

Die Schätzung der US-amerikanischen Risikoprämie auf Basis der historischen Renditezeitreihe

Von Prof. Richard Stehle, Ph.D., und Julie Hausladen, B.A., M.A., beide Humboldt-Universität zu Berlin

1. Einleitung, Zusammenfassung der Ergebnisse, Vorgehensweise

Um die erwartete zukünftige Rendite des Portefeuilles aller Aktien eines bestimmten Kapitalmarktes zu schätzen, wird diese meist in zwei Komponenten getrennt: einen Zinssatz und den Risikozuschlag bzw. die Risikoprämie von Aktien¹, wobei unter Risikozuschlag bzw. Risikoprämie die Differenz zwischen der erwarteten Rendite von Aktien und dem verwendeten Zinssatz verstanden wird. Hauptgrund für das Splitten der erwarteten Rendite von Aktien in die beiden Komponenten Zinssatz und Marktrisikoprämie ist, dass Zinssätze im Zeitablauf offensichtlich variieren. Die Effektivverzinsung US-amerikanischer Regierungsanleihen mit einer Restlaufzeit von 20 Jahren schwankte z. B. im Zeitraum 1926–2003 zwischen 1,94 % (1940) und 13,34 % (1981).² Im Hinblick auf die Risikoprämie wird dagegen die Annahme der Stabilität im Zeitablauf als gute Ausgangshypothese betrachtet.

Für den US-amerikanischen Kapitalmarkt liegt eine Vielzahl von Schätzungen der Risikoprämie von Aktien vor. Im Folgenden werden jene Schätzungen erörtert,

- die allein auf historischen Renditereihen bzw. Änderungsraten von Aktienindizes aufbauen und
- denen die Annahme zugrunde liegt, dass die Risikoprämie im Zeitablauf konstant ist.³

Alle uns bekannten Schätzungen für den US-amerikanischen Markt beziehen die Besteuerung auf Anlegerebene nicht in die Betrachtung ein – es handelt sich somit aus Anlegersicht um Vor-Steuer-Renditen. Trotz dieser Einschränkungen unterscheiden sich die vorliegenden Schätzwerte für die zukünftige US-amerikanische Risikoprämie zum Teil beträchtlich. Ursachen hierfür sind vor allem:

- die Betrachtungsweise (real vs. nominal),
- das verwendete risikolose Wertpapier,
- die verwendete Zinsberechnung (insbesondere Income vs. Total Returns),
- der betrachtete zukünftige Zeitraum (z. B. 2004–2014),
- das zugrunde liegende Aktienportefeuille bzw. der verwendete Aktienindex,
- die historische Schätzperiode (z. B. 1926–2003),
- die Verwendung von Ab- oder Zuschlägen,
- der verwendete Schätzer (arithmetisches vs. geometrisches Mittel),
- die Verwendung von stetigen oder diskreten Renditen bzw. Zinsen.

Zur Beantwortung der Frage, welche Annahmekombination bzw. welche Vorgehensweise am sinnvollsten ist, können ökonomische oder statistische Argumente bzw. Theorien genutzt werden. Dabei kann das Ziel der Berechnung eine wichtige Rolle spielen (Unternehmensbewertung oder Altersvorsorge). Wir wählen im Folgenden eine pragmatische Vorgehensweise, die dadurch geprägt ist, dass wir die Auswirkung der Vorgehensweise auf das Ergebnis empirisch untersuchen, um die Annahmen bzw. Vorgehensweisen zu identifizieren, die das Schätzergebnis wesentlich beeinflussen. Dabei ist allerdings zu beachten, dass das Ziel der Schätzung die erwartete zukünftige Rendite des Portefeuilles aller Aktien ist – die Risikoprämie ist nur ein Zwischenschritt. Führen alternative Annahmebündel bzw. Vorgehensweisen zu nahezu identischen Schätzwerten für die erwartete zukünftige Aktienrendite, so betrachten wir sie praktisch als gleichwertig. Dies gilt auch dann, wenn sich die Schätzwerte für die Risikoprämie unterscheiden.

Für die Diskussion der genannten Fragen eignen sich die US-amerikanischen Daten beträchtlich besser als die deutschen Daten, weil einerseits für eine weitaus längere Zeitperiode für Aktien Renditedaten mit einer anerkannt hohen Qualität vorliegen und auch im Hinblick auf festverzinsliche Wertpapiere das Datenspektrum größer ist. Andererseits ist die diesbezügliche wissenschaftliche Diskussion in den USA weiter fortgeschritten als in Deutschland. Es bietet sich deshalb an, auf Basis der Erkenntnisse zu argumentieren, die die US-amerikanischen Schätzungen betreffen.

Wichtige Ergebnisse der folgenden Diskussion sind:

- Unter den getroffenen Einschränkungen, insbesondere der Ausklammerung der Besteuerung auf Anlegerebene und der Konzentration auf das Schätzverfahren „historische Renditereihen“, ist die Wahl des Schätzers, also die Frage, ob die

1 Oft werden für den Begriff Risikoprämie auch die Synonyme Markt-risikoprämie oder erwartete Überrendite des Portefeuilles aller Aktien bzw. equity risk premium, market risk premium oder expected excess return of stocks verwendet.

2 Vgl. *Ibbotson Associates* (Hrsg.), *S&P – Stocks, Bonds, Bills, and Inflation – Valuation Edition 2003 Yearbook*, Chicago 2003, S. 69 ff.

3 Dieser Beitrag stellt eine Ergänzung des ebenfalls in dieser Ausgabe der WPg ab S. 906 erscheinenden Beitrages *Stehle*, Die Festlegung der Risikoprämie von Aktien im Rahmen der Schätzung des Wertes von börsennotierten Kapitalgesellschaften, dar. In diesem Beitrag wird eine Reihe von Problemen, die mit der Risikoprämie und ihrer Schätzung zusammenhängen, tiefergehend erörtert, u. a. alternative Vorgehensweisen bei der Schätzung der Risikoprämie.

Schätzung auf Basis des arithmetischen oder des geometrischen Mittels erfolgt, der wichtigste Einflussfaktor auf die Höhe der Schätzwerte für die Risikoprämie und für die erwartete zukünftige Rendite des Portefeuilles „aller“ Aktien, also des Marktportefeuilles. Bei beidem, Risikoprämie und erwarteter zukünftiger Rendite, unterscheiden sich die resultierenden Schätzwerte bei US-amerikanischen Daten um ca. 2 Prozentpunkte.

- Bei beiden Schätzern, also sowohl beim arithmetischen als auch beim geometrischen Mittel, ergeben sich für die Jahre 1926–1954 beträchtlich höhere Risikoprämien als für die Jahre 1955–2003. Der Unterschied ist aus statistischer Sicht allerdings nicht signifikant.
- Die Wahl des zugrunde liegenden Aktienportefeuilles (S&P 500 vs. the CRSP value-weighted market portfolio) beeinflusst das Schätzergebnis nur geringfügig.
- Reale und nominale Risikoprämien unterscheiden sich ebenfalls nur geringfügig.
- Bei Verwendung von Mittelwerten von stetigen Renditen (also von $\ln(1+\text{Rendite})$) ist der Zusammenhang zwischen stetigen und diskreten Renditen zu beachten.
- Bei Einbeziehung der jeweils historischen Daten ab 1926 ergeben sich für die Jahre nach 1986 fast identische Schätzwerte für die jeweils zukünftige Risikoprämie – die auf Basis von Treasury Bill Total Returns und unter Verwendung des arithmetischen Mittels geschätzten Risikoprämien variieren von 1986 bis 2003 nur zwischen 8,2% und 9,5%.
- Die Wahl des Zinssatzes wirkt sich auf das Schätzergebnis für die erwartete zukünftige Aktienrendite in einzelnen Jahren zum Teil beträchtlich aus, im langfristigen Durchschnitt spielt diese Wahl aber eine geringere Rolle.
- Die hohen Aktienrenditen in den 1990er Jahren führten dazu, dass die Schätzwerte für die US-amerikanische Risikoprämie in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre kontinuierlich anstiegen. Inzwischen sind die Schätzwerte für die Risikoprämie als Folge der stark negativen Aktienrenditen in den Jahren 2000 bis 2002 wieder im früher (bis 1995) üblichen Bereich.
- Als Folge dieser Entwicklung haben die Argumente für einen Abschlag aus Gründen der ungewöhnlich positiven Entwicklung in den 1990er Jahren an Bedeutung verloren.
- Die Art der Berechnung der Risikoprämie bei langfristigen Anleihen (Total Returns vs. Income Returns) spielt nur eine geringe Rolle.

Im folgenden *Kapitel 2* beschreiben wir die Datengrundlage und die üblichen Vorgehensweisen. In

Kapitel 3 werden Risikoprämien, die unter Verwendung von kurzfristigen (Treasury Bill) Zinssätzen berechnet wurden, mit Risikoprämien verglichen, die auf Basis von langfristigen Zinssätzen berechnet wurden. Dabei werden bei allen Rendite- bzw. Zinsreihen jeweils Total Returns verwendet. In *Kapitel 4* wird erläutert, inwieweit bei langfristigen Anleihen die Verwendung von Income Returns an Stelle von Total Returns die Schätzwerte beeinflusst.

2. Datengrundlage und Vorgehensweise

Die „weltweit“ wichtigsten Datenreihen für historische Aktien- und Anleiherenditen haben ihren Ursprung am 1960 gegründeten Center for Research in Security Prices (CRSP) der University of Chicago.⁴ Die bis Anfang 1926 zurückgehende Reihe monatlicher Aktienrenditen („Market-Value Weighted Market Portfolio“) für den US-amerikanischen Markt zeichnet sich durch eine beispielhafte Qualität und durch die Einbeziehung fast aller jeweils vorhandenen börsennotierten Aktien aus. Insbesondere werden ab 1926 alle jeweils an der New York Stock Exchange notierten Aktien mit allen Renditekomponenten (Kursänderungen, Dividenden, Gratisaktien, Werten von Bezugsrenditen, etc.) einbezogen, seit 1962 zusätzlich alle Aktien der American Stock Exchange und seit 1973 auch alle Aktien der Nasdaq Stock Exchange. Seit Mitte der 1980er Jahre werden ähnliche, ebenfalls 1926 beginnende Reihen von *Ibbotson Associates* in mehreren regelmäßig erscheinenden Veröffentlichungen publiziert.⁵ Den meisten Schätzungen der US-amerikanischen Risikoprämie für Aktien (equity risk premium) liegen für den Zeitraum 1926 bis heute die CRSP- oder die *Ibbotson-Associates*-Datenreihen zugrunde. Gelegentlich werden zusätzlich die von *Siegel* zusammengestellten Renditereihen für den Zeitraum 1802 bis 1925 verwendet.

Abbildung 1 (s. Seite 930) enthält jährliche Werte für die Differenz der *Ibbotson-Associates*-Renditereihen „Large Company Stock Total Returns“ und „U.S. Government Treasury Bills Total Returns“.

Die *Ibbotson-Associates*-Renditereihe „Large Company Stock Total Returns“ umfasst seit Februar 1957 die um Dividenden ergänzten Änderungsraten des S&P-500-Composite-Index, davor den ebenfalls um Dividenden ergänzten S&P-90-Index.

Die hier diskutierte rein historische Vorgehensweise bei der Schätzung der zukünftigen Risiko-

⁴ *Fisher/Lorie*, A Half Century of Returns on Stocks & Bonds, Chicago 1977, S. 3, geben einen guten Einblick in die Gründungsgeschichte des CRSP.

⁵ Die beiden hier wichtigsten sind das bereits in Fußnote 2 genannte „Valuation Yearbook“ und das „S&P Yearbook“; vgl. *Ibbotson Associates* (Hrsg.), Stocks, Bonds, Bills, and Inflation – 2004 Yearbook, Chicago 2004.

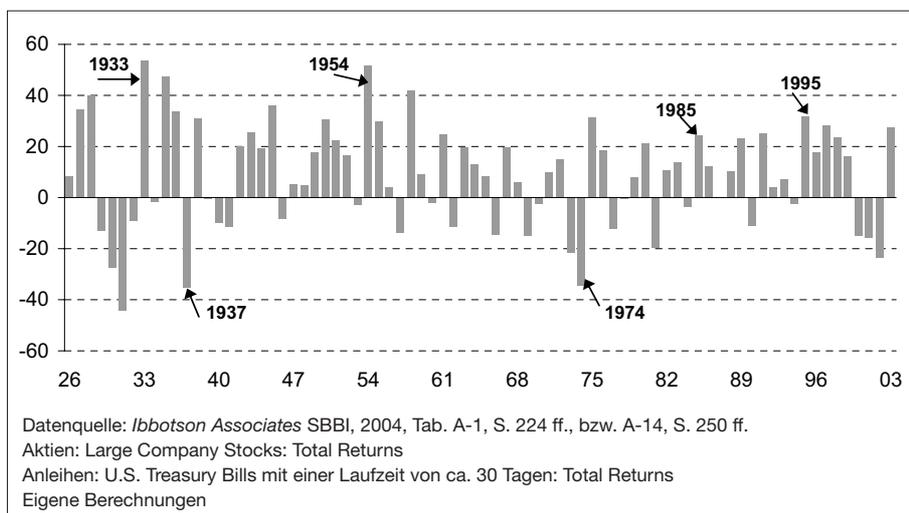


Abb. 1: Jährliche Werte für die Differenz der Renditen von US-amerikanischen Aktien und Anleihen 1926–2003 („Realized Equity Risk Premium“)

prämie basiert auf der Annahme, dass die jährlichen Differenzen zwischen den benutzten Aktien und Anleihenrenditen in der historischen Beobachtungsperiode und in der zukünftigen Periode, für die geschätzt wird, im Zeitablauf unabhängig und identisch (im Folgenden mit stabil bezeichnet) verteilt sind. Gelegentlich wird zusätzlich unterstellt, dass es sich um eine Normalverteilung handelt.

Die Annahme, dass die genannten Differenzen unabhängig und identisch verteilt sind, impliziert u. a., dass der Erwartungswert und die Standardabweichung im Zeitablauf konstant sind. Die Konstanz des Erwartungswertes im Zeitablauf kann u. a. durch eine lineare Regression überprüft werden, bei der die Differenz als abhängige Variable, das Jahr als unabhängige Variable benutzt wird ($t = 1$ (1926) – 77 (2003)). Dies führt zu folgendem Ergebnis (in Klammern: Standardabweichung):

$$\text{Renditedifferenz im Jahr } t = 10,72 - 0,0532 t \quad R^2 = 0,0034$$

(4,77) (0,105)

Das Ergebnis der Regression deutet an, dass der Erwartungswert der Renditedifferenz im Zeitablauf etwas geringer wurde. Die Null-Hypothese, dass die Renditedifferenz in allen Jahren den gleichen Erwartungswert besitzt, kann mit diesem Test allerdings nicht verworfen werden. Diese Annahme wird auch den folgenden Ausführungen, falls nichts anderes erwähnt wird, zugrunde gelegt. Bei Gültigkeit dieser Annahme ist insbesondere das nach Gleichung (1) berechnete arithmetische Mittel der jährlichen Renditedifferenzen ein unverzerrter Schätzwert für die erwartete Risikoprämie im nächsten Jahr. Soll die Risikoprämie im Rahmen von Schätzungen verwendet werden, die sich über mehrere Perioden erstrecken, also z. B. in Schätzungen des Endwertes von langfristigen Kapitalanlagen in Aktien oder bei Unternehmens-

bewertungen, so ist die Ableitung von unverzerrten Schätzern allerdings komplizierter.⁶

Tabelle 1 (s. Seite 931) enthält für die in Abb. 1 betrachteten Differenzen der US-amerikanischen Renditezeitreihen arithmetische bzw. geometrische Mittelwerte und somit Schätzwerte für die Risikoprämie. Geometrische Mittelwerte spielen in der Diskussion der Frage, welcher Schätzwert für welchen Zweck günstiger ist, eine wichtige Rolle. In der Tabelle werden alternative historische Zeit-

räume betrachtet. Die arithmetischen und die geometrischen Mittelwerte werden nach den folgenden Formeln berechnet:⁷

$$\text{Arithmetisches Mittel} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t^s - R_t^b) \quad (1)$$

$$\text{Geometrisches Mittel} = \left[\prod_{t=1}^T (1 + R_t^s) \right]^{\frac{1}{T}} - \left[\prod_{t=1}^T (1 + R_t^b) \right]^{\frac{1}{T}} \quad (2)$$

wobei

R_t^s = Rendite des betrachteten Aktienportefeuilles im Jahr t ,

R_t^b = Rendite, die mit der betrachteten Anleihe bzw. dem betrachteten Anleihenportefeuille im Jahr t verbunden war, und

T = Anzahl der einbezogenen Beobachtungen, hier Jahre.

Zusätzlich zu den Schätzwerten auf Basis der nominalen Renditen enthält Tab. 1 Schätzwerte auf Basis der realen Renditen. Für deren Berechnung wurden die nominalen Renditen mit Hilfe der jeweiligen Inflationsraten in reale Renditen umgerechnet. Implizit liegt der Berechnung der Risikoprämie die Annahme zugrunde, dass die realen Renditen im Zeitablauf stabil sind.

In Tab. 1 sind auch die Standardabweichungen der zugrunde liegenden Zeitreihen angegeben. Diese wurden mit Formel (3) (s. Seite 931) berechnet:

⁶ Diese Frage wird in Stehle, in dieser Ausgabe der WPg ab S. 906, Kap. 4, ausführlich diskutiert.

⁷ Die Vorgehensweise bei der Berechnung der Risikoprämie auf Basis des arithmetischen Mittels kann mit der Annahme begründet werden, dass die Renditedifferenz im Zeitablauf stabil verteilt ist. Eine Begründung für die mit Formel (2) beschriebene Vorgehensweise bei der Berechnung der Risikoprämie auf Basis des geometrischen Mittels ist uns nicht bekannt. Die wichtigsten Anhänger dieser Vorgehensweise sind Damodaran und Copeland/Koller/Murrin. Diese gehen offensichtlich nach Formel (2) vor; vgl. Damodaran, Investment Valuation, 2. Aufl., New York u. a. 2002, S. 162; Copeland/Koller/Murrin, Valuation, 3. Aufl., New York u. a. 2000, S. 217. Alternativ wäre auch die Formel Geometrisches Mittel = $\left[\prod_{t=1}^T (1 + R_t^s - R_t^b) \right]^{\frac{1}{T}} - 1$

denkbar, diese führt im Zeitraum 1926–1998 (auf Basis der langfristigen Regierungsanleihen) zu einem um 0,4 Prozentpunkte geringeren Schätzwert.

$$\text{Standardabweichung} = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2}{T-1}} \quad (3)$$

wobei R_t der jeweilige Wert für das Jahr t und \bar{R} das arithmetische Mittel für den einbezogenen Zeitraum ist.

Die Standardabweichung misst, wie stark die tatsächlichen Ausprägungen um ihren Mittelwert streuen.

Tabelle 1 zeigt, dass die Unterschiede zwischen den realen Risikoprämien – diese werden in den USA häufig berechnet bzw. verwendet – und den nominalen Risikoprämien – diese werden in Deutschland häufiger berechnet bzw. verwendet – gering sind. Die Tabelle zeigt weiterhin, dass in den USA die Differenz zwischen dem arithmetischen und dem geometrischen Mittel für den Beobachtungszeitraum 1926 bis „heute“ 2 Prozentpunkte beträgt. Diese Differenz ist in Deutschland noch höher. Die Tabelle zeigt zudem, dass die (rein historisch ermittelte) Risikoprämie in den USA im Zeitraum 1926 bis 1954 beträchtlich (nahezu 5 Prozentpunkte bei Verwendung des arithmetischen Mittels) höher war als im Zeitraum 1955 bis 2003, dem im bereits erwähnten und in dieser Ausgabe der WPg ab S. 906 veröffentlichten Parallelbeitrag von Stehle für Deutschland zugrunde gelegten Zeitraum.

werden. Andererseits sind solche Unterschiede voll kompatibel mit der Annahme stabiler Wahrscheinlichkeitsverteilungen. Bei dieser Sichtweise spiegeln diese beträchtlichen Unterschiede in Teilperioden nur die große Unsicherheit im Rahmen der Schätzung der wahren Risikoprämie wider. Unter der Annahme stabil und normal verteilter Renditen reicht bei Zugrundelegung der Daten für 1926–2003 das 95%ige Konfidenzintervall für die wahre nominale Risikoprämie von 4% bis 13,23%.⁸

Abbildung 1 zeigt, dass die höchsten und niedrigsten Renditedifferenzen in den Jahren vor 1955 auftraten. In den Jahren 1926 bis 1954 war die Renditedifferenz dreimal höher als 40% (1933, 1935 und 1954), danach nur einmal (1958). Eine Renditedifferenz unter –40% trat nur einmal auf (1931). Dies deutet an, dass im Zeitraum 1926 bis 1954 die Streuung der jährlichen Werte um ihren Mittelwert höher war als von 1955 bis 2003. Tabelle 1 bestätigt, dass die Standardabweichung im Zeitraum 1955–2003 niedriger war als 1926–1954. Die Höhe der Standardabweichung ist ein wichtiger Einflussfaktor für die Differenz zwischen dem arithmetischen und dem geometrischen Mittel. Formel (4) zeigt den Zusammenhang:⁹

$$\text{Arithmetisches Mittel} = \text{Geometrisches Mittel} + \frac{1}{2} (\text{Standardabweichung})^2 \quad (4)$$

	Aktienrendite		Rendite von risikolosen Wertpapieren		Risikoprämie		Inflationsrate
	Nominal	Real	Nominal	Real	Nominal	Real	
Arithmetisches Mittel							
1926–2003	12,4	9,2	3,8	0,8	8,6	8,4	3,1
1926–1954	12,6	11,1	1,1	–0,1	11,6	11,2	1,5
1955–2003	12,3	8,1	5,4	1,3	6,9	6,8	4,1
Geometrisches Mittel							
1926–2003	10,4	7,2	3,7	0,7	6,7	6,5	3,0
1926–1954	9,6	8,1	1,1	–0,3	8,5	8,4	1,4
1955–2003	10,9	6,7	5,4	1,3	5,6	5,4	4,0
Standardabweichung							
1926–2003	20,4	20,5	3,1	4,0	20,8	20,5	4,3
1926–1954	25,5	25,4	1,2	6,0	25,5	25,8	5,7
1955–2003	17,1	17,3	2,8	2,1	17,4	16,7	3,0

Datenquelle: Ibbotson Associates SBBI, 2004, Tab. A-1, S. 224 ff., A-14, S. 250 ff., und A-15, S. 252 ff.
 Aktien: Large Company Stocks: Total Returns
 Anleihen: U.S. Treasury Bills: Total Returns
 Inflationsrate: 1978 und danach: Consumer Price Index for All Urban Consumers (CPI-U), vor 1978 CPI (beide erstellt vom U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics)
 Eigene Berechnungen

Die Annahme, dass die zukünftige Standardabweichung der Renditedifferenz der Standardabweichung im Zeitraum 1955 bis 2004 entspricht, impliziert, dass in Zukunft entweder das arithmetische Mittel, das geometrische Mittel oder beide von den Werten für 1926 bis 2003 abweichen werden. Dimson/Marsh/Staunton (2003) halten die Annahmekombination „Reduktion der Standardabweichung bei Konstanz des geometrischen Mittels“ für sinnvoll und leiten daraus ab, dass das arithmetische Mittel in Zukunft niedriger sein wird.¹⁰

Tab. 1: Schätzwerte für die US-amerikanische Marktrisikoprämie auf Basis der Daten von Ibbotson Associates (S&P-500-Aktienportefeuille und monatliche Treasury-Bill-Zinssätze)

Der beträchtliche Unterschied zwischen den arithmetischen Mitteln in den Teilperioden 1926 bis 1954 und 1955 bis 2003 kann ebenfalls als Hinweis auf eine Änderung der „wahren“ Risikoprämie gewertet

⁸ Die Berechnung des Konfidenzintervalls erfolgte auf folgende Weise: $(8,62\% - 1,96 \cdot 2,35, 8,62\% + 1,96 \cdot 2,35)$, allerdings mit mehr Stellen nach dem Komma.

⁹ Dieser Zusammenhang gilt dann approximativ, wenn logarithmierte Renditen normalverteilt sind.

¹⁰ Vgl. Dimson/Marsh/Staunton, Global Evidence on the Equity Risk Premium, The Journal of Applied Corporate Finance 4/2003, S. 27–38.

Fast identische Schätzwerte für die Risikoprämie ergeben sich, wenn der Analyse an Stelle des von *Ibbotson Associates* verwendeten, um Dividenden ergänzten S&P-500-Index die jährlichen Renditen des Value-weighted market portfolios von CRSP zugrunde gelegt werden. Der Vergleich dieser Datenreihen in Tab. 2 erstreckt sich auf die Jahre 1926–2001, damit auch die Datenreihe von *Siegel* einbezogen werden kann. Der Vergleich der S&P-500-Daten und der CRSP-Daten im oberen Teil der Tabelle zeigt, dass die beiden Datenreihen zu fast, aber nicht völlig identischen Ergebnissen führen.

Die Schätzwerte für die Risikoprämie fallen geringer aus, wenn wir die von *Siegel* vorgelegten, bis 1802 zurückreichenden Daten nutzen. Ein wichtiger Grund hierfür könnte sein, dass die Datenqualität für die Jahre vor 1926 geringer ist als die Datenqualität ab 1926. Bei einer teilweisen Nichteinbeziehung von Bereinigungsereignissen ergibt sich bei Aktien eine zu niedrige Rendite. Besonders kritisch ist die Qualität der Daten für den Zeitraum 1802–1871.¹³ Die in vielen Arbeiten bestätigte hohe Datenqualität der CRSP- und der *Ibbotson-Associates*-Zeitreihen ab 1926, die Unsicherheit über die Qualität der Daten vor 1926 und die bekannten Schwächen der Daten vor 1871 sind die Hauptgründe dafür, dass die meisten Schätzungen der US-amerikanischen Risikoprämie nur die Daten ab 1926 verwenden.

Schätzwerte auf Basis der Daten ab 1926 werden seit Mitte der 1980er Jahre berechnet, manchmal auf Basis kurzfristiger Anleihen (U.S. Treasury Bills, oft mit einer Laufzeit von 30 Tagen), manchmal auf Basis der Zeitreihe für langfristige Anleihen (U.S. Government Bonds). In den 1980er Jahren wurden meist Bills zugrunde gelegt, diese Vorgehensweise wird auch im verbleibenden Teil dieses Abschnittes gewählt.

In Abb. 2 werden für die Jahre 1986 bis 2004 Schätzwerte für die Risikoprämie auf Basis des arithmetischen und des geometrischen Mittels verglichen. Den Werten für 1986 liegt die Zeitreihe 1926 bis 1985 zugrunde, den Werten für 1987 zu-

sätzlich das Jahr 1986 usw. Alle Schätzwerte basieren auf *Ibbotson-Associates*-Renditereihen ab 1926.

Die in der Abbildung enthaltenen Werte für das arithmetische Mittel sind aus den Lehrbüchern bekannt. *Brealey/Myers* (4. Aufl. 1991, S. 131) geben z. B. auf Basis der Jahre 1926 bis 1988 als Schätzwert für die Risikoprämie für das Jahr 1990 8,4% an, in der 5. Aufl. 1996 (S. 146) wurden zusätzlich die Jahre 1989 bis 1994 einbezogen, was das Ergebnis nicht merklich ändert. *Ross/Westerfield/Jaffe* geben in der 5. Aufl. unter Einbeziehung der Jahre 1926 bis 1997 9,2% an (S. 219), in der 7. Aufl. (S. 246) auf Basis der Jahre 1926 bis 2002 8,4%.¹⁴

1926–2001	Arithmetisches Mittel der jährlichen Aktienrenditen	Arithmetisches Mittel der jährlichen Anleiherenditen	Risikoprämie (Differenz)
S&P 500	12,7	3,9	8,8
CRSP-Renditen	12,2	3,9	8,3
<i>Siegel</i>			
1802–1870	8,1	5,2	2,9
1871–1925	8,4	3,8	4,6
1802–2001	9,7	4,3	5,4
1871–2001	10,6	3,8	6,8

Quelle: S&P 500: jährliche Renditen aus *Ibbotson Associates*, SBBI Yearbook 2004
 CRSP Value-weighted Market Portfolio, jährliche Renditen:¹¹
http://mansci.pubs.informs.org/aecompanion_03.html
Siegel (2002), Tab. 1-1, S. 13, und Tab. 1-2, S. 15.¹²

Tab. 2: Vergleich von Renditen und Risikoprämien auf Basis unterschiedlicher Datenreihen, 1926–2001, nominal, Treasury Bill Returns

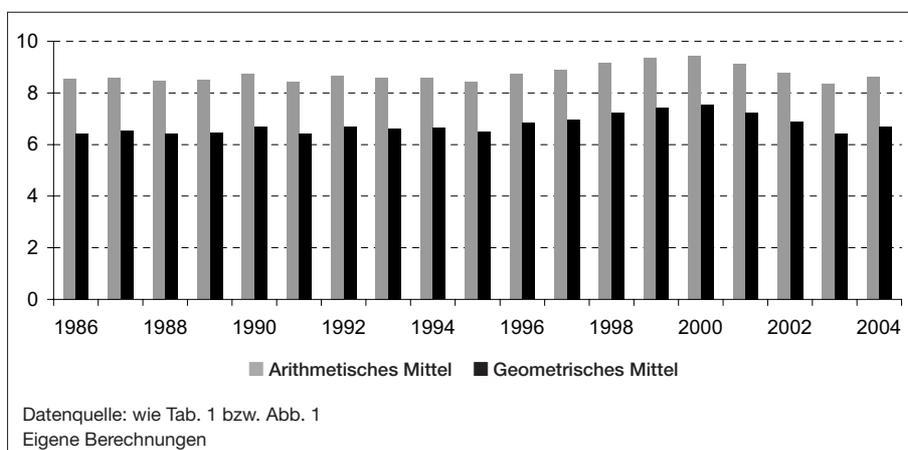


Abb. 2: Die Variation des Schätzwertes für die Risikoprämie in Zeitablauf – arithmetisches vs. geometrisches Mittel (*Ibbotson*-Daten: S&P 500, Treasury Bills, nominal)

11 Diese Renditen werden von *Goyal/Welch* im Rahmen der Dokumentation ihres Aufsatzes „Predicting the Equity Premium with Dividend Ratios“, *Management Science* 2003, S. 639–654, zur Verfügung gestellt.

12 *Siegel*, *Stocks for the Long Run*, 3. Aufl., New York 2002.

13 Vgl. hierzu insbesondere *Mehra/Prescott*, *The Equity Premium in Retrospect*, 2003, in: *Constantinides/Harris/Stulz* (Hrsg.), *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier 2003.

14 Vgl. *Brealey/Myers*, *Principles of Corporate Finance*, 7. Aufl., New York 2003; *Ross/Westerfield/Jaffe*, *Corporate Finance*, 7. Aufl., International Edition, Boston u. a. 2005.

Als Folge der geringeren Zahl der Anhänger des geometrischen Mittels wird dieses weniger häufig genannt. *Damodaran* (2002, S. 162) gibt für den Zeitraum 1928 bis 2000 den Wert 7,17% an, *Copeland/Koller/Murrin* (2000, S. 217) für 1926 bis 1998 5,9%. *Copeland/Koller/Murrin* verwenden längerfristige Anleihen, deshalb ist der von ihnen genannte Wert etwas geringer als im Schaubild.

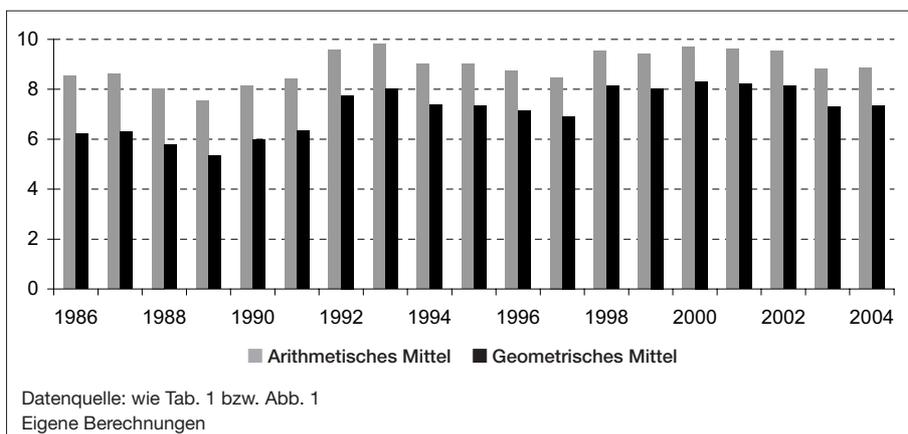


Abb. 3: Die Variation des Schätzwertes für die Risikoprämie in Zeitablauf bei Verwendung der Daten der jeweils letzten 60 Jahre (Ibbotson-Daten, S&P 500, nominal)

Abbildung 2 zeigt, dass die auf Basis des arithmetischen Mittels und „U.S. Treasury Bills Total Returns“ geschätzten Risikoprämien von 1986 bis 1994 nur wenig von 8,5% abwichen. In der zweiten Hälfte der 1990er Jahre stieg diese Prämie als Folge der für mehrere Jahre sehr hohen Aktienrenditen kontinuierlich bis zu einem Höchstwert von nahezu 9,5% an. Inzwischen ist sie wieder abgesunken, auf Basis der Daten einschließlich 2002 beträgt sie wieder 8,4%. Die auf Basis des geometrischen Mittels geschätzten Risikoprämien zeigen den gleichen Verlauf, sie sind allerdings niedriger.

In den Jahren 2000 und 2001 wurde in einer Reihe von Aufsätzen argumentiert, dass der Anstieg der Risikoprämie in den Jahren 1997 bis 2000 eine Folge der ungewöhnlich guten Aktienjahre und deshalb nicht repräsentativ für die Zukunft ist.¹⁵ Von der rein historisch ermittelten Risikoprämie müsse deshalb ein Abschlag erfolgen. Als Folge des inzwischen wieder auf das Niveau vor 1995 gefallenem Schätzwertes hat dieses Argument an Bedeutung verloren.¹⁶

Ein Grund für die relativ geringe Variation der Schätzwerte für die Risikoprämie im Zeitablauf in Abb. 2 ist, dass jedes Jahr nur eine zusätzliche Beobachtung hinzugefügt wird. Alternativ könnten der Berechnung z. B. die jeweils 60 vergangenen Beobachtungen zugrunde gelegt werden, wodurch das Problem der überlappenden Beobachtungen etwas gemildert würde. Abbildung 3 zeigt das Ergebnis einer solchen Betrachtungsweise.

Die in Abb. 2 und Abb. 3 dargestellten Schätzwerte für einzelne Jahre unterscheiden sich natürlich. Die Schätzwerte auf Basis der jeweils letzten 60 Jahre variieren stärker, insbesondere liegt bei Verwendung des arithmetischen Mittels der höchste Wert nahe 10% (1993), der niedrigste unter 8% (1989). Mit Ausnahme des Jahres 1989 kommen beide Vorgehensweisen in allen Jahren bei Verwendung des arithmetischen Mittels auf einen Schätzwert für die Risikoprämie über 8%.

In wissenschaftlichen Arbeiten werden häufig stetige Renditen verwendet, die sich aus den jeweiligen diskreten Renditen durch „Logarithmierung“ ergeben: $\text{Stetige Rendite} = \ln(1 + \text{diskrete Rendite})$

Die Verwendung von stetigen Renditen erleichtert vielfach die Modellbildung. Zusätzlich wird oft argumentiert, dass die Wahrscheinlichkeitsverteilung von stetigen Renditen dem Ideal der Normalverteilung besser entspricht. Als Folge wird auch die Risikoprämie häufig als einfache Differenz zwischen dem arithmetischen Mittel der stetigen Aktienrenditen und der stetigen Anleiherenditen berechnet.¹⁷ Tabelle 3 illustriert die sich daraus ergebenden Unterschiede.

	Arithmetisches Mittel der jährlichen Aktienrenditen	Risikoprämie
S&P 500, diskrete Renditen	12,20	8,37
S&P 500, stetige Renditen	9,72	6,00
CRSP-Renditen (diskret)	11,76	7,93
CRSP-Renditen (stetig)	9,29*	5,57*

Quelle: S&P 500: jährliche Renditen aus *Ibbotson Associates, Yearbook 2004*
CRSP jährliche Renditen:
http://mansci.pubs.informs.org/aecompanion_03.html
Mit * gekennzeichnete Werte: *Goyal/Welch* (2003), Tab. 1

Tab. 3: Vergleich von stetigen und diskreten Renditen und Risikoprämien auf Basis des S&P 500 und des CRSP Value-Weighted Market Portfolio, 1926–2002, Treasury Bill Returns

15 Vgl. z.B. die folgenden drei Aufsätze der Reihe „Estimating the Real Rate of Return on Stocks over the Long Term“ des US-amerikanischen Social Security Advisory Board, August 2001, abrufbar unter www.ssa.gov/NEW/Publications/financing/estimated%20rate%20of%20return.pdf; *Campbell*, Forecasting U.S. Equity Returns in the 21st Century; *Diamond*, What Stock Market Returns to Expect for the Future – An Update; *Shoven*, What are Reasonable Long-Run Rates of Return to Expect on Equities?. Ferner: *Shiller*, Irrational Exuberance, Princeton 2000, und *Malkiel*, A Random Walk Down Wall Street, New York 2003.

16 Vgl. *Graham/Harvey*, Expectations of equity risk premia, volatility and asymmetry, Working Paper, Fuqua School of Business, Duke University, July 2003.

17 *Dorfleitner*, Stetige versus diskrete Renditen, Kredit und Kapital 2002, S. 216–241, enthält eine gute Darstellung der Unterschiede zwischen stetigen und diskreten Renditen.

Zur Diskontierung von Zahlungen, die in jährlichen Abständen erfolgen, z. B. im Rahmen von Unternehmensbewertungen, müssen stetige Renditen in diskrete Renditen umgerechnet werden.

3. Kurzfristige versus langfristige Anleihen als Berechnungsgrundlage

Die bisher gewählte Vorgehensweise, die Risikoprämie auf Basis der Zinssätze bzw. der Renditen von kurzfristigen Regierungsanleihen (U.S. Treasury Bills) zu berechnen, ist sicherlich dann adäquat, wenn die Risikoprämie nur für das Folgejahr geschätzt werden soll. In den vergangenen Jahren wurden alternativ oder zusätzlich meist langfristige Regierungsanleihen zugrunde gelegt mit der Begründung, dass für langfristige Zwecke (Unternehmensbewertungen, Altersvorsorgeentscheidungen) die Rendite langfristiger Anleihen relevanter ist.

Bei den von *Ibbotson Associates* berechneten „Long-Term Government Bond Returns“ handelt es sich um die jährliche Rendite einer einzigen Anleihe mit einer Restlaufzeit nahe 20 Jahre, die aus den einzelnen monatlichen Renditen des Jahres unter Einbeziehung von Zinseszinsseffekten berechnet wird. Bei langfristigen Anleihen ergibt sich der Total Return eines bestimmten Monats als Summe der Preisänderung zwischen Monatsanfang und Monatsende und den (eventuell) im Verlauf des Monats gezahlten Zinsen, in Prozent des Preises der Anleihe am Monatsanfang. Der Preis einer Anleihe ist die Summe aus dem jeweiligen Börsenkurs und den beim Kauf zu entrichtenden Stückzinsen.

Als Folge der langen Restlaufzeit der als Datengrundlage benutzten langfristigen Anleihe ergeben sich bei Änderungen der Effektivverzinsungen dieser Anleihen in einzelnen Jahren zum Teil beträchtliche Differenzen zwischen den Total Returns der U.S. Treasury Bills und den Total Returns der U.S. Treasury Bonds. In Abb. 4 wurden beide Renditereihen einander gegenübergestellt. Die Abbildung illustriert die Renditechancen und -risiken, die mit

langfristigen Regierungsanleihen verbunden sind, auf eindrucksvolle Weise. In einzelnen Jahren hatten diese Anleihen Total Returns über 30 %, z.B. 1982 (40,36 %), 1985 (30,97 %) und 1995 (31,67 %). Im Gesamtzeitraum 1926 bis 2003 betragen die Total Returns der Bonds im Schnitt (arithmetisches Mittel) 5,8 %, die Total Returns der Bills 3,8 %.

In Abb. 5 werden für die Jahre 1986 bis 2004 Schätzwerte für die Risikoprämie auf Basis des arithmetischen Mittels verglichen. Dabei werden einerseits Total Returns von kurzfristigen Anleihen, andererseits Total Returns von langfristigen Anleihen zugrunde gelegt. Die auf Basis der kurzfristigen Anleihen geschätzten Risikoprämien wurden aus Abb. 2 übernommen.

Die auf Basis der „Long-Term Government Bond Total Returns“ geschätzten Risikoprämien betragen für die Jahre 1986 bis 1995 zwischen 7 % und 7,5 %. Für die Jahre 1997 bis 2004 ist ein leichter Anstieg zu beobachten. Für das Jahr 2004 beträgt die Prämie wieder

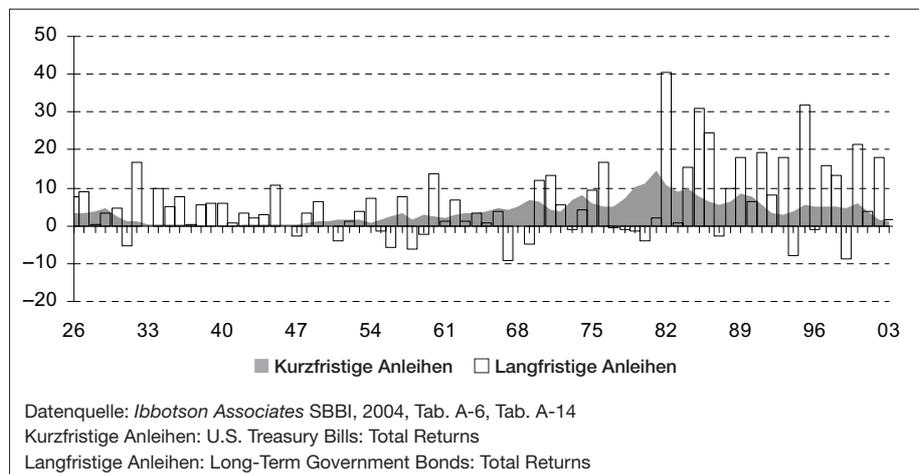


Abb. 4: Vergleich der nominalen Total Returns von kurzfristigen und langfristigen Anleihen (1926–2003)

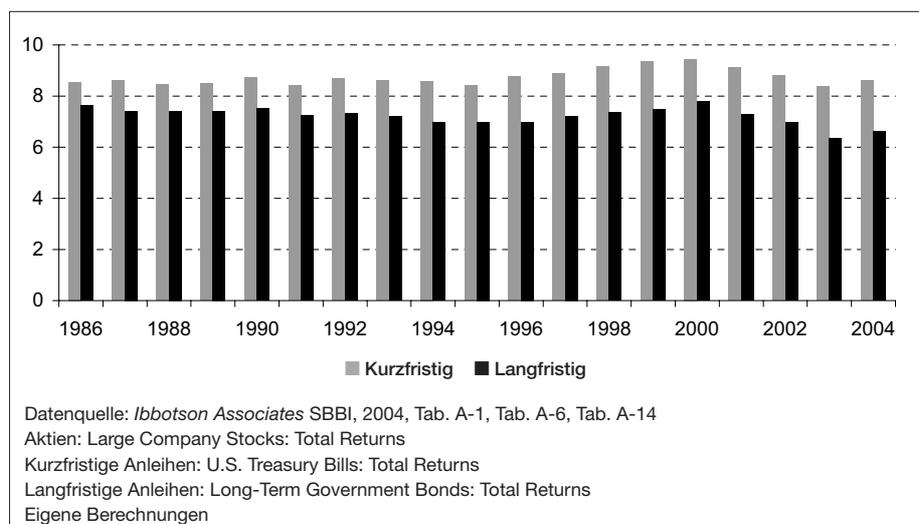


Abb. 5: Die Variation des Schätzwertes für die Risikoprämie in Zeitablauf – langfristige vs. kurzfristige Anleihen (Ibbotson-Daten, S&P 500, arithmetisches Mittel, nominal)

6,6%. Im gesamten Zeitraum 1986 bis 2004 ist die auf Basis der Bills geschätzte Risikoprämie tendenziell 1 bis 1,5 Prozentpunkte höher als die auf Basis der Bonds geschätzte Prämie. In den Jahren 2001 bis 2004 ist die Differenz allerdings höher, 2003 und 2004 beträgt sie 2 Prozentpunkte.

Die zentrale Frage in diesem Zusammenhang ist natürlich: Wie wirkt sich der unterschiedliche Schätzwert für die Risikoprämie auf den Schätzwert für die erwartete zukünftige Aktienrendite aus?

Abbildung 6 enthält Schätzwerte für die erwarteten zukünftigen Aktienrenditen für die Jahre 1986 bis 2004, wobei diese Schätzwerte jeweils als Summe aus der aktuellen Risikoprämie und dem dazu gehörigen aktuellen Zinssatz, d.h. der aktuellen Effektivverzinsung der zugrunde liegenden Anleihekategorie, berechnet wurden. Den Schätzwerten auf Basis der Bill-Renditen werden die Schätzwerte auf Basis der Bond-Renditen gegenübergestellt. Alle Schätzwerte basieren auf arithmetischen Mittelwerten. Der Schätzwert für die erwartete Aktienrendite 2001 wurde z. B. auf Basis von Treasury Bill Total Returns wie folgt geschätzt:¹⁸

$$\begin{array}{l} \text{Erwartete} \\ \text{Aktienrendite} \\ \text{2001} \end{array} = \begin{array}{l} \text{Risikoprämie} \\ \text{(1926–2000) auf Basis} \\ \text{von Treasury Bills} \end{array} + \begin{array}{l} \text{Effektivverzinsung} \\ \text{von Treasury Bills} \\ \text{im Dezember 2000} \\ \text{(auf Jahresbasis)} \end{array}$$

Abbildung 6 zeigt, dass sich in einzelnen Jahren die Schätzwerte für die erwartete zukünftige Aktienrendite oft merklich unterscheiden. Dies hängt vor allem mit den Drehungen der Zinskurve zusammen. 2001 ist der Schätzwert auf Basis der kurzfristigen Anleihen 2,4 Prozentpunkte höher als auf Basis der langfristigen Anleihen. 1994 ist der Letztere um 2,1 Prozentpunkte höher als der Ersterer, ebenso in den Jahren 2002 und 2004. Der Mittelwert der Differenz der beiden Schätzwerte für die in Zukunft erwartete Aktienrendite ist im betrachteten Zeitraum 1986 bis 2004 gering (0,47 Prozentpunkte).

4. Income Returns versus Total Returns

Im Valuation Yearbook 2003 empfehlen *Ibbotson Associates* bei langfristigen Anleihen die Verwendung von Income Returns an Stelle von Total Returns. Am präzi-

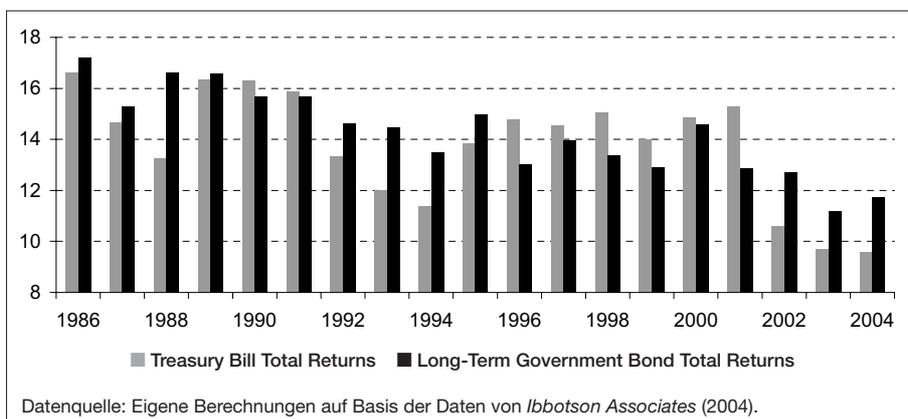


Abb. 6: Schätzwerte für die erwartete zukünftige nominale Aktienrendite auf Basis des jeweils historischen arithmetischen Mittels und des aktuellen Zinssatzes – Vergleich von Treasury Bills und Long-Term Government Bonds (Total Returns)

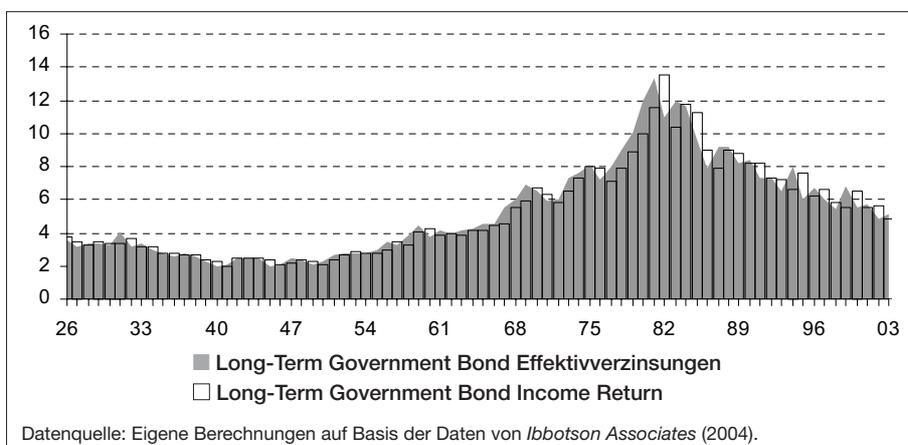


Abb. 7: Vergleich der Income Returns und der Effektivverzinsungen von langfristigen Anleihen (1926–2003)

sesten wird die Berechnung der Income Returns im SBBI 2004 Yearbook beschrieben. Danach handelt es sich bei den Income Returns ab 1977 um die Renditen, die in den jeweiligen Zeiträumen erzielt worden wären, wenn sich die Effektivverzinsung in diesen Zeiträumen nicht geändert hätte.¹⁹ Als Folge unterscheiden sich Income Returns und Total Returns hauptsächlich um die Kursänderung, die aus der Änderung der Effektivverzinsung im jeweiligen Zeitraum resultierte.

Die von *Ibbotson Associates* berechneten Income Returns der Long Term Bonds sind fast, aber nicht zu 100% identisch mit den Effektivverzinsungen dieser Anleihen. Diese beiden Zeitreihen werden in Abb. 7 einander gegenübergestellt. Das arithmetische Mittel der jährlichen Income Returns beträgt im Gesamtzeitraum 1926 bis 2003 5,23%, es ist somit um 0,6 Prozentpunkte niedriger als das arithmetische Mittel der Total Returns. Als Folge ist die Risikoprämie auf Basis der arithmetischen Mittel im Gesamtzeitraum 1926

¹⁸ Diese Vorgehensweise wird zum Beispiel von *Brealey/Myers*, *Principles of Corporate Finance*, 7. Aufl., New York 2003, S. 155–157, erklärt und begründet.

¹⁹ *Ibbotson Associates* (Hrsg.), a.a.O. (Fn. 5), S. 67.

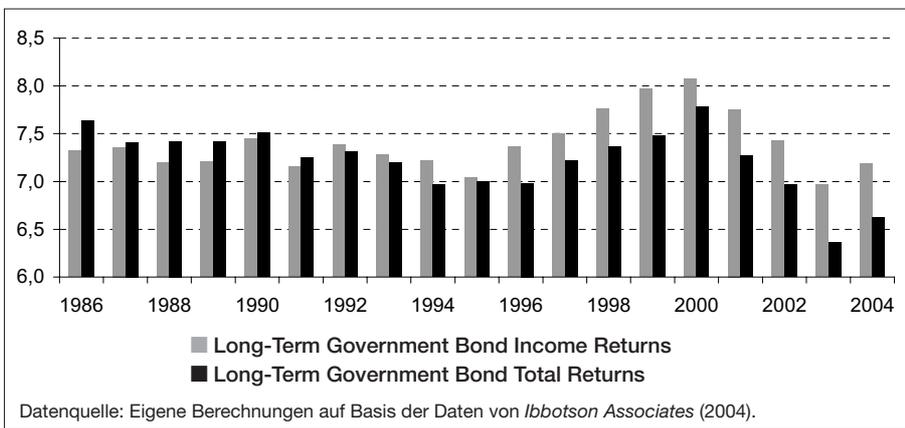


Abb. 8: Schätzwerte für die erwartete zukünftige Risikoprämie auf Basis der Income Returns und der Total Returns von langfristigen Anleihen (arithmetisches Mittel, nominal, 1926–2003)

bis 2003 bei Verwendung der Income Returns 0,6 Prozentpunkte höher als bei Verwendung der Total Returns (7,2% vs. 6,6%).

In Abb. 8 werden für die Jahre 1986 bis 2004 wieder die Schätzwerte für die Risikoprämie auf Basis der jeweils historischen Daten einander gegenübergestellt. Dabei werden einerseits die Income Returns, andererseits die Total Returns der langfristigen Regierungsanleihen zugrunde gelegt.

2004 ist der Schätzwert für die Risikoprämie auf Basis der Income Returns 0,56 Prozentpunkte höher als auf Basis der Total Returns. 1986 ist der letztere Schätzwert 0,31 Prozentpunkte höher als der Erstere. Der Mittelwert der Differenz der beiden Schätzwerte für die nominale Risikoprämie ist im betrachteten Zeitraum 1986 bis 2004 nahe Null (0,18 Prozentpunkte).

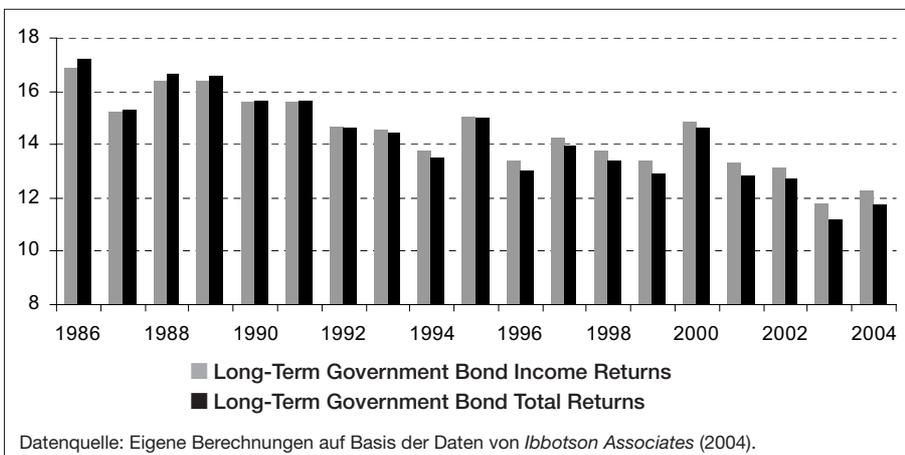


Abb. 9: Schätzwerte für die erwartete zukünftige nominale Aktienrendite auf Basis langfristiger Anleihen: Vergleich von Income Returns und Total Returns

In Abb. 9 werden für den gleichen Zeitraum die impliziten Schätzwerte für die erwartete zukünftige Aktienrendite betrachtet. Die Abbildung zeigt, dass beide Vorgehensweisen zu fast identischen Ergebnissen führen.