

Schätzung erwarteter Aktienrenditen auf Basis von Fremdkapitalmärkten

Von Tobias Berg und Timo Willershausen, Marburg

I. Problemstellung

Die Bestimmung risikoangepasster (Eigen-)Kapitalkosten stellt eines der zentralen Problemfelder zukunftsbezogener Bewertungsverfahren dar. Zur Festlegung der Renditeforderung der Eigenkapitalgeber kommen Kapitalmarktmodelle zur Anwendung, deren Anliegen eine präferenzfreie (d.h. allgemeine) Bewertung beliebiger zeit- und zustandsabhängiger Ansprüche auf einem als vollkommen modellierten Kapitalmarkt ist. Die Literatur bezieht sich dabei alternativ auf das ein- oder mehrperiodige Capital-Asset-Pricing-Modell (CAPM/MCAPM)¹, die Arbitrage-Pricing-Theorie (APT)², den Time-State-Preference-(TSP-)Ansatz³ sowie jüngst auch auf die Optionspreistheorie⁴. In der betrieblichen Praxis hat sich das CAPM als bevorzugter Denkraum etabliert. Entsprechend der Formulierung des Modells in Erwartungsgrößen müssen die erwarteten Werte für den unternehmensspezifischen Betafaktor sowie die durch den Markt exogen bestimmten Größen geschätzt werden. Aus Gründen der Komplexitätsreduktion greift die Bewertungspraxis bei der Bemessung dieser Parameter regelmäßig auf historische Renditeverläufe zurück.⁵ Bei diesem Vorgehen ergeben sich allerdings einige grundsätzliche Probleme: Neben den starken Schwankungen, denen historische Aktienrenditen unterliegen und die eine Schätzung damit erheblich vom betrachteten Zeitraum abhängig machen, herrscht Unklarheit über die Auswahl eines geeigneten Schätzers.⁶ Zudem rekuriert die Verwendung solcher Schätzer

¹ Vgl. grundlegend: Sharpe (1964), S. 425 ff., Lintner (1965), S. 13 ff., und Mossin (1966), S. 768 ff.

² Vgl. Ross (1976), S. 341 ff.

³ Vgl. Myers (1968), S. 1 ff., und Copeland/Weston (1988), S. 109 ff.

⁴ Vgl. Ritter (2000) und Richter (2002).

⁵ Vgl. zu einer Übersicht der gängigen Artikel zum Thema Kapitalkosten Illmanen (2003), Philips (2003).

nahezu ausschließlich auf die sehr restriktive Annahme unabhängig identisch verteilter Renditen, die in der Praxis nicht einmal annähernd erfüllt sein dürfte. So zeigen Philips (1999) und Fama und French (2002), dass erwartete Renditen einer signifikanten Variation über die Zeit unterliegen. Sinnvoller erscheinen dagegen Modelle, die entsprechende Annahmen hinsichtlich der Renditeverteilung treffen und darauf aufbauend geeignete Schätzer herleiten.⁷ Hierbei stellt sich aber grundsätzlich die Frage, ob das fast ausschließlich verwendete Kriterium der Unverzerrtheit als alleiniges Merkmal für die Güte der Schätzung wirklich als ausreichend angesehen werden kann.⁸ Darüber hinaus sind die Schätzer nur für die jeweilige Verteilungsannahme als gut anzusehen, da sie speziell für diese konstruiert werden. In der Realität auftretende Abweichungen von diesen Verteilungsannahmen wirken sich damit aber drastisch auf die Korrektheit der Schätzungen aus.

Alternative Herangehensweisen haben es bisher nicht geschafft, ein Überdenken der Standardverfahren anzustoßen.⁹ Der Grund ist einfach: Die meisten dieser Verfahren basieren auf dem Discounted-Cash-flow-Kalkül (DCF) und bedürfen einer Einschätzung hinsichtlich der zukünftig zu erwartenden Cash-flows.¹⁰ Da eine exakte Prognose im Allgemeinen aber große Probleme bereitet und die Schätzergebnisse sehr sensitiv von den getroffenen Cash-flow-Erwartungen abhängen, liegt das Problem auf der Hand.¹¹ Nicht zuletzt fehlt es diesen wie auch den erst-

⁶ Wobei sich das arithmetische bzw. geometrische Mittel als die Schätzer erster Wahl herauskristallisiert haben. Vgl. dazu Cooper (1996), S. 157.

⁷ So konstruieren Blume (1974) und Cooper (1996) erwartungstreue Schätzer unter der Annahme einer Log-Normalverteilung der Renditen. Sie unterstellen jedoch auch die iid-Annahme und schalten damit die Zeitkomponente aus.

⁸ Vgl. dazu auch die Stellungnahme von Cooper (1996), S. 165. „It may also be that a more complex criterion than unbiasedness is correct.“ Hierzu sei weiter angemerkt, dass unter der iid-Annahme einfachste Schätzer schon die Erwartungstreue erfüllen.

⁹ Vereinzelt findet man Bemühungen, neue Wege zu beschreiten. Eine ebensolche Variante bildet beispielsweise die Arbeit von McNulty et al. (2002). Doch auch dort dient das CAPM als Grundlage, um die Kapitalkosten zu berechnen. Gebhardt et al. (2001) versuchen, die Kapitalkosten auf Basis eines DCF-Kalküls und über geeignete Kennzahlen abzubilden.

¹⁰ Bereits 1938 wählte Williams diesen Zugang im Rahmen seines Dividendenmodells (vgl. Williams (1938)). Ein weiterer Ansatz hierzu findet sich bei Gordon (1962). Neuere Arbeiten versuchen eine geringere Sensitivität der Ergebnisse von den Cash-flow-Einschätzungen zu erzielen (vgl. z.B. Claus/Thomas (2001), Ohlson (1995)). Die Arbeit von Fama/French (2002) bietet einen guten Überblick über die Literatur zu den Verfahren auf Basis der Cash-flow-Schätzung.

¹¹ Eine Fehleinschätzung von 1% in den Wachstumsraten bewirkt im Modell von Gordon (1962) einen Fehler von 1% in der Renditeschätzung (vgl. zu dieser

genannten Modellen zur Schätzung von Kapitalkosten an der bewussten Einbindung aktuell beobachtbarer Kapitalmarktdaten. Gerade sie sollten aber für eine realitätsnahe Schätzung unbedingt herangezogen werden, da sie relevante Informationen über die aktuelle und zukünftige Risikoneigung der Investoren beinhalten.

Aus diesen Gründen wird im Rahmen der vorliegenden Arbeit ein Schätzmodell vorgestellt, das die genannten Schwächen in weiten Teilen zu beheben vermag. Zugleich bietet der Ansatz grundsätzliche konzeptionelle sowie anwendungsorientierte Vorteile. Ausgangspunkt der Überlegung bildet ein einfaches Standard-Strukturmodell zur Bewertung von Fremd- und Eigenkapital, das im Kern auf die Arbeiten von *Black/Scholes* (1973) bzw. *Merton* (1974) zurückgeht. Das im nächsten Kapitel vorgestellte Strukturmodell wird dazu verwendet, die Risikoneigung von Investoren auf Basis der optionsbasierten Bewertung des Fremdkapitals zu separieren. Für die entsprechende Separation wird die Kenntnis geeigneter Ausfallwahrscheinlichkeiten notwendig sein. Der konzeptionelle und anwendungsorientierte Vorteil dieses Vorgehens besteht genau in dem Aspekt der gleichzeitigen Verwendung realer und risikoneutraler Ausfallwahrscheinlichkeiten. Erstere können auf Basis historischer Daten geschätzt werden, wobei sie, verglichen mit Aktienrenditen, einer geringeren Schwankung im Zeitablauf unterliegen¹² und somit grundsätzlich stabilere Schätzungen erlauben. Zudem obliegen sie (teil-)objektivierten Kriterien, die von veränderten Risikoneigungen nahezu unbeeinflusst bleiben. Die risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten ihrerseits können aus aktuellen Marktdaten gewonnen werden und ermöglichen die Einbeziehung relevanter Informationen des Kapitalmarktes. Das hierbei verwendete Vorgehen wird im Kapitel III. und im mathematischen Anhang ausführlich beschrieben. Anschließend wird auf der Basis der erzielten Resultate eine Schätzung der aus heutiger Sicht zu erwartenden DAX-Renditen für die nächsten 10 Jahre beispielhaft

Aussage *Philips* (2003), S. 70). Häufig werden zur Schätzung sehr simple Multiplikatormodelle verwendet. Ob man damit jedoch die reale Cash-flow-Entwicklung im Mittel nachzeichnen kann, scheint äußerst fragwürdig. Ein durchaus interessantes Vorgehen im Zusammenhang mit der Prognose von Cash-flows bietet eine jüngste Studie der Boston Consulting Group (vgl. *The Boston Consulting Group* (2003)).

¹² Dies gilt insbesondere für mehrjährige Ausfallwahrscheinlichkeiten, für kurze Zeiträume ergeben sich teilweise Schwankungen um bis zu 50 %, ein großer Teil davon kann allerdings durch Konjunkturzyklen erklärt werden (vgl. *Moody's* (2004)). Diese wiederum könnten durch Anpassungen an die aktuelle Situation berücksichtigt werden.

durchgeführt. Die Arbeit schließt mit einer kritischen Würdigung des vorgestellten Ansatzes.

II. Das Modell von Merton

Schon in der Arbeit von Black und Scholes¹³ wurde die Optionspreistheorie auf die Bewertung von Fremdkapital angewandt. Später wurde die Idee von Merton¹⁴ weiterentwickelt. Ausgehend von einem Unternehmen mit nur einem Zero-Bond $\bar{B}(t, T)$ (Laufzeit T und Nominalwert N) kann der Wert des Fremdkapitals als Wert eines risikolosen Bonds verbunden mit einer Short-Position in einer Put-Option auf die Assets des Unternehmens mit Laufzeit T und Ausübungspreis N dargestellt werden. Dieser Aspekt lässt sich leicht unter Verweis auf das Auszahlungsprofil der Fremd- und Eigenkapitalgeber zum Ende der Bond-Laufzeit verdeutlichen: Die Eigenkapitalgeber können sich am Ende der Laufzeit durch Rückzahlung des Nominalwertes in Höhe von N den Wert der Unternehmensassets aneignen. Dies werden sie aber nur dann in Erwägung ziehen, wenn der Assetwert oberhalb des Nominalwertes liegt. Andernfalls lösen sie das Unternehmen auf. Aus Sicht der Fremdkapitalgeber stellt sich die Situation spiegelbildlich dar: Sie erhalten die Rückzahlung des Nominalwertes in Höhe von N , sofern der Assetwert oberhalb von N liegt. Falls sich der Unternehmenswert unterhalb der Schranke N einfindet, müssen sie jedoch auf einen Teil ihrer Forderung verzichten. Abbildung 1 gibt den Sachverhalt grafisch wieder. Aus heutiger Sicht ergibt sich demnach der Wert des Eigenkapitals in diesem Modell als Call-Option auf den Unternehmenswert mit strike price N . Das Fremdkapital seinerseits setzt sich aus dem Wert eines risikolosen Bonds verbunden mit einer Short-Position in einer Put-Option auf die Assets des Unternehmens mit Laufzeit T und Ausübungspreis N zusammen. Diese Erkenntnis wird dazu dienen, die gesuchten risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus den entsprechenden Fremdkapitalmärkten abzuleiten.

Wird unterstellt, dass der Unternehmenswert einer geometrischen Brown'schen Bewegung folgt und die kapitalmarktbezogenen Annahmen des Black-Scholes-Modells erfüllt sind¹⁵, so folgt der Asset-Wert in der realen Welt dem Prozess

¹³ Siehe *Black/Scholes* (1973).

¹⁴ Siehe hierzu *Merton* (1974).

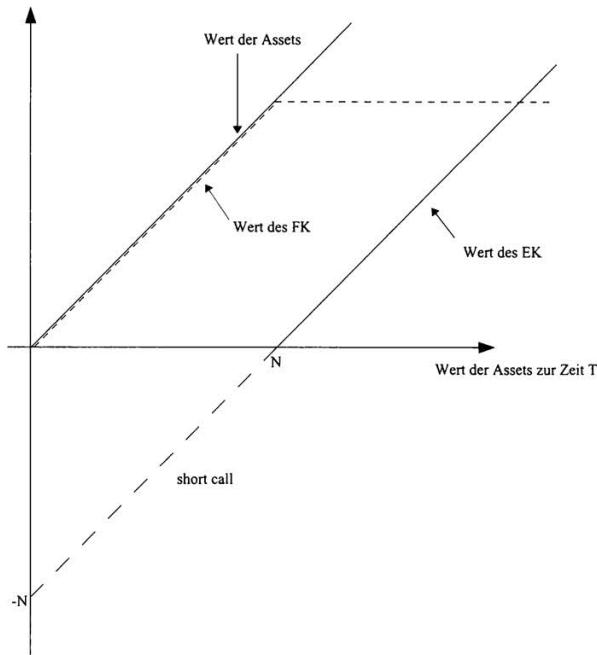


Abbildung 1: Unternehmenswert als Summe aus FK und EK

$$dV_t = \mu_{Assets} V_t dt + \sigma_{Assets} V_t dW_t^P$$

und im risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß Q dem Prozess

$$dV_t = r V_t dt + \sigma_{Assets} V_t dW_t^Q.$$

Die Ausfallwahrscheinlichkeit ergibt sich dabei als Wahrscheinlichkeit, dass der Asset-Wert zum Zeitpunkt T den Nominalwert des Zero-Bonds N unterschritten hat. Damit ergibt sich für die risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeit $Q^{def}(T)$ bis zum Zeitpunkt T :

¹⁵ Vollkommener, vollständiger und arbitragefreier Kapitalmarkt und Existenz eines konstanten risikolosen Zinssatzes. Die Annahme kann abgemildert werden: Der Ansatz funktioniert auch für die Voraussetzung eines arbitragefreien Kapitalmarktes, auf dem das Risiko aus der Brown'schen Bewegung gehedged werden kann.

$$\begin{aligned}
 Q^{def}(T) &= Q[V_T < N] \\
 &= Q[V_0 \cdot e^{(r - \frac{1}{2}\sigma_{Assets}^2) \cdot T + \sigma_{Assets} \cdot W_T} < N] \\
 (1) \quad &= Q[\sigma_{Assets} \cdot W_T < \ln\left(\frac{N}{V_0}\right) - (r - \frac{1}{2}\sigma_{Assets}^2) \cdot T] \\
 &= \Phi\left[\frac{\ln\frac{N}{V_0} - (r - \frac{1}{2}\sigma_{Assets}^2) \cdot T}{\sigma_{Assets} \cdot \sqrt{T}}\right],
 \end{aligned}$$

wobei $\Phi(z)$ die kumulative Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung bezeichne.

Analog ergibt sich für die reale Ausfallwahrscheinlichkeit $P^{def}(T)$:

$$(2) \quad P^{def}(T) = P[V_T < N] = \Phi\left[\frac{\ln\frac{N}{V_0} - (\mu_{Assets} - \frac{1}{2}\sigma_{Assets}^2) \cdot T}{\sigma_{Assets} \cdot \sqrt{T}}\right].$$

Damit lässt sich – unter obigen Annahmen – eine Beziehung zwischen realen und risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten angeben:¹⁶

$$(3) \quad Q^{def}(T) = \Phi\left[\Phi^{-1}(P^{def}(T)) + \frac{\mu_{Assets} - r}{\sigma_{Assets}} \cdot \sqrt{T}\right]$$

bzw.

$$(4) \quad P^{def}(T) = \Phi\left[\Phi^{-1}(Q^{def}(T)) - \frac{\mu_{Assets} - r}{\sigma_{Assets}} \cdot \sqrt{T}\right].$$

Sind risikoneutrale und reale Ausfallwahrscheinlichkeiten bekannt, so lässt sich daraus die Größe $\frac{\mu_{Assets} - r}{\sigma_{Assets}}$ bestimmen. Dabei folgt:

$$(5) \quad \frac{\mu_{Assets} - r}{\sigma_{Assets}} = \frac{\Phi^{-1}(Q^{def}(T)) - \Phi^{-1}(P^{def}(T))}{\sqrt{T}}.$$

Bei Vorliegen der realen und risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten bestehen prinzipiell zwei Möglichkeiten, die erwartete Marktrendite ausgehend von Gleichung (5) zu bestimmen:

1. Unter Kenntnis des risikolosen Zinssatzes und der Asset-Volatilität σ kann die erwartete Asset-Rendite μ bestimmt werden. Hierüber könnte auch eine Schätzung erwarteter Aktienrenditen über entspre-

¹⁶ Siehe zu dieser Beziehung auch *Duffie/Singleton (2003)*.

chende Bewertungsformeln für Aktien (z.B. Aktie = Call-Option auf den Unternehmenswert) erfolgen. Dieses Vorgehen hat aber den entscheidenden Nachteil, dass die zusätzlich benötigten Parameter, insbesondere die Asset-Volatilität, nur schwer zu schätzen sind. Deshalb wird dieses Vorgehen nicht weiter verfolgt.

2. Anhand des CAPM kann die erwartete Rendite des Marktportfolios anhand von Kennzahlen des Assetwertprozesses bestimmt werden. Dabei geht die Größe $\frac{\mu_{Assets} - r}{\sigma_{Assets}}$ direkt in die entsprechende Formel ein, es ist also keine Bestimmung von σ_{Assets} notwendig. Dieses Vorgehen soll im Folgenden näher erläutert werden.

Nach dem CAPM gilt für die Beziehung zwischen den erwarteten Renditen des Marktportfolios (μ_{Markt}) und einer beliebigen Investmentmöglichkeit (μ_i):

$$(6) \quad \mu_i = r + \frac{\mu_{Markt} - r}{\sigma_{Markt}} \cdot \rho_{Markt,i} \cdot \sigma_i,$$

wobei $\rho_{Markt,i}$ hier und im Folgenden die Korrelation der Marktrendite mit der Rendite der Investitionsmöglichkeit i bezeichnet. Betrachtet man diese Beziehung speziell für den Asset-Wert V_t , so ergibt sich nach Umstellen von (6):

$$(7) \quad \mu_{Markt} = r + \frac{\mu_{Assets} - r}{\sigma_{Assets}} \cdot \frac{\sigma_{Markt}}{\rho_{Markt, Assets}}$$

und durch Einsetzen von (5) folgt:

$$(8) \quad \mu_{Markt} = r + \frac{\Phi^{-1}(Q^{def}(T)) - \Phi^{-1}(P^{def}(T))}{\sqrt{T}} \cdot \frac{\sigma_{Markt}}{\rho_{Markt, Assets}}.$$

Ein Problem stellt zunächst die Bestimmung des Korrelationskoeffizienten $\rho_{Markt, Assets}$ zwischen der erwarteten Marktrendite und der erwarteten Assetrendite während der betrachteten Periode $[0, T]$ dar. Die Problematik löst sich jedoch, da gezeigt werden kann, dass die Korrelation zwischen der erwarteten Aktienrendite und Assetrendite im Merton-Modell näherungsweise eins beträgt. Dies liegt darin begründet, dass die Aktie eine Deep-in-the-money-Call-Option auf die Assets darstellt und somit Aktienkursveränderungen näherungsweise Änderungen des inneren Wertes der Option entsprechen. Damit besteht ein fast linearer Zusammenhang zwischen Aktienkurs E_t und Assetwert V_t , d. h.

$$E_t \approx V_t - N,$$

wobei N den Nominalwert des Zero-Kupon-Bonds im Merton-Modell bezeichnet. Damit sind die diskreten Assetrenditen $\frac{V_t}{V_0}$ mit den Aktienrenditen $\frac{E_t}{E_0}$ näherungsweise mit eins korreliert.¹⁷ Eine genaue Untersuchung dieses Zusammenhangs erfolgt in Anhang A. Unter der Annahme einer Korrelation von eins zwischen Assetrendite und Aktienrendite kann gefolgert werden, dass die Korrelation der Assetrendite mit der Marktrendite der Korrelation der entsprechenden Aktienrendite mit der Marktrendite entspricht¹⁸, d. h., dass folgende Gleichheit gilt:

$$\rho_{\text{Markt, Assets}} = \rho_{\text{Markt, Aktie}}.$$

Damit folgt aus Gleichung (8):

$$(9) \quad \mu_{\text{Markt}} = r + \frac{\Phi^{-1}(Q^{\text{def}}(T)) - \Phi^{-1}(P^{\text{def}}(T))}{\sqrt{T}} \cdot \frac{\sigma_{\text{Markt}}}{\rho_{\text{Markt, Aktie}}}$$

bzw. nach dem Marktpreis des Risikos aufgelöst:

$$(10) \quad \gamma := \frac{\mu_{\text{Markt}} - r}{\sigma_{\text{Markt}}} = \frac{\Phi^{-1}(Q^{\text{def}}(T)) - \Phi^{-1}(P^{\text{def}}(T))}{\sqrt{T}} \cdot \frac{1}{\rho_{\text{Markt, Aktie}}}.$$

Prinzipiell wäre über eine erneute Anwendung des CAPM auch die Bestimmung der erwarteten Rendite der entsprechenden Aktie möglich. Um eine breitere Datenbasis zu erlangen, ist aber zunächst eine Bestimmung der erwarteten Marktrendite sinnvoll, bevor dann anhand von Beta-Faktoren Kapitalkosten berechnet werden können.¹⁹

Es ist bekannt, dass das Modell von Merton für kurzfristige Laufzeiten nur eingeschränkte Aussagekraft besitzt.²⁰ Dies liegt insbesondere daran, dass eine genaue Kenntnis des Unternehmenswertes vorausgesetzt wird.

¹⁷ Man beachte, dass affin lineare Transformationen von Zufallsvariablen keinen Einfluss auf den Korrelationskoeffizienten besitzen, deshalb ist

$$\rho\left(\frac{V_t}{V_0}, \frac{E_t}{E_0}\right) = \rho(V_t - N, E_t) \approx \rho(E_t, E_t) = 1.$$

¹⁸ Man bedenke, dass die Kovarianz-Matrix stets positiv-semi-definit ist, also insbesondere eine nicht-negative Determinante besitzt. Die Determinante der Kovarianz-Matrix ist $\sigma_1^2 \sigma_2^2 \sigma_3^2 \cdot (1 + 2\rho_{1,2}\rho_{1,3}\rho_{2,3} - \rho_{1,2}^2 - \rho_{1,3}^2 - \rho_{2,3}^2)$, sodass aus $\rho_{1,2} = 1$ die Bedingung $2\rho_{1,3}\rho_{2,3} - \rho_{1,3}^2 - \rho_{2,3}^2 = -(\rho_{1,3} - \rho_{2,3})^2 \geq 0$ und somit die Behauptung folgt.

¹⁹ Siehe zur Bestimmung der erwarteten DAX-Rendite anhand von Bondpreisen und Credit-Default-Swap-Spread Kapitel III.

²⁰ Siehe zu einem Vergleich von modellinduzierten und realen und impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten *Duffie/Singleton* (2003).

Dies ist in der Realität im Allgemeinen nicht der Fall.²¹ Deshalb wird die Beziehung (10) für kurze Laufzeiten zu hohe erwartete Renditen ergeben. Für mittel- und langfristige Ausfallwahrscheinlichkeiten ist dieses Problem nicht mehr existent, da diese Ausfallwahrscheinlichkeiten nur noch ganz marginal von der Unsicherheit über den aktuellen Unternehmenswert getrieben werden.

III. Anwendung auf reale Daten

Im Folgenden soll anhand von Fremdkapitalbewertungen im DAX notierter Unternehmen die implizit enthaltene Erwartung über die Rendite des DAX bestimmt werden. Als Marktportfolio wird demnach der DAX betrachtet. Zur Anwendung von (9) müssen – jeweils für die betrachtete Laufzeit – der risikolose Zinssatz, die Korrelation zwischen der Rendite des Marktportfolios (DAX) und der Rendite der Aktie des betrachteten Unternehmens, die Volatilität des DAX²² und die reale und risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeit des entsprechenden Unternehmens bestimmt werden. Der risikolose Zinssatz wurde dabei über ein Bootstrapping-Verfahren aus den Kursen deutscher Staatsanleihen bestimmt²³, die Korrelation zwischen Aktienrendite und Rendite des DAX aus historischen Daten²⁴, die DAX-Volatilität wurde anhand des VDAX ermittelt und die realen Ausfallwahrscheinlichkeiten über das Rating und dazugehörige Ausfallwahrscheinlichkeiten.²⁵ Für die Bestimmung der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten stehen im Wesentlichen zwei Möglichkeiten zur Verfügung:

1. Bestimmung über Bondpreise.
2. Bestimmung über CDS-Spreads.²⁶

²¹ Weiterführende Modelle, die dieser Tatsache gerecht werden, wurden von *Duffie/Lando* (2001) und *Finger et al.* (2002) entwickelt.

²² Zur Bestimmung des Marktpreises des Risikos – und damit der Risikoeinstellung der Investoren – wird diese Größe nicht benötigt.

²³ Vgl. zum Bootstrapping-Verfahren *Deutsch* (2001), S. 461 ff. Wahlweise kann auch direkt auf eine risikolose Zinsstrukturkurve zurückgegriffen werden.

²⁴ Hierbei wurden Schätzungen auf Basis von 250 Tagen herangezogen. Diese Daten werden regelmäßig von der Deutschen Börse veröffentlicht, siehe <http://www.deutsche-boerse.com>. Stand: 27.07.2004

²⁵ Es wurden die Ratings von Moody's zugrunde gelegt. Die historischen Ausfallwahrscheinlichkeiten sind *Moody's* (2004), Anhang 31, entnommen. Dabei wurden die durchschnittlichen Ausfallwahrscheinlichkeiten weltweit herangezogen, da für den deutschen Markt keine entsprechenden Daten vorliegen. Für unterjährige Laufzeiten wurde linear interpoliert.

²⁶ CDS steht für Credit Default Swap.

Beide Möglichkeiten besitzen Vor- und Nachteile. Die Betrachtung von Bonds hat den Vorteil, dass – über alle Unternehmen aggregiert – sehr viele unterschiedliche Laufzeiten miteinbezogen werden können. Des Weiteren sind die Bid-Ask-Spreads im Regelfall geringer als bei CDS. CDS-Spreads existieren nur für wenige Laufzeiten, dafür ist die Bestimmung von impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten aus CDS-Spreads im Gegensatz zu Bonds nicht sehr sensitiv bzgl. der verwendeten risikolosen Zinsstrukturkurve.²⁷ Des Weiteren ist ein einfacher Vergleich über unterschiedliche Unternehmen möglich, da die Laufzeiten der CDS übereinstimmen. Dies ist bei Bonds in der Regel nicht der Fall.

Die Bestimmung von risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus Bondpreisen und die darauf basierende Schätzung von erwarteten Marktrenditen wird in Abschnitt 1. behandelt. Die Herangehensweise über CDS-Spreads erfolgt in Abschnitt 2.

1. Schätzung der erwarteten DAX-Rendite auf Basis von Bondpreisen

Zur Bestimmung der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus Bondpreisen wurden zunächst geeignete Bonds ausgewählt. Diese Bonds mussten folgende Kriterien erfüllen:

- Emittent ist DAX-Unternehmen (bzw. Finanzierungsgesellschaft eines DAX-Unternehmens); Anleihen von Banken wurden aufgrund der oftmals vorhandenen Sonderstrukturen nicht berücksichtigt.²⁸
- Emittent besitzt ein Rating bei Moody's.²⁹
- Anleihetyp: festverzinslich.
- Währung: Euro.
- Keine Wandlungsrechte, -optionen oder sonstige Klauseln, die den Wert wesentlich beeinflussen können.
- Restlaufzeit: 3–10 Jahre.³⁰

²⁷ Siehe hierzu z. B. *Schönbucher* (2003) und die Formeln in Anhang B.

²⁸ Dies stellt im Prinzip ein analoges Vorgehen zum kommerziellen, auf Basis eines erweiterten Mertonansatzes entwickelten, Kreditrisikomodell *CreditGrades* dar, bei dem Banken ebenfalls nicht berücksichtigt werden, vgl. *Finger et al.* (2002) bzw. <http://www.creditgrades.com>.

²⁹ Dieses Kriterium ist notwendig, um die dazugehörigen realen Ausfallwahrscheinlichkeiten bestimmen zu können, vgl. Formel (9).

Diese Kriterien führten zu insgesamt 23 Anleihen. Die Bestimmung der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten erfolgte auf Basis der in Anhang B hergeleiteten Formeln (siehe insbesondere Formel (14)).³¹ Dabei wurde eine Recovery Rate von 50 % angenommen.³² Das Ergebnis ist in Abbildung 2 und Abbildung 3 dargestellt. Es ergibt sich ein Mittelwert von 11,39 % mit einer Standardabweichung von 2,21 %. Die Güte der Schätzung wird zudem dadurch unterstrichen, dass 15 von 23 Beobachtungen (= 65,2 %) im Intervall von 10 %–14 % liegen. Weitere Kennzahlen sind in Tabelle 1 angegeben.

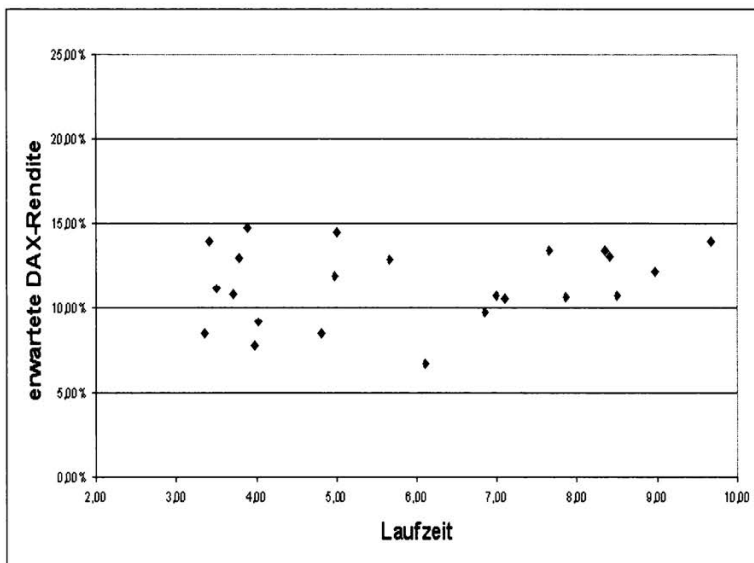
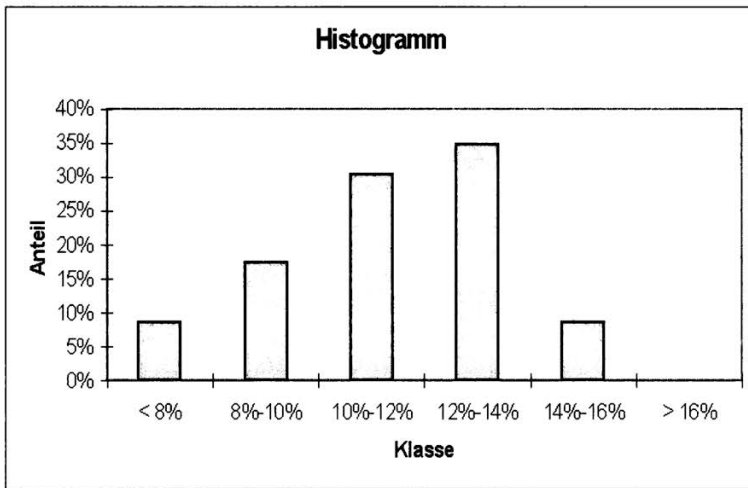


Abbildung 2: Erwartete DAX-Rendite, implizit bestimmt aus Bondpreisen

³⁰ Es existieren nur wenige Unternehmensanleihen mit einer Laufzeit von über 10 Jahren. Um eine Vergleichbarkeit zu gewährleisten, wurden Anleihen mit einer Laufzeit von über 10 Jahren deshalb ausgeschlossen. Anleihen mit einer Restlaufzeit von weniger als drei Jahren wurden aufgrund der Schwächen des Merton-Modells im kurzfristigen Bereich nicht berücksichtigt, vgl. Kapitel II.

³¹ Alle Bondpreise stammen vom 30. Juli, Mittelwert aus Bid- und Ask-Kurs an der Frankfurter Börse. Zur Bestimmung von risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus Bondpreisen sei des Weiteren auf *Duffie/Singleton* (2003) und *Schönbucher* (2003) verwiesen.

³² Diese Wahl basiert vor allem auf Studien in den USA, die für die Senioritätsklasse Senior Unsecured (vergleichbar mit vorrangig ohne Besicherung) eine durchschnittliche Recovery Rate von 53,80 % (*Carty/Lieberman* (1996)) bzw. von 47,65 % (*Altman/Kishore* (1996)) ergaben. Für den deutschen Raum sind uns keine entsprechenden Untersuchungen bekannt.



*Abbildung 3: Erwartete DAX-Rendite als Histogramm,
implizit bestimmt aus Bondpreisen*

Tabelle 1

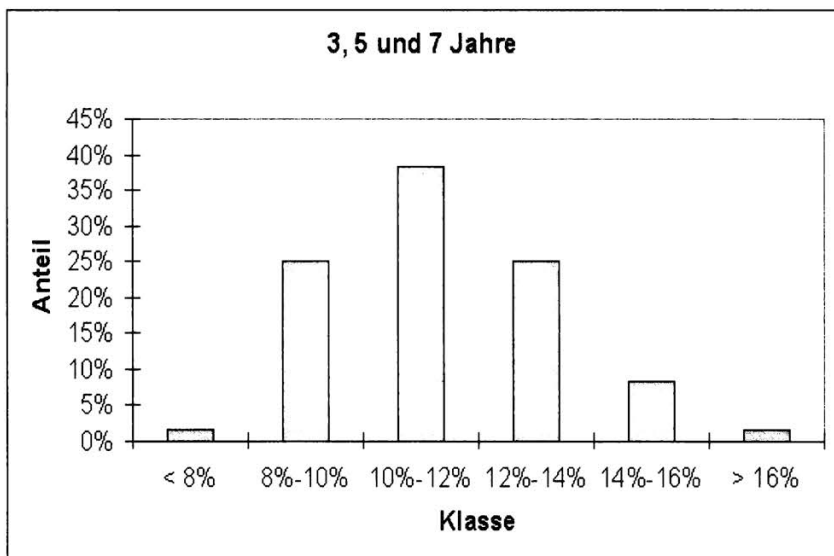
Kennzahlen der Schätzung der erwarteten DAX-Rendite aus Bondpreisen

Kennzahl	Wert
Mittelwert	11,39 %
Standardabweichung	2,21 %
Median	11,15 %
25 %-Quantil	10,16 %
75 %-Quantil	13,24 %

*2. Schätzung der erwarteten DAX-Rendite
auf Basis von CDS-Spreads*

Zur Schätzung der erwarteten DAX-Rendite aus CDS-Spreads wurden Spreads für CDS mit Laufzeiten von 3, 5 und 7 Jahren herangezogen. Die CDS-Spreads bzw. die dazugehörigen Referenzentitäten und Referenzanleihen mussten folgende Bedingungen erfüllen:

- Referenzentität ist DAX-Unternehmen (bzw. Finanzierungsgesellschaft eines DAX-Unternehmens).



*Abbildung 4: Erwartete DAX-Rendite als Histogramm,
implizit bestimmt aus CDS-Spreads*

- Referenzentität besitzt ein Rating bei Moody's.
- Seniorität der Referenzanleihen ist senior unsecured.
- Währung: Euro.
- Laufzeiten: 3, 5 und 7 Jahre.

Diese Kriterien führten zu insgesamt 20 Unternehmen, zu denen jeweils CDS-Spreads für 3, 5 und 7 Jahre existierten.³³ Die Bestimmung der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten erfolgte anhand der in Anhang B hergeleiteten Formeln (siehe insbesondere Formel (15)). Dabei wurde wie oben eine Recovery Rate von 50 % verwendet. Das Ergebnis ist in den Abbildungen 4–7 und in der Tabelle 2 dargestellt. Der Mittelwert (11,41 %) weicht nur unwesentlich von dem aus Bondpreisen ermittelten Mittelwert (11,39 %) ab.³⁴ Die Standardabweichung ist geringer

³³ Die Daten stammen aus Bloomberg, als Spreads wurden Bloomberg-Spreads vom 27.07.2004 verwendet.

³⁴ Dies war nach der in Kapitel II. vorgestellten Theorie zu erwarten, da die Risikoeinstellung der Investoren sich auf den beiden Märkten nicht unterscheiden sollte. Des Weiteren baut die Bewertung von CDS auf Bondpreisen auf, sodass auch aus diesem Grund ähnliche Ergebnisse zu erwarten waren. Allerdings sind die dazugehörigen Arbitragestrategien aufgrund der Problematik von Short-Posi-

Tabelle 2

Kennzahlen der Schätzung der erwarteten DAX-Rendite aus CDS-Spreads

Kennzahl	Wert 3, 5 und 7 Jahre	Wert 3 Jahre	Wert 5 Jahre	Wert 7 Jahre
Mittelwert	11,41 %	11,55 %	11,38 %	11,30 %
Standardabweichung	1,96 %	2,30 %	1,91 %	1,61 %
Median	11,17 %	11,16 %	11,52 %	11,36 %
25 %-Quantil	9,81 %	9,61 %	10,20 %	10,19 %
75 %-Quantil	12,82 %	13,37 %	12,42 %	12,31 %

als beim obigen Vorgehen. Es ist ebenfalls ersichtlich, dass die Werte für längere Laufzeiten deutlich weniger streuen als für kurze Laufzeiten. Durch Liquiditätsaspekte ist dies nicht zu erklären, der liquideste Markt ist eindeutig der Markt für 5-jährige CDS. Grund hierfür scheinen vielmehr die Stärken und Schwächen des Merton-Modells zu sein. Wie oben

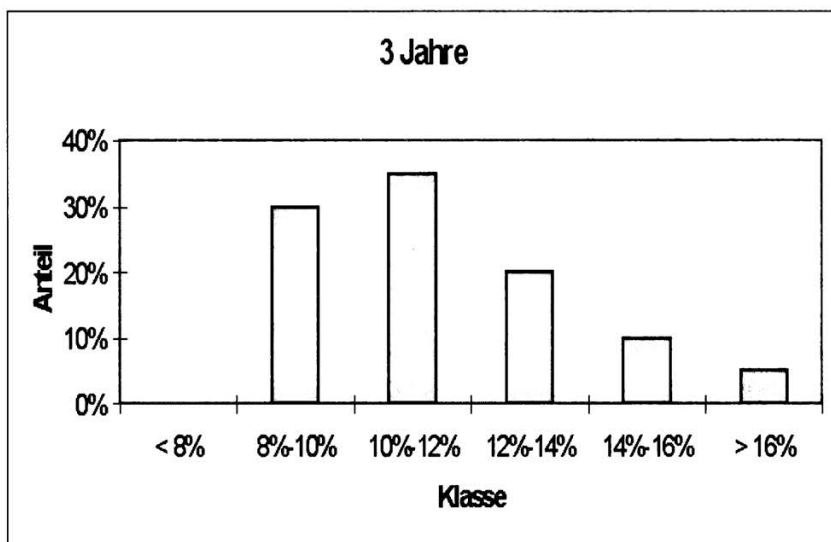


Abbildung 5: Erwartete DAX-Rendite als Histogramm, implizit bestimmt aus CDS-Spreads für 3-jährige CDS

tionen nicht immer durchführbar. Weitere Verzerrungen könnten durch Bid-Ask-Spreads auftreten.

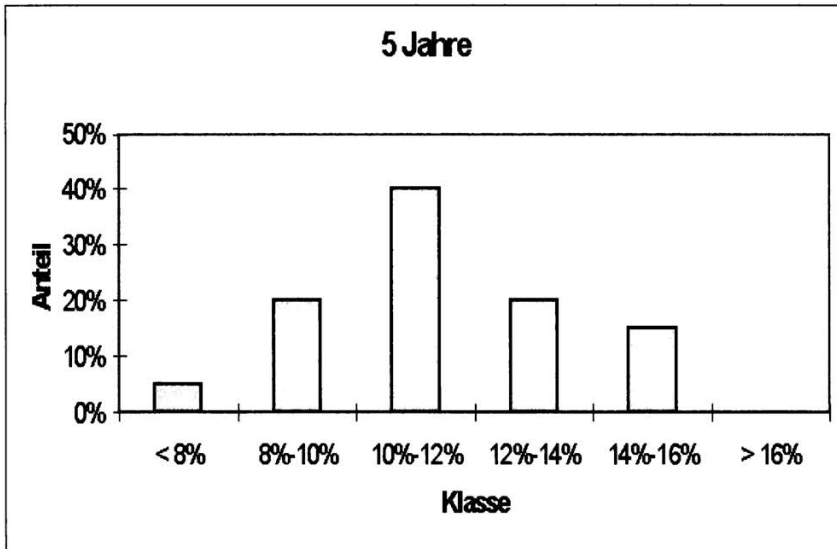


Abbildung 6: Erwartete DAX-Rendite als Histogramm, implizit bestimmt aus CDS-Spreads für 5-jährige CDS

schon erwähnt (siehe Kapitel II.) ist das Merton-Modell für kurze Laufzeiten nicht so gut geeignet, da hierbei primär Unsicherheiten über aktuelle Asset-Werte bzw. Unsicherheit über die so genannte „distance-to-default“ einen Einfluss auf die Ausfallwahrscheinlichkeit besitzen.³⁵ Für längere Zeiträume ist diese Unsicherheit allerdings weniger ausschlaggebend. Es rückt vielmehr die Varianz des Assetwertprozesses in den Mittelpunkt. Die Beobachtung, dass für längere Laufzeiten stabilere Ergebnisse erzielt werden, ist auch – in der Tendenz – schon in Abbildung 2 zu erkennen.

IV. Sensitivitäten

Die Aussagekraft der in Kapitel III. berechneten Schätzer für erwartete Aktienrenditen hängt von mehreren Faktoren ab. Von entscheidender Bedeutung ist dabei die Bestimmung der Inputparameter und Auswirkungen von im Modell nicht berücksichtigten Größen auf das Ergebnis. Als Inputparameter für eine auf dem CAPM basierende Schätzung der erwarteten Marktrendite sind der risikolose Zinssatz, der Marktpreis des Risi-

³⁵ Vgl. hierzu auch *Finger et al. (2002)*.

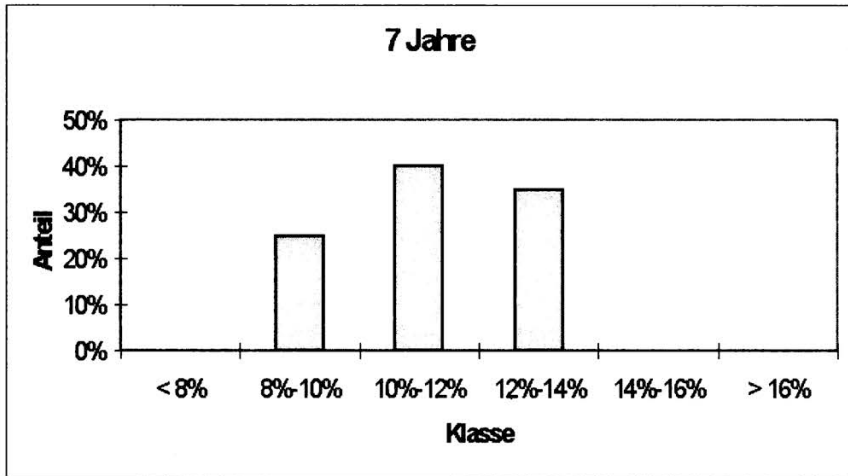


Abbildung 7: Erwartete DAX-Rendite als Histogramm, implizit bestimmt aus CDS-Spreads für 7-jährige CDS

kos sowie die Volatilität des Marktportfolios zu bestimmen. Das hier vorgestellte Modell (siehe Kapitel II.) geht insbesondere bei der Bestimmung des Marktpreises des Risikos neue Wege. Dieser wird über Fremdkapitalbewertungen bestimmt (vgl. Kapitel III.). Zuerst werden deshalb in Abschnitt 1. die Auswirkungen einzelner Inputparameter bei der Bestimmung des Marktpreises des Risikos analysiert. Anschließend erfolgt in Abschnitt 2. eine Analyse der übrigen Inputfaktoren des CAPM.

Von besonderem Interesse ist dabei die Auswirkung von im Modell nicht berücksichtigten Parametern, wie z.B. Liquiditätsrisiken oder steuerlichen Aspekten. Es wird sich herausstellen, dass das in Kapitel II. vorgestellte Modell ein sehr robustes Verfahren liefert. Insbesondere hat eine Änderung in der Risikoeinstellung der Investoren einen wesentlichen Einfluss auf die risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten, sodass Verzerrungen durch andere Einflussgrößen nur marginale Auswirkung besitzen.

1. Sensitivitäten bei der Bestimmung des Marktpreises des Risikos

Zur Bestimmung des Marktpreises des Risikos γ (vgl. Formel (10)) werden als Inputparameter insbesondere die risikoneutrale und reale

Ausfallwahrscheinlichkeit sowie die Korrelation des betrachteten Unternehmens mit dem Marktportfolio benötigt.³⁶ Die dazugehörigen Sensitivitäten sollen im Folgenden bestimmt werden.³⁷

Sensitivität bzgl. der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeit

Durch Ableiten von Formel (10) ergibt sich

$$(11) \quad \frac{\partial \gamma}{\partial Q^{def}} = \frac{1}{\sqrt{T} \cdot \rho_{i.M}} \cdot \frac{\partial \Phi^{-1}(Q^{def})}{\partial Q^{def}} = \frac{1}{\sqrt{T} \cdot \rho_{i.M}} \cdot \frac{1}{\frac{\partial \Phi}{\partial x | \Phi^{-1}(Q^{def})}}$$

$$= \frac{1}{\sqrt{T} \cdot \rho_{i.M}} \cdot \sqrt{2\pi} \cdot e^{\frac{1}{2}(\Phi^{-1}(Q^{def}))^2},$$

bzw. durch Umstellen

$$\frac{\Phi^{-1}(Q^{def}(T)) - \Phi^{-1}(P^{def}(T))}{T} = \underbrace{\frac{\mu_{Markt} - r}{\sigma_{Markt}}}_{=\gamma} \cdot \rho_{Markt, Aktie}$$

$$\Leftrightarrow Q^{def} = \Phi(\gamma \cdot \rho_{Markt, Aktie} \cdot T + \Phi^{-1}(P^{def}))$$

und

$$(12) \quad \frac{\partial Q^{def}(T)}{\partial \gamma} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{\frac{1}{2}(\gamma \cdot \rho_{Markt, Aktie} \cdot T + \Phi^{-1}(P^{def}(T)))^2} \cdot \rho_{Markt, Aktie} \cdot T.$$

Die Abhängigkeit zwischen dem Marktpreis des Risikos und der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeit ist in Abbildung 8 für unterschiedliche reale Ausfallwahrscheinlichkeiten dargestellt. Es ist zu erkennen, dass eine Veränderung des Marktpreises des Risikos eine signifikante Auswirkung auf die risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeit besitzt (siehe Abbildung 8). Das bedeutet, dass Veränderungen der Risikoeinstellung der Investoren sich deutlich bei risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten und damit bei Bondpreisen oder CDS-Spreads bemerkbar machen. Für ein typisches Unternehmen im DAX mit $\rho_{Markt, Aktie} = 0,70$ und $P^{def}(5 \text{ Jahre}) = 0,60\%$ ergibt sich zusammen mit einem realistischen Marktpreis des Risikos von 0,5 damit:

³⁶ Des Weiteren ist die Zeit ein weiterer Inputparameter. Eine Bestimmung der Sensitivität bzgl. der Zeit macht aber keinen Sinn, da diese zum einen exakt bestimmbar ist und zum anderen einen erheblichen Einfluss auf andere Parameter – insbesondere die reale und risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeit – besitzt.

³⁷ Die Bestimmung aller Sensitivitäten basiert auf Formel (10).

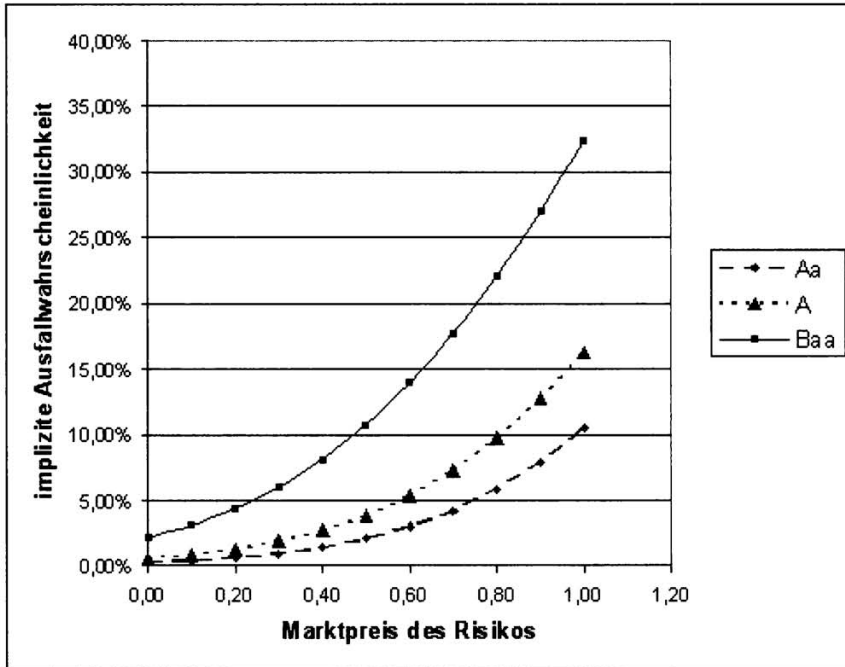


Abbildung 8: Risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit der Risikoeinstellung der Investoren (Marktpreis des Risikos).

Daten: reale Ausfallwahrscheinlichkeiten (Quelle: Moody's (2004), Anhang 29): 0,24% (Aa), 0,54% (A), 2,16% (Baa), Korrelation Aktie-DAX: 0,7, Laufzeit: 5 Jahre

$$\frac{\partial Q^{def}(5)}{\partial \gamma} = 0,28 \cdot e^{-\frac{1}{2}(0,7 \cdot 0,5 \cdot 5 - 2,51)} = 20,98\%,$$

d.h., bei einem Anstieg des Marktpreises des Risikos von 0,5 auf 0,6 steigt c.p. die risikoneutrale 5-Jahres-Ausfallwahrscheinlichkeit um ca. 2,10% an.

Anhand von (12) bzw. (11) kann auch eine Auswahl der zur Schätzung herangezogenen Titel getroffen werden. Die Risikoeinstellung der Investoren, ausgedrückt durch den Marktpreis des Risikos γ , hat einen größeren Einfluss auf die risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten, wenn (11) groß ist. In Abbildung 9 ist diese Beziehung für $\rho_{\text{Markt, Aktie}} = 0,7$ dargestellt. Dabei ist zu erkennen, dass bei einer nur gering risikoaversen Einstellung der Investoren ($\gamma = 0,2$)³⁸ der Einfluss auf die risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten mit steigender Laufzeit zunimmt (vgl. (12)).

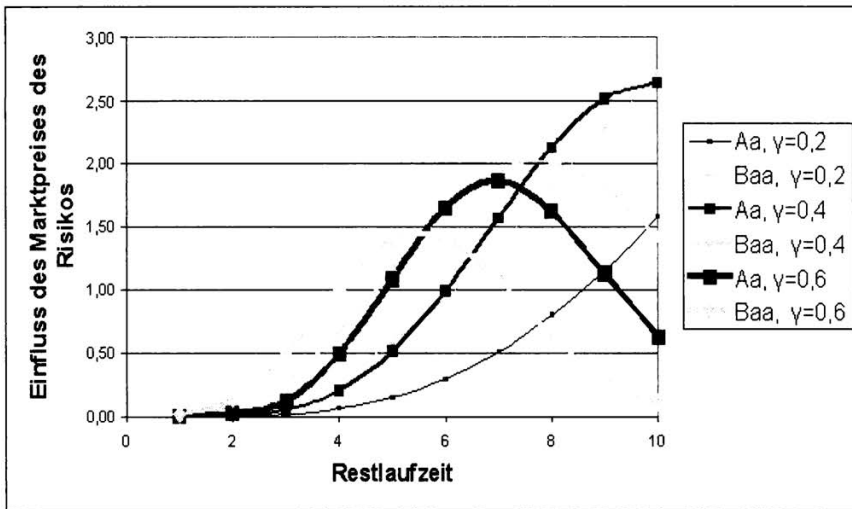


Abbildung 9: Einfluss der Risikoneigung der Investoren (Marktpreis des Risikos) auf risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeiten.

Daten: Die zu den Ratings gehörenden realen Ausfallwahrscheinlichkeiten stammen aus Moody's (2004), Anhang 29. Sonstige Daten: Korrelation Aktie-DAX: 0,7

Bei einer zunehmenden Risikoaversion ($\gamma = 0,6$) verlagert sich das Maximum in den Bereich kürzerer Laufzeiten.³⁹ Nimmt man (10) als Basis für eine Schätzung des Marktpreises des Risikos, so ergibt sich bei der verwendeten Datenbasis ein Mittelwert von 0,42 (auf Basis der Bonddaten) bzw. von 0,43 (auf Basis der CDS-Spreads). Dies begründet auch die besonders geringe Varianz der Schätzung auf Basis der 7-jährigen CDS-Spreads, da bei einem Marktpreis des Risikos von ca. 0,4 der maximale Einfluss bei einer Laufzeit von ca. 7 Jahren eintritt.

Sensitivität bzgl. der realen Ausfallwahrscheinlichkeit

Analog zu oben ergibt sich durch Ableiten von (10):

$$(13) \quad \frac{\partial \gamma}{\partial P^{def}} = -\frac{1}{\sqrt{T} \cdot \rho_{i,M}} \cdot \sqrt{2\pi} \cdot e^{\frac{1}{2}(\Phi^{-1}(P^{def}))^2}.$$

³⁸ Dies entspricht bei einer Marktvolatilität von 20 % einer erwarteten Überrendite über den risikolosen Zinssatz von 4 %.

³⁹ Bei einer geringeren Korrelation als 0,7 nimmt die Funktion ihr Maximum bei etwas längeren Laufzeiten an und umgekehrt.

Da die reale Ausfallwahrscheinlichkeit in der Regel niedrigere als die risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeit aufweist, ist (für $P^{def}, Q^{def} < 0,5$) $(\Phi^{-1}(P^{def}))^2$ größer als $(\Phi^{-1}(Q^{def}))^2$ und somit die Sensitivität bzgl. der realen Ausfallwahrscheinlichkeit größer als bzgl. der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeit. Fehleinschätzungen bzgl. der realen Ausfallwahrscheinlichkeit wirken sich damit vergleichsweise stark auf die Schätzung des Marktpreises des Risikos (γ) aus.

2. Sensitivitäten bzgl. r , σ und ρ

Basierend auf Formel (9) bzw. (10) können Sensitivitäten der erwarteten Aktienrendite bzgl. des risikolosen Zinssatzes r , der Volatilität σ_{Markt} und der Korrelation mit dem Marktportfolio $\rho_{Markt, Aktie}$ berechnet werden. Die Sensitivitäten beziehen sich bei diesen Größen dabei einzig und allein auf eine mögliche fehlerhafte Schätzung dieser Inputparameter. Aussagen über die erwartete Marktrendite bei Änderung dieser Größen machen in diesem Zusammenhang keinen Sinn, da hierdurch auch eine Änderung anderer Parameter zu erwarten ist.

Sensitivität bzgl. des risikolosen Zinssatzes

$$\frac{\partial \mu_{Markt}}{\partial r} = 1.$$

Eine fehlerhafte Bestimmung des risikolosen Zinssatzes um einen Prozentpunkt wirkt sich damit in einer um einen Prozentpunkt erhöhten Schätzung der erwarteten Marktrendite aus.⁴⁰ Beachtet man, dass eine Bestimmung des risikolosen Zinssatzes relativ genau erfolgen kann⁴¹, ist

⁴⁰ Es ist zu beachten, dass bei der impliziten Bestimmung von risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus Bondkursen eine fehlerhafte Bestimmung des risikolosen Zinssatzes auch zu einem Fehler bei den risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten führt. Bei der Bestimmung risikoneutraler Ausfallwahrscheinlichkeiten aus CDS-Spreads ist dieser Fehler allerdings vernachlässigbar, siehe auch Anhang B. Des Weiteren wirken die beiden Effekte entgegengesetzt: Ein zu hoch angesetzter risikoloser Zinssatz führt direkt zu einer Überschätzung der erwarteten Aktienrendite. Aufgrund der dadurch induzierten Unterschätzung der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeit wird die erwartete Aktienrendite allerdings wiederum tendenziell unterschätzt.

⁴¹ Geringe Fehler können durch Interpolation zwischen unterschiedlichen Restlaufzeiten, durch Bid-Ask-Spreads oder durch Steuereffekte entstehen. Der Fehler hierbei wird allerdings signifikant unter 1 % liegen.

diese Sensitivität damit vergleichsweise gering und führt demnach zu keinen signifikanten Verzerrungen im Ergebnis.

Sensitivität bzgl. der Marktvolatilität

$$\frac{\partial \mu_{\text{Markt}}}{\partial \sigma_{\text{Markt}}} = \frac{\Phi^{-1}(Q^{\text{def}}(T)) - \Phi^{-1}(P^{\text{def}}(T))}{\sqrt{T}} \cdot \frac{1}{\rho_{\text{Markt, Aktie}}} \stackrel{(10)}{=} \gamma.$$

Die Sensitivität entspricht damit genau dem Marktpreis des Risikos (γ).⁴² In der untersuchten Datenbasis bewegte sich diese Größe zwischen 0,16 und 0,63 bei Bonds und 0,23 und 0,79 bei CDS-Spreads. Eine um einen Prozentpunkt falsch geschätzte Volatilität wirkt sich somit um 0,16 %–0,63 % für die verwendeten Bonddaten (bzw. 0,23 %–0,79 % für CDS-Spreads) auf die Schätzung der erwarteten Marktrendite aus.⁴³

Sensitivität bzgl. des Korrelationskoeffizienten

$$\frac{\partial \mu_{\text{Markt}}}{\partial \rho_{\text{Markt, Aktie}}} = - \frac{\Phi^{-1}(Q^{\text{def}}(T)) - \Phi^{-1}(P^{\text{def}}(T))}{\sqrt{T}} \cdot \frac{\sigma_{\text{Markt}}}{\rho_{\text{Markt, Aktie}}^2}.$$

Diese Sensitivität lag in der betrachteten Datenbasis zwischen –0,184 und –0,036 (Bonds) bzw. –0,299 und –0,058 (CDS-Spreads).

V. Abschließende Bemerkungen

Die derzeit im finanzwirtschaftlich geprägten Schrifttum diskutierten Ansätze zur Bestimmung von erwarteten Aktienrenditen stützen sich im Wesentlichen auf zwei Ansätze: die historische und die DCF-basierte Renditeschätzung. Beide Kalküle weisen jedoch substanzielle Schwächen auf. So fehlt den historischen Schätzungen eine bewusste Einbindung aktuell beobachtbarer Kapitalmarktdaten. Gerade sie sollten aber für eine realitätsnahe Schätzung unbedingt herangezogen werden, da sie relevante Informationen über die aktuelle und zukünftige Risikoneigung der Investoren beinhalten. Die DCF-basierten Verfahren ihrerseits wei-

⁴² Diese Eigenschaft ist auch vor dem Hintergrund der CAPM-Gleichung nicht überraschend. Man kann diese Beziehung quasi als Definition für den Marktpreis des Risikos interpretieren.

⁴³ Das ist ein generelles Problem des CAPM und wird nicht durch das vorgestellte Modell erzeugt. Vgl. u. a. Ballwieser (2002) und McNulty et al. (2002).

sen eine unbefriedigend hohe Sensitivität hinsichtlich der Cash-flow-Prognosen auf, was eine Verwendung der Verfahren grundsätzlich infrage stellt.

Vor diesem Hintergrund bietet der hier entwickelte Ansatz konzeptionelle sowie anwendungsorientierte Vorteile. So gelingt – im Gegensatz zur Schätzung auf der Basis rein historischer Daten – die explizite Einbeziehung der aktuellen Risikoneigung der Investoren. Dies äußert sich in der Verwendung impliziter Ausfallwahrscheinlichkeiten, die aus aktuell beobachtbaren Bondpreisen oder CDS-Spreads bestimmt werden. Die benötigten Inputparameter sind dabei im Allgemeinen problemlos aus liquiden Märkten bestimmbar, auch wenn für Credit Default Swaps derzeit teilweise noch erhebliche Bid-Ask-Spreads existieren. Darüber hinaus führt das Vorgehen zu insgesamt sehr stabilen Schätzergebnissen. Eine hohe Sensitivität des Kalküls gegenüber Eingangsgrößen besteht dabei, wie Kapitel IV. zeigt, grundsätzlich nicht. Allein die vorhandene Sensitivität bzgl. der realen Ausfallwahrscheinlichkeiten und der Recovery Rate ist verfahrenstechnisch gesehen problematisch. Für die realen Ausfallwahrscheinlichkeiten liegen allerdings (teil-)objektivierte Kriterien vor.⁴⁴ Eine deutliche Fehleinschätzung ist daher nicht zu erwarten. Die Festlegung der Höhe der Recovery Rate bleibt hingegen eine kritische Determinante. Hilfestellung könnten die vermehrt angestellten statistischen Studien und die daraus gewonnenen Resultate leisten.⁴⁵

Als wesentlicher konzeptioneller und theoretischer Vorteil des Ansatzes bleibt festzuhalten: Die Darstellung der impliziten Ausfallwahrscheinlichkeit als Funktion des Marktpreises des Risikos – also der Risikoneigung der Investoren – zeigt, dass sich Änderungen im Marktpreis des Risikos c. p. deutlich auf die impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten auswirken und somit andere Marktverzerrungen – insbesondere die durch den Bid-Ask-Spread signalisierte Illiquidität – keinen großen Einfluss auf die Schätzung besitzen. Implizite Ausfallwahrscheinlichkeiten sind damit in besonderer Weise geeignet, die Risikoneigung der Investoren aus aktuellen Marktdaten zu extrahieren.

Die exemplarische Anwendung der Überlegungen auf reale Marktdaten diene schließlich der Verdeutlichung des Kalküls. Zur Schätzung der er-

⁴⁴ Die Klassifizierung der Unternehmen und damit die Festlegung der realen Ausfallwahrscheinlichkeit wird von hoch spezialisierten Ratingagenturen wie Moody's, Standard & Poor's (S&P) oder Fitch vorgenommen. Ihren Einschätzungen liegen dabei aber entsprechende (teil-)objektivierte Kriterien zugrunde.

⁴⁵ Vgl. u. a. *Carty/Lieberman* (1996) bzw. *Altman/Kishore* (1996).

warteten Marktrendite auf Basis des CAPM werden allerdings neben der Schätzung des Marktpreis des Risikos, die unter Rückgriff auf den in dieser Arbeit vorgestellten neuen Ansatz vorgenommen wurde, noch der risikolose Zinssatz und die Volatilität des Marktportfolios als Inputparameter benötigt. Dabei zeigen die Ergebnisse insbesondere bzgl. der Volatilität des Marktportfolios eine höhere Sensitivität. Eine mögliche Verzerrung ist jedoch allein dem CAPM anzulasten⁴⁶ und stellt kein immunes Problem des vorgestellten Ansatzes dar.

Die hier angestellten Überlegungen werfen eine Vielzahl weitergehender Fragen auf, deren Diskussion Gegenstand zukünftiger Forschungsarbeit sein könnte. So zeigen sich verfahrenstechnische Schwächen vor allem bei kurzen Laufzeiten, da der für kurzfristige Laufzeiten dominierende Effekt der unvollständigen Information im Modell von Merton unberücksichtigt bleibt. Eine zusätzliche Modellierung dieses Effekts könnte eine Einbeziehung kurzfristiger Laufzeiten ermöglichen. Zudem wären Lösungsansätze hinsichtlich der Recovery-Rate-Problematik wünschenswert.

Anhang

A. Korrelation von Aktienrenditen und Assetrenditen im Merton-Modell

Im Folgenden soll die Korrelation in der realen Welt zwischen Assetrendite und Aktienkursrendite im Merton-Modell genauer untersucht werden, um die Behauptung eines näherungsweise linearen Zusammenhangs zu fundieren. Dabei wird der Zeitraum von heute ($t = 0$) bis zur Fälligkeit des Zero-Kupon-Bonds ($t = T$) betrachtet. Es ist damit die Korrelation zwischen der Asset-Rendite und dem Payoff der dazugehörigen Call-Option zu bestimmen.

Die diskrete Rendite des Aktienkurses (R_{E_T}) und des Assetwertes (R_{V_T}) über den Zeitraum $[0, T]$ betragen

$$R_{E_T} = \frac{E_T}{E_0}$$

bzw.

$$R_{V_T} = \frac{V_T}{V_0}.$$

⁴⁶ Vgl. u. a. *Ballwieser* (2002) und *McNulty et al.* (2002).

Damit ergibt sich für die Korrelation zwischen R_{E_T} und R_{V_T} in der realen Welt:

$$\begin{aligned}\rho^P(R_{E_T}, R_{V_T}) &= \rho^P\left(\frac{E_T}{E_0}, \frac{V_T}{V_0}\right) = \rho^P(E_T, V_T) = \rho^P((V_T - N)^+, V_T) \\ &= \rho^P\left(\left(V_0 \cdot e^{(\mu-1/2\sigma^2)T+\sigma W_T} - N\right)^+, V_0 \cdot e^{(\mu-1/2\sigma^2)T+\sigma W_T}\right).\end{aligned}$$

Leider existiert keine analytische Lösung für diesen Ausdruck. Die Korrelation kann allerdings mithilfe einer Monte-Carlo-Simulation geschätzt werden.⁴⁷ Die Monte-Carlo-Simulation wurde anhand von unterschiedlichen Parametrisierungen durchgeführt, das Ergebnis ist in Abbildung 10 dargestellt. Dabei wurde die Korrelation nicht in Abhängigkeit von Nominalwert und aktuellem Assetwert, sondern in Abhängigkeit der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeit⁴⁸ dargestellt. Dies liegt darin begründet, dass in der Anwendung in Kapitel III. keine Assetwerte, jedoch risikoneutrale Ausfallwahrscheinlichkeiten bekannt sind. Damit ist die hier angegebene Beziehung von besonderem Interesse. Es ist leicht zu erkennen, dass die Korrelation c.p. mit wachsendem μ steigt. Durch ein zu niedrig angesetztes μ wird die Korrelation damit tendenziell unterschätzt. Da μ unbekannt ist, wurde hier zunächst $\mu = r = 4\%$ angesetzt. Es ist damit davon auszugehen, dass die tatsächliche Korrelation noch höher als in Abbildung 10 angegeben ist.

B. Implizite Bestimmung von risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten

Im Folgenden soll die Herleitung von risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus Bondkursen (Abschnitt 1.) und CDS-Spreads (Abschnitt 2.) erläutert werden. Die dabei bestimmten Formeln wurden in Kapitel III. angewandt, um erwartete DAX-Renditen aus Bondpreisen und CDS-Spreads zu schätzen (vgl. insbesondere auch Kapitel II., Formel (9)).

⁴⁷ Dabei werden Werte für V_T über die Beziehung $V_0 \cdot e^{(\mu-1/2\sigma^2)T+\sigma W_T}$ simuliert und damit die Korrelation $\rho^P((V_T - N)^+, V_T)$ geschätzt.

⁴⁸ Also in Abhängigkeit der Größe $\Phi\left[\frac{\ln\frac{N}{V_0} - (r - \frac{1}{2}\sigma_{Assets}^2) \cdot T}{\sigma_{Assets} \cdot \sqrt{T}}\right]$, vgl. Formel (1).

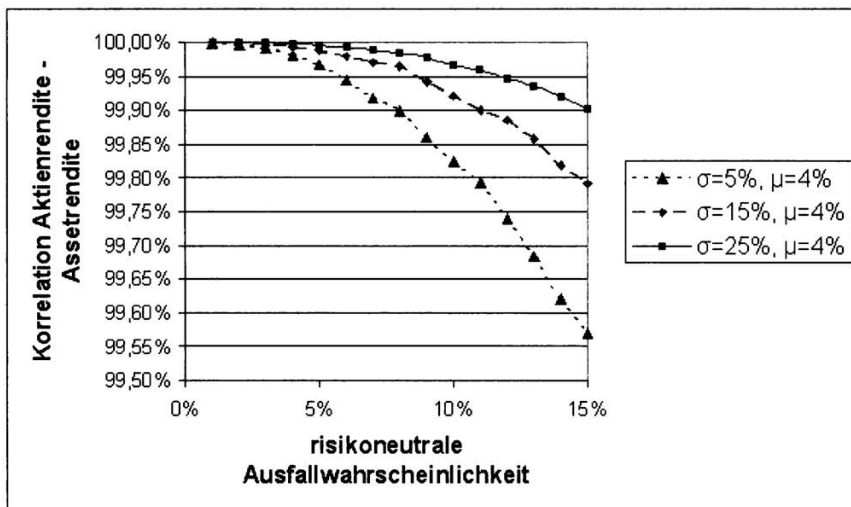


Abbildung 10: Abhängigkeit der risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeit von der Korrelation der Assetrendite mit der Aktienrendite im Merton-Modell.
Sonstige Parameter: $T = 5$, $r = 4\%$

1. Bestimmung von risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus Bondkursen

Es werden folgende Annahmen getroffen:

- Der Ausfallzeitpunkt ist unabhängig von der Zinsentwicklung.
- Tritt ein Ausfall zwischen zwei Zinszahlungsterminen T_i und T_{i+1} ein, so wird die Recovery Rate zum Zeitpunkt T_i ausgezahlt.
- Die Recovery Rate besitzt einen risikoneutralen Erwartungswert von RR. Die Höhe der Recovery Rate hängt dabei nicht vom Ausfallzeitpunkt ab.

Das risikoneutrale Wahrscheinlichkeitsmaß Q entsteht durch die Normierung durch den Cash-Bond. Entsprechend beträgt der Wert eines risikolosen Zero-Bonds $B(T_i)$ mit Laufzeit T_i und Nominal 1.⁴⁹

$$B(T_i) = E^Q \left[e^{-\int_0^{T_i} r(s) ds} \right]$$

⁴⁹ Der risikolose Zinssatz $r(s)$ kann auch stochastisch sein, der Übersichtlichkeit wegen wird das Argument ω unterdrückt.

Entsprechend beträgt der Wert eines risikobehafteten Zero-Kupon-Bonds $\bar{B}_0(T_i)$ mit einer Laufzeit von T_i und einer Recovery Rate von Null:

$$\bar{B}_0(T_i) = E^Q \left[e^{-\int_0^T r(s)ds} \cdot 1_{\tau \notin [0, T_i]} \right] = B(T_i) \cdot \underbrace{E^Q \left[1_{\tau \notin [0, T_i]} \right]}_{=: Q(T_i)},$$

dabei bezeichnet $Q(T_i)$ damit die risikoneutrale Überlebenswahrscheinlichkeit bis zum Zeitpunkt T_i . Eine Erweiterung auf Kupon-Bonds und Einbeziehung der Recovery Rate ergibt für den Wert eines risikobehafteten Kupon-Bonds $\bar{C}(T_n)$ mit Laufzeit T_n und Kuponzahlungen in Höhe von $\bar{c}$ auf das Nominal N zu den Zinszahlungszeitpunkten $T_i, i = 1, \dots, n$:

$$\begin{aligned} \bar{C}(T_n) &= E^Q [\text{Zinszahlungen} + \text{Nominal} + \text{Recovery Rate}] \\ (14) \quad &= \sum_{i=1}^n \bar{c} \cdot N \cdot B(T_i) \cdot Q(T_i) + N \cdot B(T_n) \cdot Q(T_n) \\ &\quad + RR \cdot N \cdot \sum_{i=1}^n B(T_i) \cdot (Q(T_i) - Q(T_{i-1})) \end{aligned}$$

Dabei ist der Term $Q(T_i) - Q(T_{i-1})$ die Ausfallwahrscheinlichkeit im Zeitraum $[T_{i-1}, T_i]$ und damit die Wahrscheinlichkeit der Auszahlung der Recovery Rate zum Zeitpunkt T_i , was die obige Formel plausibilisiert. Zur exakten Herleitung dieser Formel sei auf die Standardliteratur, insbesondere Schönbucher (2003) und Duffie/Singleton (2003) verwiesen.

Werden im Markt Bonds eines Unternehmens mit Laufzeiten $T_n^j, j = 1, \dots, m$ gehandelt, so können – bei Vorgabe einer Recovery Rate aus historischen Daten – die risikoneutralen Überlebenswahrscheinlichkeiten $Q(T_n^j)$ sukzessive aus Formel (14) bestimmt werden. Dabei müssen die anderen auftretenden risikoneutralen Überlebenswahrscheinlichkeiten $Q(T_i^j), i = 1, \dots, n_j - 1; j = 1, \dots, m$ durch Interpolation der Überlebenswahrscheinlichkeiten $Q(T_n^j)$ gewonnen werden. Die Interpolation wurde in dieser Arbeit dabei wie folgt durchgeführt:

1. Bestimme zu jedem Zinszahlungstermin $T_i^j, i = 1, \dots, n_j - 1; j = 1, \dots, m$ die am nächsten liegenden Laufzeiten T_n^{j1} und T_n^{j2} mit $T_n^{j1} \leq T_i^j \leq T_n^{j2}$.
2. Führe die Interpolation so durch, dass die bedingte Überlebenswahrscheinlichkeit pro Zeiteinheit im Zeitraum $[T_n^{j1}, T_i^j]$ der bedingten Überlebenswahrscheinlichkeit pro Zeiteinheit im Zeitraum $[T_n^{j1}, T_n^{j2}]$ entspricht, d. h.:

$$\frac{1}{T_i^j - T_n^{j1}} \cdot \frac{Q(T_i^j)}{Q(T_n^{j1})} = \frac{1}{T_n^{j2} - T_i^j} \cdot \frac{Q(T_i^j)}{Q(T_n^{j2})}.$$

Durch diese Interpolation und Anwendung von Formel (14) entsteht bei Kenntnis der risikolosen Abzinsungsfaktoren $B(T_i^j)^{50}$, der Recovery Rate⁵¹ und der Marktwerte $\bar{C}(T_n^j)$ ein Gleichungssystem aus n Gleichungen mit n Unbekannten. Darüber können die Überlebenswahrscheinlichkeiten $Q(T_n^j)$ bestimmt werden.

2. Bestimmung von risikoneutralen Ausfallwahrscheinlichkeiten aus CDS-Spreads

Es werden folgende Annahmen getroffen:

- Der risikolose Zinssatz ist konstant.
- Tritt ein Ausfall zwischen zwei Zinszahlungsterminen T_i und T_{i+1} ein, so wird die Recovery Rate zum Zeitpunkt T_i ausgezahlt.
- Die Ausgleichszahlung entspricht der Differenz zwischen Nominal und Recovery Rate. Die Recovery Rate besitzt einen risikoneutralen Erwartungswert von RR. Die Höhe der Recovery Rate hängt dabei nicht vom Ausfallzeitpunkt ab.

Im Gegensatz zu Bondpreisen hat der risikolose Zinssatz nur einen sehr geringen Einfluss auf den CDS-Spread, da sowohl der Barwert der Prämienzahlungen als auch der Barwert der Ausgleichszahlungen vom Zinssatz beeinflusst werden. Deshalb führt die Annahme eines konstanten Zinssatzes nur zu sehr geringen Abweichungen bei der Bestimmung von CDS-Spreads.

Unter obigen Annahmen ist der abgezinste Erwartungswert der Prämienzahlungen in Höhe von $\bar{s}$ im Rahmen eines Intensitätsmodelles mit Intensität $\lambda(s)$

$$\bar{s} \cdot \sum_{i=1}^n B(t_i) \cdot e^{-\int_0^{t_i} \lambda(s) ds}.$$

⁵⁰ Die risikolosen Abzinsungsfaktoren wurden durch ein Bootstrap-Verfahren aus Swap-Kurven bestimmt.

⁵¹ Studien in den USA ergaben für die Senioritätsklasse Senior Unsecured eine durchschnittliche Recovery Rate von 53,80% (Carty/Lieberman (1996)) bzw. von 47,65% (Altman/Kishore (1996)). In Kapitel III. wurde von einer erwarteten Recovery Rate von 50% ausgegangen.

Anschaulich beschreibt der Term $e^{-\int_0^{t_i} \lambda(s) ds}$ die Überlebenswahrscheinlichkeit und damit die Wahrscheinlichkeit, dass die Prämie zum Zeitpunkt s gezahlt werden muss.

Für den abgezinste Erwartungswert der Ausgleichszahlung ergibt sich:

$$(1 - RR) \cdot \sum_{i=1}^n B(t_i) \cdot e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds} \cdot \left(e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds} - e^{-\int_0^{t_i} \lambda(s) ds} \right).$$

Dabei gibt der Term $e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds}$ die Überlebenswahrscheinlichkeit bis zum Zeitpunkt t_{i-1} an. Der hintere Term $\left(e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds} - e^{-\int_0^{t_i} \lambda(s) ds} \right)$ repräsentiert die Ausfallwahrscheinlichkeit im Intervall $[t_{i-1}, t_i]$.

Damit folgt für den Spread eines CDS:

$$\bar{s} = \frac{(1 - RR) \cdot \sum_{i=1}^n B(t_i) \cdot e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds} \cdot \left(e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds} - e^{-\int_0^{t_i} \lambda(s) ds} \right)}{\sum_{i=1}^n B(t_i) \cdot e^{-\int_0^{t_i} \lambda(s) ds}}$$

Geht man nun von einer stückweise konstanten Intensität λ_i auf den entsprechenden Intervallen $[0, t_1), \dots, [t_{n-1}, t_n]$ aus, d.h. von einer stückweise konstanten bedingten Ausfallwahrscheinlichkeit, so ergibt sich:

$$(15) \quad \bar{s} = (1 - RR) \frac{\sum_{i=1}^n B(t_i) \cdot e^{-\sum_{k=1}^{i-1} \lambda_k \cdot (t_k - t_{k-1})} \cdot \left(e^{-\sum_{k=1}^{i-1} \lambda_k \cdot (t_k - t_{k-1})} - e^{-\sum_{k=1}^i \lambda_k \cdot (t_k - t_{k-1})} \right)}{\sum_{i=1}^n B(t_i) \cdot e^{-\sum_{k=1}^i \lambda_k \cdot (t_k - t_{k-1})}}.$$

Zur exakten Herleitung dieser Formel sei wiederum auf die Standardliteratur, insbesondere Schönbucher (2003) und Duffie/Singleton (2003) verwiesen.

Ist der CDS-Spread $\bar{s}$ eines Unternehmens für die Laufzeiten $t^j, j = 1, \dots, n$ bekannt, so können anhand dieser Formel unter Kenntnis des risikolosen Zinssatzes und der erwarteten Recovery Rate die Intensitäten $\lambda_i, i = 1, \dots, n$ bestimmt werden. I.d.R. werden keine CDS-Spreads für alle Laufzeiten t_j verfügbar sein, in diesem Falle werden konstante Intensitäten zwischen den verfügbaren Laufzeiten t_{n_j} unterstellt. Ausgehend von der Kenntnis der λ_i können daraufhin die Überlebens- bzw. Ausfallwahrscheinlichkeiten bis zum Zeitpunkt t_{i-1} anhand der Beziehung $e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds}$ bzw. $1 - e^{-\int_0^{t_{i-1}} \lambda(s) ds}$ berechnet werden.

Literatur

Altman, E. I./Kishore, V. M.: Almost Everything You Wanted to Know about Recoveries on Defaulted Bonds, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 6, 1996, S. 57 ff. – Ballwieser, W.: Der Kalkulationszinsfuß in der Unternehmensbewertung: Komponenten und Ermittlungsprobleme, in: *Die Wirtschaftsprüfung*, 2002, S. 736 ff. – Black, F./Scholes, M.: The Pricing of Options and Corporate Liabilities, in: *Journal of Political Economy*, 1973. – Blume, M. E.: Unbiased estimators of long-run expected rates of return, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, No. 347, Sept. 1974, S. 634 ff. – Carty, L. V./Lieberman, D.: Defaulted Bank Loan Recoveries, Moody's Investors Service, Global Credit Research, Special Report, Nov. 1996. – Claus, J./Thoma, J.: Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets, in: *Journal of Finance*, Oct. 2001, S. 1629 ff. – Cooper, I.: Arithmetic versus geometric mean estimators: Setting discount rates for capital budgeting, in: *European Financial Management*, Vol. 2, No. 2, 1996, S. 157 ff. – Copeland, T. E./Weston, J. F.: *Financial Theory and Corporate Policy*, 3. Aufl., Reading usw. 1988. – Deutsch, H.-P.: *Derivate und Interne Modelle*, 2. Aufl., Stuttgart 2001. – Duffie, D./Lando, D.: Term Structure of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information, *Econometrica*, Vol. 69, No. 3, Mai 2001, S. 633 ff. – Duffie, D./Singleton, K.: *Credit Risk – Pricing, Measurement, and Management*, 1. Aufl., Princeton 2003. – Fama, E. F./French, K. R.: The Equity Premium, in: *Journal of Finance*, Vol. LVII, No 2, April 2002, S. 636 ff. – Finger, C. C./Finkelstein, V./Pan, G./Lardy, J.-P./Ta, T./Tierney, J.: *CreditGrades*, Technical Document, RiskMetrics Group, 2002. – Gebhardt, W./Lee, C./Swaminathan, B.: Toward an Implied Cost of Capital, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No 1, June 2001, S. 135 ff. – Gordon, M.: *The Investment, Financing, and Valuation of the Corporation*, Irwin Publishing 1962. – Illmanen, A.: Expected Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 29, Issue 2, Winter 2003, S. 7 ff. – Lintner, J.: The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, in: *Review of Economics and Statistics*, 47, 1965, S. 13 ff. – McNulty, J./Yeh, T./Schulze, W./Lubatkin, M.: What's Your Real Cost of Capital?, in: *Harvard Business Review*, Oct. 2002, S. 114 ff. – Merton, R. C.: On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates, in: *Journal of Finance*, Vol. 29, 1974, S. 449 ff. – *Moody's Investors Service*: *Historical Default Rates of Corporate Bond Issuers, 1920–2003*, 2004. – Mossin, J.: Equilibrium in a Capital Asset Market, in: *Econometrica*, Vol. 34, No 4, 1966, S. 768 ff. – Myers, S. C.: A Time-State-Preference Model of Security Valuation, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 3 1968, S. 1 ff. – Ohlson, J.: Earnings, Book Values and Dividends in Security Valuation, in: *Contemporary Accounting Research*, S. 661–687, Spring 1995. – Philips, T. K.: Why Do Valuation Ratios Forecast Long-Run Equity Returns?, in: *The Journal of Portfolio Management*, Spring 1999, S. 39–44. – Philips, T. K.: Estimating Expected Returns, in: *Journal of Investing*, Vol. 12, Issue 3, Fall 2003, S. 49–58. – Richter, F.: *Kapitalmarktorientierte Unternehmensbewertung*, Frankfurt am Main, 2002. – Ritter, M.: *Kapitalkostenermittlung im Shareholder Value-Konzept mit Hilfe optionspreistheoretischer Ansätze*, Lohmar 2000. – Ross, S. A.: The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, in: *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, No 3, 1976, S. 341 ff. – Sharpe, W. F.: Capital

asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, in: *Journal of Finance*, Vol. 19, 1964, S. 425–442. – *Schönbucher*, P.: *Credit Derivatives Pricing Models*, 1. Aufl., Chichester 2003. – *The Boston Consulting Group*: *Value Creators Report 2003: Back to Fundamentals*. – *Williams*, J. B.: *Theory of Investment Value*, Harvard University Press 1938.

Zusammenfassung

Schätzung erwarteter Aktienrenditen auf Basis von Fremdkapitalmärkten

Im finanzwirtschaftlich geprägten Schrifttum werden zur Schätzung von erwarteten Aktienrenditen derzeit im Wesentlichen zwei Ansätze diskutiert: Die Schätzung anhand vergangener Renditen oder die implizite Bestimmung auf Basis von Cash-flow-Prognosen. Diese Ansätze besitzen jedoch eine Reihe von Nachteilen. Anzuführen sind hierbei insbesondere der fehlende Bezug auf aktuelle Marktdaten bei der Schätzung anhand historischer Renditen und die Probleme einer genügend akuraten Einschätzung zukünftiger Cash-flows verbunden mit der hohen Sensitivität der Schätzergebnisse bzgl. der Cash-flow-Prognose im Rahmen der DCF-Verfahren. In dieser Arbeit wird ein alternativer Ansatz auf Basis von Fremdkapitalbewertungen vorgestellt. Die Risikoneigung der Investoren wird dabei aus aktuellen Bondkursen und CDS-Spreads extrahiert. Über ein Strukturmodell wird darauf aufbauend ein Zusammenhang zur geforderten Marktrisikoprämie und damit zu erwarteten Aktienrenditen hergestellt. Die Anwendung auf reale Marktdaten verdeutlicht die theoretischen Überlegungen und unterstreicht die konzeptionellen Vorteile dieses Ansatzes, wobei insbesondere die geringe Varianz der Schätzungen hervorzuheben ist. (JEL G1, G3)

Summary

Estimation of Expected Stock Returns Based on Bond Markets

To estimate stock returns, two main approaches are currently discussed in the financial literature: estimates based on past returns on the one hand and implicit determination on the basis of cash-flow prognoses on the other. However, these two approaches are subject to a number of drawbacks. The first approach suffers from a lack of reference to current market data, whereas the latter is highly sensitive to the cash-flow prognoses. This article presents an alternative way that is based on debt valuation. In this context, the investors' risk preference is extracted from current bond prices and CDS spreads using default probabilities. A structural model is applied to establish a relationship between the default probabilities and market risk premium and, thus via the CAPM, with expected equity returns. Application to real market data exemplifies the theoretical considerations and underlines conceptual advantages, which are indicated by the small variance of estimated returns.

Résumé

L'estimation des rendements attendus d'actions sur base de marchés de capitaux de tiers

Dans la littérature sur l'économie financière, deux théories sont essentiellement discutées actuellement pour estimer les rendements attendus des actions. Il s'agit de l'estimation sur base de rendements passés ou de la détermination implicite sur base de prévisions de cash flow. Ces théories ont cependant une série de désavantages. Notons en particulier ceux-ci: elles ne se rapportent pas aux données de marché actuelles pour l'estimation sur base de rendements historiques et il est problématique d'estimer de manière suffisamment précise des cash-flow futurs liés à la haute sensibilité des résultats estimés des prévisions de cash flow. Les auteurs présentent dans ce travail une approche alternative basée sur des évaluations de capitaux de tiers. La propension au risque des investisseurs est extraite de cours actuels des obligations et des spreads CDS. Au moyen d'un modèle structurel, ils établissent un rapport avec les rendements supplémentaires requis et par là avec les rendements attendus des actions. L'utilisation de données du marché réelles explique les réflexions théoriques et souligne les avantages de cette approche, dans laquelle il faut particulièrement souligner la faible variance des estimations.