener Befragungspersonen werden nicht berücksichtigt. Der Schätzer, den Arellano (1987) in An-

lehnung an den bei Heteroskedastie konsistenten Schätzer von White (1980) vorschlägt, besitzt folgende Form:

$$(7) \quad \hat{V}(\hat{b}) = (X^{+'} X^+)^{-1} \left( \sum_{i=1}^N X_i^{+'} \hat{\epsilon}_i^+ \hat{\epsilon}_i^+ X_i^+ \right) (X^{+'} X^+)^{-1}$$

$X_i^+$  ist hierbei die Matrix der mittelwertbereinigten erklärenden Variablen für Person  $i$ ,  $X^{+'} = (X_1^{+'} \dots X_N^{+'})$ , und  $\hat{\epsilon}_i^+$  ist der einer Person  $i$  zugeordnete Vektor der Residuen aus der Schätzung von (6).

Die erste Spezifikation der Schätzgleichung orientiert sich direkt an der Gleichung der Wertpapierlinie und enthält die Variablen PREM, NBETA sowie FEHL (nur bei der Analyse von Ertragsprognosen). Eine Berücksichtigung der risikolosen Verzinsung ist nicht erforderlich, da diese durch die Mittelwertbildung aus der Schätzgleichung fällt. Anschließend finden prominente Erklärungsfaktoren der empirischen Literatur – VOL, KAP, BM und KGV – Berücksichtigung, bevor zuletzt der Einfluß der Risiko- und Unsicherheitseinschätzung sowie der referenzpunktabhängiger Bewertung untersucht wird. Die Analysen erfolgen jeweils für alternative Verteilungsannahmen, wobei abhängigen und erklärenden Variablen einer Regression stets dieselbe Verteilungsannahme zugrunde liegt. Die Zahl der Beobachtungen variiert je nach Spezifikation aufgrund fehlender Angaben zu einzelnen Fragen. Um die Resultate überschaubar zu halten, präsentieren wir nur diejenigen in detaillierter Form, die auf einer  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeit von 10% beruhen.

## 6. Darstellung und Diskussion der Ergebnisse

### 6.1 Deskriptive Analysen

Ein Prüfstein für die Qualität der erhobenen Kurserwartungen sowie die Angemessenheit der getroffenen Verteilungsannahmen ist die Plausibilität der errechneten Rendite- und Risikoziffern. Tabelle 4 präsentiert daher Mittelwerte erwarteter Renditen und Varianzen, die sich bei einer  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeit von 10% ergeben, sowie entsprechende Kennzahlen historischer Renditen. Hierfür wurden für den DAX und die einzelnen Aktien Mittelwerte und Standardabweichungen von 40-Wochen-Renditen des Zeitraums von Januar 1985 bis Anfang März 1995 berechnet; die angegebenen Werte für Aktien sind Durchschnitte, welche nach Vertretung der Aktien in den zurückgesandten Fragebögen gewichtet wurden.

*Tabelle 4*  
**Mittelwerte abgeleiteter Größen mit korrespondierenden Mittelwerten  
 und Volatilitäten historischer Renditen**

Bezugsgröße	Rendite- konzept	Erwartungen (Lognormalver- teilung)		Erwartungen (Dreieckverteilung)		Historische Renditen (1985-1995)	
		Median	arithm. Mittel	Median	arithm. Mittel		Mittelwert/ Volatilität
DAX: Rendite	Prognose	11,8	11,5 (7,7)	7,3	7,1 (5,5)	9,8	
	Volatilität	10,0	10,5 (3,2)	7,7	7,7 (2,3)	20,0	
Aktien: Rendite	Prognose	14,7	14,3 (11,9)	8,8	8,6 (8,5)	11,2	
	Gefordert	15,6	18,8 (16,2)	10,0	12,7 (12,6)	-	
	Volatilität	Prognose	12,7	15,0 (8,2)	9,6	11,0 (5,4)	28,3
		Gefordert	13,1	15,9 (10,1)	9,9	11,6 (6,7)	-

Alle Angaben in v. H., Mittelwerte sind mit Standardabweichungen aufgeführt. Den Erwartungsgrößen liegt eine  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeit von 10% zugrunde.

Die beiden Verteilungsannahmen führen zu Unterschieden zwischen den jeweiligen Rendite- und Risikomaßen, die bei Anwendung von Vorzeichenrangtests auch jeweils auf dem 5%-Niveau signifikant sind. Insbesondere bei den erwarteten Renditen lassen sich Unterschiede zwischen alternativ berechneten Größen nur teilweise durch eine lineare Transformation beheben (der Korrelationskoeffizient zwischen alternativ abgeleiteten erwarteten Renditen beträgt für beide Renditekonzepte 0,83). Daher sind Regressionsanalysen erwarteter Renditen auf Grundlage alternativer Verteilungsannahmen nicht redundant.

Die durchschnittlichen Werte der erwarteten Renditen liegen je nach Verteilungsannahme um wenige Prozentpunkte über bzw. unter den entsprechenden historischen Mittelwerten. Sie geben somit keinen Anlaß, eine Verzerrung der Renditeziffern – etwa durch Optimismus – zu vermuten. Einige Angaben zur Zahlungsbereitschaft führen zu recht hohen geforderten Renditen (der Maximalwert beträgt 188% gegenüber nur 55% bei den Ertragsprognosen). Um den Einfluß dieser extremen Beobachtungen einzuschränken, wird die Höhe geforderter Renditen für die Regressionsanalysen auf



100% beschränkt. Betroffen sind hiervon drei Beobachtungen im Falle der Lognormalverteilung, bei der Dreieckverteilung eine.

Die abgeleiteten Standardabweichungen der Renditen liegen im Schnitt unter den historischen Volatilitäten. Dies könnte als Hinweis darauf gedeutet werden, daß die gewählte  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeit von 10% zu niedrig ist, ist jedoch konsistent mit dem in der Literatur dokumentierten Verhalten von Versuchspersonen, Konfidenzintervalle bei Kursprognosen systematisch zu eng zu setzen (vgl. z. B. De Bondt, 1993). Auch bei einer  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeit von 25% liegen die mit der Annahme der Dreieckverteilung berechneten Standardabweichungen im Mittel noch unter der historischen Volatilität, während die Lognormalverteilung darüber liegende Durchschnittswerte liefert. Auf die erwarteten Renditen hat die Wahl der  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeit (1%, 10% oder 25%) nur im Falle der Lognormalverteilung einen deutlichen Einfluß, ein größeres  $\alpha$  führt hier zu höheren Renditen.<sup>14</sup>

Die Heterogenität der Renditeerwartungen läßt sich unter anderem an der Streuung abgeleiteter Einschätzungen der DAX-Rendite und der DAX-Volatilität ablesen. Sie spiegelt sich auch in den erwarteten Aktienrenditen deutlich wider: Nur 20% der intrapersonellen Variation der prognostizierten Renditen gehen darauf zurück, daß sich die durchschnittlichen Renditeprognosen aller Befragungspersonen für einzelne Aktien unterscheiden.

Der Zusammenhang zwischen abgeleiteten und historischen Risikomaßen kann auf Grundlage der intrapersonellen Korrelation betrachtet werden, die mit wie in Gleichung (6) mittelwertbereinigten Variablen errechnet wird. Während die Einschätzungen der Standardabweichungen für beide Renditekonzepte und Verteilungsannahmen mit der historischen Volatilität auf dem 1%-Niveau signifikant korreliert sind (die Korrelationskoeffizienten bewegen sich zwischen 0,6 und 0,65), besteht kein nachweisbarer Zusammenhang zwischen abgeleiteten und historischen Betas. Dies dürfte mit den Problemen bei den Antworten zur Korrelation sowie der Tatsache zusammenhängen, daß in die Berechnung der Betas sieben bzw. acht Angaben aus dem Fragebogen einfließen, in die der Standardabweichungen hingegen nur drei bzw. vier.

Zur Verdeutlichung der Zusammenhänge von Erklärungsfaktoren untereinander sowie ihrer Beziehung zu erwarteten Renditen präsentieren wir in Tabelle 5 intrapersonelle Korrelationen der Variablen. Erwartete Renditen wurden mit der Annahme der Lognormalverteilung ( $\alpha = 10\%$ ) berechnet; die Annahme der Dreieckverteilung führt nur zu einer unwesentlich veränderten Korrelationsstruktur. Zusammenhänge zwischen einzelnen er-

---

<sup>14</sup> So betragen etwa die Mittelwerte der DAX-Prognosen für die Lognormalverteilung 10,3% ( $\alpha = 1\%$ ) bzw. 15,1% ( $\alpha = 25\%$ ), für die Dreieckverteilung 7,3% ( $\alpha = 1\%$ ) bzw. 7,0% ( $\alpha = 25\%$ ).

klärenden Variablen, die hier nicht weiter diskutiert werden sollen, sind bei der Interpretation der Regressionsergebnisse zu beachten, weil sie die Genauigkeit der Koeffizientenschätzer einschränken können.

Tabelle 5

**Intrapersonelle Korrelation (Pearson) von Risikofaktoren und erwarteten Renditen bei Annahme einer Lognormalverteilung ( $\alpha = 10\%$ )**

N = 401	REND (P)	REND (G)	PREM	NBETA	BETA	VOL	BM	KAP	GKV	RISK
REND(P)	1,00									
REND(G)	0,44	1,00								
PREM	0,39	0,22	1,00							
NBETA	0,13	0,08	0,00	1,00						
BETA	0,42	0,22	0,85	0,30	1,00					
VOL	0,35	0,57	0,42	0,14	0,50	1,00				
BM	0,18	-0,28	0,29	0,21	0,39	-0,36	1,00			
KAP	-0,28	-0,40	-0,24	-0,07	-0,26	-0,66	0,19	1,00		
GKV	-0,10	-0,45	-0,06	0,03	-0,05	-0,73	0,75	0,45	1,00	
RISK	0,08	0,41	0,27	0,13	0,33	0,62	-0,28	-0,58	-0,51	1,00
SICH	0,04	0,20	0,11	-0,07	0,12	0,40	-0,22	-0,44	-0,33	0,59

Korrelationskoeffizienten größer als 0,12 sind auf dem 5%-Niveau signifikant.

## 6.2 Regressionsanalysen der Risiko-Rendite-Beziehung

Zu Beginn der Analysen werden Ertragsprognosen (Spalten 6.1 und 6.3 aus Tabelle 6) und geforderte Renditen (6.5 und 6.7) auf die Variablen PREM und NBETA sowie – im Falle prognostizierter Renditen – auf die Fehlbewertung FEHL regressiert. Sämtliche Variablen wurden für diese wie auch die folgenden Analysen gemäß (6) mittelwertbereinigt.

Im Einklang mit den Aussagen des CAPM liegen die Koeffizienten von PREM nahe bei dem durch die Wertpapierlinie implizierten Wert von eins und sind von diesem auf dem 10%-Niveau auch nicht zu unterscheiden. Die

*Tabelle 6*  
**Rendite-Risiko-Regressionen bei alternativen Verteilungsannahmen**  
*(t-Werte in Klammern)*

	Prognostizierte Renditen - REND(P)				Geforderte Renditen - REND(G)			
	Lognormal		Dreieck		Lognormal		Dreieck	
	6.1	6.2	6.3	6.4	6.5	6.6	6.7	6.8
FEHL	0,577 (3,60)	0,591 (3,82)	0,369 (2,75)	0,377 (3,00)				
PREM	1,070 (6,56)	0,468 (2,43)	0,872 (3,54)	-0,047 (-0,17)	0,897 (3,92)	0,221 (1,21)	0,607 (2,07)	-0,124 (-0,51)
NBETA	0,161 (2,00)	0,052 (0,68)	0,166 (3,73)	0,078 (1,76)	0,108 (0,86)	0,060 (0,58)	0,170 (2,12)	0,113 (1,67)
VOL		0,206 (1,34)		0,177 (1,47)		0,755 (3,82)		0,599 (3,42)
KAP		-0,012 (-2,71)		-0,007 (-1,97)		-0,011 (-1,88)		-0,009 (-1,95)
BM		0,050 (3,62)		0,056 (4,96)		-0,030 (-1,49)		-0,021 (-1,16)
GKV		-0,514 (-1,92)		-0,400 (-1,96)		0,313 (0,89)		0,314 (1,16)
N	411	411	411	411	408	408	408	408
R <sup>2</sup>	0,30	0,38	0,22	0,36	0,07	0,39	0,06	0,33

Erklärungskraft von PREM ist zudem bei der Analyse prognostizierter Renditen jeweils auf dem 1%-Niveau abgesichert, bei der geforderter Renditen auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau. Die durchweg positiven Koeffizienten von NBETA entsprechen im Falle geforderter Renditen einer Prämie für die Übernahme systematischen Risikos. Der nicht mit den Vorüberlegungen übereinstimmende positive Einfluß von NBETA auf die Ertragsprognosen könnte dadurch zustande kommen, daß die abgeleiteten DAX-Prognosen



die wahren Erwartungen im Schnitt unterschätzen und somit die Vermutung eines negativen Einflusses unangebracht ist. Da eine negative Beziehung zwischen NBETA und prognostizierten Renditen lediglich indirekt aus dem CAPM gefolgert wurde, sollte der Einfluß, den NBETA auf erwartete Renditen nimmt, bei Aussagen zur Relevanz des CAPM ein schwächeres Gewicht erhalten als der der Variablen PREM.

Von größerer Bedeutung für die Interpretation ist der signifikante Zusammenhang zwischen FEHL und prognostizierter Rendite. Er erscheint nicht konsistent mit den Aussagen des traditionellen CAPM, in dem keine Anlage eine erwartete risikobereinigte Überrendite aufweist. Heterogene Erwartungen oder die fehlende Modellierung anderer relevanter Risikofaktoren bieten sich als mögliche Erklärungen an. Zwar kann auch die in den Analysen vorgenommene Approximation des Marktportefeuilles durch den DAX dazu führen, daß ein durch die Wertpapierlinie beschriebener Zusammenhang nicht in dieser Form nachgewiesen werden kann, sondern einen zusätzlichen Term enthält. Die aufgezeigte Heterogenität der Renditeerwartungen sowie der im folgenden diskutierte Einfluß anderer Erklärungsfaktoren legen aber nahe, die Inkonsistenzen der empirischen Ergebnisse mit dem traditionellen CAPM nicht ausschließlich auf Spezifikationsprobleme zurückzuführen.

Die erweiterten Analysen von Ertragsprognosen (6.2 und 6.4) ergeben für beide Verteilungsannahmen im wesentlichen das gleiche Bild: Von den neu aufgenommenen Erklärungsfaktoren weist das Gesamtrisiko keine signifikante Beziehung zu den Renditen auf, die Koeffizienten der übrigen Variablen – Börsenkapitalisierung, Buch- / Marktwert- und Gewinn / Kurs-Verhältnis – sind hingegen alle mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit kleiner als 10% von Null verschieden. Mit Ausnahme der zuletzt genannten Variablen stimmen die Vorzeichen mit der in der Literatur dokumentierten Wirkungsrichtung überein. Analysen ohne die stark mit GKV korrelierte Variable BM führen jedoch zu einem positiven und signifikanten (5%) Koeffizienten von GKV.

Bezüglich der Fehlbewertung ergeben sich keine größeren Änderungen, hingegen ist die Variable PREM nun nur unter der Annahme der Lognormalverteilung positiv und signifikant von Null verschieden, und NBETA weist keinen auf dem 5%-Niveau signifikanten Koeffizienten auf. Auch ein gemeinsamer Test von PREM und NBETA ist nicht dazu geeignet, die Relevanz des systematischen Risikos ausreichend abzusichern. Nun ist es durchaus möglich, daß die Lognormalverteilung die wahre Verteilung der Kurserwartungen besser als die Dreieckverteilung approximiert. Damit müßte den mit der Dreieckverteilung erzielten Ergebnissen, die keinen Hinweis auf einen positiven Einfluß von PREM enthalten, bei der Interpretation ein gerin-

geres Gewicht zukommen. Zur Unterstützung des CAPM kann weiterhin angeführt werden, daß Korrelationen zwischen den zusätzlichen Variablen und PREM die Schätzgenauigkeit verringern dürften, und die übrigen Variablen durchaus auch dazu beitragen können, das wahre systematische Risiko von Aktien, das ja durch die verwendeten Beta-Faktoren nur approximiert wird, zu erfassen.

Der starke Einfluß des Buch- / Marktwert-Verhältnisses läßt jedoch die Existenz anderer, nicht mit dem CAPM in Verbindung stehender Beziehungen vermuten. Sobald man die stark mit VOL korrelierte Variable GKV unberücksichtigt läßt, sind auch die Koeffizienten von VOL, im Widerspruch zu den Aussagen des CAPM, signifikant von Null verschieden. Daß bei der Berücksichtigung zusätzlicher Variablen die Erklärungskraft des Regressionsmodells nicht unwesentlich zunimmt, erscheint zudem konsistent mit der durchschnittlichen Bewertung der empirischen Relevanz des CAPM durch die Befragungspersonen.

Aber selbst wenn die Analysen zu einer eindeutigen Bestätigung des Einflusses von PREM und NBETA geführt hätten, müßte für eine Interpretation der Ergebnisse hinsichtlich der Preisbildung auf dem deutschen Aktienmarkt die Frage beantwortet werden, ob die nachgewiesenen Beziehungen Ausdruck einer rationalen Bewertung der durch die einzelnen Faktoren beschriebenen Risiken sind. Dann könnten sie mit Hilfe des CAPM oder, bei Existenz mehrerer erklärungsrelevanter Faktoren, der Arbitrage-Pricing-Theorie von Ross (1976) begründet werden. Falls dies nicht der Fall ist, könnte argumentiert werden, daß die Befragten Prognosemodelle mit den entsprechenden Variablen verwenden, die nicht oder nur teilweise auf Risiko-Rendite-Erwägungen beruhen. Ein relevanter Einfluß von PREM und NBETA ergäbe sich beispielsweise auch, wenn die Befragten das Marktmodell, das nicht durch eine Finanzierungstheorie untermauert ist, für Renditevorhersagen verwendeten. Für die Unternehmensgröße, das Buch- / Marktwert- und das Gewinn / Kurs-Verhältnis bietet sich eine Erklärung an, die auf irrationaler Preisbildung basiert: Falls der Markt bei der Bewertung neuer Informationen Überreaktionen aufweist, die im Zeitverlauf eine Korrektur erfahren, ermöglichen diese Kennzahlen Renditeprognosen.<sup>15</sup>

Nun ist zwar die Existenz einer aktienspezifischen Renditekomponente in Gestalt der Variablen FEHL nicht mit der linearen Faktorstruktur, die die Arbitrage-Pricing-Theorie erwarteten Renditen auferlegt, verträglich. Diese Bemerkung gilt ebenso wie für das CAPM und muß in der Gegenwart he-

---

<sup>15</sup> Vgl. hierzu z. B. die Diskussion bei Fama / French (1992). Eine empirische Bestätigung des Zusammenhangs zwischen Buch- / Marktwert-Verhältnis und antizyklischen Strategien, die die Vorhersagbarkeit von Aktienrenditen ausnutzen, findet sich bei De Bondt / Thaler (1987). Für eine Untersuchung des Erfolgs antizyklischer Strategien auf dem deutschen Aktienmarkt vgl. Schiereck / Weber (1995).



terogener Erwartungen die prinzipielle Angemessenheit eines rationalen Bewertungsmodells nicht in Frage stellen. Aufschluß über die Art des Zusammenhangs zwischen Rendite und Erklärungsfaktoren ermöglicht jedoch die Analyse geforderter Renditen, die ja auf individuelle Gleichgewichtsüberlegungen zurückgeführt werden können.

Die Koeffizienten der Variablen KAP, BM und GKV sind hier (6.6 und 6.8) genauso wie die von PREM und NBETA in keinem Fall auf dem 5%-Niveau signifikant. Offenbar erfassen diese Variablen bei Kontrolle des Gesamtrisikos, dessen Einfluß jeweils auf dem 1%-Niveau abgesichert ist, keine Risiken, für deren Übernahme die Befragten eine Kompensation verlangen. Nun könnten zwar die Korrelationen zwischen diesen Variablen und der historischen Volatilität dazu führen, daß Risiko-Rendite-Zusammenhänge nicht mit der nötigen Genauigkeit nachgewiesen werden können; dies gilt aber auch für die Analyse von Ertragsvorhersagen. Gerade im Falle des Buch- / Marktwert-Verhältnisses, das trotz der Kontrolle von VOL eine auf dem 1%-Niveau signifikante Beziehung zu prognostizierten Renditen aufweist, lassen sich die Ergebnisse daher dahingehend interpretieren, daß diese Kennzahl unabhängig von den in ihr reflektierten Risiken als Prognoseinstrument dient.

Da alle Variablen außer VOL zusammen betrachtet jeweils nicht auf dem 5%-Niveau signifikant sind, verlieren auch Argumente, die die Irrelevanz des systematischen Risikos durch die Korrelation anderer Variablen mit PREM und NBETA erklären, an Überzeugungskraft. Selbst wenn man darüber hinaus berücksichtigt, daß bei der Approximation der CAPM-Risiko-prämie durch PREM im Falle geforderter Renditen mit größeren Ungenauigkeiten als im Falle der Ertragsprognosen zu rechnen ist, was die relativ niedrigen Bestimmtheitsmaße der Ausgangsregressionen (6.5 und 6.7) teilweise erklären könnte, bleibt immer noch der starke Zusammenhang zwischen Gesamtrisiko und geforderten Renditen zu erklären. Da dieser eine Bewertung des unsystematischen Risikos beinhaltet, die im Widerspruch zu den Aussagen des CAPM steht, erscheint es unangemessen, das Risiko-Ertrag-Kalkül der Befragungspersonen unter Rückgriff auf das CAPM zu beschreiben.

Eine mögliche Begründung für die Rolle des Gesamtrisikos kann darin bestehen, daß für die Anleger der Aufbau diversifizierter Portefeuilles aufgrund von Transaktions- oder Informationskosten nicht optimal ist. Auch die Existenz heterogener Erwartungen kann in einer Einschränkung der Diversifikation resultieren, indem Anleger bestimmte Aktien als zu billig betrachten und sie daher unter Verzicht auf noch mögliche Diversifikationsgewinne übergewichten.<sup>16</sup> Die Relevanz des Gesamtrisikos für die individuelle

---

<sup>16</sup> Vgl. Levy / Livingston (1995) sowie die dort angeführte Literatur.



Portfeuilleentscheidung kann dann unmittelbar begründet werden, die im Vergleich dazu schwächere Bewertung des Gesamtrisikos am Markt dagegen mit der Überlegung, daß Arbitrageure mit vollkommen diversifizierten Portfeuille Renditeunterschiede, die auf das unsystematische Risiko zurückzuführen sind, verringern (vgl. Lakonishok / Shapiro, 1986).

Um nun näher zu überprüfen, ob die Bewertung des Gesamtrisikos mit dem Diversifikationsgrad des Portfeuillees zu begründen ist, untersuchen wir die Risiko-Rendite-Relation getrennt für die Portfoliomanager in unserer Stichprobe; diese Personengruppe dürfte von allen uns Befragten am ehesten die Möglichkeit besitzen und wahrnehmen, Anlagepositionen hinreichend zu diversifizieren. Den Schätzungen 6.6 und 6.8 wird ein Interaktionsterm hinzugefügt, der durch Multiplikation von VOL mit einer Dummy-Variablen entsteht. Letztere nimmt den Wert eins an, falls die betreffende Person im Rahmen ihrer Tätigkeit Portfoliomanagement betreibt. In keiner der beiden durchgeführten Schätzungen ist der Koeffizient dieses Interaktionsterms auf dem 10%-Niveau signifikant von Null verschieden. Portfoliomanager unterscheiden sich daher hinsichtlich der Bewertung des Gesamtrisikos nicht von den übrigen Befragungspersonen, was die Anwendbarkeit des oben skizzierten Erklärungsansatzes in Zweifel stellt.

Eine andere Interpretation der Resultate nimmt ihren Anfang in der Beobachtung, daß die meisten der von uns Befragten im Rahmen ihrer Tätigkeit fremde Mittel verwalten bzw. andere Marktteilnehmer beraten. Eine Erfolgswertung wird dabei nicht notwendigerweise nur anhand des (risikoadjustierten) Gesamtertrags, den ein verwaltetes Portfolio aufweist oder der sich mit den Empfehlungen hätte erzielen lassen, vorgenommen. Auch einzelne Anlageentscheidungen können als Signale für die Beurteilung der Fähigkeiten eines Fondsmanagers oder Wertpapierberaters dienen. Dies legt etwa das als *window dressing* bezeichnete, Fondsmanagern nachgesagte Verhalten nahe, vergleichsweise schlecht gelaufene Aktien zum Berichtstermin hin mit der Hoffnung zu verkaufen, dadurch bei gegebener Portfeuille Rendite eine bessere Beurteilung durch die Kapitalgeber zu erfahren (vgl. Lakonishok et al., 1991). Der nachgewiesene Einfluß der Gesamtvarianz auf die geforderten Renditen könnte daher dadurch zustande kommen, daß mit der Volatilität von Anlagen die Wahrscheinlichkeit extremer Kursentwicklungen und somit auch das Risiko, „Verliereraktien“ im Portfeuille zu besitzen, zunimmt und die Befragten eben hierfür eine Prämie verlangen. Die bei Kontrolle anderer Faktoren schwache Beziehung zwischen Gesamtrisiko und Ertragsprognosen könnte weiterhin mit Arbitragegeschäften erklärt werden.

Die bisher getroffenen Aussagen erfahren eine weitgehende Bestätigung, wenn statt der historischen Risikomaße die aus den Fragebögen abgeleiteten

verwendet werden. Der Koeffizient der CAPM-Risikoprämie ist in analog zu 6.2, 6.4, 6.6 und 6.8 durchgeführten Regressionen nicht signifikant von Null verschieden; KAP, BM und KGV sind, sowohl isoliert als auch gemeinsam betrachtet, nur bei der Erklärung prognostizierter Renditen signifikant. Die erwartete Volatilität hingegen weist in jedem Fall einen auf dem 1%-Niveau signifikanten Einfluß auf. Die Stärke dieses Zusammenhangs dürfte auf die durch die Berechnungsmethode induzierte Korrelation mit den erwarteten Renditen zurückzuführen sein.

In Erweiterung bisheriger Analysen werden im folgenden Referenzpunkteffekte und der Einfluß der Risiko- und Unsicherheitseinschätzung getestet. Zu Beginn werden hierzu die erklärenden Variablen der erweiterten Spezifikation aus Tabelle 6 sowie RISK und SICH mit einer Dummy-Variablen Z multipliziert, die den Wert eins annimmt, falls die Angabe zur Zufriedenheit über dem Median aller Antworten liegt. Anschließend erfolgt eine Regression erwarteter Renditen auf die Ursprungsvariablen sowie die mit Z gebildeten Interaktionsterme. Im Falle der Ertragsprognosen zeigt sich kein gemeinsamer signifikanter Einfluß der Zufriedenheit auf die geschätzten Parameter, was dadurch erklärt werden kann, daß individuelle Risikopräferenzen bei Preisnehmerverhalten keinen Einfluß auf die Renditevorhersagen haben. Bei der Analyse geforderter Renditen ergeben Wald-Tests jedoch für beide Verteilungsannahmen, daß die Interaktionsterme gemeinsam auf dem 5%-Niveau signifikant sind und der Risiko-Rendite-Zusammenhang somit mit der Zufriedenheit variiert. Diese Unterschiede werden jedoch allein von der Bewertung des Gesamtrisikos getragen, da ohne die Variable ZVOL, die aus der Multiplikation von Z mit VOL hervorgeht, die Koeffizienten der Interaktionsterme nicht signifikant (10%) von Null verschieden sind.

Tabelle 7 präsentiert daher Ergebnisse von Regressionen, die im Vergleich zu Tabelle 6 zusätzlich noch die Risiko- und Sicherheitseinschätzung sowie – im Falle der geforderten Renditen – die Variable ZVOL enthalten. Was die auch schon bisher untersuchten Variablen anbelangt, werden die früheren Resultate bestätigt, wenn sich auch leichte Änderungen ergeben. So ist der Einfluß von KAP auf die Ertragsprognosen nun für beide Verteilungsannahmen auf dem 1%-Niveau signifikant.

Die Variable ZVOL weist für beide Verteilungsannahmen positive Koeffizienten auf, die jeweils auf dem 1%-Niveau abgesichert sind. Personen, die mit ihrer Anlagepolitik zufrieden sind, verlangen also eine höhere Kompensation für die Risikoübernahme als die unzufriedenen Teilnehmer. Entsprechend der in Abschnitt 5.6 vorgebrachten Argumentation kann dieses Bild mit referenzpunktabhängiger Bewertung erklärt werden: je geringer der vergangene Anlageerfolg, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit, daß die

betreffende Person bei Gültigkeit der Prospect-Theorie risikofreudig bzw. weniger risikoscheu als zufriedene Investoren ist. In Einklang mit dieser Beobachtung ist die bivariate intrapersonelle Korrelation zwischen  $REND(G)$  und  $VOL$  häufiger negativ, wenn die betreffende Person eine unterdurchschnittliche Zufriedenheit aufweist ( $p(\chi^2) < 0,01$  für beide Verteilungsannahmen).

*Tabelle 7*  
**Erweiterte Regressionen bei alternativen Verteilungsannahmen**  
**(t-Werte in Klammern)**

	Prognostizierte Rendite - $REND(P)$		Geforderte Rendite - $REND(G)$	
	Lognormal	Dreieck	Lognormal	Dreieck
	8.1	8.2	8.3	8.4
FEHL	0,567 (3,46)	0,354 (2,75)		
PREM	0,525 (2,67)	0,028 (0,11)	0,227 (1,27)	-0,197 (-0,86)
NBETA	0,060 (0,85)	0,089 (2,04)	0,053 (0,61)	0,098 (1,62)
VOL	0,252 (1,48)	0,218 (1,66)	0,403 (2,30)	0,253 (1,62)
ZVOL			0,741 (2,80)	0,716 (2,97)
KAP	-0,016 (-3,45)	-0,012 (-3,26)	-0,010 (-1,75)	-0,009 (-1,63)
BM	0,045 (3,20)	0,053 (4,39)	-0,031 (-1,60)	-0,021 (-1,19)
GKV	-0,567 (-2,10)	-0,430 (-2,04)	0,323 (0,88)	0,374 (1,31)
RISK	-0,056 (-1,90)	-0,037 (-1,41)	0,016 (0,46)	0,058 (1,69)
SICH	-0,016 (-0,53)	-0,045 (-1,86)	-0,016 (-0,42)	-0,059 (-1,66)
N	404	404	401	401
R <sup>2</sup>	0,40	0,39	0,45	0,43

Risiko- und Unsicherheitseinschätzungen sind in keiner der Regressionen einzeln oder gemeinsam auf dem 5%-Niveau signifikant. RISK und SICH weisen zwar isoliert betrachtet eine positive und signifikante Beziehung zu geforderten Renditen auf (vgl. Tabelle 5), ähnlich wie die Risikoeinschätzung in Goodings (1978) Studie bergen sie aber keine über die anderen Fak-



toren hinausgehenden Informationen in sich.<sup>17</sup> Dies ist um so bemerkenswerter, als sie anders als die nicht personenspezifischen Variablen Unterschiede in der individuellen Bewertung einzelner Risikogrößen reflektieren. Zudem kann man daraus schließen, daß die relevanten Risikofaktoren in den Regressionsanalysen weitgehend erfaßt worden sind.

### 6.3 Sensitivitätsanalysen

Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, werden Schätzungen der Modellgleichungen mit folgenden sich ausschließenden Modifikationen durchgeführt:

- A Die historischen Risikomaße werden
  - mit dem DAX, jedoch mit 100 statt 40 wöchentlichen Renditen (A1)
  - mit dem Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX)<sup>18</sup> und 40 Beobachtungen (A2)berechnet.
- B Personen mit Renditeausprägungen unter (über) dem jeweiligen 5% (95%) Quantil bleiben unberücksichtigt.<sup>19</sup>
- C Aktien, deren historische Volatilitäten (C1) oder Buch-/Marktwert-Verhältnisse (C2) den größten absoluten Abstand zum Median dieser Kennzahlen in der jeweiligen Aktiengruppe aufweisen, werden nicht berücksichtigt.<sup>20</sup>
- D Die gewählte  $\alpha$ -Wahrscheinlichkeit ist gleich 1% (D1) bzw. 25% (D2).
- E Die Kursprognose wird nicht als Modalwert, sondern als Erwartungswert der Kursverteilung interpretiert. Erwartete Aktien- und Dax-Renditen werden dementsprechend direkt aus den Kursprognosen abgeleitet.

---

<sup>17</sup> Bei multivariaten Analysen mit der Risikoeinschätzung als abhängiger Variable und erklärenden Variablen wie in den Rendite-Risiko-Regressionen ist ähnlich wie bei Gooding (1978) der Einfluß mehrerer Größen statistisch abgesichert. Der Einfluß des Buch- / Marktwertverhältnisses ist war signifikant (5%), aber negativ. Er stellt die Interpretation, daß der durchweg positive Zusammenhang zwischen BM und Ertragsprognosen nicht durch eine Bewertung der durch diese Variable repräsentierten Risiken zustande kommt, daher nicht in Frage.

<sup>18</sup> Der DAFOX, der in der Deutschen Finanzdatenbank Karlsruhe verfügbar ist, ist ein breit gefaßter Performance-Index, der alle Aktien des amtlichen Handels der Frankfurter Wertpapierbörse enthält.

<sup>19</sup> Dies verringert die Zahl der Beobachtungen um etwa 30%.

<sup>20</sup> Der Median wird operationalisiert als arithmetisches Mittel der beiden mittleren Ausprägungen.

*Tabelle 8*  
**Signifikanzniveaus von Risikofaktoren in modifizierten Regressionen**

		Lognormalverteilung				Dreieckverteilung			
		I	II	II	II	I	II	II	II
Abhängige Variable	Variante	PREM	PREM	VOL	KAP, BM, KGV	PREM	PREM	VOL	KAP, BM, KGV
REND(P)	A1	***	**	-	***	***	-	-	***
	A2	***	**	-	***	***	-	-	***
	B	***	**	-	***	***	-	-	***
	C1	***	**	-	***	**	-	-	***
	C2	***	**	-	***	**	-	-	***
	D1	***	**	-	***	***	-	-	***
	D2	***	*	*	***	-	-	**	***
REND(G)	A1	***	-	***	-	*	-	***	-
	A2	***	-	***	-	*	-	***	-
	B	***	*	***	-	*	-	***	-
	C1	***	-	**	-	*	-	**	-
	C2	***	-	***	-	*	-	***	-
	D1	**	-	***	-	*	-	***	-
	D2	***	-	***	**	-	-	***	-

Die Kennzeichnung des Signifikanzniveaus erfolgt durch \* (< 10%), \*\*(< 5%),\*\*\*(< 1%) und - (nicht signifikant). Spezifikation I enthält die erklärenden Variablen PREM, NBETA sowie FEHL (nur bei Renditeprognosen), Spezifikation II zusätzlich VOL, KAP, BM und KGV.

Die Varianten A1 und A2 ergeben sich aus der Notwendigkeit, bei der Berechnung historischer Risikomaße einen Stellvertreter für den Marktindex und/oder einen Beobachtungszeitraum zu wählen. B und C dienen der Überprüfung des Einflusses extremer Beobachtungen sowie einzelner Aktien. Die übrigen Varianten modifizieren die Annahmen, die zur Ableitung erwarteter Kurse erforderlich sind.

Ergebnisse, die aus der Anwendung der Modifikationen A – D auf die in Tabelle 6 durchgeführten Regressionen resultieren, enthält Tabelle 8. Die Spezifikation I bezieht sich auf die einfache Schätzgleichung mit den abhängigen Variablen PREM, NBETA sowie FEHL bei Ertragsprognosen. Spezifikation II enthält zusätzlich die Variablen VOL, KAP, BM und KGV. Wie bisher wird die Methode der kleinsten Quadrate mit dem korrigierten Kovarianz-Schätzer verwendet. Mit Hilfe von t- bzw. Wald-Tests wird jeweils die Signifikanz des Marktrisikos (PREM), des Gesamtrisikos (VOL) und der Variablen KAP, BM und KGV getestet.<sup>21</sup> Auf eine Auflistung der Koeffizienten einzelner Variablen wurde verzichtet, da in den Regressionen, die Tabelle 8 zugrunde liegen, die Koeffizienten von VOL sowie von PREM, so diese signifikant sind, stets positiv sind. In dem einen Fall, in dem die Variablen KAP, BM und KGV bei der Analyse geforderter Renditen gemeinsam auf dem 5%-Niveau signifikant sind, ist der Koeffizient von BM negativ (und ebenfalls auf dem 5%-Niveau signifikant). Daher spricht dies nicht dafür, daß der durchweg positive Zusammenhang zwischen BM und Ertragsprognosen durch eine Bewertung der durch diese Variable repräsentierten Risiken zustande kommt. Auch die übrigen Resultate bisheriger Analysen erfahren eine weitgehende Bestätigung. Der Einfluß, den PREM auf geforderte Renditen nimmt, schwindet in den meisten Fällen bei Berücksichtigung anderer Variablen, und das Gesamtrisiko steht bis auf zwei Ausnahmen in keiner signifikanten Beziehung zu Ertragsprognosen, trägt aber wesentlich zur Beschreibung geforderter Renditen bei. Die Ergebnisse, die aus der Interpretation der Kursprognose als Erwartungswert (Variante E) resultieren, fügen sich ebenfalls in dieses Bild ein.

Resultate aus den Modifikationen der erweiterten Schätzgleichungen werden nicht tabelliert. Sie ergeben keine qualitativen Änderungen der bereits getroffenen Aussagen. Der Einfluß des Interaktionsterms ZVOL ist jeweils positiv und stets mindestens auf dem 5%-Niveau signifikant, die beiden Variablen RISK und SICH gemeinsam hingegen nur in fünf von 28 Fällen. Die durchgeführten Sensitivitätsanalysen lassen daher den Schluß zu, daß die zuvor präsentierten Ergebnisse weitgehend unabhängig von der Art der Berechnung von Rendite- und Risikogrößen und dem Ausschluß extremer Renditeeinschätzungen sind. Die Ergebnisse werden zudem nur unwesentlich durch extreme Ausprägungen einzelner aktienspezifischer Kennzahlen beeinflusst.

Abschließend soll noch kurz der Frage nachgegangen werden, ob es bei der Berechnung der Varianz der Parametervektoren gerechtfertigt ist, mög-

---

<sup>21</sup> Ergebnisse gemeinsamer Tests der das CAPM vertretenden Variablen PREM und NBETA werden nicht berichtet, da sie Rücksicht auf die Vorzeichen nehmen müßten und zudem die Interpretation der Erklärungskraft des systematischen Risikos nicht ändern.



liche Korrelationen zwischen den Fehlertermen einzelner Befragungspersonen zu vernachlässigen. Gerade bei Erwartungen, die die gleiche Aktie betreffen, erscheint die Existenz solcher Korrelationen – etwa aufgrund von Fehlern in den erklärenden Variablen – plausibel. Regressiert man die Residuen aus den Spezifikationen 6.2, 6.4, 6.6 und 6.8 auf aktienspezifische Dummy-Variablen, so sind die Regressionen jeweils nicht auf dem 10%-Niveau signifikant. Somit ergibt sich aus dieser Analyse kein Hinweis, daß die Fehlerterme über einzelne Individuen hinweg korreliert sind.

## 7. Zusammenfassung und Bewertung der Ergebnisse

Ziel der vorliegenden Untersuchung war es, Erklärungsfaktoren erwarteter Aktienrenditen zu bestimmen. Zu diesem Zweck wurden Kurserwartungen von Kapitalmarktteilnehmern erhoben, aus denen anschließend mit Hilfe von Verteilungsannahmen Rendite- und Risikoziffern abgeleitet wurden. Für die Qualität der Daten spricht, daß die Formulierung von Kursprognosen für viele der von uns Befragten eine gebräuchliche Aufgabe darstellen dürfte und wir die relevanten Risikofaktoren nicht zusammen mit der Ertragseinschätzung erfragten. Somit luden wir nicht dazu ein, Antworten gemäß einer bestimmten Theorie abzugeben, obwohl diese das eigene Verhalten nicht beschreibt. Die Verfügbarkeit der Daten in kardinaler Form, die die Analyse der Risiko-Rendite-Beziehungen erleichtert, wird zwar durch die Notwendigkeit von Annahmen erkauft, deren Angemessenheit sich im Rahmen einer Befragung nur mit größerem Aufwand überprüfen ließe. Jedoch zeichnen sich die Ergebnisse durch Robustheit gegenüber Veränderungen der Annahmen aus.

Gooding folgert aus seiner Umfrage, daß die Rendite-Risiko-Beziehung in Widerspruch zum CAPM mehrdimensional ist, und auch Fama / French (1992) interpretieren die Ergebnisse ihrer und anderer Studien des U.S.-Aktienmarktes in diesem Sinne. In unseren Analysen spiegelt sich diese Mehrdimensionalität zwar in der Beziehung zwischen Risikofaktoren und prognostizierten Renditen wider, im individuellen Risiko-Ertrag-Kalkül, das durch die Bewertung des Gesamtrisikos dominiert wird, jedoch nicht. Es ergibt sich somit kein ausreichender Beleg dafür, daß die von uns Befragten das systematische Risiko und andere Variablen, insbesondere das Buch-/Marktwert-Verhältnis, als eigenständige Risikofaktoren ansehen. Die Beziehung, die diese Faktoren zu erwarteten bzw. realisierten Marktpreisen aufweisen, könnte vielmehr auf ihre von Risikoerwägungen freie Verwendung bzw. Eignung zur Aktienkursprognose zurückgehen. Diese Interpretation läuft der von Fama / French favorisierten Erklärung der Struktur historischer Renditen als Ausdruck einer rationalen Bewertung risikobehafteter

Anlagen entgegen. Die Überlegungen sind auch für die Deutung der Ergebnisse von Marston / Harris (1993) relevant, die erwartete Renditen aus Gewinnprognosen von Finanzanalysten ableiten und einen positiven Einfluß des Beta-Faktors finden.

Falls unterschiedliche Risiken tatsächlich als Begründung für Renditedifferenzen entfallen, verlangt die einzelnen Kennzahlen zugewiesene Erklärungskraft danach, im Lichte der Informationseffizienzhypothese betrachtet zu werden. Wie ist es beispielsweise erklärbar, daß die Befragten zum Zeitpunkt der Umfrage die Kurse von Aktien, von denen sie sich eine überdurchschnittliche Entwicklung versprechen, nicht bereits durch spekulative Käufe nach oben getrieben haben? Kurzfristorientierung, die die Intensität informierter Spekulation und damit die Informationseffizienz von Märkten einschränkt, gibt eine mögliche Antwort auf die Frage (vgl. z. B. De Long et al., 1990). Alternativ ließe sich natürlich argumentieren, daß die Portfeuilleentscheidungen der von uns Befragten einen zu geringen Einfluß auf die tatsächlichen Marktpreise haben. Auch die mit historischen Daten aufgezeigten Zusammenhänge zwischen Renditen und einzelnen Variablen könnten beispielsweise mit dem Verweis auf Kurzfristorientierung erklärt werden. Zudem besteht die Möglichkeit, daß manche empirische Untersuchungen die Stärke der wahren Zusammenhänge überschätzen (vgl. Kothari / Shanken / Sloan, 1995). Die widersprüchlichen Ergebnisse, die sich für den Einfluß des Buch- / Marktwert-Verhältnisses am deutschen Aktienmarkt ergeben, und der für Deutschland nicht ausreichend abgesicherte Kleinfirmeneffekt erscheinen mit den diesbezüglichen Ergebnissen unserer Untersuchung und der Informationseffizienz der Märkte vereinbar.

Daß in Analysen des deutschen Aktienmarkts eine Kompensation für die Übernahme systematischen Risikos nicht mit ausreichender Sicherheit nachgewiesen werden konnte, ist im Lichte unserer Untersuchung ebenfalls nicht weiter verwunderlich. Wenn Investoren ihre Portfeuilleentscheidungen nicht maßgeblich am Beta-Risiko der einzelnen Anlagen ausrichten, werden auch die Marktpreise dieses nicht reflektieren. In diesem Sinne fügt die vorliegende Studie den Widersprüchen, die manche Untersuchungen des U.S.-amerikanischen Aktienmarkts aufweisen, keinen neuen hinzu. Konsistent mit der Empirie des deutschen Aktienmarkts ist schließlich auch die bei Kontrolle anderer Faktoren schwache Beziehung zwischen Gesamtrisiko und Renditeprognosen (vgl. Möller, 1988). Für die starke Rolle, die das Gesamtrisiko trotzdem innerhalb des individuellen Risiko-Ertrag-Kalküls spielt, wurden mögliche Erklärungen angeführt. Sie demonstrieren zusammen mit den durch die Prospect-Theorie inspirierten Analysen die Notwendigkeit, Entscheidungen auf Kapitalmärkten unter Berücksichtigung von Marktfriktionen und verhaltenswissenschaftlichen Ansätzen zu untersuchen.

**Anhang**

**Fragebogen (Seiten zwei und drei für Gruppe I)**

**Ihre Einschätzung der Kursentwicklung bis zum Jahresende 1995**

	Zur Orientierung: Kurs der Aktie/ DAX-Stand am 06.03.95	Ihre Kursprog- nose für das Jahresende (29.12.95)	Welchen Wert wird der Kurs am Jahresende mit großer Sicherheit nicht <i>unterschreiten</i> ?	Welchen Wert wird der Kurs am Jahresende mit großer Sicherheit nicht <i>übersteigen</i> ?
Bayer	..... 350.....	.....	.....	.....
Mannesmann	..... 421.....	.....	.....	.....
SAP Vz.	.....1190.....	.....	.....	.....
Volkswagen	.....388.....	.....	.....	.....
DAX	.....2070.....	.....	.....	.....

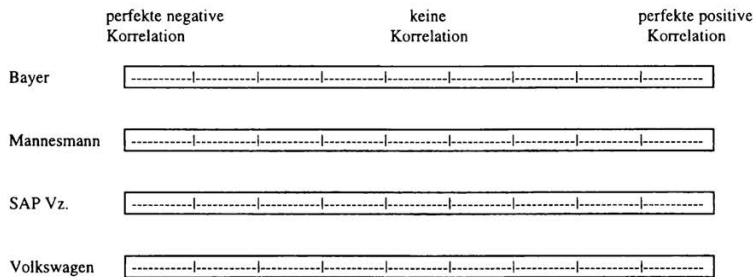
**Stellen Sie sich vor, Sie verbringen die Zeit bis zum Jahresende '95 nachrichtenlos auf einer einsamen Insel. Auf dem Rückflug erfahren Sie, daß der DAX auf dem gleichen Stand wie am Tag Ihrer Abreise ist. Mit welcher Kursveränderung (in Prozent bezogen auf heute) rechnen Sie dann für die folgenden Aktien?**

Bayer	..... %	SAP Vz.	..... %
Mannesmann	..... %	Volkswagen	..... %

**Wieviel würden Sie heute maximal für die einzelnen Aktien bezahlen (bei einem Anlagehorizont "Jahresende 1995")?**

Bayer	.....	SAP Vz.	.....
Mannesmann	.....	Volkswagen	.....

**Wie stark wird im Verlauf dieses Jahres die Kursentwicklung der einzelnen Aktien mit der des DAX korreliert sein? Markieren Sie Ihre Einschätzung bitte auf der Skala.**





Denken Sie nun bitte an alle Fragen auf der vorhergehenden Seite zurück: Wie sicher waren Sie sich im Durchschnitt bei Ihren Antworten?

	sehr sichere Antwort	sehr unsichere Antwort
Bayer	<input type="text"/>	
Mannesmann	<input type="text"/>	
SAP Vz.	<input type="text"/>	
Volkswagen	<input type="text"/>	

Wie schätzen Sie das Risiko der einzelnen Aktien bzw. des DAX (nehmen Sie bitte an, Sie könnten den DAX in Ihrem Portfolio nachbilden) bei einer Anlage bis zum Jahresende ein?

	sehr geringes Risiko	sehr hohes Risiko
Bayer	<input type="text"/>	
Mannesmann	<input type="text"/>	
SAP Vz.	<input type="text"/>	
Volkswagen	<input type="text"/>	
DAX	<input type="text"/>	

Gehören die einzelnen Aktien zu denjenigen Werten, die Sie in Ihr Portfolio aufnehmen bzw. für die Sie Empfehlungen aussprechen können?

	Ja	Nein		Ja	Nein
Bayer	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	SAP Vz.	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
Mannesmann	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	Volkswagen	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Wie sind Sie mit Ihrer Anlagepolitik in den letzten sechs Monaten zufrieden?

sehr unzufrieden	sehr zufrieden
<input type="text"/>	

Wie viel trägt Ihrer Meinung nach das CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) zur Erklärung von Aktienrenditen bei?

nichts	sehr viel
<input type="text"/>	

(  ich kenne das CAPM nicht)

### Literaturverzeichnis

- Arellano, M.* (1987), Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimator, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 49, 431-434.
- Barry, C. / Brown, S.* (1985), Differential Information and Security Market Equilibrium, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20, 407-434.
- Basu, S.* (1983), The Relationship between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stock, *Journal of Financial Economics* 12, 129-156.
- Beiker, H.* (1993), Überrenditen und Risiken kleiner Aktiengesellschaften. Eine theoretische und empirische Analyse des deutschen Kapitalmarktes von 1966-1989, Köln.
- Capaul, C. / Rowley, I. / Sharpe, W.* (1993), International Value and Growth Stock Returns, *Financial Analysts Journal* 49, 27-36.
- De Bondt, W.* (1993), Betting on Trends, Intuitive Forecasts of Financial Risk and Return, *International Journal of Forecasting* 9, 355-371.
- De Bondt, W. / Thaler, R.* (1987) Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality, *Journal of Finance* 42, 557-581.
- De Long, B. / Shleifer, A. / Summers, L. / Waldmann, R.* (1990), Noise Trader Risk in Financial Markets, *Journal of Political Economy* 98, 703-738.
- Fama, E. / French, K.* (1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 47, 427-465.
- (1996), Multifactor Explanations for Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance* 51, 55-84.
- Fama, E. / MacBeth, J.* (1973), Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Friend, I. / Westerfield, R.* (1981), Risk and Capital Asset Prices, *Journal of Banking and Finance* 5, 291-315.
- Gooding, A.* (1978), Perceived Risk and Capital Asset Pricing, *Journal of Finance* 33, 1401-1421.
- Jagannathan, R. / Wang, Z.* (1996), The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns, *Journal of Finance* 51, 3-54.
- Judge, G. / Griffiths, W. / Hill, C. / Lütkepohl, H. / Lee, T.-C.* (1985), *The Theory and Practice of Econometrics*, New York.
- Kahneman, D. / Tversky, A.* (1979), Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk, *Econometrica* 47, 263-291.
- Kothari, S. / Shanken, J. / Sloan, R.* (1995), Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 50, 185-224.
- Lakonishok, J. / Shapiro, A.* (1986), Systematic Risk, Total Risk and Size as Determinants of Stock Market Returns, *Journal of Banking and Finance* 10, 115-132.
- Lakonishok, J. / Shleifer, A. / Thaler, R. / Vishny, R.* (1991), Window Dressing by Pension Fund Managers, *American Economic Review (Papers and Proceedings)* 81, 227-231.

- Levy, A. / Livingston, M.* (1995), The Gains from Diversification Reconsidered: Transaction Costs and Superior Information, *Financial Markets, Institutions and Instruments* 4, 1-58.
- Lintner, J.* (1965), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37.
- (1969), The Aggregation of Investor's Diverse Judgments and Preferences in Purely Competitive Security Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 4, 347-400.
- Marston, F. / Harris, R.* (1993), Risk and Return: A Revisit Using Expected Returns, *The Financial Review* 28, 117-137.
- Missong, M. / Seppelfricke, P.* (1993), CAPM und APT, Empirische Ergebnisse für den deutschen Aktienmarkt, Arbeiten aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Kiel, 63.
- Möller, H. P.* (1988), Die Bewertung risikobehafteter Anlagen an deutschen Wertpapierbörsen, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 40, 779-796.
- Mossin, J.* (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica* 34, 768-783.
- Ng, L.* (1991), Tests of the CAPM with Time-Varying Covariances: A Multivariate GARCH Approach, *Journal of Finance* 46, 1507-1521.
- Pettengill, G. N. / Sundaram, S. / Mathur, I.* (1995), The Conditional Relation between Beta and Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 30, 99-116.
- Ross, S.* (1976), The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.
- Sauer, A. / Murphy, A.* (1992), An Empirical Comparison of Alternative Models of Capital Asset Pricing in Germany, *Journal of Banking and Finance* 16, 183-196.
- Sharpe, W.* (1964), Capital Asset Prices, A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk, *Journal of Finance* 19, 425-442.
- Schierreck, D. / Weber, M.* (1995), Zyklische und antizyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 47, 3-24.
- Weber, M.* (1989), Ambiguität in Finanz- und Kapitalmärkten, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 41, 447-471.
- (1990), Risikoentscheidungskalküle in der Finanzierungstheorie, *Suttgart*.
- Weber, M. / Camerer, C.* (1996), The Disposition Effect in Securities Trading: An Experimental Analysis, *Erscheint in: Journal of Economic Behavior and Organization*.
- White, H.* (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48, 817-838.

## Zusammenfassung

Viele Tests des Sharpe-Lintner-Mossin-CAPM greifen auf historische Kursdaten zurück, um das Verhältnis zwischen systematischem Risiko und erwarteten Renditen zu untersuchen. In der vorliegenden Arbeit leiten wir erwartete Renditen aus Aktienkursprognosen von Finanzmarktexperten und ihrer Zahlungsbereitschaft für ein-



zelle Aktien ab. Die Analysen zeigen, daß ein signifikanter Zusammenhang zwischen Beta und Ertragsprognosen vorliegt, der aber bei Berücksichtigung anderer Variablen, insbesondere des Buch- / Marktwert-Verhältnisses, schwindet. Bei individuellen Portfeuilleentscheidungen hingegen berücksichtigen die Befragungspersonen vor allem die Volatilität der Renditen. Die Ergebnisse sind konsistent mit dem schwachen empirischen Zusammenhang zwischen Beta-Faktoren und Renditen deutscher Aktien. Sie geben zudem keinen Hinweis darauf, daß das Buch- / Marktwert-Verhältnis Risiken vertritt, die am Markt bewertet werden.

### **Abstract**

Tests of the Sharpe-Lintner-Mossin-CAPM usually employ historical data to examine the relation between expected returns and systematic risk. In this paper, expected returns are derived from stock price forecasts of institutional investors, and their willingness to pay for individual stocks. The analysis reveals that return forecasts vary significantly with beta, but this relation weakens once other factors, notably book-to-market equity, are controlled for. In individual portfolio choice, on the other hand, risks associated with beta and book-to-market equity are captured by total variance. Our findings are consistent with the weak association between beta and German stock returns, and cast doubt on the use of rational asset-pricing stories to explain the existence of a book-to-market factor in average stock returns.

*JEL-Klassifikation: G12*