

WHL

Schriften der Wissenschaftlichen Hochschule Lahr

Nr. 14

Marktrisikoprämie und Inflation

Björn Reitzenstein

Marktrisikoprämie und Inflation

Björn Reitzenstein

Schriften der Wissenschaftlichen Hochschule Lahr

Herausgeber: Prof. Dr. Thomas Egner
Prof. Dr. Stephan Kaiser
Prof. Dr. Tristan Nguyen
Prof. Dr. Martin Reckenfelderbäumer
Prof. Dr. Stephan Schöning
Prof. Dr. Günther Seeber

Nr. 14

Lahr, 20. Juni 2009

ISBN: 978-3-86692-019-4

© Copyright 2009 WHL Wissenschaftliche Hochschule Lahr
Hohbergweg 15-17
77933 Lahr
info@whl-lahr.de
www.whl-lahr.de

Alle Rechte vorbehalten

Inhaltsverzeichnis

1	Abstract	3
2	Einleitung	4
3	Inflation und Rendite	6
3.1	Grundlagen.....	6
3.1.1	Begriff der Inflation.....	6
3.1.2	Ursachen für das Auftreten von Inflation.....	7
3.1.3	Preisindices als Maßstab für die Inflation	8
3.1.4	Bestimmung von Inflationserwartungen	15
3.2	Empirische Inflationsraten und daraus abgeleitete Erwartungen.....	19
3.2.1	Vorgehen	19
3.2.2	Empirische Inflationsraten in Deutschland	20
3.2.3	Ableitung von Inflationserwartungen.....	22
3.3	Zusammenhang zwischen Inflation und Rendite.....	24
3.3.1	Fisher-Theorem	24
3.3.1.1	Das Grundmodell	24
3.3.1.2	Modifiziertes Fisher-Theorem und Berücksichtigung von Steuern.....	28
3.3.2	Definition von Rendite	30
3.3.2.1	Diskrete versus stetige Rendite	30
3.3.2.2	Arithmetischer versus geometrischer Mittelwert	35
3.3.2.3	Marktrendite, risikoloser Zins und Risikoprämie	39
4	Empirische Studien zu nominaler und realer Rendite sowie Marktrisikoprämie	47
4.1	Literaturüberblick	47
4.1.1	Bimberg (1991)	49
4.1.2	Stehle/Hartmond (1991)	51
4.1.3	Conen/Väth (1993)	53
4.1.4	Morawietz (1994)	55
4.1.5	Stehle (1999)	57
4.1.6	Dimson/Marsh/Staunton (2002)	59

4.1.7	Marktrisikoprämien in Deutschland	60
4.2	Empirische Untersuchung der Renditen in Deutschland	64
4.2.1	Nominale und reale Aktienrenditen.....	64
4.2.2	Nominale und reale Anleihenrenditen.....	69
4.2.3	Nominale und reale Tagesgeldsätze	74
4.2.4	Nominale und reale Marktrisikoprämien.....	79
4.2.5	Vergleich mit der bestehenden Literatur	81
5	Abschließende Zusammenfassung	83
	Literatur	85

1 Abstract

Die Arbeit richtet sich auf den Zusammenhang zwischen Rendite und Inflation. Ein Blick in die Literatur lässt erkennen, dass sich mit diesem Thema bereits Fisher Ende des 19. Jahrhunderts beschäftigt hat. In den empirischen Arbeiten zu diesem Sachverhalt wird auf diesen bestehenden Zusammenhang aufgebaut und Nominal- und Realrenditen für den deutschen Markt bestimmt. In der vorliegenden Arbeit werden empirische Inflationsraten sowie der Zusammenhang zwischen Rendite und Inflation zuerst theoretisch hergeleitet und im Anschluss daran empirisch untersucht. Es wird der grundlegende Gedanke von Fisher dargelegt und empirische Studien zu Marktrisikoprämien analysiert. Diese Studien basieren auf der Ermittlung der Marktrisikoprämie über Differenzenbildung.

Empirische Arbeiten von Renditen und Marktrisikoprämien auf dem deutschen Markt unterscheiden sich hinsichtlich des Untersuchungszeitraums, der verwendeten Datenreihen sowie im Umrechnungsmechanismus zwischen nominalen und realen Renditen. Die Frage, welche historische Zeitperiode repräsentativ für den deutschen Markt ist, wird in der Literatur kontrovers diskutiert. Zum einen muss der betrachtete Referenzzeitraum zur Beschreibung einer stabilen langfristigen Entwicklung möglichst lang sein, andererseits kann die Aussagefähigkeit der Ergebnisse durch sich ändernde Rahmenbedingungen eingeschränkt sein.

Als Ergebnisse lassen sich folgende Punkte festhalten: Bei der Bestimmung von Renditen muss zwischen einer diskreten und einer stetigen Ermittlung unterschieden werden. Bei der Ermittlung der Marktrisikoprämie über stetige Renditen ergibt sich im arithmetischen und geometrischen Mittel der identische Wert, im diskreten Fall unterscheiden sich diese Mittelwerte. Bei der Bestimmung von nominalen und realen Risikoprämien über Differenzenbildung wird nachgewiesen, dass beide Werte identisch, also unabhängig von der Inflationsrate sind.

2 Einleitung

Die Bewertung von Unternehmen ist ein in der Theorie und Praxis weit diskutiertes Themenfeld. In beiden Bereichen gibt es einen Konsens, der den Wert eines Unternehmens als die Summe der diskontierten bewertungsrelevanten Cashflows abbildet.¹

Unabhängig von der ausgeprägten Präferenz für Nominalrechnungen in der Literatur, ist festzuhalten, dass die erwartete Inflationsrate grundsätzlich bekannt sein muss: In der Nominalrechnung zur Bestimmung der (nominalen) Wachstumsrate der bewertungsrelevanten Cashflows und bei der Realrechnung zur Umrechnung der beobachteten nominalen Renditen in reale Renditen. Mit Zweiterem ist die zentrale Problemstellung des vorliegenden Artikels bereits genannt.

Zusammenhang zwischen Rendite und Inflation und Steuern	empirische Untersuchungen auf dem deutschen Markt
Fisher, I. (1896), Appreciation and Interest.	Bimberg, L. (1991), Langfristige Renditenberechnung zur Ermittlung von Risikoprämien.
Darby, M. (1975), The financial and tax effects of monetary policy on interest rates.	Conen, R., Väth, H. (1993), Risikoprämien am deutschen Kapitalmarkt.
Schneider, D. (2001), Betriebswirtschaftslehre, Band 4: Geschichte und Methoden der Wirtschaftswissenschaften.	Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2002), Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns.
Wielens, H. (1971), Inflation kein Alptraum.	Stehle, R. (2004), Die Festlegung der Risikoprämie von Aktien im Rahmen der Schätzung des Wertes von börsennotierten Kapitalgesellschaften.
	Stehle, R., Hartmond, A. (1991), Durchschnittsrenditen deutscher Aktien 1954-1988.

Tabelle 1: Überblick über die Literatur zum Thema: Wachstumsrate und Inflation

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Problemstellung richtet sich auf den Zusammenhang zwischen Rendite und Inflation. Ein Blick in die Literatur (siehe Tabelle 1) lässt erkennen, dass sich mit diesem Thema bereits Fisher Ende des 19. Jahrhunderts beschäftigt hat.² Der mit dem Begriff des Fisher-Theorems bezeichnete Zusammenhang wurde zunächst unter Sicherheit und unter Ausblendung von Steuern hergeleitet. Wielens³, Darby⁴, Feld-

¹ Vgl. Copeland, T., Koller, T., Murrin, J. (2002), S. 172-175; Drukarczyk, J., Schüler, A. (2007), S. 105-107 und Koller, T., Goedhart, M., Wessels, D. (2005), S. 101-106.

² Vgl. Fisher, I. (1896), S. 331-442 und Fisher, I. (1930).

³ Vgl. Wielens, H. (1971), S. 93-100.

⁴ Vgl. Darby, M. (1975), S. 271-273.

stein⁵ und Schneider⁶ haben Steuern in den Renditezusammenhang integriert – der Aspekt der Unsicherheit wird jedoch nicht aufgegriffen. In der Unternehmensbewertung, in der erwartete und somit unsichere Größen von Bedeutung sind, besteht eine Unvereinbarkeit mit dem bestehenden Umrechnungsmechanismus unter Sicherheit. In den empirischen Arbeiten zu diesem Sachverhalt wird auf den bestehenden Zusammenhängen aufgebaut und Nominal- und Realrenditen für den deutschen Markt bestimmt und daraus Schätzer für die Risikoprämie abgeleitet.

In dieser Arbeit wird eine grundlegende Einführung in den Themenbereich der Inflation gegeben. Darin enthalten ist eine Definition von Inflation und die Bestimmung von Inflationserwartungen. Ebenso werden empirische Inflationsraten dargestellt. Im weiteren Verlauf wird der Zusammenhang zwischen Rendite und Inflation zuerst theoretisch hergeleitet und im Anschluss daran empirisch untersucht. Hier wird der grundlegende Gedanke von Fisher dargelegt und empirische Studien zu Marktrisikoprämien analysiert. Diese Studien basieren auf die Ermittlung der Marktrisikoprämie über die Bildung von Differenzen. Dieser Zusammenhang wird intensiv diskutiert und die Inflationsrate in diesen Zusammenhang integriert. Im Detail werden die für den deutschen Markt vorliegenden Studien ausführlich beschrieben und mit einer eigenen empirischen Analyse verglichen.

⁵ Vgl. Feldstein, M. (1976), S. 812-817.

⁶ Vgl. Schneider, D. (1992), S. 393-394.

3 Inflation und Rendite

3.1 Grundlagen

3.1.1 Begriff der Inflation

Unter Inflation versteht man einen anhaltenden Prozess ständiger Preisniveau-Steigerung.^{7, 8} Dies entspricht einer Verringerung der Kaufkraft des Geldes. Das Preisniveau ist der Durchschnitt von Güterpreisen, d. h., Inflation liegt nur dann vor, wenn der Durchschnittspreis ansteigt.⁹ Daraus resultiert, dass ein Preisanstieg eines einzelnen Gutes solange keine Auswirkungen auf die Inflation hat, solange die Preise anderer Güter entsprechend sinken.¹⁰ Strittig ist, ab welcher Höhe der Preissteigerung von Inflation zu sprechen ist. Pohl spricht von einer ständigen Preiserhöhung dann, wenn sich die Wirtschaftssubjekte auf einen Anstieg des Preisniveaus einzustellen beginnen. Ein Beispiel hierzu ist die Berücksichtigung des Preisanstiegs bei Vereinbarungen über den Tariflohn.¹¹ Da dieses Preisniveau einen Geldpreis darstellt, existiert dieses in einer Tauschwirtschaft nicht. Hier gibt es zwischen den Gütern nur eine Preisrelation. Somit ist Inflation ein Phänomen der Geldwirtschaft.¹²

Cassel charakterisiert den Begriff Inflation als einen Prozess steigenden Preisniveaus, der mindestens zwei Perioden anhält. Damit fällt die einmalige Steigerung des Preisniveaus nicht unter den Begriff der Inflation. Weiterhin spricht er erst dann von Inflation, wenn die Steigerungsrate des Preisniveaus eine statistisch begründbare Marge der Messungenauigkeit überschreitet.¹³

Zu Zeiten des Goldstandards ist Inflation ein temporäres Phänomen gewesen, da auf Phasen mit steigendem Preisniveau Phasen mit sinkendem folgten. Die Folge war eine auf lange Zeiträume konstante Kaufkraft des Geldes. In den westlichen Industrieländern ist seit Mitte des 20. Jahrhunderts eine stetige Preisniveau-Steigerung erkennbar.¹⁴ Je nach anhaltendem Prozess der Preisniveauveränderung und der voranschreitenden Geschwindigkeit lassen sich verschiedene Formen der Inflation unterscheiden. Diese sind die schleichende, trabende oder galoppierende Inflation. Exakte Größen für die Abgrenzung werden in der Literatur nicht genannt. Issing grenzt seine Inflationsstufen folgendermaßen ab: Von einer schleichenden

⁷ Vgl. Gutmann, G. (1990), S. 165 und Reither (1996), S. 504-508.

⁸ Ein Anstieg des Preisniveaus entspricht der Aussage: „Der Wert des Geldes sinkt.“

⁹ Vgl. Wagner, H. (1983), S. 11.

¹⁰ Vgl. Heubes, J. (1989), S. 1 und Ploth, P. (2006), S. 22.

¹¹ Vgl. Pohl, R. (1981), S. 8.

¹² Vgl. Pohl, R. (1981), S. 6 und weiterführend Solow, R. (1975), S. 30-60.

¹³ Vgl. Cassel, D. (1999), S. 289.

¹⁴ Vgl. Letzgus, O., Warncke, J. (2006), S. 6.

Inflation spricht er bei einer jährlichen Preissteigerungsrate von 3-5 %, von Hyperinflation erst bei Steigerungsraten von 50 % pro Monat.^{15, 16} Hyperinflationen sind, mit Ausnahme der Staaten Lateinamerikas, häufig auf verloren gegangene Kriege, wie im Deutschen Reich und Russland nach dem Ersten und in China und Ungarn nach dem 2. Weltkrieg, zurückzuführen. Beispielsweise lässt sich eine Preissteigerung um 500 % p. a., wie sie 1974 in Chile aufgetreten ist, nicht durch eine Qualitätsverbesserung¹⁷ erklären, sondern nur auf wirtschafts- und geldpolitische Einflüsse zurückführen. Gleiches gilt für die Entwicklung in Deutschland in den Jahren 1921-1923 ($32,4 \cdot 10^3$ % p. m.).¹⁸ Während bei der Abgrenzung von Hyperinflation in der Wissenschaft Einigkeit besteht, ist dies bei kleinen Preissteigerungsraten nicht eindeutig. Denn auf Grund von statistischen Messproblemen ist es nicht ausgeschlossen, dass eine Erhöhung des Preisindex gleichzeitig eine Qualitätsverbesserung bedeutet.¹⁹

3.1.2 Ursachen für das Auftreten von Inflation

Gründe für das Auftreten von Inflation sind u. a. die Perfektionierung des Geldsystems sowie starke Ausprägungen kollektiver Überwälzungsformen. Beispielhaft ist hier der Einfluss von Gewerkschaften oder die Inflationskoppelung der Staatsquote zu nennen.^{20,21} Zu diesen Gründen existieren verschiedene Theorien, die versuchen, die Ursache der Inflation zu erläutern. Es lassen sich drei Hauptströmungen unterscheiden: die Nachfragesogtheorie, die Angebotsdrucktheorie und die quantitätstheoretische Erklärung.²²

Die Nachfragesogtheorie geht davon aus, dass der Preisniveaustieg durch einen Überschuss der monetären Gesamtnachfrage über dem Gesamtangebot an Geld ausgelöst wird. Dies geht einher mit einem Preisniveaustieg durch die zunehmende Nachfrage am Gütermarkt. Es wird von einem „demand pull“ bzw. einer nachfrageinduzierten Inflation gesprochen.²³

¹⁵ Vgl. Issing, O. (2003), S. 203.

¹⁶ Schruff/Lefhalm sprechen von Hochinflation, wenn die kumulierten Preissteigerungen von drei Jahren sich 100 % annähern oder überschreiten (Vgl. Schruff, L., Lefhalm, H.-W. (2007), S. 1118.

¹⁷ Der Begriff Qualitätsverbesserung wird anhand eines Beispiels erläutert: Ein mit bestimmten Leistungsmerkmalen ausgestatteter Computer kostet heute 1.000 € Ein Jahr später erhält man auf dem Markt einen doppelt so leistungsfähigen Computer für 2.000 € Demnach ist die Inflation hierzu gleich Null, da einem doppelten Preis eine doppelt so hohe Leistung gegenübersteht. Analog, würde der Preis für den leistungsfähigeren Rechner nach einem Jahr auch bei 1.000 € liegen, beträgt die Inflationsrate 50 %.

¹⁸ Vgl. Cassel, D. (1999), S. 296.

¹⁹ Vgl. Woll, A. (2000), S. 526-527.

²⁰ Vgl. Strobel, W. (1982), S. 27.

²¹ Hinsichtlich der volkswirtschaftlichen Wirkungszusammenhänge wird auf die Erklärungsmodelle der einschlägigen Literatur verwiesen. Einen Einblick in die Dogmengeschichte der Inflationstheorien gibt Ploth, P. (2006).

²² Vgl. Cassel, D. (1999), S. 305-323 und Issing, O. (2003), S. 209-225.

²³ Vgl. Cassel, D. (1999), S. 305.

Zu dem Bereich der Angebotsdrucktheorie zählen die Modelle des „cost push“, die die Inflationsursache auf die verschiedenen Kostenarten beziehen. Hier wird das Preisniveau durch die Preissetzung der Güteranbieter bestimmt.²⁴

Zur Quantitätstheorie gehören die Modellansätze „demand shift“ sowie „market power“. Hier werden die Ursachen der Inflation in der strukturellen Nachfrageschiebung eines Landes oder auch in der Ausübung von Monopolmacht gesehen.²⁵

Bei diesen Ansätzen kann eine Preisniveausteigerung nur solange erfolgen, wie es eine „monetäre Alimentierung“ gibt.²⁶ Erst wenn die Geldnachfrage über dem Geldangebot liegt, findet ein Inflationsprozess statt. Dieser Aspekt wird in der Theorie aufgegriffen, indem Inflation folgendermaßen definiert wird: „Inflation ist der Ausdruck und die zwangsläufige Folge eines Anstiegs der Geldmenge pro Produktionseinheit“²⁷. Demzufolge ist Inflation ein monetäres Phänomen.

Begründet man Inflation durch ein überhöhtes Geldmengenwachstum, sind zusätzlich Fragen bezüglich mikro- und makroökonomischer Folgen zu diskutieren.²⁸ Wirkungen von Inflation lassen sich in Einkommens- und Beschäftigungseffekte, Allokations- und Wachstumseffekte sowie Umverteilungseffekte kategorisieren.²⁹

Für den weiteren Verlauf werden nur die Effekte beschrieben, die unmittelbaren Einfluss auf die Ermittlung des Unternehmenswertes haben. Die Beschränkung der Diskussion auf die bilanzielle Erfolgsermittlung muss jedoch kritisch betrachtet werden. Die Frage, ob der Fortbestand eines Unternehmens allein durch eine Preissteigerung der Beschaffungspreise gefährdet ist, hängt von den Reaktionsmöglichkeiten des Unternehmens ab.³⁰ Je nach Ausmaß der Weitergabe der Preissteigerungen am Absatzmarkt kann das Erhaltungsrisiko kompensiert werden und es sind sogar steigende Gewinne zu verzeichnen.³¹ Damit besteht das Preissteigerungsproblem nicht nur auf der Beschaffungsseite, sondern ist auf alle betrieblichen Teilbereiche auszuweiten. Weiterhin sind Mengen- und Strukturveränderungen zu beachten, da auch diese zu Veränderungen der nominalen Überschüsse führen können.³²

3.1.3 Preisindices als Maßstab für die Inflation

Die Bestimmung von Inflationsraten erfolgt durch Bestimmung von Änderungen des Preisniveaus von verschiedenen Betrachtungszeitpunkten. Die Grundlage für die Bestimmung des Preisniveaus bilden Preisindices. Die am häufigsten ver-

²⁴ Vgl. Hammerschmidt, J. (1984), S. 26-30 und Jacobs, O. (1974), S. 1026.

²⁵ Vgl. Woll, A. (2000), S. 548-549.

²⁶ Vgl. Woll, A. (2000), S. 548.

²⁷ Issing, O. (2003), S. 211.

²⁸ Vgl. Aders, C. (1998), S. 11.

²⁹ Vgl. Cassel, D. (1999), S. 311-318 und Issing, O. (2003), S. 211.

³⁰ Vgl. Schildbach, T., Schweigert, W. (1974), S. 541-542.

³¹ Vgl. Längle, M. (1984), S. 20-21 und Wagner, F. (1977), S. 191.

³² Vgl. IdW (2002), RN A 230.

wendeten sind der Paasche-Index und der Laspeyres-Index.³³ Grundlage für einen Preisindex bildet das Basisjahr. So kommt man zu unterschiedlichen Ergebnissen über die Höhe des Preisniveaus, je nach Wahl des Basisjahres. Für die Preisindices ist zudem die Gewichtung der Preise von Bedeutung. Diese Gewichtung sollte repräsentativ für die Zusammensetzung des Warenkorbs sein, sollte der Preisindex für Lebenshaltung eines privaten Haushalts auch der haustypischen Güterwahl entsprechen.³⁴

Bei beiden Indices werden für zwei Perioden die gleichen Gütermengen q als Gewichte herangezogen, die die Verbrauchsgewohnheiten eines durchschnittlichen Haushaltes wiedergeben sollen: beim Paasche-Index die Mengen der Berichtsperiode und beim Laspeyres-Index die Mengen der Basisperiode.

Für die Änderung des Preisindex ergibt sich bei dem Paasche-Index³⁵ folgender mathematischer Zusammenhang:³⁶ Der Preisindex in der Periode t ist definiert als Quotient der Summe der bewerteten Güter im Zeitpunkt t (mit Preisen von t), dividiert durch die Summe der bewerteten Güter zum Zeitpunkt t (mit Preisen von $t = 0$):³⁷

$$(3.1) \quad P_t^P = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} \cdot q_{it}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} \cdot q_{it}}$$

mit: P_t^P = Preisindex nach Paasche zum Zeitpunkt t

p_{it} = Preis des Gutes i zum Zeitpunkt t

q_{it} = Menge des Gutes i zum Zeitpunkt t

p_{i0} = Preis des Gutes i zum Basiszeitpunkt $t = 0$

Hier werden die Preise des Jahres 0 und des Jahres t mit den Mengen der Basisperiode gewichtet und es wird von den Gütern in der Basisperiode ausgegangen. Die Verwendung dieses Indexes gibt jedoch nicht die durchschnittliche Preisänderung wieder. Ursache dafür sind die sich unterscheidenden Mengengewichte.

Der Laspeyres-Index dagegen verwendet ein konstantes Wägungsschema, das aus den in einer Basisperiode realisierten Anteilen der Ausgaben für die einzelnen Güter an den Gesamtausgaben für den Warenkorb gebildet wird.³⁸ Für die periodisierte Änderung des Preisindexes gilt für den Laspeyres-Index folgender Zusammenhang.³⁹

³³ Vgl. Woll, A. (2000), S. 525.

³⁴ Vgl. Woll, A. (2000), S. 522.

³⁵ Vgl. Mosler, K., Schmid, F. (2006), S. 127-128.

³⁶ Vgl. Bamberg, G., Baur, F. (2008), S. 59.

³⁷ Vgl. Mosler, K., Schmid, F. (2006), S. 126-127.

³⁸ Vgl. Mankiw, G. (2000), S. 36.

³⁹ Vgl. Bamberg, G., Baur, F. (2008), S. 58-59 und Deutsche Bundesbank (1998b), S. 64.

$$(3.2) \quad P_t^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it} \cdot q_{i0}}{\sum_{i=1}^n p_{i0} \cdot q_{i0}}$$

mit: P_t^L = Preisindex nach Laspeyres zum Zeitpunkt t

p_{it} = Preis des Gutes i zum Zeitpunkt t

p_{i0} = Preis des Gutes i zum Basiszeitpunkt t = 0

q_{i0} = Menge des Gutes i zum Basiszeitpunkt t = 0

Beim Laspeyres-Index werden die Preise des Basis- und Berichtszeitraums mit den Mengen zum Basiszeitpunkt gemeldet. Hier spricht man davon, dass das Mengenschema aus der Basiszeit stammt. In Gleichung (3.2) steht im Nenner eine echte Wertgröße, und zwar die Ausgaben für die Güter des Warenkorbs zum Basiszeitpunkt. Demgegenüber steht im Zähler eine fiktive Wertgröße, da die Preise zum Berichtszeitpunkt mit Gütermengen zum Basiszeitpunkt gewichtet werden.⁴⁰

Bei einem Preisanstieg verschiedener Güter in unterschiedlicher Größenordnung tendiert der Laspeyres-Index zu einer Überschätzung und der Paasche-Index zu einer Unterschätzung des wahren Preisniveaus. Grund hierfür ist, dass der Laspeyres-Index einen festen Warenkorb verwendet, bei dem die Möglichkeit zur Substitution zu günstigeren Produkten nicht gegeben ist. Der Paasche-Index berücksichtigt diesen Mangel, jedoch wird hier die Verminderung des Wohlfahrtsniveaus in Kauf genommen.⁴¹

Grundlage für die Ermittlung eines Preisindexes ist die Auswahl von Preisrepräsentanten für die Lebenshaltung.⁴² Dieser Warenkorb ändert seine Zusammensetzung in regelmäßigen Zeitabständen. In Tabelle 2 wird die Veränderung der Gewichtungen in den Jahren 1995 und 2000 dargestellt.

⁴⁰ Vgl. Mosler, K., Schmid, F. (2006), S. 126-127.

⁴¹ Vgl. Mankiw, G. (2000), S. 36.

⁴² Vgl. Egner, U., Hannappel, H.-P. (2004), S. 1038.

Abteilungen		Gewichtung in Promille		
		1995 = 100	2000 = 100	2005 = 100
1	Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	131,26	103,35	103,55
2	Alkoholische Getränke, Tabakwaren	41,67	36,73	38,99
3	Bekleidung und Schuhe	68,76	55,09	48,88
4	Wohnung, Wasser, Strom, Gas und andere Brennstoffe	274,77	302,66	308,00
5	Einrichtungsgegenstände (Möbel), Apparate, Geräte und Ausrüstungen für den Haushalt	70,56	68,54	55,87
6	Gesundheitspflege	34,39	35,46	40,27
7	Verkehr	138,82	138,65	131,90
8	Nachrichtenübermittlung	22,66	25,21	31,00
9	Freizeit, Unterhaltung und Kultur	103,57	110,85	115,68
10	Bildungswesen	6,51	6,66	7,40
11	Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen	46,08	46,57	43,99
12	Andere Waren und Dienstleistungen	60,95	70,23	74,47

Tabelle 2: Veränderung der Gewichtungen im Wägungsschema in Deutschland

Quelle: In Anlehnung an Egner, U., Hannappel, H.-P. (2004), S. 1038 und Statistisches Bundesamt Deutschland (2008b), S. 1.

Das Statistische Bundesamt veröffentlicht im Rahmen der Verbraucherpreisstatistik neben dem Verbraucherpreisindex auch den Index für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte, den Index für die Lebenshaltung von 4-Personen-Haushalten von Angestellten und Beamten mit höherem Einkommen sowie den Index für die Lebenshaltung von 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalten mit mittlerem Einkommen. Den genannten Indices liegt allen das identische Preismaterial zu Grunde. Differenzen finden sich in der unterschiedlichen Gewichtung. Basis für die Berechnung bilden die Wägungsschemata, deren Daten überwiegend aus der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe kommen.⁴³

Grundlage aller Preisindices, die vom Deutschen Statistischen Bundesamt veröffentlicht werden, ist die Berechnung über den Laspeyres-Index. Dieses ist ebenfalls bei der Verwendung des Verbraucherpreisindex⁴⁴ (CPI) bzw. dessen Vorgängern, wie z. B. Preisindex für Lebenshaltung aller privaten Haushalte, zu erkennen. Der CPI bildet die durchschnittlichen Verbrauchergewohnheiten in den entsprechenden Volkswirtschaften ab. Solche Gewohnheiten können z. B. in der intensiveren und damit auch kostenintensiveren medizinischen Versorgung der älteren Personen liegen oder aber auch in steigenden Bildungskosten der jüngeren Bevölkerungsschichten.⁴⁵ Basis des Laspeyres-Indexes sind die unterstellten Ge-

⁴³ Vgl. Egner, U., Hannappel, H.-P. (2004), S. 1036.

⁴⁴ Verbraucherpreisindex = Consumer Price Index (CPI).

⁴⁵ Vgl. Kan, W. (1999), S. 156 und Wrase, J. (1997), S. 9.

wichtigungen. Diese haben sich im Laufe der Zeit verändert. Dementsprechend ändert sich das Basisjahr fortlaufend. Das Wägungsschema repräsentiert demnach das durchschnittliche Konsumverhalten der privaten Haushalte, vom Rentnerpaar über einen Singlehaushalt bis hin zu einer vierköpfigen Familie.⁴⁶ Neben den Korrekturen erfolgt für die laufende Preisindexberechnung eine ständige Substitution der verschiedenen Preisrepräsentanten. Dieses geschieht jedoch immer vor dem Hintergrund, die zeitliche Vergleichbarkeit der einzelnen Reihen nicht zu beeinträchtigen.⁴⁷

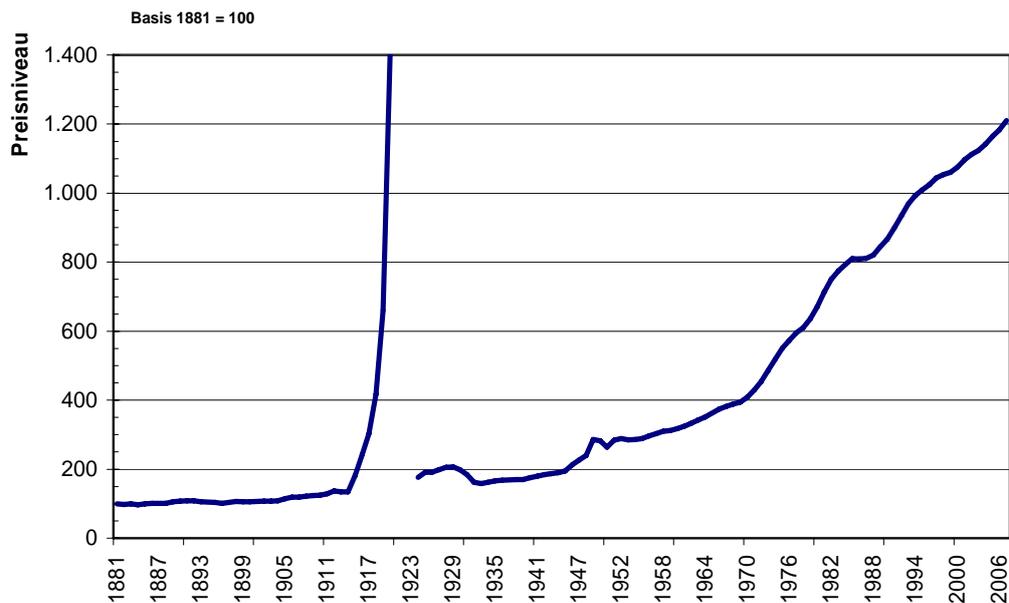


Diagramm 1: Entwicklung der zusammengesetzten Preisindizes

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Statistisches Bundesamt (2005).

In Diagramm 1 ist die Entwicklung des Verbraucherpreisindex seit 1881 ersichtlich. Die Darstellung birgt das historisch bedingte Problem der unterschiedlichen Gebietsstände Deutschlands, die hier nicht explizit berücksichtigt sind. Weiterhin ist die Zusammensetzung der Indexwerte unterschiedlich. Somit sind die Verbraucherpreise nicht direkt miteinander vergleichbar, aber die zu Grunde gelegte Zeitreihe ist die einzige Möglichkeit, die Verbraucherpreisentwicklung über ein Jahrhundert hinweg zu verfolgen. Deutlich erkennbar ist der rasante Anstieg des CPI in den Jahren 1920 und 1921. Für die Jahre 1923/24 liegen keine Daten über die Preisentwicklung vor. Die ist bedingt durch die Hyperinflation, die in diesen Jahren in Deutschland vorherrschte. Die Hyperinflation wurde mit Einführung der Renten- und Reichsmark im November 1924 gestoppt.

⁴⁶ Vgl. Braun, S., Pascke, D. (2005), S. 32.

⁴⁷ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 86-87.

Zeitraum	Index
1881-1913	Durchschnitt aus 10 Indexziffern verschiedener Autoren; nur Ernährung.
1914-1919	Durchschnitt aus den Gütergruppen Ernährung, Wohnung, Hausrat und Bekleidung.
1920-1923	Durchschnitt aus den Gütergruppen Ernährung, Wohnung, Heizung, Beleuchtung und Bekleidung.
1924-1944	Reichsindexziffer für die Lebenshaltungskosten einer 5-köpfigen Arbeiterfamilie nach den Verbrauchsverhältnissen von 1934 im Reichsgebiet (jeweiliger Gebietsstand).
1945-1961	Preisindex für die Lebenshaltung von 4-Personen-Haushalten von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen für die Bundesrepublik Deutschland nach dem jeweiligen Gebietsstand vor
1962-1994	Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte für die Bundesrepublik Deutschland nach dem jeweiligen Gebietsstand vor dem 3.10.1990; einschließlich Berlin (West).
seit 1995	Verbraucherpreisindex für Deutschland, der vor der Umstellung auf Basis 2000 = 100 als "Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte für Deutschland" bezeichnet wurde. Maßgeblich ist der Gebietsstand der Bundesrepublik Deutschland nach dem 03.10.1990.

Tabelle 3: Verwendete Indices für die Preisentwicklung in Deutschland

Quelle: Statistisches Bundesamt (2006c).

Für die Zeit von 1881 bis 1913 wurden vom Statistischen Bundesamt Berechnungen privater Autoren ausgewertet. In den Jahren 1914 bis 1923 beobachtete die amtliche Statistik die Preisentwicklung in den wichtigsten Teilbereichen der Lebenshaltung. Die Verbraucherpreisentwicklung in allen Bereichen der Lebenshaltung in Deutschland wird erst seit 1924 ermittelt. Von 1924 bis 1944 veröffentlichte das Statistische Reichsamt die „Reichsindexziffer für die Lebenshaltungskosten“. Seit 1945 werden verschiedene Preisindices für die Lebenshaltung berechnet. Der Reihe liegt von 1945 bis 1961 der „Preisindex für die Lebenshaltung von 4-Personen-Haushalten von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen“ zu Grunde. Ab 1962 ist der „Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte“ in den jeweiligen Gebietsständen maßgeblich, der seither bereits mehrmals den Veränderungen in der Verbrauchsstruktur angepasst wurde.

Alle genannten Indexreihen sind in methodischer Hinsicht und in ihren Bezugsgrundlagen (Haushaltstyp, Gebietsstand) unterschiedlich.⁴⁸

Studien des Statistischen Bundesamtes über die Genauigkeit der Inflationsmessung haben folgende Fehlerquellen identifiziert:

Private Haushalte reagieren auf Preisänderung mit einer Umschichtung ihrer Verbrauchseigenschaften zu preiswerteren Produkten. Ein Preisindex, der ein festes Wägungsschema besitzt, überzeichnet diesen Effekt. Gleiches tritt auf, wenn der zu Grunde gelegte Warenkorb wegen veränderter Realeinkommen überaltert. Ein Preisindex, der eine fixe Anzahl von Berichtsstätten aufweist, vernachlässigt neue preisgünstige Vertriebsformen.⁴⁹ Die Folge davon ist, dass die Teuerung als zu hoch ausgewiesen wird. Ein weiteres Problem ist die laufende Veränderung der bestehenden Produkte durch Veränderungen der Ausstattung und Erweiterung der Funktionen sowie regelmäßig auftretende Produktneuheiten. Die Veränderung soll nicht durch die Weiterentwicklung als Teuerung ausgewiesen werden.⁵⁰ Schließlich sind hier noch Produkte zu nennen, die nach ihrer Markteinführung einen abweichenden Preistrend im Vergleich zu den bereits etablierten Produkten aufweisen.⁵¹ Diese Produkte werden erst mit einer mehrjährigen Verzögerung in die Preisermittlung einbezogen. Dies führt dazu, dass gerade in der Anfangsphase diese Produkte nicht in der Ermittlung der Indices berücksichtigt werden. Problematisch ist die Veralterung des Wägungsschemas des Verbraucherpreisindex. Dieser ist bereits bei seiner Einführung vier Jahre alt. Das mittlere Alter der Indices beträgt 6½ Jahre. Grund hierfür ist, dass sich das Statistische Bundesamt auf die Ergebnisse von im Abstand von fünf Jahren durchgeführten Einkommens- und Verbrauchsstichproben stützen muss. Dementsprechend ist der Index anfällig gegen Veränderungen der Verbrauchsgewohnheiten. Bei der Verwendung von langen Zeitreihen – dies sind die Reihen der Verbraucherpreise – beträgt das durchschnittliche Alter nur 2½ Jahre, dadurch vermindert sich das angesprochene Fehlerisiko.⁵²

Statistische Untersuchungen zur Inflation zeigen, dass der CPI die „tatsächliche Inflation“ tendenziell überzeichnet. So kam die Deutsche Bundesbank zu dem Ergebnis, dass der CPI in Westdeutschland durchschnittlich 0,75 % über der tatsächlichen Teuerung liegt.⁵³ In den USA wird der Unterschied u. a. durch den ehemaligen Notenbankchef, Alan Greenspan, zwischen 0,5 % und 1,5 % p. a. geschätzt.⁵⁴ Zu einem ähnlichen Ergebnis kam das Bureau of Labor Statistics in England.⁵⁵ Die Abweichungen sind auf die bereits genannten Gründe zurückzuführen.

⁴⁸ Vgl. Statistisches Bundesamt (2006b).

⁴⁹ Vgl. Deutsche Bundesbank (1998b), S. 55.

⁵⁰ Vgl. Mansfeld, W. (1976), S. 12-13.

⁵¹ Vgl. Letzgus, O., Warncke, J. (2006), S. 3-4.

⁵² Vgl. Deutsche Bundesbank (1998b), S. 55-56.

⁵³ Vgl. Deutsche Bundesbank (1998b), S. 60.

⁵⁴ Vgl. Shen, P. (1995), S. 48.

⁵⁵ Vgl. Kan, W. (1999), S. 141.

Neben dem CPI veröffentlicht das Statistische Bundesamt, wie alle Mitgliedsstaaten der Europäischen Union, zusätzlich den Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) auf monatlicher Basis.⁵⁶ Mit dem HVPI wird die Inflationsentwicklung in den Mitgliedsstaaten untereinander verglichen. Zudem dient dieser als Kriterium für die Aufnahme neuer Mitgliedsstaaten in die Europäische Währungsunion. Ein weiterer Grund für die Einführung des HVPI ist die unterschiedliche Berechnungsmethode der Preisindices in den einzelnen Ländern. Ebenso sind die Verbrauchsgewohnheiten nationalen Unterschieden unterworfen, so dass es zudem kein einheitliches Wägungsschema innerhalb der Eurozone gibt.⁵⁷ So liegt beispielsweise der Anteil der Ausgaben für Wohnungsmieten und Energie in Deutschland ungefähr 46 % über dem Durchschnitt in der Eurozone.⁵⁸ Geringe Unterschiede gibt es in der Zusammensetzung des Warenkorbs des deutschen Verbraucherpreisindex und des harmonisierten Verbraucherpreisindex für Deutschland. Hier wird zusätzlich selbst genutztes Wohneigentum, anhand von Mietäquivalenten, Lotterien und Verkehrssteuern einbezogen.⁵⁹ Auf Grundlage der jeweiligen nationalen CPI errechnet das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat) die durchschnittliche Inflationsentwicklung für die gesamte Eurozone.⁶⁰

3.1.4 Bestimmung von Inflationserwartungen

Im Folgenden werden nicht mehr realisierte Inflationsraten, sondern Inflationserwartungen betrachtet. Die Inflationserwartung ist keine direkt beobachtbare Größe. Demnach gilt es, eine Vorgehensweise abzuleiten, mit der diese bestimmt werden kann. In der Literatur werden neben Expertenbefragungen auch Zeitreihen und Zinsratenmodelle zur Ermittlung von Inflationserwartungen herangezogen.

Befragungen

Eine direkte Möglichkeit zur Bestimmung der Erwartungsbildung ist eine in regelmäßigen Abständen durchgeführte Erhebung der von den Individuen postulierten Erwartungen. Die Inflationserwartung kann somit als Durchschnitt der Befragungsergebnisse ermittelt werden. Vorreiter dieser Untersuchungsmethode war Katona, der in den USA eine kontinuierliche Erhebung durchgeführt hat.⁶¹ In dieser Befragung sollten die Teilnehmer nur Tendenzen beschreiben, wie sie die zukünftige Inflation einschätzen.

Eine der wichtigsten Befragungen in den USA zum Thema Inflationserwartung ist die seit 1947 von dem Wirtschaftsjournalisten Joseph Livingston durchgeführte.

⁵⁶ Vgl. Bundesverband deutscher Banken (2003), S. 11.

⁵⁷ Vgl. Statistisches Bundesamt Deutschland (2006d).

⁵⁸ Vgl. Letzgus, O., Warncke, J. (2006), S. 5.

⁵⁹ Vgl. Statistisches Bundesamt der Europäischen Gemeinschaften (2004).

⁶⁰ Vgl. Statistisches Bundesamt Deutschland (2006d).

⁶¹ Vgl. Katona, G. (1960), S. 377-422.

Hier werden Experten jährlich im Mai und November u. a. über das voraussichtliche Niveau des Konsumentenpreisindex in den folgenden acht bzw. vierzehn Monaten befragt.⁶² Eine Tendenz zur Entwicklung der Inflationserwartung gibt der von der University of Michigan erhobene „Survey of Consumer Finances“ wieder. Hier wird seit 1946 die Befragung der amerikanischen Haushalte, ob die Preise steigen, gleich bleiben oder sinken, veröffentlicht.⁶³ In Deutschland gibt es repräsentative Umfragen seit 1950.⁶⁴ Zur Zeit werden Ergebnisse von Befragungen von den nationalen Wirtschaftsforschungsinstituten und der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD), in Deutschland auch vom Sachverständigenrat veröffentlicht.⁶⁵ Aus Befragungen kann keine grundsätzliche Aussage getroffen werden, inwieweit sich aus den erhobenen Daten eine Inflationserwartung ableiten lässt. Grund ist, dass ein Modell mit einer besseren Prognosegüte nicht zwingenderweise die Erwartungen der Marktteilnehmer besser abbilden kann. Ein weiteres Problem besteht in der Identifikation der relevanten Marktteilnehmer und deren konsistenter Befragung.⁶⁶ Weiterhin wird als Problematik angeführt, dass Experten ihre Meinung ebenfalls auf Basis quantitativer Modelle bilden. Die direkte Anwendung dieser Modelle führt dann zu vergleichbaren Ergebnissen und ist auf Grund erhöhter Transparenz den Befragungen vorzuziehen.⁶⁷

Zeitreihen

Eine Zeitreihe entspricht einer Folge von sich ändernden Variablen über die Zeit. Auf Grund fehlender quantitativ verwertbarer Informationen über die tatsächliche Erwartung der Marktteilnehmer werden subsidiäre Hypothesen zur Erwartungsbildung aufgestellt. Diese sind im Wesentlichen auf Plausibilitätsüberlegungen zurückzuführen und werden als Grundlage der Berechnung herangezogen.⁶⁸

Die erwarteten Werte, die aus diesen Modellen ermittelt werden, entsprechen einem Fortschreiben der Vergangenheit. Zur Prognose wird keine weitere erklärende Variable verwendet.⁶⁹ Für die zukünftige Inflationsrate gilt dabei folgender allgemeiner Zusammenhang:

$$(3.3) \quad E[\widetilde{\pi}_{t+1}] = f(\widehat{\pi}_t, \widehat{\pi}_{t-1}, \dots, \widehat{\pi}_{t-N})$$

mit: $E[\widetilde{\pi}_{t+1}]$ = erwartete Inflationsrate zum Zeitpunkt t+1

$\widehat{\pi}_t$ = beobachtete Inflationsrate zum Zeitpunkt t

⁶² Vgl. Fama, E., Gibbons, M. (1984), S. 339-340.

⁶³ Vgl. Gebauer, W. (1982), S. 101.

⁶⁴ Vgl. Knöbl, A. (1974), S. 85-88.

⁶⁵ Vgl. Reckwerth, J. (1997), S. 11.

⁶⁶ Vgl. Sebastian, S. (2003), S. 142.

⁶⁷ Vgl. Barro, R., Grilli, V. (1996), S. 243-248.

⁶⁸ Vgl. Gerberdinger, C. (2001), S. 3; Schlotthauer, K.-H. (1981), S. 70 und Sebastian, S. (2003), S. 143.

⁶⁹ Vgl. Homburg, C. (2000), S. 103-104.

Mit Formel (3.3) wird die Aussage getroffen, dass die erwartete Inflationsrate nur von den vergangenen Werten beeinflusst wird.

Bei den Zeitreihenmodellen waren Fama/Gibbons⁷⁰ eine der Ersten, die ein Moving-Average-Modell (MA) zur Bestimmung der Inflationserwartungen für den amerikanischen Markt aufstellten. Fasst man die Inflationsrate als eine Folge von Zufallsvariablen auf, so stellt die jeweils beobachtete Inflationsrate eine Teilrealisation des zu Grunde liegenden stochastischen Prozesses dar. Zukünftige Ausprägungen der Zufallsvariablen lassen sich über die Identifikation des Prozesses und deren Parameter aus der empirischen Beobachtung ableiten. Bei der Umsetzung wird sich der Umstand der vorhandenen Autokorrelationen der Inflationsraten zu Nutzen gemacht.⁷¹ In den frühen Arbeiten wie etwa Mincer⁷² oder Turnovsky⁷³ werden zur Prognose der Inflationsrate einfache autoregressive Modelle verwendet.⁷⁴ Darin ergibt sich die Inflationserwartung aus dem gewichteten Mittel der einbezogenen Perioden zuzüglich eines Störterms. Die enthaltenen autoregressiven Modelle beschreiben den Wert zum Zeitpunkt t als einen langfristigen Mittelwert und dessen Abweichung in der Vorperiode.⁷⁵

Spätere Arbeiten setzen auf MA-, ARMA- und ARIMA-Modelle⁷⁶. Univariate Modelle implizieren die Annahme, dass Wirtschaftssubjekte zur Bildung der Erwartungen des künftigen Preisniveaus nur vergangene Daten in die Modelle mit einbeziehen und daraus Inflationserwartungen ableiten. Diese Annahme steht jedoch im Widerspruch zu dem Prinzip der vollständigen Informationsverarbeitung bei rationaler Erwartungsbildung.⁷⁷

Zinsratenmodelle

Bei der Bestimmung von Inflationserwartungen über Zinsratenmodelle sind Annahmen bezüglich der Informationsverarbeitung zu treffen. In dieser Modellklasse werden mit makroökonomischen Modellen zukünftige Inflationsratenänderungen aus der Entwicklung makroökonomischer Daten prognostiziert. Gebauer schreibt treffend: „In einer Welt mit vollkommener Voraussicht verarbeitet ein effizienter Markt auch alle Inflationsinformationen und vereinbart folglich Nominalzinssätze, die gemäß dem Fisher-Theorem vollständig und unverzüglich an sichere Inflationserwartungen angepasst werden“⁷⁸. Um Markteffizienz, d. h. Verarbeitung sämt-

⁷⁰ Vgl. Fama, E., Gibbons, M. (1984), S. 327-348.

⁷¹ Vgl. Schlotthauer, K.-H. (1981), S. 71.

⁷² Mincer, J. (1969), S. 3-46.

⁷³ Turnovsky, S. (1972), S. 1-17.

⁷⁴ Vgl. Schlittgen, R. (2001), S. 45.

⁷⁵ Vgl. Sebastian, S. (2003), S. 145.

⁷⁶ Vgl. Fama, E., Gibbons, M. (1984) und Pearce, D. (1979).

⁷⁷ Für eine ausführliche Darstellung siehe Campbell, J., Lo, A., Mackinlay, A. (1997), S. 20-25; Fama, E. (1970), S. 384-388; Fama, E. (1975), S. 270-271 und Fama, E. (1976b), S. 134-137. Kritisch wird die Theorie der Markteffizienz u. a. bei Rubinstein, M. (1973) oder auch bei Verrecchia, R. (1979) diskutiert.

⁷⁸ Vgl. Fama, E. (1975), S. 272.

licher verfügbarer Informationen in Form einer Hypothese testen zu können, muss für den Realzinssatz ein Gleichgewichtsmodell formuliert werden. Fama schreibt dazu: „A test of efficiency must be based on a model of equilibrium, and any test is simultaneously a test of efficiency and of the assumed model of equilibrium.“⁷⁹ Ist die Inflationsrate prognostizierbar und sind die den Zinssätzen zu Grunde liegenden Märkte effizient, so gibt es eine Beziehung zwischen dem einperiodigen Nominalzinssatz und der zugehörigen Ein-Perioden-Inflationsrate. Fama⁸⁰ leitete ein Gleichgewichtsmodell ab, in dem der erwartete Realzins einer einmonatigen Staatsanleihe über die Zeit konstant bleibt. Da der Ex-ante-Nominalzins eine beobachtbare Größe ist, lässt sich die zukünftige Inflationsrate als eine Änderung des Nominalzinssatzes daraus ableiten:

$$(3.4) \quad E[\widetilde{\pi}_t] = E[\widetilde{R}_t] - (R_{t-1} - \pi_{t-1})$$

mit: R = nominale Rendite

Fama seinerseits konnte für den amerikanischen Markt zunächst das Vorhandensein von über die Zeit konstanten realen Renditen für Treasury Bills, sowie einen schwach rationalen Markt empirisch ermitteln.⁸¹ Thiemer hingegen kann für den deutschen Markt diese konstante reale Rendite nicht nachweisen.⁸² Granzio/Schelbert verwerfen für ihren Datensatz des deutschen Marktes ebenfalls die Hypothese der konstanten Ex-ante-Realrenditen.⁸³ In der daraufhin stattgefundenen wissenschaftlichen Diskussion⁸⁴ wurden keine konstant erwarteten Realzinssätze gefunden und Fama⁸⁵ hat in einer weiteren empirischen Untersuchung seinen Irrtum eingestanden und gelangte dann zu dem Ergebnis, dass sich die Schwankungen der erwarteten Realrenditen auf den Grad der Unsicherheit der Inflationserwartungen beziehen.⁸⁶ Da Evidenz gefunden wurde, dass die reale Rendite keine Konstante über die Zeit ist, wie zunächst nicht von Fama⁸⁷ angenommen, werden systematische Anpassungsbewegungen der Realrendite zugelassen. Bei einer zufälligen Änderung der Realrendite entspricht der erwartete Wert, dem gegenwärtigen Wert.⁸⁸ Diese Hypothese ist in der Literatur ausgiebig getestet worden. Die Testansätze

⁷⁹ Fama, E. (1975), S. 271.

⁸⁰ Vgl. v. a. Fama, E. (1975) und Gebauer, W. (1982), S. 121-132.

⁸¹ Vgl. Fama, E. (1975), S. 282.

⁸² Vgl. Thiemer, A. (1987), S. 105.

⁸³ Vgl. Granzio, M., Schelbert, H. (1983), S. 445.

⁸⁴ Hess/Bicksler widerlegten Famas ursprüngliche Annahme konstanter Realzinssätze. Sie gelangten zu dem Ergebnis, „that the failure to confirm market efficiency is a result of misspecifying the expected real rate“ (Hess, P., Bicksler, J. (1975), S. 342), Nelson/Schwert kommen zu ähnlichen Ergebnissen. Sie sagen, dass ihre Ergebnisse nur stabil sind, wenn ein ineffizienter Markt vorliegt und/oder die erwartete reale Rendite nicht konstant ist. (Vgl. Nelson, C., Schwert, G. (1977), S. 484-485).

⁸⁵ Vgl. Fama, E. (1976a), S. 427.

⁸⁶ Vgl. Fama, E. (1976a), S. 431-432. Dwyer, G. (1981), Fama, E. (1981), Fama, E., Gibbons, M. (1982) haben das ursprüngliche Fama Modell weiterentwickelt.

⁸⁷ Fama, E. (1976a), Fama, E., Gibbons, M. (1982), Garbade, K., Wachtel, P. (1978) und Hess, P., Bicksler J. (1975) erbrachten den Beweis, dass die Annahme eines konstanten realen Zinssatzes nicht aufrechterhalten werden kann und nur als Spezialfall anzusehen ist.

⁸⁸ Vgl. Thiemer, A. (1987), S. 121.

versuchen dabei, eine gemeinsame Bestätigung zwischen der Markteffizienz- und einer Random-Walk-Hypothese zu finden.⁸⁹ Eine Erweiterung des Random-Walk-Modells bieten Prognose-Modelle der ARIMA-Klasse. Diese werden verwendet, um zusätzlich zu der erwarteten Realrendite auch noch die bei Renditereihen vorliegenden signifikanten Autokorrelationen mit zu verarbeiten. Eberts/Maurer konnten für den deutschen Markt in Zeitraum 1962-1994 einen ARIMA (1,0,1)-Prozess identifizieren.⁹⁰

Abschließend lässt sich festhalten, dass es noch kein Prognosemodell für Inflationsraten gibt, das dominierenden Charakter besitzt. Die Überlegenheit verschiedener Ansätze in den jeweilig verwendeten Datensätzen konnte nicht auf andere Datensätze übertragen werden (sowohl bezüglich des Zeitraums als auch der betrachteten nationalen Inflationsrate).⁹¹

3.2 Empirische Inflationsraten und daraus abgeleitete Erwartungen

3.2.1 Vorgehen

Zur Bestimmung von empirisch beobachteten Inflationsraten werden die Änderungsraten der Preisindices gebildet. Die Inflationsrate wird zum einen als Differenz der logarithmierten Preisindices (vgl. Gleichung (3.5)) und zum anderen als relative Differenz (vgl. Gleichung (3.6)) berechnet und dargestellt:⁹²

$$(3.5) \quad \pi_t^s = \ln \left(\frac{P_t^{Pi}}{P_{t-1}^{Pi}} \right)$$

mit: π_t^s = stetige Inflationsrate zum Zeitpunkt t

P_t^{Pi} = Preisindex zum Zeitpunkt t

P_{t-1}^{Pi} = Preisindex zum Zeitpunkt t-1

$$(3.6) \quad \pi_t^d = \frac{P_t^{Pi}}{P_{t-1}^{Pi}} - 1$$

mit: π_t^d = diskrete Inflationsrate zum Zeitpunkt t

Die Inflationsrate wird auch als Änderungsrate der Preisindices oder auch als Änderung des Preisniveaus bezeichnet.

Im Folgenden werden diskrete und stetige Inflationsraten sowohl für Deutschland ermittelt. Für Deutschland wird ein zusammengesetzter Preisindex verschiedener

⁸⁹ Fama, E., Gibbons, M. (1982), S. 301-303 und Fama, E., Gibbons, M. (1984), S. 329-332.

⁹⁰ Vgl. Eberts, E., Maurer, R. (2001), S. 86-93.

⁹¹ Sebastian, S. (2003), S. 150.

⁹² Vgl. Mosler, K., Schmid, F. (2006), S. 123.

Indices verwendet, da es für den Zeitraum von 1954 bis 2007 keinen geschlossenen Preisindex gibt. Für England wird der Retail-Price-Index unterstellt. Dieser spiegelt am besten die dortige Preisentwicklung wider.

3.2.2 Empirische Inflationsraten in Deutschland

Zur Ermittlung historischer Inflationsraten für Deutschland werden die beschriebenen Preisindices, trotz des Problems der Vergleichbarkeit, verwendet. Demzufolge sind die berechneten Inflationsraten nur innerhalb eines identischen Indexes zu vergleichen und zu ermitteln. Wie dargestellt, existiert kein zusammenhängender Preisindex für Deutschland, auf Grund dessen die Inflationsrate zusammenhängend beschrieben werden kann. Daher wird in dieser Arbeit für den Zeitraum von 1954 bis 1999 der Preisindex für die Lebenshaltung eines 4-Personen-Haushaltes von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen verwendet. Der Grund dafür liegt in der Berechnung des Gesamtindex erst seit 1962, in dem ein Index über alle Haushalte bestimmt wird. Für den Überschneidungszeitraum lassen sich nur minimale Unterschiede der Maßzahlen ermitteln. Ein Grund ist in dem hohen Anteil an 4-Personen-Arbeitnehmerhaushalten im Verhältnis zu allen Haushalten zu sehen, auf Grund dessen nicht auf den Gesamtindex gewechselt wird.⁹³ Damit wird erreicht, eine möglichst geringe Anzahl von Indexänderungen in der langen Reihe mit einbeziehen zu müssen. So erhöhen sich der Gesamtindex für den Zeitraum von 1962 bis 1999 um 322 % und der Index der 4-Personen-Haushalte um 317 %. Da dieser Index für die Folgejahre nicht mehr ermittelt wurde, wird für den Zeitraum von 2000 bis 2007 auf den Verbraucherpreisindex zurückgegriffen.⁹⁴

⁹³ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 87.

⁹⁴ Vgl. Statistisches Bundesamt (2006c).

Die nachfolgende Abbildung zeigt den Verlauf der monatlichen und jährlichen Entwicklung des Preisindex eines 4-Personen-Haushaltes von Arbeitern und Angestellten mit mittlerem Einkommen.

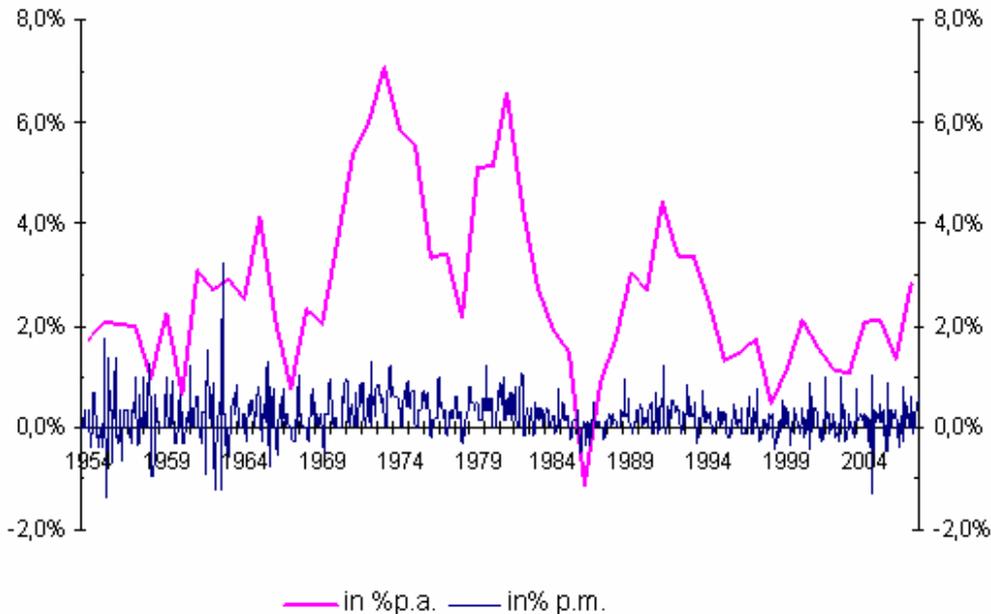


Diagramm 2: Inflationsraten in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Thomson Financial Datastream.

Die Inflation ist in Deutschland trotz der Wiederaufbauprogramme in den fünfziger und sechziger Jahren auf einem niedrigen Niveau. Durch die Aufwertung der DM gegenüber dem US\$ zwischen 1961 und 1969 ist ein importierter Inflationsanstieg aus den USA teilweise ausgeblieben. Der sehr starken Erhöhung des Ölpreises 1973 folgte auch ein Anstieg der Inflation in Deutschland. Mit der Einführung von jährlichen Geldmengenzielen durch die Bundesbank 1974 ist ein Sinken der Inflation erreicht worden. In den folgenden Jahren stieg auf Grund des Konjunkturaufschwungs auch die Inflation an. Mit dem Rückgang der Ölpreise reduzierte sich die Inflationsrate so weit, dass es 1987 sogar zu einer Deflation kam.⁹⁵ Mit der Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten und dem damit verbundenen Konjunkturimpuls ist die Inflation wieder angestiegen. Seit diesem Zeitpunkt sind sinkende Inflationsraten zu verzeichnen. Mit der Einführung des Euros ist noch einmal ein leichter Anstieg zu erkennen, da hier Preissteigerungen mit dem Währungs- umtausch auf die Kunden weitergegeben wurden.⁹⁶

⁹⁵ Vgl. Letzgus, O., Warncke, J. (2006), S. 23.

⁹⁶ Vgl. Bechtold, S., Elbel, G., Hannapel, H.-P. (2005), S. 989.

Zeitpunkt	Ereignis	Veränderung der Inflationsrate
50er und 60er	Wiederaufbauprogramme	
1961 und 1969	Aufwertung der DEM gegenüber dem US\$	
1973	sehr starke Erhöhung des Ölpreises	
1974	Einführung von jährlichen Geldmengenzielen durch die Bundesbank	
In den Folgejahren	Konjunkturaufschwung	
1987	Reduzierung der Ölpreise	
1990	Wiedervereinigung und Konjunkturimpuls	
2000	Einführung des Euros	

Tabelle 4: Ereignisse und Auswirkungen auf die Inflationsrate

Quelle: Eigene Darstellung.

3.2.3 Ableitung von Inflationserwartungen

Um die erwartete Inflationsrate zu schätzen, kann man den Mittelwert historischer Inflationsraten heranziehen. Dabei stellt sich die Frage, ob der arithmetische oder der geometrische Mittelwert verwendet werden sollte.

Das arithmetische Mittel entspricht dem einfachen Durchschnitt einperiodiger Inflationsraten. Dieser Wert ist der Schwerpunkt und lässt sich mathematisch wie folgt darstellen:⁹⁷

$$(3.7) \quad A(\pi_t) = \frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^N \pi_t$$

mit: $A(\pi_t)$ = arithmetisches Mittel der Inflationsraten

N = Anzahl der Beobachtungen

Das zweite Verfahren ist das geometrische Mittel. Dieser Wert ist definiert durch die N-te Wurzel aus dem Produkt der Messwerte. Es ist ein geeignetes Lagemaß für Größen, von denen das Produkt anstelle der Summe interpretierbar ist, z. B. von Verhältnissen oder Wachstumsraten. Formal lässt es sich wie folgt schreiben:⁹⁸

⁹⁷ Vgl. Schlittgen, R. (1998), S. 118-120.

⁹⁸ Vgl. Schlittgen, R. (1998), S. 125-126 und Spreemann, K. (2000), S. 32-33.

$$(3.8) \quad G(\pi_t) = \sqrt[N]{\prod_{t=1}^N (1 + \pi_t)} - 1$$

mit: $G(\pi_t)$ = geometrisches Mittel der Inflationsraten

N = Anzahl der Beobachtungen

Bei der Betrachtung von Vergangenheitsdaten wird das geometrische Mittel bevorzugt,⁹⁹ bei erwarteten Renditen hingegen das arithmetische Mittel, da hier alle möglichen erwarteten Eintrittssituationen in einem Zeitpunkt gleich gewichtet werden. Mathematisch lässt sich zeigen, dass das arithmetische Mittel immer einen höheren Wert als das geometrische Mittel annimmt.¹⁰⁰ Der Abstand zwischen beiden nimmt mit zunehmender Standardabweichung zu.¹⁰¹ Probleme, die sich bei der Ermittlung von Inflationserwartungen über das arithmetische als auch über das geometrische Mittel stellen, liegen zum einen in der Annahme konstanter Mittelwerte des zu Grunde gelegten stochastischen Prozesses und zum anderen werden die Erwartungen aus vergangenheitsbezogenen Daten abgeleitet. Neben dem arithmetischen Mittel und dem geometrischen Mittel wird im Folgenden auch die Standardabweichung mit angegeben. Diese misst, wie stark die tatsächliche Ausprägung um ihren Mittelwert streut. In Tabelle 5 sind die Inflationsraten für Deutschland über den Zeitraum von 1954 bis 2007 angegeben. Grundlage der Daten bildet für den Zeitraum von 1962 bis 1999 der Index der 4-Personen-Haushalte und für den Zeitraum von 2000 bis 2007 der Verbraucherpreisindex.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	2,287%	1,636%	1,917%	3,834%	3,825%	1,267%	2,343%	1,309%	2,111%
Geometrisches Mittel	2,275%	1,632%	1,909%	3,818%	3,816%	1,256%	2,340%	1,308%	2,109%
Minimum	-1,489%	0,000%	0,000%	1,292%	1,833%	-1,489%	1,008%	0,483%	1,058%
Maximum	6,397%	2,730%	3,681%	6,397%	5,857%	3,567%	3,797%	1,984%	3,151%
Standardabweichung	1,563%	0,967%	1,355%	1,990%	1,517%	1,586%	0,893%	0,495%	0,784%
stetig									
Arithmetisches Mittel	2,250%	1,619%	1,891%	3,747%	3,745%	1,249%	2,313%	1,300%	2,087%
Geometrisches Mittel	2,250%	1,619%	1,891%	3,747%	3,745%	1,249%	2,313%	1,300%	2,087%
Minimum	-1,500%	0,000%	0,000%	1,284%	1,817%	-1,500%	1,003%	0,482%	1,052%
Maximum	6,200%	2,694%	3,615%	6,200%	5,691%	3,504%	3,727%	1,965%	3,102%
Standardabweichung	1,521%	0,954%	1,329%	1,920%	1,463%	1,571%	0,872%	0,488%	0,768%

Tabelle 5: Durchschnittliche jährliche Inflationsrate, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 210-215 und Statistisches Bundesamt (2006a).

⁹⁹ Vgl. Morningstar (2007), S. 77.

¹⁰⁰ Zur Verwendung von arithmetischen oder geometrischen Mitteln für die Vorhersage: siehe u. a. Blume, M. (1974), S. 634-638, Cooper, I. (1996), S. 157-167 und Indro, D., Lee, W. (1997), S. 81-90.

¹⁰¹ Vgl. Copeland, T., Koller, T., Murrin, J. (2000), S. 218-219.

Die Änderung der jährlichen Inflationsraten¹⁰² liegt im Zeitraum von 1954 bis 2007 zwischen -1,489 % (-1,500 %) in 1986 und 6,397 % (6,200 %) in 1973. Die arithmetisch gemittelte Inflationsrate liegt bei 2,287 % (2,250 %), die geometrisch gemittelte bei 2,275 % (2,657 %) und die Standardabweichung beträgt 1,563 % (1,521 %). In den Subperioden ist in den Jahren 1968-1974 sowie 1975-1981 die höchste Inflationsrate ermittelt worden. Diese liegt in beiden Subperioden bei etwa 3,8 % (3,7 %).

3.3 Zusammenhang zwischen Inflation und Rendite

3.3.1 Fisher-Theorem

3.3.1.1 Das Grundmodell

In der wissenschaftlichen Literatur gibt es verschiedene Ansätze zur Ableitung von Realrenditen aus Nominalrenditen. Erste Ausführungen finden sich bereits bei Thorton (1802). Er beobachtete, dass der in inflationären Zeiten beobachtete Marktzins teilweise eine Kompensation für eine erwartete Erhöhung der Abwertung der Währung ist.¹⁰³ Mill (1865) fand heraus, dass Preissteigerungen zu höheren Zinsen führten und dass Erwartungsänderungen diesen Effekt noch weiter verstärken können.¹⁰⁴ Den Zusammenhang zwischen realen und nominalen Renditen stellte Fisher als einer der Ersten auf. Dieses Konzept hat auch unter dem Begriff „Fisher-Theorem“ Bekanntheit erlangt. Ausgangspunkt für die Untersuchungen Fishers ist die Bimetallismus-Kontroverse im endenden 19. Jahrhundert. Kernpunkt der Auseinandersetzung war die Meinungsverschiedenheit über verschiedene Standards: einen reinen Goldstandard im Gegensatz zu einem Gold-Silber-Standard und den damit verbundenen Nachteilen für Schuldner bei der Aufwertung eines von beiden.

Fisher hat damals erkannt, dass in einem Kreditvertrag nicht die Höhe des Kredites Kernelement ist, sondern der zwischen den Parteien vereinbarte Zinssatz. Dieser passt sich, bei erwarteter Aufwertung eines Standards, an. Dadurch verändert sich nur der nominale Wert des Vertrages und nicht der reale.¹⁰⁵ Fisher hat einen Zusammenhang zwischen zwei Recheneinheiten hergestellt. Diese sind für die damalige Zeit typische Zinssätze gewesen. Fisher ist jedoch bei seinen Überlegungen nicht von zwei „Geldstandards“ ausgegangen, sondern er hat zum einen den Zins-

¹⁰² Der erste Wert entspricht dem diskret ermittelten und der zweite Wert, in Klammer, dem stetig ermittelten Ergebnis.

¹⁰³ Vgl. Thorton, H. (1802), S. 336.

¹⁰⁴ Vgl. Mill, J. (1865), S. 646.

¹⁰⁵ Vgl. Fisher, I. (1896), S. 1-5.

satz in der Recheneinheit „Geld“ und zum anderen den Zinssatz in der Recheneinheit „Güter eines Warenkorbes“ betrachtet.¹⁰⁶

Dem Theorem liegen folgende Annahmen zu Grunde:¹⁰⁷

Annahme 1:

Der betrachtete Zeithorizont beträgt ein Jahr. Die Nominalzinsen und die Inflationsrate sind sicher.

Annahme 2:

Es existieren weder Transaktionskosten noch Steuern.

Annahme 3:

Die Preise auf den Kapitalmärkten sind sicher und beobachtbar¹⁰⁸. Es wird von allen Marktteilnehmern eine Veränderung der Wertrelation zwischen Geld und Gütern beobachtet.

Fisher¹⁰⁹ geht bei seinen Überlegungen über den Zusammenhang zwischen Marktzins und Inflation von dem Beispiel zweier Darlehen aus, die in verschiedenen Werteinheiten gerechnet werden. Dabei stellt sich die Frage, bei welcher Zinskonstellation der Rückzahlungsbetrag beider ausgegebenen Darlehen denselben Betrag aufweist. Grundlage der Überlegung ist, dass das eine Darlehen in Gold (Geldeinheit) und das andere in Weizen (Gütereinheit) zurückzuzahlen ist und weiterhin eine Preisänderung während der Laufzeit zwischen beiden Gütern auftritt.

Folgender Ausgangspunkt liegt der Überlegung zu Grunde: Zum Zeitpunkt $t = 0$ wird ein Geldbetrag M und eine Gütermenge G ausgeliehen, die einen identischen Wert aufweisen. Die Rückzahlung in $t = 1$ erfolgt mit $M \cdot (1+R)$ bzw. $G \cdot (1+r)$. Dabei bezeichnet R die nominale Rendite und r die inflationsbereinigte in Gütereinheiten gemessene Rendite. Im Verlauf des Jahres wird die Gütermenge G relativ zum Geld mit vollkommener Sicherheit um die Inflationsrate π steigen.

Der Nominalzinssatz lässt sich dann folgendermaßen herleiten: Bei Abschluss des Vertrages entspricht der Wert der Gütermenge dem Wert der Geldmenge:

$$(3.9) \quad t = 0: G \hat{=} M$$

Im Verlauf eines Jahres verschiebt sich dieses Gleichgewicht. Der Wert der Gütermenge wird steigen. Der Steigungsparameter ist die Inflationsrate π . Demnach ist eine Periode später der Geldbetrag $M \cdot (1 + \pi)$ nötig, um die gleiche Gütermenge G zu kaufen:

¹⁰⁶ Vgl. Gebauer, W. (1982), S. 3.

¹⁰⁷ Vgl. Fisher, I. (1896), S. 8-10 und Gebauer, W. (1982), S. 3-4.

¹⁰⁸ Fisher hat seine Problemstellung explizit auf beobachtete Größen bezogen. Fisher selbst hat sich in seinen Arbeiten nicht zu Erwartungswertbildung geäußert. (vgl. Gebauer, W. (1982), S. 27-28).

¹⁰⁹ Vgl. zur Herleitung Fisher, I. (1896), S. 6-14 und auch Gebauer, W. (1982), S. 2-13.

$$(3.10) \quad t = 1: G \hat{=} M \cdot (1 + \pi)$$

mit: π = Inflationsrate

G = Gütermenge

M = Geldbetrag

In der Periode $t = 1$ ist ein Rückzahlungsbetrag von $G \cdot (1 + r)$ Gütereinheiten zu leisten, demzufolge sind beide Seiten mit $(1 + r)$ zu erweitern. Dies erfolgt auf Grund der Gleichheitsbeziehung in Gleichung (3.10) und dem festgeschriebenen Wert für die Gütermenge G :

$$(3.11) \quad G \cdot (1 + r) \hat{=} M \cdot (1 + \pi) \cdot (1 + r)$$

mit: r = Realzins

Diese Gleichung gibt auf der linken Seite den Betrag der Warenmenge in $t = 1$ und auf der rechten Seite den entsprechenden Geldbetrag an. Dieser Geldbetrag wurde zu Beginn bereits mit $M \cdot (1 + R)$ festgelegt:

$$(3.12) \quad M \cdot (1 + \pi) \cdot (1 + r) \hat{=} M \cdot (1 + R)$$

mit: R = Nominalzinssatz

Daraus folgt für das vollständige Fisher-Theorem:¹¹⁰

$$(3.13) \quad (1 + R) = (1 + \pi) \cdot (1 + r)$$

d. h., der Nominalzins setzt sich aus der Summe der realen Zinssätze, der Inflationsrate und dem Produkt der beiden Summanden zusammen.¹¹¹

$$(3.14) \quad R^d = r^d + \pi^d + r^d \cdot \pi^d$$

Diesen Zusammenhang beschreibt Fisher wie folgt: „The rate of interest in the (relatively) depreciating standard is equal to the sum of three terms, viz., the rate of interest in the appreciating standard, the rate of appreciation itself, and the product of these two elements.“¹¹²

In Formel (3.14) wird die Inflationsrate sowohl im eingesetzten Kapital als auch auf die Zinsen des eingesetzten Kapitals mitberücksichtigt. Für den Fall, dass es keine Veränderung der Inflationsrate gibt, d. h. $\pi = 0$, sind Nominal- und Realzins identisch. Bei einer steigenden Inflationsrate mit einer konstanten Rate und keinerlei Veränderungen der Rahmenbedingungen erhöht sich der Nominalzins. Der Realzins verändert sich trotz dieser Steigerung, aber auf Grund der gleich bleibenden Rahmenbedingungen, nicht.¹¹³

¹¹⁰ Der Begriff „vollständiges Fisher-Theorem“ hat sich eingebürgert. Damit wird das Theorem verstanden, das bei diskreten Renditen zur Umrechnung von nominalen in reale Renditen gilt.

¹¹¹ Vgl. Fisher, I. (1896), S. 13-14. Der Index „d“ steht für die Verwendung von diskreten Größen.

¹¹² Fisher, I. (1896), S. 9.

¹¹³ Vgl. Sebastian, S. (2003), S. 130-131.

In der Literatur wird oft von einem vereinfachten Fisher-Theorem, ohne Kreuzprodukt, gesprochen. Dazu lässt sich jedoch anmerken, dass es sich hier nicht um eine Vereinfachung im eigentlichen Sinn handelt, sondern nur um die Darstellung bei Verwendung von stetigen Größen für die Variablen.¹¹⁴

Dieses hat folgende Form:¹¹⁵

$$(3.15) \quad R^s = r^s + \pi^s$$

Die stetige Betrachtung ist genauer, wenn Momentanverzinsungen und Momentaninflationsraten verwendet werden, wenn es sich also um stetige Werte handelt.¹¹⁶

Formal lässt sich Folgendes zeigen:¹¹⁷ Zinsgutschriften wachsen innerhalb einer Periode um den Betrag $1+R$. Findet eine Zinsgutschrift viertelperiodisch statt, ergibt

sich am Periodenende eine Gutschrift von $\left(1 + \frac{1}{4}R\right)^4$. Allgemein folgt daraus für

die Zinsgutschrift am Periodenende: $\left(1 + \frac{1}{t}R\right)^t$. Erfolgt die Zinsgutschrift in sehr

kleinen Zeitintervallen und strebt t gegen unendlich, dann gilt:

$$(3.16) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \left(1 + \frac{1}{t}R\right)^t = \lim_{t' \rightarrow \infty} \left(\left(1 + \frac{1}{t'}R\right)^{t'} \right)^i, \text{ mit } t' = \frac{t}{i}$$

Damit entspricht $\left(1 + \frac{1}{t'}R\right)^{t'}$ mit $t' \rightarrow \infty$ der natürlichen Zahl e und das Fisher-

Theorem kann folgendermaßen umformuliert werden:

$$(3.17) \quad e^R = e^r \cdot e^\pi$$

Durch Logarithmieren von Gleichung (3.17) ergibt sich (3.15), die verkürzte Fisher-Gleichung.

Das Fisher-Theorem ist an Annahmen gebunden, die eine Idealwelt ohne Unsicherheit und Risiko widerspiegeln. Das dargestellte Theorem kann nur zu statischen Betrachtungen herangezogen werden, da es ohne einen Zeitindex ausgestattet ist. Zudem müssten bei einer mehrperiodigen Betrachtung Wechselwirkungen zwischen den einzelnen Perioden mitberücksichtigt werden. An dieses Theorem sind folgende Annahmen geknüpft: An den Finanzmärkten werden Erwartungen hinsichtlich der Wertrelation von Gütern und Geld gebildet. Die Inflationsrate wird mit vollkommener Voraussicht antizipiert. Demzufolge bilden alle Marktteilnehmer die gleichen Inflationserwartungen. Weiterhin besteht auf den Finanzmärkten vollkommene Transparenz, dadurch gibt es weder Risikoüberlegungen noch entstehen Transaktionskosten. Die Zinssätze enthalten keine Zuschläge zu oben genannten

¹¹⁴ Vgl. Fisher, I. (1907), S. 360-361 und Fisher, I. (1930), S. 37-41. Diese Form des Fisher-Theorems findet bei der Verwendung von stetigen Rendite- und Inflationsgrößen Anwendung.

¹¹⁵ Der Index „s“ steht für die Verwendung von stetigen Größen.

¹¹⁶ Vgl. Schneider, D. (1992), S. 391.

¹¹⁷ Vgl. Gebauer, W. (1982), S. 13.

Punkten. Weiterhin besteht Sicherheit bzgl. der Rückzahlung von Krediten, mit der Folge der Gleichheit der nominalen und realen Ein-Perioden-Zinssätze, die zum Zeitpunkt t erwartet werden.¹¹⁸

3.3.1.2 Modifiziertes Fisher-Theorem und Berücksichtigung von Steuern

Mit dem im vorangegangenen Kapitel beschriebenen Zusammenhang werden Renditen ohne die Berücksichtigung von Steuern berechnet. Bei der Berechnung nach Fisher werden Steuern gänzlich vernachlässigt. Es lässt sich eine Steigerung des am Markt vereinbarten Nominalzinssatzes um mehr als die Inflationsrate, wenn Inflations- und Besteuerungseffekte kompensiert werden sollen, zeigen. Diese Erkenntnis geht auf Wielens, Darby und Feldstein zurück. Die Gläubiger überwälzen den Steueranteil an den Nominalzinsen an die Kreditnehmer, um die eigene Realverzinsung zu erhalten. Der Schuldner wiederum ist von dieser zusätzlichen Erhöhung nicht betroffen, sofern er die Zinsen von seinem zu versteuerndem Einkommen abziehen kann. Die Annahme, die diesem Modell zu Grunde liegt, ist die Besteuerung von Renditen und die Abzugsfähigkeit von erwirtschafteten Verlusten. Demnach muss die nominale Rendite so hoch liegen, dass sie nicht nur die Inflation, sondern zusätzlich auch die Steuerbelastung ausgleichen kann. Mit der Besteuerung von Nominalzinserträgen wird eine Abkehr vom ursprünglichen Fisher-Theorem getätigt. Unter der Annahme, dass alle Marktteilnehmer am Kreditmarkt dem gleichen marginalen Steuersatz unterliegen und die Schuldner ihre Steuerschuld absetzen können, gilt für die Nachsteuerrenditen folgender Zusammenhang:

$$(3.18) \quad R^{n.St.} = R^{v.St.} \cdot (1 - \tau)$$

mit $R^{n.St.}$ = nominale Nachsteuerrendite

$R^{v.St.}$ = nominale Vorsteuerrendite

τ = Steuersatz

Dabei entspricht dem Steuersatz, der auf Nominalzinserträge zu entrichten ist. Damit wird unterstellt, dass die Grundlage für die Bemessung der Steuern Nominalzinsen sind und die nominale Rendite nicht noch den Minderbetrag, der aus der Steuerbelastung entsteht, ausgleichen muss. Für das ursprüngliche Fisher-Theorem (Gleichung (2.14)) gilt dann für die diskrete Nachsteuerrendite:

$$(3.19) \quad R^{n.St.,d} = (1 + r^{v.St.,d}) \cdot (1 + \pi^d) \cdot (1 - \tau) = R^{v.St.,d} \cdot (1 - \tau)$$

Eine weitere Form der Steuerberücksichtigung beschreibt der folgende Fall. Der kritische Zinssatz für eine angestrebte reale Kapitalerhaltung liegt vor, wenn der reale Zinssatz nach Abzug der Steuern ausreicht, um die Inflationsrate zu kompensieren. Diese Aussage geht einher mit der Frage: Wie hoch muss eine Nominalrendite vor Steuern sein, damit faktisch nur der reale Gewinn versteuert wird?

¹¹⁸ Vgl. Gebauer, W. (1982), S. 3-4; Fisher (1930) diskutiert die Annahmen ausführlich.

Die Lösung zu diesem Ansatz hat Schneider gegeben. Überträgt man diese Aussage in das ursprüngliche Fisher-Theorem, ergibt sich für die Verwendung von diskreten Größen:

$$(3.20) \quad R^{v.St.,d} \cdot (1 - \tau) = \left(1 + r^{v.St.,d} \cdot (1 - \tau)\right) \cdot (1 + \pi^d) - 1$$

$$R^{v.St.,d} = \left(\left(1 + r^{v.St.,d} \cdot (1 - \tau)\right) \cdot (1 + \pi^d) - 1\right) \cdot \frac{1}{1 - \tau} = r^{v.St.,d} \cdot (1 + \pi^d) + \frac{\pi^d}{1 - \tau}$$

Der erste Summand in Gleichung (2.20) beschreibt dabei die reale Kapitalerhaltung unter Berücksichtigung von Steuern. Kennzeichnend dabei ist, dass der Staat die Inflationsrate auf das investierte Vermögen als zusätzliche Steuereinnahme erhält. In der Literatur wird dieses Thema intensiver unter dem Begriff Scheingewinnbesteuerung diskutiert.

Tabelle 6 veranschaulicht den beschriebenen Sachverhalt anhand einer Beispielrechnung:

	Fisher-Theorem	modifiziertes Fisher-Theorem
realer Zinssatz	3,00%	3,00%
Inflationsrate	8,00%	8,00%
Steuersatz	50,00%	50,00%
nominaler Zinssatz (Vor Steuern)	11,24%	19,24%
nominaler Zinssatz (Nach Steuern)	5,62%	9,62%

Tabelle 6: Beispiel zur Berechnung von diskreter nominalen Vor- und Nachsteuerrenditen

Quelle: Eigene Darstellung.

Beim Fisher-Theorem bleiben dem Marktteilnehmer nach Steuern nur noch 5,62 % Rendite auf sein eingesetztes Kapital. Auf Grund der Inflationsrate von 8 % erleidet der steuerpflichtige Marktteilnehmer eine reale Vermögensminderung von 2,22 %. Unter Verwendung des modifizierten Fisher-Theorems erhält der Kreditgeber die Kaufkraft seines Vermögens und die versteuerte Realverzinsung. Nach Abzug von 50 % Steuern bleiben ihm noch 9,62 %. Diese decken die Inflationsrate von 8 %, den versteuerten Realzins von 1,5 % sowie 0,12 % Inflationsrate auf die versteuerten Realzinsen. Bei dem von Schneider modifizierten Fisher-Theorem, handelt es sich um ein theoretisches Konstrukt., von dem nicht generell angenommen werden kann, dass Investoren diese Renditeforderungen auch in der Realität durchsetzen können. Aus diesem Grund wird dieser Ansatz nicht weiter verfolgt.

3.3.2 Definition von Rendite

Mit der Berechnung einer Rendite wird die Frage beantwortet, wie gut es gelungen ist bzw. gelingen könnte, frühere Geldbeträge in spätere zu transformieren. Als Rendite wird demnach das über einen bestimmten Zeitraum hinweg erzielte Ergebnis in Relation zum anfänglich investierten Betrag gesehen.

Zu Beginn des Kapitels werden die verschiedenen Renditedefinitionen dargestellt. Dabei wird insbesondere auf den Unterschied zwischen der diskreten und der stetigen Rendite und auf die damit verbundene Mittelwertbildung und die Berücksichtigung von Inflation eingegangen. Das gleiche Vorgehen wird bei der Bestimmung der Risikoprämie gewählt. Im zweiten Teil des Kapitels werden empirische Renditen betrachtet – sowohl aus bestehenden Studien als auch in einer eigenen Untersuchung.

3.3.2.1 Diskrete versus stetige Rendite

Zur Ermittlung von relativen Preisänderungen stehen zwei Verfahren zur Verfügung: zum einen die Berechnung von stetigen und zum anderen von diskreten Größen. Grundsätzlich beschreibt die Rendite ein Verhältnis zwischen einem Anfangs- und einem Endwert. In der Literatur finden beide Verfahren Anwendung. So basiert die These zur Kapitalmarkteffizienz und zur Portfoliobildung nach Fama¹¹⁹ auf diskreten Renditen, während verschiedene andere Preismodelle auf stetige Renditen zurückgreifen.¹²⁰

Beide Verfahren werden im Folgenden kurz vorgestellt. Dabei stellt die diskrete Rendite den prozentualen Zuwachs von einem Zeitpunkt zum anderen dar und die stetige Rendite den natürlichen Logarithmus des Zuwachsverhältnisses.¹²¹

Bei der einfachen (diskreten) Rendite $R_{j,t}^d$ eines Anlageobjekts j wächst der Preis innerhalb der Zeitpunkte t und $t-1$ von P_{t-1} auf P_t an.¹²²

$$(3.21) \quad P_t = P_{t-1} \cdot (1 + R_t^d) = P_{t-1} \cdot (1 + r_t^d) \cdot (1 + \pi_t^d)$$

mit: R_t^d = nominale diskrete Rendite zum Zeitpunkt t

r_t^d = reale diskrete Rendite zum Zeitpunkt t

π_t^d = diskrete Inflationsrate zum Zeitpunkt t

P_t = Preis zum Zeitpunkt t

P_{t-1} = Preis zum Zeitpunkt $t-1$

¹¹⁹ Vgl. Fama, E. (1970), S. 383-418.

¹²⁰ Vgl. Scholes, M., Willimas, J. (1977), S. 310-311.

¹²¹ Vgl. Dorfleitner, G. (2002), S. 216.

¹²² Der Index „d“ steht für die Verwendung von diskreten Größen.

Somit ist der Preis im Zeitpunkt t das Produkt aus dem Preis der Vorperiode und einem Verzinsungsfaktor $1 + R_t^d$.¹²³ Für die Ermittlung der nominalen diskreten Rendite R_t^d gilt somit nach Gleichung (3.21):¹²⁴

$$(3.22) \quad R_t^d = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$$

Die diskrete Rendite $R_{j,t}^d$ wird also aus der relativen Differenz der Preise zu den Zeitpunkten t und $t-1$ gebildet.

Für die reale diskrete Rendite ergibt sich aus (3.21):

$$(3.23) \quad r_t^d = \frac{P_t}{P_{t-1} \cdot (1 + \pi_t^d)} - 1$$

Der Zusammenhang zwischen der nominalen und der realen diskreten Rendite kann über das Fisher-Theorem mit Kreuzprodukt beschrieben werden. Demnach gilt:

$$(3.24) \quad 1 + R_t^d = (1 + r_t^d) \cdot (1 + \pi_t^d)$$

Betrachtet man hingegen stetige Renditen $R_{j,t}^s$, so ist folgende Preisgleichung zu verwenden:¹²⁵

$$(3.25) \quad P_t = P_{t-1} \cdot \exp(R_t^s) = P_{t-1} \cdot \exp(r_t^s + \pi_t^s)$$

mit: R_t^s = nominale stetige Rendite zum Zeitpunkt t

r_t^s = reale stetige Rendite zum Zeitpunkt t

π_t^s = stetige Inflationsrate zum Zeitpunkt t

Die nominale stetige Rendite des Zeitraumes vom Ende der Periode $t-1$ bis zum Ende der Periode t , aus zwei aufeinander folgenden Werten eines Anlageobjekts j , mit Preisen P_t und P_{t-1} lautet, ausgehend von Gleichung (3.25):¹²⁶

$$(3.26) \quad R_t^s = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}).$$

Für die Darstellung der realen Rendite ergibt sich mit Gleichung (3.25):

$$(3.27) \quad r_t^s = R_t^s - \pi_t^s$$

Der Zusammenhang zwischen nominalen stetigen und realen stetigen Renditen kann über das Fisher-Theorem hergestellt werden.

Es gilt:

¹²³ Vgl. Spreemann, K. (2000), S. 49.

¹²⁴ Vgl. Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, A. (1997), S. 9.

¹²⁵ Der Index „s“ steht für die Verwendung von stetige Größen.

¹²⁶ Vgl. Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, A. (1997), S. 9. und Dorfleitner, G. (2003), S. 74.

$$(3.28) \quad R_t^s = r_t^s + \pi_t^s$$

Folgendes Beispiel verdeutlicht die beschriebenen Zusammenhänge:

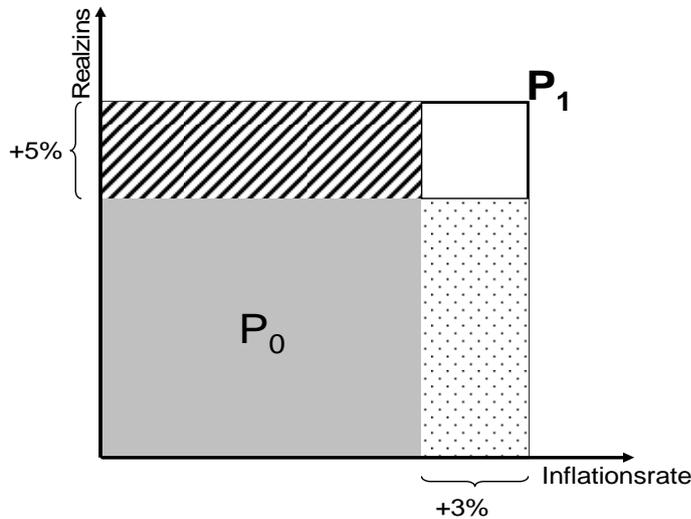


Abbildung 1: Preisbestimmung im Beispiel

Quelle: Eigene Darstellung.

Um vom Preis in der Periode $t = 0$ zum Preis in $t = 1$ zu gelangen, wird sowohl der Realzins als auch die Inflation mit in die Preisgleichung einbezogen. Wird nur eine der beiden Komponenten (schraffierte oder gepunktete Fläche) berücksichtigt, so fällt P_1 um die entsprechende andere Fläche zu niedrig aus. Zusätzlich wird in beiden Fällen die weiße Fläche vernachlässigt.

Für den Preis in der Periode 1 ergeben sich ausgehend von P_0 für dieses Beispiel folgende Werte: Dabei wird zum einen eine diskrete und eine stetige Betrachtung unterschieden und zum anderen wird der Preis ausgehend von einer Änderung der einzelnen Komponenten, dem realen Zins (5,0 %) und der Inflationsrate (3,0 %) betrachtet.

	diskret	stetig
ohne Inflation	$P_1 = P_0 \cdot 1,05$	$P_1 = P_0 \cdot \exp(0,05)$ $= P_0 \cdot 1,0513$
Realzins = 0 %	$P_1 = P_0 \cdot 1,03$	$P_1 = P_0 \cdot \exp(0,03)$ $= P_0 \cdot 1,0305$
mit Realzins und Inflation	$P_1 = P_0 \cdot 1,05 \cdot 1,03$ $= P_0 \cdot 1,0815$	$P_1 = P_0 \cdot 1,0513 \cdot 1,0305$ $= 1,0833$

Tabelle 7: Preisbestimmung im diskreten und stetigen Fall

Quelle: Eigene Darstellung.

Schließlich wird noch der Zusammenhang zwischen stetigen und diskreten Renditen hergestellt:¹²⁷

$$(3.29) \quad R_t^d = e^{R_t^s} - 1 \text{ bzw. } R_t^s = \ln(1 + R_t^d)$$

Sind die Werte der berechneten Renditen klein, so besteht zwischen stetigen und diskreten Renditen kaum ein Unterschied. Beide Renditearten besitzen bestimmte Vorzüge, die in Modellen genutzt werden können. Bei stetigen Renditen kann über einen längeren Zeitraum die kumulierte Rendite durch Addition der Einzelwerte ermittelt werden.¹²⁸ Demgegenüber erfolgt dies bei diskreten Renditen über eine multiplikative Verknüpfung der Intervalle. Dies hat Auswirkungen für die Berechnung der Mittelwerte und Standardabweichungen.¹²⁹

Für „kleine“, das sind nahe bei null liegende, absolute Werte von R_t^d und R_t^s gilt die approximative Gleichheit.¹³⁰

Zusammenfassung der bisherigen Erkenntnisse

Mit folgendem Beispiel werden die beschriebenen Zusammenhänge zwischen Rendite, Steuern und Inflation dargestellt. Ausgangspunkt zur Bestimmung einer Rendite sind beobachtbare Einheiten (z. B. Börsenkurse).

Anhand der folgenden Tabelle werden die entsprechenden Größen bestimmt.

	t	t+1
Nominaler Wert der Auszahlung	100	
Nominaler Wert der Einzahlung		110
Steuern auf den nominalen Wertzuwachs (Steuersatz: 50%)		5,00
Kaufkraftverlust (Inflationsrate: 3%)		3,20

Tabelle 8: Beispiel Zahlungen

Quelle: Eigene Darstellung.

¹²⁷ Vgl. Kähler, J., Pasternak, C. (2002), S. 166.

¹²⁸ Vgl. Röder, K. (1999), S. 13-14.

¹²⁹ Es kann gezeigt werden, dass dieses Vorgehen bei Stationarität zu einer Unterschätzung des wahren Erwartungswertes der diskreten Rendite führt (Vgl. Dorfleitner, G. (2002), S. 8). Unter der Stationarität versteht man die Konstanz der Momente, Mittelwerte, Varianzen und Autokovarianz.

¹³⁰ Dorfleitner, G. (2002), S. 219-220.

Für die nominalen und realen Renditen vor Steuern ergeben sich folgende Werte. Die Darstellung erfolgt sowohl in diskreten als auch in stetigen Renditen.

	Diskret		stetig	
Nominalerendite vor Steuern	$R^{v.St.,d}$	$= \frac{110}{100} - 1 = 10,00\%$	$R^{v.St.,s}$	$= \ln\left(\frac{110}{100}\right) = 9,53\%$
Nominalerendite nach Steuern	$R^{n.St.,d}$	$= \frac{105}{100} - 1 = 5,00\%$	$R^{n.St.,s}$	$= \ln\left(\frac{105}{100}\right) = 4,88\%$
Realrendite vor Steuern	$r^{v.St.,d}$	$= \frac{106,80}{100} - 1 = 6,80\%$	$r^{v.St.,s}$	$= \ln\left(\frac{106,80}{100}\right) = 6,58\%$
Realrendite nach Steuern	$r^{n.St.,d}$	$= \frac{101,94}{100} - 1 = 1,94\%$	$r^{n.St.,s}$	$= \ln\left(\frac{101,94}{100}\right) = 1,92\%$
Inflationsrate	π^d	$= \frac{110}{106,8} - 1 = 3,00\%$	π^s	$= \ln\left(\frac{110}{106,8}\right) = 2,96\%$

Tabelle 9: Renditenberechnung im Überblick

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Zusammenhänge zwischen den Renditegrößen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

Zusammenhänge zwischen Rendite, Steuersatz und Inflationsrate

Nominale und reale Renditen vor Steuern werden über das Fisher-Theorem bestimmt:

$$\text{diskret: } (1 + R^{v.St.,d}) = (1 + \pi^d) \cdot (1 + r^{v.St.,d}) = 1,03 \cdot 1,068 = 1,1$$

$$\text{stetig: } R^{v.St.,s} = \pi^s + r^{v.St.,s} = 2,96\% + 6,57\% = 9,53\%$$

Für nominale Rendite nach Steuern gilt:

$$\text{diskret: } R^{n.St.,d} = R^{v.St.,d} \cdot (1 - \tau) = 10,00\% \cdot (1 - 0,5) = 5,00\%$$

stetig: In der Literatur wird kein offensichtlicher Zusammenhang beschrieben.

Es gilt aus dem Zusammenhang zwischen diskreten und stetigen Größen:

$$R^{n.St.,s} = \ln(1 + R^{n.St.,d}) = \ln(1,05) = 4,88\%$$

Die Berechnungen der Realrenditen lassen sich wie folgt zusammenstellen:

diskret: $r^{n.St.,d} = r^{v.St.,d} - \tau \cdot R^{v.St.,d} = 6,80\% - 0,5 \cdot 10,00\% = 1,94\%$

stetig: In der Literatur wird kein offensichtlicher Zusammenhang beschrieben. Auch hier gilt, abgeleitet aus dem Zusammenhang zwischen diskreten und stetigen Größen: $r^{n.St.,s} = \ln(1 + r^{v.St.,d} - \tau \cdot R^{v.St.,d}) = \ln(1,0194) = 1,92\%$

Zusammenhänge zwischen diskreten und stetigen Renditen

Auf Basis der Zusammenhänge zwischen stetigen und diskreten Größen lassen sich die folgenden Beziehungen ableiten:

Nominalrenditen:

$$R^{v.St.,s} = \ln(1 + R^{v.St.,d}) = \ln(1,10) = 9,53\%$$

$$R^{n.St.,s} = \ln(1 + R^{n.St.,d}) = \ln(1,05) = 4,88\%$$

Realrenditen:

$$r^{v.St.,s} = \ln(1 + r^{v.St.,d}) = \ln(1,068) = 6,58\%$$

$$r^{n.St.,s} = \ln(1 + r^{n.St.,d}) = \ln(1,0194) = 1,92\%$$

Inflationsrate:

$$\pi^s = \ln(1 + \pi^d) = \ln(1,03) = 2,96\%$$

3.3.2.2 Arithmetischer versus geometrischer Mittelwert

Über die Bildung von Mittelwerten wird die Rendite für einen betrachteten Zeitraum ermittelt. Mit der Annahme, dass in jeder Periode eine Rendite vorliegt, wird mit dem Mittelwert eine Durchschnittsrendite berechnet, die die Renditen der Einzelperioden zusammenfasst. Zur Mittelwertbildung stehen zwei Methoden zur Verfügung, der arithmetische und der geometrische Mittelwert.

Das arithmetische Mittel berechnet sich als ungewichtete Summe der Einzelbeobachtungen. Dieser Wert entspricht mathematisch dem Schwerpunkt des Datensatzes.¹³¹

¹³¹ Vgl. Schlittgen, R. (1998), S. 118-120.

$$(3.30) \quad A(R) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_t$$

mit: $A(R)$ = arithmetisches Mittel der Renditen

R_t = Rendite der Beobachtungswerte

T = Anzahl der Beobachtungen

Das zweite Verfahren ist das geometrische Mittel. Dieser Wert ist definiert durch die T-te Wurzel aus dem Produkt der um eins erhöhten Einzelrenditen. Es ist ein geeignetes Lagemaß für Größen, von denen das Produkt anstelle der Summe interpretierbar ist, z. B. von Verhältnissen oder Wachstumsraten. Formal lässt es sich wie folgt schreiben:¹³²

$$(3.31) \quad G(R) = \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t)} - 1$$

mit: $G(R)$ = geometrisches Mittel

R_t = Rendite der Beobachtungswerte

T = Anzahl der Beobachtungen

Bei der Betrachtung von Vergangenheitsdaten wird das geometrische Mittel bevorzugt,¹³³ bei zukünftigen Renditen hingegen das arithmetische Mittel, da bei Letzterem alle möglichen erwarteten Pfade gleich gewichtet werden. Das arithmetische Mittel ist als Schätzer erwarteter Renditen gut geeignet: Hier werden sämtliche Einzelausprägungen in Betracht gezogen. Das geometrische Verfahren bezieht lediglich den im Nachhinein betrachteten Verlauf der Renditen ein. Folglich kann mithilfe der geometrischen Methode die Performancemessung historischer Renditen durchgeführt werden. Das geometrische ist im Gegensatz zum arithmetischen Mittel unabhängig von dem beobachteten Zeitintervall.

Mathematisch lässt sich zeigen, dass das arithmetische Mittel immer einen höheren Wert als das geometrische Mittel annimmt.¹³⁴ Der Abstand zwischen beiden nimmt mit zunehmender Standardabweichung zu.¹³⁵

Im vorangegangenen Kapitel wurde zwischen stetigen und diskreten Renditen unterschieden. Auch für die Bildung von Mittelwerten sind diese verschiedenen Berechnungsmethoden zu berücksichtigen.

¹³² Vgl. Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, A. (1997), S. 10; Schlittgen, R. (1998), S. 125-126 und Spreemann, K. (2000), S. 32-33.

¹³³ Vgl. Morningstar (2007), S. 77.

¹³⁴ Zur Verwendung von arithmetischen oder geometrischen Mitteln für die Vorhersage siehe u. a. Blume, M. (1974), S. 634-638, Cooper, I. (1996), S. 157-167 und Indro, D., Lee, W. (1997), S. 81-90.

¹³⁵ Vgl. Copeland, T., Koller, T., Murrin, J. (2000), S. 218-219 und Spreemann, K. (2000), S. 37.

Das arithmetische Mittel ergibt sich sowohl bei Verwendung von diskreten wie auch von stetigen Renditen aus nachfolgenden Gleichungen, nämlich als gewichteter Wert der Einzelrenditen:

$$(3.32) \quad A(R^d) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_t^d \quad \text{bzw.} \quad A(R^s) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_t^s$$

Die Ermittlung der geometrischen Rendite ist im stetigen und diskreten Fall unterschiedlich. Der Grund hierfür liegt in der Verknüpfung der Einzelwerte. Diese werden im diskreten Fall über Multiplikation und im stetigen Fall über Addition verbunden.¹³⁶

Ausgangspunkt zur Bestimmung des diskreten geometrischen Mittels ist folgende Gleichung:¹³⁷

$$(3.33) \quad P_T = P_0 \cdot \left(1 + G(R^d)\right)^T$$

Mit $G(R^d)$ wird das Wachstum beschrieben, welches auf Grund der einzelnen Periodenrenditen insgesamt möglich gewesen ist und somit ausgehend vom Wert in $t = 0$ zum Wert in T führt.¹³⁸

Das geometrische Mittel $G(R^d)$ ergibt sich dann als:

$$(3.34) \quad G(R^d) = \sqrt[T]{\frac{P_T}{P_0}} - 1$$

$$G(R^d) = \sqrt[T]{\frac{P_1}{P_0} \cdot \frac{P_2}{P_1} \cdot \dots \cdot \frac{P_T}{P_{T-1}}} - 1$$

Mit dieser Definition für diskrete Renditen aus Gleichung (3.22) lässt sich das geometrische Mittel analog Gleichung (3.31) schreiben.

Wie man sieht, unterscheiden sich im diskreten Fall der arithmetische und der geometrische Mittelwert (Vgl. Gleichung (3.32) und (3.34)).

Für das geometrische Mittel der stetigen Renditen gilt für die Preisgleichung im Zeitpunkt T :

$$(3.35) \quad P_T = P_0 \cdot \exp\left(G(R^s) \cdot T\right)$$

Das geometrische Mittel ergibt sich hier als:

$$(3.36) \quad G(R^s) = \frac{1}{T} \cdot \ln\left(\frac{P_T}{P_0}\right)$$

Mit der Definition der stetigen Renditen aus Gleichung (3.26) ergibt sich:

¹³⁶ Vgl. Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, A. (1997), S. 9-11.

¹³⁷ Vgl. Spreemann, K. (2000), S. 51.

¹³⁸ Vgl. Spreemann, K. (2000), S. 32.

$$(3.37) \quad G(R^s) = \frac{1}{T} \cdot \ln \left(\frac{P_1}{P_0} \cdot \frac{P_2}{P_1} \cdot \dots \cdot \frac{P_T}{P_{T-1}} \right)$$

$$G(R^s) = \frac{1}{T} \cdot \left\{ \ln \left(\frac{P_1}{P_0} \right) + \ln \left(\frac{P_2}{P_1} \right) + \dots + \ln \left(\frac{P_T}{P_{T-1}} \right) \right\}$$

$$G(R^s) = \frac{1}{T} \cdot \{ R_1^s + R_2^s + \dots + R_T^s \}$$

$$G(R^s) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_t^s = A(R^s)$$

Bei der Ermittlung des geometrischen Mittels von stetigen Renditen ergibt sich der gleiche Wert wie bei der Ermittlung des arithmetischen Mittels.¹³⁹ Der Grund liegt in der eingangs schon erwähnten additiven Verknüpfung der Einzelrenditen.

Die eben beschriebenen Zusammenhänge werden noch anhand eines Beispiels illustriert.

	t=1	t=2	t=3	t=4	A(R)	G(R)
P	100	80	115	135		
diskrete Renditen		-20,0000%	43,7500%	17,3913%	13,7138%	10,5209%
stetige Renditen		-22,3144%	36,2905%	16,0343%	10,0035%	10,0035%

Tabelle 10: Beispielrechnung zu Renditen

Quelle: Eigene Darstellung.

In dem Beispiel kann eine Gleichheit zwischen dem geometrischen Mittel der diskreten Renditen und der arithmetischen Mittel der stetigen Renditen hergestellt werden. Es gilt: $10,0035\% = \ln(1 + 10,5209\%)$.

Die berechneten Mittelwerte werden wie folgt verwendet: Die Beschreibung des vergangenen Zeitraums von $t = 1$ bis $t = 4$ findet auf Basis von diskreten Renditen mit 10,5209 % und bei Verwendung von stetigen Renditen mit 10,0035 % statt. Hingegen für die Prognose der Zeiträume von $t = 4$ wird im diskreten Fall das arithmetische Mittel von 13,7138 % und im stetigen Fall von 10,0035 % als Schätzer herangezogen.

Fazit: Verwendet man stetige Renditen, stellt sich die Frage nach der Verwendung des arithmetischen bzw. geometrischen Mittelwertes nicht. Bei diskreten Renditen hingegen muss zwischen beiden Verfahren unterschieden werden.

¹³⁹ Vgl. Spreemann, K. (2000), S. 52-53.

3.3.2.3 Markttrendite, risikoloser Zins und Risikoprämie

Der Begriff Risikoprämie ist die erwartete Überschussrendite, bei Anlage in eine risikobehaftete Anlageform, im Vergleich zu einer risikolosen Anlageform.¹⁴⁰ Nimmt man rationales Verhalten und Risikoaversion bei den Marktakteuren an, dann weist eine risikobehaftete Anlage im Kapitalmarktgleichgewicht eine höhere Renditeerwartung auf als eine risikolose Anlage.

Die Marktrisikoprämie (MRP) ist die Differenz zwischen der erwarteten Rendite des Marktportfolios und der Rendite einer risikolosen Anleihe:¹⁴¹

Die Rendite eines Wertpapiers, wie z. B. einer Aktie oder Anleihe, wird definiert als die Gesamrendite des entsprechenden Wertpapiers. Die Gesamrendite innerhalb einer bestimmten Periode ermittelt sich aus den in der jeweiligen Periode anfallenden Erträgen, dividiert durch den Preis des Wertpapiers zum Ende der vorherigen Periode. Die Gesamrendite drückt folglich den Zugewinn einer Anlage im Verhältnis zum Wert der Anlage am Ende der Vorperiode aus. Die Berechnung der Rendite verschiedener Anlageformen unterscheidet sich dabei im Hinblick auf die unterschiedlichen Erträge, die im jeweiligen Zeitraum anfallen.¹⁴² Erträge von Aktien umfassen Kursgewinne, Dividenden und sonstige geldwerte Vorteile wie Gratisaktien, Bezugsrechte oder andere finanzielle Vorteile. Diese Definition ist sehr wichtig, denn um Risikoprämien zu ermitteln, ist es von Bedeutung, dass kein Teil der Aktienrendite unberücksichtigt bleibt. So beschreibt Stehle Fehler, die bei der Ermittlung von Risikoprämien entstehen, wenn nicht alle Bestandteile der Gesamrendite einer Aktie berücksichtigt werden und somit zu geringe Aktienrenditen errechnet werden.¹⁴³

Damit gilt für die diskrete Gesamrendite eines Wertpapiers j in der Periode t ($R_{j,t}^{d,G}$):¹⁴⁴

$$(3.38) \quad R_t^{d,G} = \frac{P_t + C_t}{P_{t-1}} - 1$$

mit: $R_t^{d,G}$ = diskrete Gesamrendite des Wertpapiers am Ende der Periode t

P_t = Kurs des Wertpapiers am Ende der Periode t

P_{t-1} = Kurs des Wertpapiers am Ende der Periode $t-1$

C_t = sonstige Zahlung an die Eigentümer des Wertpapiers in Periode t

Die stetige Gesamrendite eines Wertpapiers ergibt sich durch Logarithmieren von

$R_t^{d,G}$.

¹⁴⁰ Vgl. Brealey, R., Myers, S. (1996), S. 145.

¹⁴¹ Vgl. Copeland, T., Weston, F., Shastri, K. (2005), S. 171 und 846.

¹⁴² Vgl. Brealey, R., Myers, S. (1996), S. 306.

¹⁴³ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 15-18.

¹⁴⁴ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 3.

Somit gilt:

$$(3.39) \quad R_t^{s,G} = \ln(1 + R_t^{d,G})$$

mit: $R_t^{s,G}$ = stetige Gesamrendite des Wertpapiers j am Ende der Periode t

Bei dem Marktportfolio¹⁴⁵, das zur Bestimmung der erwarteten Rendite des Marktes benötigt wird, handelt es sich um ein praktisches Konstrukt. Um der Idee des Marktportfolios gerecht zu werden, muss ein möglichst breites Portfolio an risikobehafteten Anlagen zusammengestellt werden. Dazu greift man auf einen den gesamten Wertpapiermarkt widerspiegelnden Wertpapierindex zurück.¹⁴⁶

Bei der Ermittlung des risikolosen Zinses besteht auch in der Literatur eine Diskussion bzgl. der Auswahl der am besten geeigneten risikolosen Anlage. So werden einerseits kurzfristige Anlagen wie Treasury Bills oder Tagesgeld und andererseits mittel- bis langfristige Staatsanleihen als risikolose Anlagen herangezogen.¹⁴⁷ Da es sich bei den Staatsanleihen um Schuldverschreibungen des Staates handelt, sind diesen Papieren keinerlei Ausfallrisiken immanent; sie sind als sicher bzw. risikolos anzusehen.¹⁴⁸ Je länger die Restlaufzeit ist, desto stärker verändert sich bei Zinsänderungen der Anleihekurs und somit die in diesem Zeitraum realisierte Rendite.¹⁴⁹ Zum Zweck der Unternehmensbewertung wird deshalb Laufzeitäquivalenz zwischen dem Bewertungsobjekt und der Alternativanlage gefordert.¹⁵⁰ Da Unternehmenserträge für einen unendlich langen Zeitraum prognostiziert werden, sollte ein Zins mit einer unendlich langen Laufzeit Verwendung finden.¹⁵¹ Da keine derartigen Anleihen auf dem Markt existieren, wird folglich auf Staatsanleihen mit möglichst langer Restlaufzeit zurückgegriffen.¹⁵²

Die stetige Marktrisikoprämie ist die Differenz zwischen der erwarteten Rendite des Marktportfolios und der Rendite einer risikolosen Anlage.

¹⁴⁵ Definiton Marktportfolio:

Drukarczyk: Das Marktportfolio ist das bestmöglich diversifizierte Portfolio, welches sämtliche verfügbaren risikobehafteten Anlagen enthält und unabhängig von der Risiko-Rendite-Präferenz der Investoren ist. (Vgl. Drukarczyk, J. (2003), S. 234-235)

Loistl: Vereinfachend lässt es sich als das Portfolio sämtlich börsennotierter Aktien beschreiben. (Vgl. Loistl, O. (1991), S. 249)

Kruschwitz: Das Marktportfolio ist ein gemeinsamer Fond, in dem alle Marktteilnehmer investieren. Es handelt sich also um die Summe aller am Markt vorhandenen riskanten Finanztiteln. (Vgl. Kruschwitz, L. (2007), S. 181).

¹⁴⁶ Vgl. Schmitt, D., Dausend, F. (2006), S. 238.

¹⁴⁷ Vgl. Morningstar (2007), S. 59-60.

¹⁴⁸ Vgl. Ballwieser, W. (2004), S. 83.

¹⁴⁹ Vgl. Dausend, F. (2006), S. 158.

¹⁵⁰ Vgl. Maul, K.-H. (2003), S. 277.

¹⁵¹ Vgl. Ballwieser, W. (2004), S. 82.

¹⁵² Vgl. Dausend, F. (2006), S. 158.

$$(3.40) \quad E\left[\widetilde{MRP}^s\right] = E\left[\widetilde{R}^{s,M}\right] - R^{s,f}$$

mit: $E\left[\widetilde{MRP}^s\right]$ = erwartete stetige Marktrisikoprämie

$E\left[\widetilde{R}^{s,M}\right]$ = erwartete stetige Rendite des Marktportfolios

$R^{s,f}$ = stetige Rendite der risikolosen Anleihe

Die Definition der Marktrisikoprämie, wie in Formel (3.40) dargestellt, ist nicht die einzige gültige Definition, die in der wissenschaftlichen Literatur zu Risikoprämien Verwendung findet. In der englischsprachigen Literatur ist die Risikoprämie teilweise nicht als einfache Differenz zwischen der Rendite des Marktportfolios und der risikolosen Anlage definiert, sondern mit folgendem Zusammenhang:¹⁵³

$$(3.41) \quad E\left[\widetilde{MRP}^d\right] = \frac{1 + E\left[\widetilde{R}^{d,M}\right]}{1 + R^{d,f}} - 1$$

mit: $E\left[\widetilde{MRP}^d\right]$ = erwartete diskrete Marktrisikoprämie

$E\left[\widetilde{R}^{d,M}\right]$ = erwartete diskrete Rendite des Marktportfolios

$R^{d,f}$ = diskrete Rendite der risikolosen Anleihe

Die MRP wird als Risikoprämie des Marktportfolios relativ zur risikolosen Anlage bezeichnet.¹⁵⁴ Erfolgt die Berechnung der Risikoprämie auf diese Art, fällt sie immer etwas geringer aus als die Risikoprämie, die als einfache Differenz berechnet wird, wenn beide verwendeten Renditen positiv sind. Falls nicht beide Renditen positiv sind, kann die so ermittelte Risikoprämie auch größer sein als die einfache Differenz des Marktportfolios und der risikolosen Anlage.

In Abhängigkeit von der Methode der Mittelwertbildung muss die Marktrisikoprämie über arithmetische bzw. geometrische Durchschnittsrenditen dargestellt werden, siehe (i) und (ii).

(i) Bestimmung der Marktrisikoprämie über arithmetische Durchschnittsrenditen

Die MRP als einfache Differenz stetiger arithmetischer Durchschnittsrenditen des Marktportfolios und der risikolosen Anlage kann mathematisch dargestellt werden über:^{155, 156}

¹⁵³ Vgl. Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2003), S. 12 und Ibbotson, R., Chen, P. (2003), S. 89.

¹⁵⁴ Vgl. Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2002), S. 163-164.

¹⁵⁵ Vgl. Spreemann, K. (2000), S. 49-51.

¹⁵⁶ Der Index „s“ steht für die Verwendung von stetige Größen.

$$(3.42) \quad A(MRP^s) = A(R^{s,M} - R^{s,f}) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (R_t^{s,M} - R_t^{s,f})$$

$$= \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_t^{s,M} - \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T R_t^{s,f} = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (MRP_t^s)$$

mit: $A(MRP^s)$ = arithmetisches Mittel der diskreten nominalen
 Marktrisikoprämie $\frac{1}{n}$

Für die reale Marktrisikoprämie auf Basis stetiger arithmetischer Durchschnittsrenditen lässt sich über das einfache Fisher-Theorem folgender Zusammenhang herleiten:

$$(3.43) \quad A(mrp^s) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (r_t^{s,M} - r_t^{s,f}) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (R_t^{s,M} - \pi_t^s - R_t^{s,f} + \pi_t^s)$$

$$= \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (R_t^{s,M} - R_t^{s,f}) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (MRP_t^s) = A(MRP^s)$$

mit: $A(mrp^s)$ = arithmetisches Mittel der stetigen realen Marktrisikoprämie

Bei der Bestimmung der MRP über relative Differenzen analog Gleichung (3.41) sowie der Annahme, dass die Rendite des Marktportfolios und der risikofreien Anlage über arithmetische Mittel gebildet werden, ergibt sich im diskreten Fall unter Verwendung von Gleichung (3.30) folgendes Bild:¹⁵⁷

$$(3.44) \quad A(MRP^d) = A\left(\frac{1 + R_t^{d,M}}{1 + R_t^{d,f}} - 1\right) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \frac{1 + R_t^{d,M}}{1 + R_t^{d,f}} - 1$$

Bei der Berechnung der realen Marktrisikoprämie auf der Basis von arithmetischen Mittelwerten und diskreten Renditen erfolgt die Umrechnung von nominalen in reale Werte über das Fisher-Theorem mit Kreuzprodukt. Dieser Zusammenhang wurde bereits im vorangegangenen Kapitel hergeleitet. Mit dem Ergebnis aus Gleichung (3.42) stellt sich die reale Marktrisikoprämie wie folgt dar:

$$(3.45) \quad A(mrp^d) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \frac{1 + r_t^{d,M}}{1 + r_t^{d,f}} - 1 = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \frac{1 + r_t^{d,M}}{1 + r_t^{d,f}} - 1 =$$

$$= \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \frac{\frac{1 + R_t^{d,M}}{1 + \pi_t^d}}{1 + R_t^{d,f}} - 1 = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \frac{1 + R_t^{d,M}}{1 + R_t^{d,f}} - 1 = A(MRP^d)$$

mit: mrp^d = diskrete reale Marktrisikoprämie

$r^{d,M}$ = diskrete reale Rendite des Marktportfolios

¹⁵⁷ Der Index „s“ steht für die Verwendung von stetige Größen.

$r^{d,f}$ = diskrete reale Rendite der risikolosen Anleihe

$\pi^{d,f}$ = diskrete Inflationsrate

Bei der Bestimmung der realen Marktrisikoprämie wird also deutlich, dass diese sowohl im nominalen als auch im realen Fall den gleichen Wert annimmt. Dies ist unabhängig davon, ob die Rendite in diskreter oder stetiger Weise ermittelt wird.

(ii) Bestimmung der Marktrisikoprämie über geometrische Durchschnittsrenditen

Neben der Ermittlung von Marktrisikoprämien anhand von arithmetischen Durchschnittsrenditen gibt es auch die Methode der Ermittlung anhand von geometrisch gemittelten Durchschnittsrenditen. Im diskreten Fall stellt sich die Marktrisikoprämie wie folgt dar:

$$(3.46) \quad G(MRP^d) = \frac{G(R^{d,M}) - G(R^{d,f})}{1 + G(R^{d,f})} = \frac{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,M})} - 1 - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})} + 1}{1 + \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})} - 1}$$

$$= \frac{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,M})} - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})}}{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})}}$$

mit: $G(MRP^d)$ = geometrisches Mittel der diskreten nominalen Marktrisikoprämien

Die reale diskrete Marktrisikoprämie lässt sich wie folgt ausdrücken:

$$(3.47) \quad G(mrp^d) = \frac{G(r^{d,M}) - G(r^{d,f})}{1 + G(r^{d,f})} = \frac{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t^{d,M})} - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t^{d,f})}}{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t^{d,f})}} =$$

$$= \frac{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T \left(\frac{1 + R_t^{d,M}}{1 + \pi_t^d} \right)} - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T \left(\frac{1 + R_t^{d,f}}{1 + \pi_t^d} \right)}}{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T \left(\frac{1 + R_t^{d,f}}{1 + \pi_t^d} \right)}} = \frac{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,M})} - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})}}{\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})}} =$$

$$= \frac{G(R^{d,M}) - G(R^{d,f})}{1 + G(R^{d,f})} = G(MRP^d)$$

mit: $G(MRP^d)$ = geometrisches Mittel der diskreten realen Marktrisikoprämie

Berechnet man hingegen die diskrete geometrisch gemittelte Marktrisikoprämie auf Basis einfacher Differenzenbildung, ergibt sich ein Einfluss der Inflationsrate auf den Zusammenhang zwischen nominaler und realer diskreter Marktrisikoprämie. Für den nominalen Fall ergibt sich folgende Gleichung:

$$(3.48) \quad G^*(MRP^d) = G(R^{d,M}) - G(R^{d,f}) = \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,M})} - 1 - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})} + 1$$

$$= \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,M})} - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + R_t^{d,f})}$$

mit: $G^*(MRP^d)$ = diskrete nominale Marktrisikoprämie auf Basis einfacher Differenzen

Überführt man die nominale Renditen mithilfe des Fisher-Theorems in reale Renditen ergibt sich:

$$(3.49) \quad G^*(MRP^d) = \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t^{d,M})} \cdot (1 + \pi_t^d) - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t^{d,f})} \cdot (1 + \pi_t^d)$$

$$= \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + \pi_t^d)} \cdot \left(\sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t^{d,M})} - \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T (1 + r_t^{d,f})} \right)$$

$$= G^*(\pi^d) \cdot G^*(mrp^d)$$

mit: $G^*(mrp^d)$ = diskrete reale Marktrisikoprämie auf Basis einfacher Differenzen

$G^*(\pi^d)$ = diskrete geometrisch gemittelte Inflationsrate

Der in den Gleichungen (3.48) und (3.49) dargestellte Zusammenhang ist der in der Literatur angewandte Ansatz¹⁵⁸ zur Bestimmung realer Marktrisikoprämien. Wie jedoch in Gleichung (3.47) gezeigt, gibt es bei mathematisch korrekter Ermittlung der Marktrisikoprämie keinen Einfluss der Inflationsrate - somit sind nominale und reale Marktrisikoprämie identisch.

Für die stetige Marktrisikoprämie auf Basis geometrischer Durchschnittsrenditen ergibt sich demnach ebenfalls die gleiche Darstellung wie bei der Ermittlung über die arithmetischen Mittelwerte. Der Grund liegt in der Gleichheit der arithmetischen und geometrischen Mittelwerte. Somit gilt unter Verwendung von Gleichung (3.37) und (3.42) für die nominale Marktrisikoprämie:

$$(3.50) \quad G(MRP^s) = G(R^{s,M}) - G(R^{s,f}) = A(R^{s,M}) - A(R^{s,f})$$

$$= \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (MRP_t^s) = A(MRP^s)$$

¹⁵⁸ Vgl. zu den Ergebnissen der Marktrisikoprämie in Deutschland, Kapitel 2.4.3.8.

Die reale Umrechnung erfolgt wiederum über das „vereinfachte“ Fisher-Theorem und es ergibt sich:

$$(3.51) \quad G(mrp^s) = G(r^{s,M}) - G(r^{s,f}) = A(r^{s,M}) - A(r^{s,f}) \\ = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (R_t^{s,M} - \pi_t^s - R_t^{s,f} + \pi_t^s) = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T (MRP_t^s) = A(MRP^s)$$

Bei der Ermittlung der Marktrisikoprämie über geometrisch gemittelte Durchschnittsrenditen ergibt sich also eine Gleichheit von nominalen und realen Werten. Zudem sind stetige Marktrisikoprämien über geometrisch gemittelte Durchschnitte identisch mit der Marktrisikoprämie über arithmetische Durchschnittsrenditen.

Die Ergebnisse dieses Kapitels werden anhand von Beispielzahlen in Tabelle 11 veranschaulicht. In einem ersten Schritt werden die diskreten und stetigen Renditen mithilfe der beschriebenen Gleichung ermittelt. Im zweiten Schritt finden die Gleichungen zur Bestimmung der Marktrisikoprämie Anwendung. Beide Schritte werden sowohl für den nominalen als auch den realen Fall durchgeführt.

	Marktportfolio	diskret	stetig	Risikofreie Anlage	diskret	stetig		diskret	stetig	Preisindex	diskret	stetig
nominale	Rendite			Rendite			Marktrisikoprämie			Inflationsrate		
t=1	100,00			100						100		
t=2	90,00	-10,00%	-10,54%	105	5,00%	4,88%				102	2,00%	1,98%
t=3	115,00	27,78%	24,51%	106	0,95%	0,95%				105	2,94%	2,90%
t=4	130,00	13,04%	12,26%	108	1,89%	1,87%				107	1,90%	1,89%
arithmetisches Mittel		10,27%	8,75%		2,61%	2,57%					2,28%	2,26%
geometrisches Mittel		9,14%	8,75%		2,60%	2,57%					2,28%	2,26%
reale	Rendite			Rendite			Marktrisikoprämie					
t=1	100,00			100,00								
t=2	88,24	-11,76%	-12,52%	102,94	2,94%	2,90%						
t=3	109,52	24,13%	21,61%	100,95	-1,93%	-1,95%						
t=4	121,50	10,93%	10,37%	100,93	-0,02%	-0,02%						
arithmetisches Mittel		7,76%	6,49%		0,33%	0,31%					7,75%	6,18%
geometrisches Mittel		6,71%	6,49%		0,31%	0,31%					6,38%	6,18%

Tabelle 11: Beispielrechnung zu Marktrisikoprämien

Quelle: Eigene Darstellung.

Wie bereits mathematisch hergeleitet, ergeben sich im stetigen Fall sowohl für die realen als auch für die nominalen Marktrisikoprämien identische Werte. Zudem besteht Unabhängigkeit in der zu Grunde gelegten Mittelwertbildung. Bei den stetigen und diskreten Renditen sind jeweils die nominalen und realen Marktrisikoprämien auf der Basis geometrischer Durchschnittsrenditen identisch.

Zusammenfassend lassen sich für die Bereinigung der Rendite um die Inflationsrate und die Risikoprämie folgende Gleichungen aufstellen:

Für den diskreten Fall gilt:

$$(3.52) \quad (1 + r^{f,d}) = \frac{(1 + R^d)}{(1 + MRP^d) \cdot (1 + \pi^d)}$$

Und im stetigen Fall gilt:

$$(3.53) \quad r^{f,s} = R^s - MRP^s - \pi^s$$

4 Empirische Studien zu nominaler und realer Rendite sowie Marktrisikoprämie

Es existiert eine Vielzahl an empirischen Untersuchungen zur Rendite am Aktienmarkt, Anleihenmarkt und Geldmarkt in Deutschland. In dieser Arbeit werden nur diejenigen Untersuchungen einbezogen, die auch grundsätzlich zur Bestimmung der Marktrisikoprämie auf Grund eines ausreichend langen Betrachtungszeitraumes geeignet sind. Empirische Untersuchungen über kurze Betrachtungszeiträume können nämlich durch besondere Baisse- oder Hausse-Phasen am Aktienmarkt eher zu nach oben oder unten verzerrten Schätzungen der Marktrisikoprämie führen. So gab es beispielsweise in den 1960er und 1970er Jahren eher niedrige Renditen und in den 1980er und 1990er Jahren eher hohe Renditen am deutschen Aktienmarkt. Über lange Zeiträume hinweg verringert sich das Risiko der fehlerhaften Ermittlung, zu hohe oder zu niedrige Schätzungen für die MRP zu bekommen.

Außer dem Betrachtungszeitraum war bei der Auswahl der einbezogenen Studien in dieser Arbeit insbesondere wichtig, dass die Untersuchungen auch den Inflationseinfluss auf die Rendite des Aktienmarktes und der sicheren Anlage wiedergeben, damit eine Darstellung des Einflusses der Inflation auf die MRP möglich ist.

4.1 Literaturüberblick

Im nachfolgenden Kapitel werden Studien beschrieben, die Renditen verschiedener Anlageformen in Deutschland ermittelt haben. Die ausgewählten Studien enthalten neben einer nominalen auch eine reale Ermittlung der Renditen. Für die Bestimmung der Marktrisikoprämie gibt es eine Vielzahl von Annahmen, die identisch sein müssen, um die Studien vergleichen zu können. Diese Annahmen sind:

Annahme 1:

Bei dem Intervall zur Bestimmung der Rendite handelt es sich um Tage, Wochen, Monate oder Jahre; daraus resultiert ein weiteres Problem, nämlich die Definition der Messperiode (z. B. 250 Tage, 52 Wochen oder 60 Monate).

Annahme 2:

Die Wahl des Marktportfolios trägt dazu bei, Unterschiede in den Ergebnissen zu erhalten.

Annahme 3:

Die Renditen müssen in stetiger oder diskreter Weise berechnet worden sein, die Umrechnungsmechanismen von Nominalrenditen in Realrenditen müssen entsprechend der Berechnung von Renditen richtig angewendet werden.

Annahme 4:

Ebenso muss das Verfahren zu Ermittlung der MRP über die geometrische oder arithmetische Durchschnittsbildung der Renditen festgelegt sein.

Verfasser	Aktien	Risikolose Anlage	Zeitraum	Renditen	Realrechnung
Stehle / Hartmond (1991)	Alle an der Frankfurter Wertpapierbörse amtlich gehandelten deutschen Aktien	Monatsgeld	1954-1988	Diskret	Fisher mit Kreuzprodukt
Bimberg (1991)	Daten des Statistischen Bundesamtes	Bundesanleihen	1954-1988	Diskret	Fisher mit Kreuzprodukt
Morawietz (1994)	Daten des Instituts für Konjunkturforschung, Statistisches Reichsamtes, Statistisches Bundesamtes	Umlaufrendite, Pfandbriefe	1870-1992	Diskret	Fisher mit Kreuzprodukt
		Tagesgeld, Privatdiskont			
Conen / Väth (1993)	Daten des IfK, Statistisches Reichsamtes, Statistisches Bundesamtes, FAZ-Index und MSCI	REXP, Schatzanweisungen, diverse Anleihen	1876-1992	Diskret	Unklar
Stehle (1999)	DAX mit Rückberechnung	REXP bzw. Bundesanleihen	1967-1998	Diskret	Fisher mit Kreuzprodukt
Dimson et al. (2002)	Daten des Statistischen Reichsamtes, Statistisches Bundesamtes, DAX, CDAX	Schatzanweisungen, andere	1900-2000	Diskret	Wahrscheinlich Fisher mit Kreuzprodukt
		Pfandbriefe, REXP, andere			

Tabelle 12: Überblick über Studien mit Berechnung von realen Renditen¹⁵⁹

Quelle: Eigene Darstellung.

Unter einer Rendite eines bestimmten Wertpapiers zu einem bestimmten Zeitpunkt wird bei den meisten Studien die Summe aus dem Monatsendkurs des Wertpapiers und den sonstigen Vermögensvorteilen für Investoren, die das Wertpapier halten oder während des Betrachtungszeitraums erhalten haben, im Verhältnis zum Monatsendkurs der Vorperiode verstanden. Betrachtet man Aktien, so werden hier gegebenenfalls Dividenden, Werte von Bezugsrechten und Gratisaktien und ähnliche Vermögensvorteile mit in die Renditeberechnung einbezogen:¹⁶⁰

Analog gilt die Berechnung bei festverzinslichen Wertpapieren. Hier ergibt sich der Preis aus der Summe des Kurswertes und der Zinsen. Die Berechnungsmethodik von Realrenditen ist in den Studien nicht explizit ausgewiesen.

Die Berücksichtigung von Steuern kann auf zwei Arten erfolgen, unabhängig davon, welcher Ansatz verwendet wird. In der ersten Methode können konstante Steuersätze über die gesamte Betrachtungsperiode angenommen werden. Bei der

¹⁵⁹ Stehle, R., Hartmond, A. (1991): Durchschnittsrenditen deutscher Aktien 1954-1988; Bimberg, L. (1991), Langfristige Renditeberechnung zur Ermittlung von Risikoprämien; Morawietz, M. (1994), Rentabilität und Risiko deutscher Aktien- und Rentenanlagen seit 1870; Conen, R., Väth, H. (1993), Risikoprämien am deutschen Kapitalmarkt; Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2002), Triumph of the Optimist S. 101 Years of Global Investment Returns und Stehle, R. (1999), Renditevergleich von Aktien und festverzinslichen Wertpapieren auf Basis des DAX und des REXP.

¹⁶⁰ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 3.

zweiten finden die im Zeitpunkt t gültigen Grenzsteuersätze Verwendung. Doch gibt die zweite Methode die Steuerbelastung nur unzureichend wieder, da die Besteuerung auf Anlegerebene von den individuellen Einkommenssteuersätzen abhängt und somit für verschiedene Anlegergruppen unterschiedliche Steuerbelastungen entstehen bzw. in der Vergangenheit entstanden sind.

Stehle greift in seinen Arbeiten auf den DAX und/oder CDAX und entsprechende Rückberechnungen zurück. Bimberg und Morawietz verwenden bei ihren Studien für die Zeit nach dem 2. Weltkrieg den Index des Statistischen Bundesamtes. Bei Untersuchungen vor dem 2. Weltkrieg wird bei der Berechnung von Aktienrenditen in erster Linie auf Daten des Institutes für Konjunkturforschung und des Statistischen Reichsamtes zurückgegriffen. Die Datenqualität ist hier allerdings nicht immer eindeutig und es bestehen teilweise lange Zeiträume, für die keine Renditen berechnet wurden. Somit sind diese Renditezeitreihen über den Gesamtzeitraum meist lückenhaft. Jedoch ist die Verknüpfung wiederum die einzige Möglichkeit, Renditezeitreihen für ein Jahrhundert in Deutschland zu erhalten. Bei den Studien zur Renditeentwicklung in Deutschland vor dem 2. Weltkrieg gilt es zu bedenken, dass das Datenmaterial für festverzinsliche Wertpapiere und für Aktienrenditen teilweise Lücken in den zusammengesetzten Renditezeitreihen enthält.

Zur Bestimmung der Rendite der risikolosen Verzinsung in Deutschland dienen insbesondere Renditen von Bundesanleihen, Schatzanweisungen, Monatsgeld und Tagesgeld. Es werden überwiegend nur kurz- bis mittelfristige festverzinsliche Wertpapiere als risikolose Anlage in die Berechnung mit einbezogen. Nur Bimberg berechnet Renditen von langlaufenden Staatsanleihen. In der Studie von Conen/Väth werden beispielsweise verschiedenartige Anlageformen wie Schatzanweisungen und der REX-Performance-Index (REXP) zur Berechnung der Renditen zu Grunde gelegt, um eine durchgängige Zeitreihe zu erhalten. Morawietz berechnet die Anleihenrenditen, die zur Bestimmung der Risikoprämie gegenüber Anleihen in der weiteren Analyse herangezogen werden, nicht nur anhand von quasi risikolosen Staatsanleihen, sondern unter Einbezug des gesamten Rentenmarkts.

4.1.1 Bimberg (1991)

Bimberg untersucht in seiner Arbeit aus dem Jahre 1991 die Renditeentwicklung deutscher Aktien, Bundesanleihen und Tagesgeld im Zeitraum von 1954 bis 1988.

Zur Berechnung der Rendite deutscher Aktien verwendet er Daten des Statistischen Bundesamtes. Der Index des Statistischen Bundesamtes repräsentierte über den ganzen Zeitraum hinweg insgesamt „über 90 % des Marktwertes der börsenzugelassenen Stammaktien“¹⁶¹. Die darin enthaltenen Titel werden entsprechend dem Stammaktienkapital gewichtet.¹⁶² Bis 1977 lag dem Index eine Berechnung nach der Laspeyres-Formel zu Grunde. Seitdem wird der Index nach der Portfolio-

¹⁶¹ Bimberg, L. (1991), S. 21 und 32.

¹⁶² Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 34.

methode berechnet.¹⁶³ Zur Bestimmung der monatlichen Dividendenrenditen verwendet Bimberg die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichte jährliche Dividendenrendite börsennotierter Stammaktien. Diese jährliche Dividendenrendite verteilt er entsprechend der Dividendenverteilung des Jahres 1987 auf die einzelnen Monate zur Berechnung monatlicher Dividendenrenditen.¹⁶⁴ Zur Ermittlung der Rendite deutscher Bundesanleihen zieht Bimberg Anleihen von Bund, Bahn und Post heran. Diese wählt er wegen ihrer bestmöglichen Bonität aus.¹⁶⁵ Sie weisen im Durchschnitt eine Restlaufzeit von 10 Jahren auf.¹⁶⁶ Als weitere kurzfristige risikolose Anlageform verwendet Bimberg Tagesgeldsätze, da er dieses als „exemplarisch für die auf dem deutschen Geldmarkt erzielten Renditen“¹⁶⁷ ansieht. Er berechnet für alle untersuchten Anlageformen zuerst die Monatsrenditen. Mittels geometrischer Verknüpfung errechnet er anschließend jährliche Renditen. Die verwendete monatliche Gesamtrendite des zu Grunde liegenden Aktienmarktportfolios ergibt sich dabei als Summe der monatlichen relativen Kursveränderung und der monatlichen Dividendenrendite.¹⁶⁸ Die Monatsrenditen der Anleihen ergeben sich dementsprechend aus der Summe der prozentualen Kursveränderung eines Monats und der Rendite, die aus der Zinszahlung in diesem Monat resultiert.¹⁶⁹ Das von Bimberg angewandte Verfahren impliziert eine Wiederanlage der Dividenden und Zinszahlungen am jeweiligen Monatsende.

Bei der Bestimmung der realen Renditen werden entsprechend dem Fisher-Theorem mit Kreuzprodukt die nominalen Monatsrenditen in reale Monatsrenditen umgewandelt. Bei der anschließenden Berechnung der realen Jahresrenditen und Durchschnittsrenditen geht Bimberg wie bei den nominalen Renditen vor.¹⁷⁰

Die monatlichen Inflationsraten werden für den Zeitraum von 1954-1962 anhand des Preisindex für Lebenshaltung von Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalten mit mittlerem Einkommen ermittelt. Für den Zeitraum von Januar 1962 bis Ende 1988 wird der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte als Maßzahl für das Preisniveau verwendet.¹⁷¹ Die jährliche Inflationsrate im Betrachtungszeitraum beträgt arithmetisch gemittelt 3,12 %, geometrisch gemittelt 3,11 %.¹⁷²

¹⁶³ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 33.

¹⁶⁴ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 57-61.

¹⁶⁵ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 64-65.

¹⁶⁶ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 74.

¹⁶⁷ Bimberg, L. (1991), S. 81.

¹⁶⁸ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 61.

¹⁶⁹ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 78-79.

¹⁷⁰ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 112.

¹⁷¹ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 85-88.

¹⁷² Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 112.

Anlageform	bei Steuersatz	Arithmetisch (%)		Geometrisch (%)	
		Nominal	Real	Nominal	Real
Aktien	0%	14,96	11,70	11,89	8,50
	50%	n. B.	n. B.	9,79	6,50
Bundes- anleihen	0%	6,76	3,60	6,63	3,40
	50%	n. B.	n. B.	3,02	0,10
Tagesgeld	0%	5,12	1,90	5,09	1,90
	50%	n. B.	n. B.	2,52	0,60

Tabelle 13: Durchschnittsrenditen von Aktien, Bundesanleihen und Tagesgeld in Deutschland von 1954-1988
Quelle: Bimberg, L. (1991), S. 96, 104, 109 und 131.

Die Ermittlung der arithmetischen Durchschnitte erfolgt aus der arithmetischen Mittelwertbildung der realen Monatsrenditen.¹⁷³ Auf Grund der multiplikativen Verknüpfung von diskreten Renditen können diese nicht über den Zusammenhang $A[R^d] = (1 + A[r^d]) \cdot (1 + A[\pi^d]) - 1$ nachgerechnet werden.

Die von Bimberg ermittelten realen und nominalen Durchschnittsrenditen sowohl vor Steuern als auch bei einem einheitlichen Steuersatz von 50 % über den gesamten Zeitraum sind in

Tabelle 13 dargestellt. Die monatlichen Inflationsraten können bei Bimberg auf Grund einer expliziten Auflistung des Preisindexes nachverfolgt werden.

4.1.2 Stehle/Hartmond (1991)

Die Untersuchung von Stehle/Hartmond 1991 bildet die Performance des deutschen Aktienmarktes im Zeitraum von 1954-1988 ab. Um den deutschen Aktienmarkt möglichst umfassend zu repräsentieren, wird hier kein bestehender Aktienindex, wie z. B. der CDAX verwendet. Vielmehr basieren die Berechnungen auf einem selbst ermittelten Index aller an der Frankfurter Wertpapierbörse im amtlichen Handel befindlichen Stamm- und Vorzugsaktien.¹⁷⁴ Um einen Vergleich der jährlichen Aktienmarktrenditen mit der sicheren Anlageform ermöglichen zu können, werden zudem Renditen aus einer Anlage in das Sparbuch mit gesetzlicher Kündigungsfrist, in Monatsgeld sowie langfristige risikolose Wertpapiere herangezogen.¹⁷⁵

Die Berechnung der Renditen des Aktienportefeuilles geschieht folgendermaßen: Zuerst werden monatliche Renditen aller einzelnen Aktien anhand der Kursveränderung, der Dividendenerträge und aller sonstigen geldwerten Vorteile, die aus dem Besitz der Aktien resultieren, berechnet. Dabei wird die Körperschaftsteuer-

¹⁷³ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 112.

¹⁷⁴ Vgl. Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 380.

¹⁷⁵ Vgl. Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 402.

gutschrift berücksichtigt und für geldwerte Vorteile wird der jeweilige Marktpreis, der bei der Veräußerung erzielbar gewesen wäre, angesetzt. Bei Bezugsrechten wird der Kurs am ersten Tag des Bezugsrechtehandels und bei Gratisaktien der Kurs am jeweiligen Monatsende herangezogen.¹⁷⁶ Anschließend werden die einzelnen Aktienrenditen eines Monats zu einer Durchschnittsrendite aller einbezogenen Aktien aggregiert. Die Gewichtung der einzelnen Aktien erfolgt entsprechend ihrer Marktkapitalisierung.¹⁷⁷ Die relativen Anteile am Portefeuille bleiben also bei Wiederanlage der Dividenden und der sonstigen geldwerten Vorteile konstant. Bei Börsenneueinführungen kommt es zu einer Umschichtung des Portefeuilles.¹⁷⁸ Transaktionskosten wirken sich bei passiven Anlagestrategien laut Stehle/Hartmond nur geringfügig wertmindernd aus und werden daher vernachlässigt.¹⁷⁹ Die Inflationsbereinigung der Renditen wird entsprechend dem Fisher-Theorem mit Kreuzprodukt durchgeführt. Zur Messung der Preisniveauveränderung bzw. Inflation wird der Lebenshaltungsindex für alle privaten Haushalte herangezogen.¹⁸⁰

Die von Stehle/Hartmond ermittelten realen und nominalen Vor- und Nachsteuerrenditen von Aktien und Monatsgeld im Zeitraum von 1954 bis 1988 sind in Tabelle 14 dargestellt.

Anlageform	bei Steuersatz	Geometrisch (%)	
		Nominal	Real
Aktien	0%	12,1	8,7
	36%	10,7	7,4
	56%	9,7	6,4
Monatsgeld	0%	5,3	2,2
	36%	3,4	0,3
	56%	2,4	0,7
Sparbuch	0%	3,6	0,5
	36%	2,3	-0,8
	56%	1,6	-1,5
Wertpapiere	0%	7,5	3,9
	36%	4,8	1,3
	56%	3,3	-0,2

Tabelle 14: Durchschnittsrenditen im Zeitraum 1954-1988¹⁸¹

Quelle: Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 401 und 403.

¹⁷⁶ Vgl. Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 381.

¹⁷⁷ Vgl. Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 383-384.

¹⁷⁸ Vgl. Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 375.

¹⁷⁹ Vgl. Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 399-400.

¹⁸⁰ Vgl. Stehle, R., Hartmond, A. (1991), S. 400.

¹⁸¹ Arithmetische Durchschnitte wurden nicht berechnet.

Eine Auffälligkeit bzgl. der Nachsteuerrenditen ist beim Sparbuch und den langfristigen Wertpapierrenditen zu verzeichnen. Hier wird über den gesamten Betrachtungszeitraum eine negative Rendite (bei einem Steuersatz von 36 % bzw. 56 %) erzielt. Demzufolge haben Anleger, die einen Spitzensteuersatz zahlen, in diesem Zeitraum Geld verloren. Die Differenz ist auf die Berechnung mit dem Kreuzprodukt zurückzuführen. Die durchschnittliche Inflation, die den Berechnungen zu Grunde gelegt wurde, beträgt 3,13 %.¹⁸²

4.1.3 Conen/Väth (1993)

Conen/Väth ermitteln in ihrer Untersuchung „Risikoprämie am deutschen Kapitalmarkt“ aus dem Jahre 1993 Risikoprämien für den deutschen Aktienmarkt. Ihre Untersuchung erstreckt sich über den Zeitraum von 1876-1992. Der Gesamtzeitraum wird in drei Teilperioden unterteilt, da für den deutschen Kapitalmarkt keine lückenlose Darstellung der Daten vorhanden ist:

Teilperiode 1: 1876 bis 1913

Teilperiode 2: 1924 bis 1941

Teilperiode 3: 1949 bis 1992

Zur Berechnung der Aktienrendite verwenden Conen/Väth bis 1913 Daten des Instituts für Konjunkturforschung und von 1924 bis 1941 Informationen des Statistischen Reichsamts. In der dritten Teilperiode folgt eine Verknüpfung verschiedener Indices. Im Zeitraum 1949-1950 dient der Index des Statistischen Bundesamtes, dann bis 1970 der FAZ-Index¹⁸³ und anschließend der MSCI-Deutschland-Index als Basis zur Berechnung der Aktienkurse.¹⁸⁴ Zur Berechnung der Dividendenrendite werden bis 1970 die Angaben der Bundesbank herangezogen.¹⁸⁵ Weitere Angaben zur Berücksichtigung von Dividenden oder der Körperschaftssteuer-Gutschrift werden von Conen/Väth nicht gemacht.

Im Rahmen der Ermittlung der durchschnittlichen Verzinsung von Renten ziehen Conen/Väth für die Zeit bis 1941 Angaben der Bundesbank, die vom Statistischen Reichsamt berechnet wurden, heran. Daten für 1914-1924 fehlen dabei gänzlich. Für die Zeit nach dem 2. Weltkrieg dient bis 1966 ein „Index der Verzinsung von Schatzanweisungen des Bundes, der Bundesbahn und der Bundespost“¹⁸⁶.

¹⁸² Eigene Berechnung.

¹⁸³ Der FAZ-Index ist ein Paasche-Index.

¹⁸⁴ Vgl. Conen, R., Väth, H. (1993), S. 643.

¹⁸⁵ Vgl. Conen, R., Väth, H. (1993), S. 643.

¹⁸⁶ Conen, R., Väth, H. (1993), S. 643.

Anschließend wird auf den REXP¹⁸⁷ zurückgegriffen.¹⁸⁸ Es werden hier Renditezeitreihen einiger verschiedener festverzinslicher Anlagen miteinander zu einer Renditezeitreihe verknüpft.

Anlageform	Zeitraum	Arithmetisch (%)		Geometrisch (%)	
		Nominal	Real	Nominal	Real
Aktien	1949 – 1992 Steuersatz: 0%	16,59	13,61	12,90	8,43
	1949 – 1992 Steuersatz: 50%	n. B.	12,08	n. B.	8,18
	1976 – 1992 Steuersatz: 0%	12,03	10,31	n. B.	n. B.
	1976 – 1992 Steuersatz: 50%	n. B.	8,22	n. B.	n. B.
Renten	1949 – 1992 Steuersatz: 0%	6,16	3,26	6,10	3,18
	1949 – 1992 Steuersatz: 50%	n.B.	-0,09	n. B.	-0,18
	1976 – 1992 Steuersatz: 0%	5,28	3,72	n. B.	n. B.
	1976 – 1992 Steuersatz: 50%	n. B.	0,96	n. B.	n. B.

Tabelle 15: Durchschnittsrenditen vor und nach Steuern von Aktien und Renten im Zeitraum 1876-1992
Quelle: Conen, R., Väth, H. (1993), S. 643.

Conen/Väth berechnen sowohl nominale als auch reale Durchschnittsrenditen. Außerdem werden reale Nachsteuerrenditen mit einem Steuersatz von 50 % berechnet.¹⁸⁹ Die Vorgehensweise bei der Renditeberechnung fehlt indes völlig. Es ist weder eindeutig nachvollziehbar, wie nominale oder reale Renditen ermittelt werden, noch ob die Körperschaftssteuer-Gutschrift einbezogen wird. Die jährliche Inflation beträgt nach geometrischem Mittel durchschnittlich 2,81 % in den Teilperioden 3. Sämtliche Renditen für Teilperiode 3 und den Gesamtbeobachtungszeitraum sind in Tabelle 15 zusammengefasst. Ermittelt man die unterstellte Inflationsrate für die geometrisch ermittelten Renditen, so ergibt sich unter Zuhilfenahme des Fisher-Theorems bei der Umrechnung von Aktienrenditen eine Inflationsrate von

$$\pi^{Aktien} = \frac{1,1290}{1,0843} = 0,0412 \quad \text{und bei der Umrechnung von Anleihenrenditen}$$

$$\pi^{Anleihen} = \frac{1,0610}{1,0318} = 0,0283. \quad \text{Hier liegt offenbar ein Fehler in der Berechnung vor.}$$

¹⁸⁷ Mit dem REX® wird der Markt der Staatspapiere am deutschen Rentenmarkt abgebildet. Dieser beinhaltet alle Anleihen, Obligationen und Schatzanweisungen der Bundesrepublik Deutschland, des Fonds Deutscher Einheit sowie der früheren Treuhandanstalt mit einer festen Verzinsung und einer Restlaufzeit zwischen einem halben und zehneinhalb Jahren. Der REX® wird als gewichteter Durchschnittspreis von 30 idealtypischen Anleihen mit ganzzahligen Laufzeiten (1-10 Jahre) und drei Kupontypen mit 6 %, 7,5 % und 9 % berechnet. Der REXP® misst den gesamten Anlageerfolg der deutschen Staatsanleihen. Darin werden Preisänderung und Zinsänderungen mit erfasst und er wird als ein „total return index“ bezeichnet. (Deutsche Börse AG (2006), S. 4).

¹⁸⁸ Vgl. Conen, R., Väth, H. (1993), S. 643.

¹⁸⁹ Vgl. Conen, R., Väth, H. (1993), S. 646.

4.1.4 Morawietz (1994)

Um auch einen Einblick in die Renditeentwicklung und die MRP in Deutschland über einen Zeitraum zu bekommen, der weiter als nur bis zum 2. Weltkrieg zurückreicht, bietet sich die Untersuchung von Morawietz von 1994 an. In dieser Studie wurde die Performance von Aktien, Renten und Tagesgeld betrachtet.

Morawietz ermittelt die Performance der drei Wertpapierklassen über den Zeitraum von 1870 bis 1992. Dazu unterteilt er den Gesamtzeitraum in drei Teilperioden, da es in der deutschen Geschichte Ereignisse gab, die dazu führten, dass für bestimmte Jahre keine ausreichenden Daten für den deutschen Kapitalmarkt vorliegen.¹⁹⁰

Teilperiode 1: 1870 bis 1913

Teilperiode 2: 1924 bis 1941

Teilperiode 3: 1950 bis 1992

Zur Bestimmung der Aktienkursveränderungen verwendet Morawietz für Teilperiode 1 den Aktienkursindex des Instituts für Konjunkturforschung (IfK), der auf 80 Aktien basiert. Dieser Index ist bis 1890 weder gewichtet noch bereinigt worden. Erst ab 1890 liegt ein bereinigter und gewichteter Index vor. Für Teilperiode 2 zieht Morawietz den Kursindex des Statistischen Reichsamts heran, der eine repräsentative Auswahl von 329 einzelnen Aktien gibt. Die Aktienkursperformance in Teilperiode 3 basiert auf dem Aktienkursindex des Statistischen Bundesamts.¹⁹¹

Die entsprechenden Datenreihen der Dividendenzuflüsse für die jeweiligen Teilperioden stammen ebenfalls vom Institut für Konjunkturforschung, dem Statistischen Reichsamt und dem Statistischen Bundesamt. Bei der Berechnung der Dividendenrendite ab 1977 wird die Bruttodividende, bestehend aus der Summe der Bardividenden und der Körperschaftssteuer-Gutschrift, verwendet.¹⁹²

Da der Renditenberechnung weitgehend Kursindices zu Grunde liegen, die bereits um marktfremde Einflüsse bereinigt sind, wird die Aktienmarktrendite eines bestimmten Monats als Summe der Rendite aus Kursänderung und der Dividendenrendite errechnet.¹⁹³ Dabei werden „die jeweiligen Monatsdurchschnittswerte zueinander betrachtet.“¹⁹⁴ Anschließend werden Jahresrenditen mittels geometrischer Verknüpfung der Monatsrenditen berechnet.¹⁹⁵

Die Rendite am deutschen Rentenmarkt misst Morawietz anhand der ab August 1955 von der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Umlaufrendite. Diese gibt allerdings die durchschnittliche Rendite aller „tarifbesteuerten festverzinslichen In-

¹⁹⁰ Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 75-79.

¹⁹¹ Vgl. Morawietz, M. (1994), S.113-114.

¹⁹² Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 115-118.

¹⁹³ Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 119-120.

¹⁹⁴ Morawietz, M. (1994), S. 120.

¹⁹⁵ Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 126-127.

haberschuldverschreibungen mit einer längeren Laufzeit gemäß Emissionsbedingungen von über vier Jahren“¹⁹⁶ an. Für die Zeit vor August 1955 verwendet er Daten des Instituts für Konjunkturforschung und des Statistischen Reichsamts zu diversen Anleihen und Pfandbriefen.¹⁹⁷ Als Daten für die risikolose Anlage zieht Morawietz für die Zeit ab 1924 den Tagesgeldsatz heran. Da dieser für den Zeitraum vor 1924 nicht recherchierbar ist, wird in der ersten Teilperiode auf den Markt- bzw. Privatkontsatz zurückgegriffen. Wie bei der Aktienrendite berechnet Morawietz auch bei Renten und dem Tagesgeld zuerst Monatsrenditen anhand von Monatsdurchschnittswerten und danach entsprechend der geometrischen Verknüpfung die Jahresrenditen.¹⁹⁸ Transaktionskosten, Depotgebühren und ähnliche Kosten bleiben bei allen Renditeberechnungen unberücksichtigt.¹⁹⁹

Außer den nominalen Renditen ohne Steuerberücksichtigung berechnet Morawietz auch reale Vor- und Nachsteuerrenditen von Aktien und Renten, jedoch keine Tagesgeldrenditen. Bei der Berücksichtigung der Inflation verwendet er den Preisindex für die Lebenshaltung von Vier-Personen-Arbeitnehmerhaushalten mit mittlerem Einkommen, da dieser zurück bis ins Jahr 1870 mit anderen Preisindices verknüpft wurde und somit als Maßzahl über alle drei Teilperioden zur Verfügung steht.²⁰⁰ Anhand dieses Preisindexes berechnet er entsprechend der vollständigen Fisher-Gleichung reale Monatsrenditen. Aus diesen inflationsbereinigten Monatsrenditen werden reale Jahresrenditen analog zur Vorgehensweise bei der Berechnung der nominalen Jahresrenditen ermittelt. Bei der Bereinigung der monatlichen Aktienrenditen um Steuern wendet er über den gesamten Zeitraum den jeweils gültigen höchsten Grenzsteuersatz auf die Dividendenerträge einschließlich der Körperschaftssteuer-Gutschrift ab 1977 an.²⁰¹

In Tabelle 16 sind die Ergebnisse der Performancemessung für die Teilperiode 3 und den Gesamtzeitraum sowohl für Aktien, Renten als auch für Tagesgeld dargestellt.

¹⁹⁶ Morawietz, M. (1994), S. 134.

¹⁹⁷ Für eine Darstellung aller verwendeten Anleihen zur Rendite am Rentenmarkt siehe Morawietz, M. (1994), S. 136.

¹⁹⁸ Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 136-144.

¹⁹⁹ Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 111-112.

²⁰⁰ Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 214-215.

²⁰¹ Vgl. Morawietz, M. (1994), S. 230-234.

Anlageform	Zeitraum	Arithmetisch (%)		Geometrisch (%)	
		Nominal	Real	Nominal	Real
Aktien	1870 – 1992 vor Steuern	11,21	9,31	8,91	7,05
	1870 – 1992 nach Steuern	-	7,97	7,56	5,71
	1950 – 1992 vor Steuern	14,56	11,28	11,75	8,56
	1950 – 1992 nach Steuern	-	9,19	9,58	6,45
Renten	1870 – 1992 vor Steuern	5,88	4,13	5,86	4,08
	1870 – 1992 nach Steuern	-	1,84	-	1,79
	1950 – 1992 vor Steuern	7,51	4,52	7,50	4,49
	1950 – 1992 nach Steuern	-	0,37	-	0,35
Tagesgeld	1870 – 1992 vor Steuern	4,52	n. B.	4,50	n. B.
	1870 – 1992 nach Steuern	n.B.	n.B.	n. B.	n.B.
	1950 – 1992 vor Steuern	5,40	n. B.	5,37	n. B.
	1950 – 1992 nach Steuern	n. B.	n. B.	n. B.	n. B.

 Tabelle 16: Renditen von Aktien und risikolosen Anlagen im Zeitraum von 1870-1992²⁰²

Quelle: Morawietz, M. (1994), S. 179-227 und 234-242.

4.1.5 Stehle (1999)

In der Untersuchung von Stehle aus dem Jahre 1999 wird die Renditeentwicklung des DAX und des REXP im Zeitraum von Februar 1967 bis Dezember 1998 bei unterschiedlichen Steuersätzen (0 %, 36 % und 56 %) dargestellt.

Der DAX bildet das Segment der deutschen Blue Chips ab. Dies sind die größten und umsatzstärksten deutschen Unternehmen, deren Wertpapiere an der Frankfurter Wertpapierbörse gehandelt werden.²⁰³ Der DAX ist ein marktwertgewichteter Index, der aus 30 Aktientiteln gebildet und jährlich den wirtschaftlichen Gegebenheiten angepasst wird. Bardividenden und sonstige geldwerte Vorteile werden in den ausschüttenden Aktientitel reinvestiert. Die Körperschaftssteuer-Gutschrift bleibt zu Zeiten des Anrechnungsverfahrens beim DAX allerdings unberücksichtigt.²⁰⁴ Stehle verwendet in seiner Untersuchung erst ab 31.12.1987 die Originalzeitreihe des DAX, für die Zeit davor verwendet er eine DAX-

²⁰² Steuern wurden mit dem jeweils höchsten gültigen Grenzsteuersatz einschließlich der Körperschaftssteuer-Gutschrift berechnet.

²⁰³ Deutsche Börse AG (2006), S. 7.

²⁰⁴ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 8-9.

Rückberechnung, die auf Stehle/Huber/Maier²⁰⁵ zurückgeht.²⁰⁶ Der DAX-Rückberechnung liegt folgende Vorgehensweise zu Grunde: Zu Beginn eines jeden Monats werden die 30 börsennotierten Unternehmen in das Indexportfolio aufgenommen, die gemessen am Marktwert aller ausstehenden Aktien des jeweiligen Unternehmens die 30 größten Unternehmen sind. Die Gewichtung der Einzelrenditen bei der Aggregation zur Portfoliorendite entspricht dem Marktwert des Unternehmens in Relation zum Marktwert aller im Indexportfolio enthaltenen Unternehmen.²⁰⁷

Über den REXP kann die Gesamrendite eines Portfolios aus Bundesanleihen, mit einer durchschnittlichen Restlaufzeit von 5,46 Jahren, berechnet werden.²⁰⁸ Ihm liegt implizit eine Zinsbesteuerung mit einem Steuersatz von 0 % zu Grunde.²⁰⁹ Die von Stehle verwendeten Daten des REXP basieren erst seit Ende 1987 auf der REXP-Originalzeitreihe.²¹⁰ Für die Zeit vor Ende 1987 wird daher auf Schätzwerte für die REXP-Monatsschlussstände der Bayerischen Hypotheken- und Wechsel-Bank zurückgegriffen.²¹¹

Stehle berechnet Renditen des DAX und des REXP für marginale Einkommenssteuersätze von 0 %, 36 % und 56 %. Den Steuern unterliegen jeweils nur Dividenden und Zinsen, da Kursgewinne als steuerfrei unterstellt werden. Die Körperschaftssteuer-Gutschrift wird bei den DAX-Renditen berücksichtigt, während Transaktionskosten bei allen Berechnungen unberücksichtigt bleiben.²¹² Die Daten wurden im Hinblick auf die Besteuerung bereinigt. Renditen für inländische einkommenssteuerpflichtige Privatanleger sind mit einem entsprechenden marginalen Einkommenssteuersatz von 0 %, 36 % oder 56 % berechnet.²¹³ Folgende Tabelle gibt die Ergebnisse wieder.

²⁰⁵ Details dieser Studie: Vgl. Stehle, R., Huber, R., Maier, J. (1996).

²⁰⁶ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 2 und 10.

²⁰⁷ Vgl. Stehle, R., Huber, R., Maier, J. (1996), S. 288.

²⁰⁸ Vgl. Schmitt, D., Dausend, F. (2006), S. 238.

²⁰⁹ Vgl. Maier, J., Stehle, R. (1999), S. 126.

²¹⁰ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 2.

²¹¹ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 10.

²¹² Vgl. Stehle, R. (1999), S. 9-13.

²¹³ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 5.

Anlageform	Steuersatz	Arithmetisch (%)		Geometrisch (%)	
		Nominal	Real	Nominal	Real
Aktien (DAX)	0%	14,45	10,84	11,75	8,10
	36%	12,82	9,26	10,15	6,55
	56%	11,92	8,40	9,27	5,69
Bundenswertpapiere (REXP)	0%	7,80	4,30	7,68	4,16
	36%	5,08	1,68	4,97	1,53
	56%	3,60	0,25	3,49	0,10

Tabelle 17: Durchschnittsrenditen des DAX und REXP im Zeitraum von 1967-1998

Quelle: In Anlehnung an Stehle, R. (1999), S. 20-25.

In Tabelle 17 sind arithmetische und geometrische Durchschnittsrenditen im Zeitraum von Februar 1967 bis Dezember 1998 dargestellt. Die geometrischen Durchschnittsrenditen wurden zusätzlich anhand des Datensatzes von Stehle²¹⁴ berechnet. Grundlage dafür waren die Jahresrenditen. Obwohl die Rendite des Jahres 1967 nicht in der Jahresrendite von 1967 enthalten ist, ging die Rendite des Jahres 1967 als vollständige Jahresrendite in die eigene Berechnung mit ein. Dies wurde durchgeführt, um den kompletten Betrachtungszeitraum zu berücksichtigen und das Jahr 1967 nicht gänzlich unberücksichtigt zu lassen. Diese Vorgehensweise dürfte keinen verzerrenden Einfluss auf die Höhe der Durchschnittsrenditen haben. Das Weglassen des gesamten Jahres 1967 hätte sich gravierender auf die ermittelten Durchschnittsrenditen ausgewirkt.²¹⁵ Die in dieser Studie unterstellten Inflationsraten sind bei der arithmetischen Berechnung 3,26 % bei Aktien und 3,36 % bei den Bundeswertpapieren. Bei der geometrischen Berechnung beträgt die Inflationsrate 3,38 %.²¹⁶

4.1.6 Dimson/Marsh/Staunton (2002)

In ihrer Arbeit „Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns“ bilden Dimson/Marsh/Staunton die Renditeentwicklung von Aktien, Bonds und Bills in 16 verschiedenen Ländern im Zeitraum von 1900 bis 2000 ab. Unter diesen Ländern befindet sich auch Deutschland.

Als Basis für die Renditeberechnung am deutschen Aktienmarkt dient eine Verkettung verschiedener Datenreihen. Hier finden bis Mitte des 20. Jahrhunderts die Untersuchungen von Gielen²¹⁷ und des Statistischen Reichsamts Verwendung und anschließend, ab 1948, Daten des Statistischen Bundesamts. Von 1954-1992 werden Daten von Stehle/Huber/Maier verwendet, danach wird der CDAX heran-

²¹⁴ Vgl. Stehle, R. (1999), S. 20-25.

²¹⁵ Die Aktienmarktrendite im Januar 1967 war sehr hoch und hätte die von Stehle ermittelte Jahresrendite von 41,94 % bei Steuersatz 0 % noch weiter erhöht, somit wäre die Aktienrendite über die gesamten 32 Jahre noch größer. Das Weglassen der Rendite von 1967 hingegen würde die Durchschnittsrenditen der Aktien hier erheblich verringern, von ca. 11,75 % auf ca. 10,92 %.

²¹⁶ Eigene Berechnung.

²¹⁷ Weitere Details, siehe Gielen, G. (1994).

gezogen. Dabei handelt es sich bei den Daten von Stehle/Huber/Maier um eine Rückberechnung des DAX. Bei der Berechnung der Bonds dient ebenfalls eine Verkettung verschiedener Renditereihen als Grundlage. Diese besteht u. a. aus Pfandbriefen und dem REXP. Genaue Aussagen über die Laufzeiten fehlen. Zur Berechnung der Rendite kurzlaufender Wertpapiere werden u. a. Schätzanweisungen verwendet.²¹⁸

Dimson/Marsh/Staunton berechnen in ihrer Untersuchung sowohl Nominal- als auch Realrenditen. Die Berechnungsmethode wird jedoch nicht explizit dargelegt.

Tabelle 18 zeigt die Durchschnittsrenditen am deutschen Kapitalmarkt. Alle Renditen, bis auf die unterstrichenen Werte, sind ohne die Jahre 1922/23²¹⁹ errechnet worden. Reale Risikoprämien ohne starke Verzerrung können anhand dieser Daten nicht berechnet werden, da der zu Grunde liegende Zeitraum für die reale Aktienrendite und die reale Rendite der risikolosen Anlage unterschiedlich ist. Die durchschnittliche jährliche Inflation über den gesamten Zeitraum ohne 1922/23 beträgt arithmetisch 6,0 % und geometrisch 5,1 %.²²⁰ Die Umrechnung von nominalen in reale Renditen erfolgt über das einfache Fisher-Theorem.

Anlageform	Arithmetisch (%)		Geometrisch (%)	
	Nominal	Real	Nominal	Real
Aktien	15,2	<u>8,8</u>	9,7	<u>3,6</u>
Anleihen	4,7	0,3	2,8	-2,2
Bills	4,6	0,1	4,6	-0,6

Tabelle 18: Durchschnittsrenditen verschiedener Anlageformen in Deutschland im Zeitraum 1900-2000

Quelle: Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2002), S. 254.

4.1.7 Marktrisikoprämien in Deutschland

Tabelle 19 zeigt Untersuchungen zu Marktrisikoprämien auf dem deutschen Markt, die neben einer nominalen Rechnung auch eine reale Rechnung durchgeführt haben.²²¹ Dargestellt werden die arithmetisch und geometrisch ermittelten Risikoprämien gegenüber Anleihen und kurzfristigen Anlageformen am deutschen Kapitalmarkt. Die nominalen arithmetischen Risikoprämien gegenüber Anleihen nach dem 2. Weltkrieg reichen hier von 5,46 % bis 10,5 %, die geometrischen von 2,66 % bis 6,9 %.²²²

²¹⁸ Vgl. Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2002), S. 254-256.

²¹⁹ Die Werte der Jahre 1922/23 wurden auf Grund der Hyperinflation in diesen Jahren bei der Berechnung vernachlässigt. Bei einer Berücksichtigung würden die Werte zu stark verzerrt werden.

²²⁰ Vgl. Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2002), S. 254.

²²¹ Zur Bestimmung von impliziten Marktrisikoprämien, die in dieser Arbeit nicht diskutiert werden, wird auf die Arbeit von Reese, R. (2007): Schätzung von Eigenkapitalkosten für die Unternehmensbewertung (insbesondere die Kapitel 4 und 5) verwiesen.

²²² Vgl. Widmann, B., Schieszl, S., Jeromin, A. (2003), S. 801-806.

Untersuchung/ Autor	Markt- portfolio	Risikolose Anlage	Zeitraum	Arithmetische Risikoprämie (%)		Geometrische Risikoprämie (%)	
				Nom.	Real	Nom.	Real
Bimberg	Index des Statistischen Bundesamtes	Bundesanleihen	1954-1988	8,2	8,1	5,26	5,1
			1954 -1988 50% Steuern	n. B.	n. B.	6,77	6,6
Conen / Väth	Diverse Indizes	REXP, Andere	1949-1992	10,43	10,35	n. B.	n. B.
			1949-1992 50% Steuern	n. B.	12,17	n. B.	n. B.
	Diverse Indizes	REXP, Andere	1876-1992	6,75	6,59	n. B.	n. B.
			1876-1992 50% Steuern	n. B.	7,26	n. B.	n. B.
Morawietz	Index des Statistischen Bundesamtes	Umlaufrendite	1950-1992	7,05	6,76	4,25	4,07
			1950-1992 Grenzsteuersatz	n. B.	8,82	n. B.	6,1
	Diverse Indizes	Diverse Anleihen	1870-1992	5,33	5,18	3,05	2,97
			1870-1992 Grenzsteuersatz	n. B.	6,13	n. B.	3,92
Stehle (1999)	DAX	REXP	1967-1998	6,65	6,54	4,07	3,94
			1967-1998 36% Steuern	7,74	7,58	5,18	5,02
			1967-1998 56% Steuern	8,32	8,15	5,78	5,59
Dimson et al.	Diverse	Diverse	1900-2000	10,5	n. B.	6,9	n. B.

Tabelle 19: Risikoprämien gegenüber Anleihen
Quelle: Eigene Darstellung.

Bei genauerer Betrachtung erkennt man, dass diese große Bandbreite mit der Wahl des jeweiligen Zeitraums zusammenhängt. In Tabelle 19 zeigt sich ein Anstieg der Risikoprämie, je weiter der Betrachtungszeitraum in die 50er Jahre zurückreicht. Ein Grund hierfür sind die hohen Aktienrenditen. Mit zunehmender Laufzeit werden die Effekte dieser außergewöhnlich hohen Aktienrenditen geglättet. Weiterhin ist erkennbar, dass die Ermittlung der realen Marktrisikoprämien auf Basis einfacher Differenzen gebildet worden ist, da nominale und reale Marktrisikoprämie nicht identisch ist.

Die Risikoprämien von Aktien gegenüber Anleihen, die sich ergeben, wenn die Zeit vor dem 2. Weltkrieg einbezogen wird, fallen sehr unterschiedlich aus. Es ergeben sich arithmetische Risikoprämien von nominal 5,33 % bei Morawietz und bei Dimson/Marsh/Staunton sogar 10,5 %. Nominale geometrische Risikoprämien über den jeweiligen Gesamtbetrachtungszeitraum sind 6,9 % bei Dimson/Marsh/Staunton und 3,05 % bei Morawietz. Die Bandbreite der Risikoprämien über solange Zeiträume ist also ähnlich groß wie bei der Betrachtung der Periode nach dem 2. Weltkrieg.

Die Risikoprämien der Aktien nach Steuern gegenüber Anleihen fallen in der Größenordnung von arithmetisch gemittelt ca. 6 % bis 12 % und geometrisch gemittelt von ca. 4 % bis 7 % aus. Wenn man die Studien von Morawietz und Conen/Väth, die die besonders hohen Renditen unmittelbar nach dem 2. Weltkrieg Ende der 40er und Anfang der 50er Jahre beinhalten, nicht berücksichtigt, erhält man arithmeti-

sche Risikoprämien von ca. 6 % bis 8 %. Diese Erhöhung ist wiederum auf den Glättungseffekt der längeren Laufzeit zurückzuführen.

Für die geometrische Risikoprämie nach Steuern gegenüber kurzfristigen Wertpapieren ergibt sich ein Wert von ca. 7,2 % in der Zeit von 1954 bis 1988. Diese ist etwa ein halber Prozentpunkt höher als die Nachsteuer-Risikoprämie gegenüber Anleihen, wie sie Bimberg für den gleichen Zeitraum berechnet.

Untersuchung/ Autor	Markt- portfolio	Risikolose Anlage	Zeitraum	Arithmetische Risikoprämie (%)		Geometrische Risikoprämie (%)	
				Nom.	Real	Nom.	Real
Bimberg	Index des Statistischen Bundesamtes	Tagesgeld	1954-1988	9,84	9,8	6,8	6,6
			1954-1988 50% Steuern	n. B.	n. B.	7,27	7,1
Stehle / Hartmond	Deutschen Aktien im amtlichen Handel an der Frankfurter Wertpapierbörse	Monatsgeld	1954-1988	n. B.	n. B.	6,8	6,5
			1954-1988 36% Steuern	n. B.	n. B.	7,3	7,3
			1954-1988 56% Steuern	n. B.	n. B.	7,1	7,3
Morawietz	Index des Statistischen Bundesamtes	Tagesgeld	1950-1992	9,16	n. B.	6,38	n. B.
	Diverse Indizes	Tagesgeld, Privatdiskont	1870-1992	6,69	n. B.	4,41	n. B.

Tabelle 20: Risikoprämien gegenüber kurzfristigen Anlageformen

Quelle: Eigene Darstellung.

In Tabelle 20 sind Risikoprämien von Aktien gegenüber kurzfristigen Anlageformen wie Monats- oder Tagesgeld abgebildet. Diese Risikoprämien fallen erheblich höher aus als die Risikoprämien gegenüber Anleihen aus den gleichen Studien. Auch bei Risikoprämie gegenüber kurzfristigen Anlageformen ist erkennbar, dass die Ermittlung der realen Marktrisikoprämie auf Basis einfacher Differenzen gebildet worden ist, da hier nominale und reale Marktrisikoprämien nicht identisch sind.

Die Differenz zwischen den Risikoprämien gegenüber Anleihen und denen gegenüber kurzfristigen Anlagen in den entsprechenden Studien liegt zwischen 1,3 % und 2 %. Hier bildet allerdings die Studie von Dimson/Marsh/Staunton eine Ausnahme, in der auf arithmetischer Basis die Risikoprämie gegenüber kurzfristigen Anlagen praktisch der Risikoprämie gegenüber Anleihen entspricht.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die Verwendung des arithmetischen oder geometrischen Mittelwertes einen entscheidenden Einfluss auf die Risikoprämien hat, denn der Unterschied beträgt 2 % und 4 %.

Um den Einfluss der Inflation auf die Risikoprämien besser abbilden zu können, werden die relativen Differenzen zwischen den nominalen und realen Risikoprämien (mit und ohne Steuer) berechnet. Dazu wird die nominale Risikoprämie durch die reale Risikoprämie dividiert und anschließend um eins vermindert, dieses Vorgehen ist entspricht der Bildung der Risikoprämie über einfache Differenzen, wie in Gleichung (3.49) beschrieben.

$$(4.1) \quad \text{relative Differenz} = \frac{G^*(MRP)}{G^*(mrp)} - 1$$

mit: MRP = nominale Marktrisikoprämie

mrp = reale Marktrisikoprämie

Die relativen Differenzen auf Basis geometrischer Risikoprämien entsprechen der durchschnittlichen geometrischen Inflationsrate. Dieses ist der Fall, wenn die Autoren diskrete Renditen verwendet haben und eine Umrechnung über das vollständige Fisher-Theorem erfolgt ist. Dies trifft bei der Studie von Bimberg genau zu. Den anderen Studien konnten keine Daten für die durchschnittliche Inflation über die jeweiligen Zeiträume entnommen werden.

Die relativen Differenzen, die sich daraus für die Risikoprämien am deutschen Aktienmarkt mit und ohne Steuerberücksichtigung auf der Basis arithmetischer und geometrischer Mittel ergeben, sind in

Tabelle 21 wiedergegeben. Die arithmetischen und geometrischen Inflationsraten wurden aus den nominalen und realen Renditen der einzelnen Studien ermittelt.

Datenquelle	Zeitraum	Relative Differenzen	geometrische Inflationsrate (%)
		Geometrisch (%)	
Bimberg	1954-1988	3,14	3,13
Conen / Väth	1949-1992	n. B.	n. B.
Morawietz	1950-1992	4,42	2,91
	1870-1992	2,69	1,72
Stehle (1999)	1967-1998	3,30	3,38
Bimberg*	1954-1988	3,03	3,13
Stehle / Hartmond*	1954-1988	4,62	3,13

Tabelle 21: Relative Differenzen von Risikoprämien gegenüber Anleihen und kurzfristigen Anlageformen²²³

Quelle: Eigene Berechnung.

²²³ Mit * gekennzeichnete Zeilen sind relative Differenzen von kurzfristigen Anlageformen.

Bei der Analyse der relativen Differenzen muss beachtet werden, dass die gerundeten Daten, wie sie in den Studien berechnet und hier verwendet werden, zu kleineren Abweichungen führen können. Bei Betrachtung der Ergebnisse lässt sich erkennen, dass die Werte für die Differenzen teilweise sehr gering ausfallen. Die größten Abweichungen liefern die Daten von Morawietz und Conen/Väth.

Da Differenzen in den Untersuchungen nicht nachvollzogen werden konnten und die Untersuchungen nicht über das Jahr 1998 hinausgehen, wird im Folgenden eine eigene Untersuchung zur Bestimmung der Marktrisikoprämie angestellt.

4.2 Empirische Untersuchung der Renditen in Deutschland

4.2.1 Nominale und reale Aktienrenditen

Die hier verwendeten Daten basieren von 1954-1988 auf dem Datensatz von Bimberg, der einen Index für die Gesamtrendite börsengehandelter deutscher Aktien ermittelt hat. Für den Zeitraum von 1989-2007 wurde auf den CDAX²²⁴ zurückgegriffen. Dies erfolgt auf Grund eines Korrelationskoeffizienten der monatlichen Aktienrenditen für den Überschneidungszeitraum (1970-1988) von 0,9907 sowie des guten Abbilds des CDAX für den deutschen Aktienmarkt. Für die gesamte Zeitreihe ist ein neuer zusammengesetzter Index (mit Basis 1953 = 100) berechnet worden.

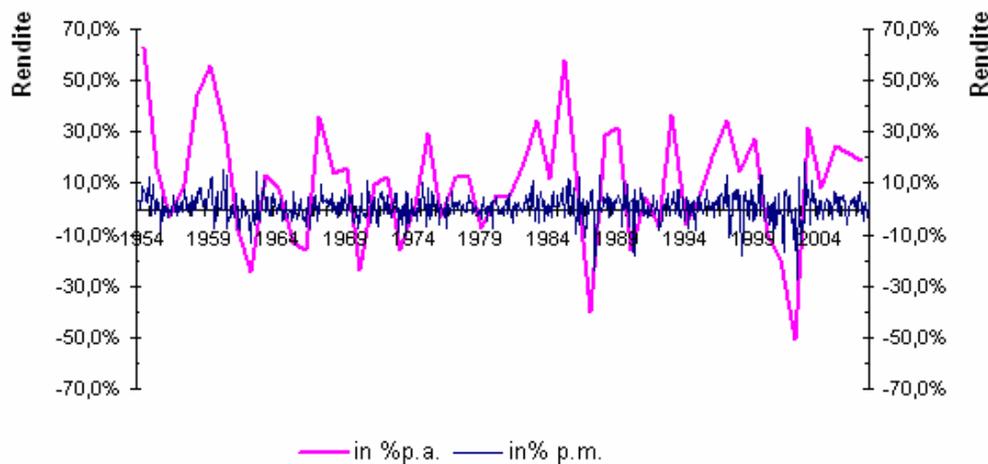


Diagramm 3: Stetige Aktienrenditen im Zeitablauf von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 180-191 und Thomson Financial Datastream.

²²⁴ Der CDAX enthält alle an der Frankfurter Wertpapierbörse in den Marktsegmenten "Prime Standard" und "General Standard" gehandelten Aktiengesellschaften. Der Index repräsentiert damit die gesamte Breite des deutschen Aktienmarktes. Er wird von der Deutsche Börse Group berechnet und wird unter der internationalen Wertpapierkennnummer ISIN DE0008469602 gelistet.

Im Folgenden werden die nominalen und realen Aktienrenditen, sowohl diskret als auch stetig, für den Zeitraum von 1954 bis einschließlich 2007 ermittelt. Dies erfolgt sowohl jährlich als auch monatlich.

Die monatlichen Schwankungen der Aktienrenditen erstrecken sich von -23,846 % (-27,241 %) im September 2002 bis 20,014 % (18,244 %) im April 2003. Das arithmetische Mittel weist einen Wert von 1,005 % (0,875 %) auf und das geometrische Mittel einen von 0,879 % (0,875 %). Die Standardabweichung beträgt für den Gesamtbetrachtungszeitraum 5,023 % (5,038 %). In diesem Zeitraum haben Monate mit positiver Entwicklung ein Übergewicht im Gegensatz zu Monaten mit Kursverlusten (384 zu 264). Der mittlere Kursanstieg in den Perioden mit Kursgewinnen beläuft sich auf 3,974 % und der mittlere Verlust in den Perioden mit Kursverlusten auf -3,633 %.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	1,005%	2,741%	0,040%	0,246%	0,685%	1,588%	0,703%	0,422%	1,862%
Geometrisches Mittel	0,879%	2,620%	-0,061%	0,162%	0,631%	1,427%	0,587%	0,179%	1,766%
Minimum	-23,846%	-11,449%	-12,498%	-9,904%	-7,036%	-21,304%	-16,355%	-23,846%	-6,895%
Maximum	20,014%	16,439%	15,821%	11,962%	10,731%	14,238%	10,714%	14,097%	20,014%
Anzahl positiv	384	57	40	43	49	55	50	50	40
Anzahl negativ	264	27	44	41	35	29	34	34	20
Standardabweichung	5,023%	5,045%	4,543%	4,126%	3,338%	5,641%	4,787%	6,877%	4,500%
stetig									
Arithmetisches Mittel	0,875%	2,586%	-0,061%	0,162%	0,629%	1,417%	0,586%	0,179%	1,751%
Geometrisches Mittel	0,875%	2,586%	-0,061%	0,162%	0,629%	1,417%	0,586%	0,179%	1,751%
Minimum	-27,241%	-12,159%	-13,351%	-10,429%	-7,296%	-23,958%	-17,859%	-27,241%	-7,144%
Maximum	18,244%	15,220%	14,687%	11,299%	10,194%	13,312%	10,178%	13,188%	18,244%
Anzahl positiv	384	57	40	43	49	55	50	50	40
Anzahl negativ	264	27	44	41	35	29	34	34	20
Standardabweichung	5,038%	4,884%	4,504%	4,112%	3,310%	5,708%	4,863%	7,094%	4,353%

Tabelle 22: Durchschnittliche monatliche nominale Aktienrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 180-191 und Thomson Financial Datastream.

Bei nachfolgender Abbildung wird die Streuung der stetigen Aktienrenditen abgebildet.²²⁵ 572 Werte, das entspricht einem Anteil von 88,27 %, liegen zwischen -4,00 % und 8,00 %. In 16 Monaten sind zweistellige Kursverluste realisiert worden. Dem gegenüber stehen 31 Monate mit Zuwachsraten von über 10 %.

²²⁵ Für die diskreten Renditen ergibt sich ein nahezu identisches Bild.

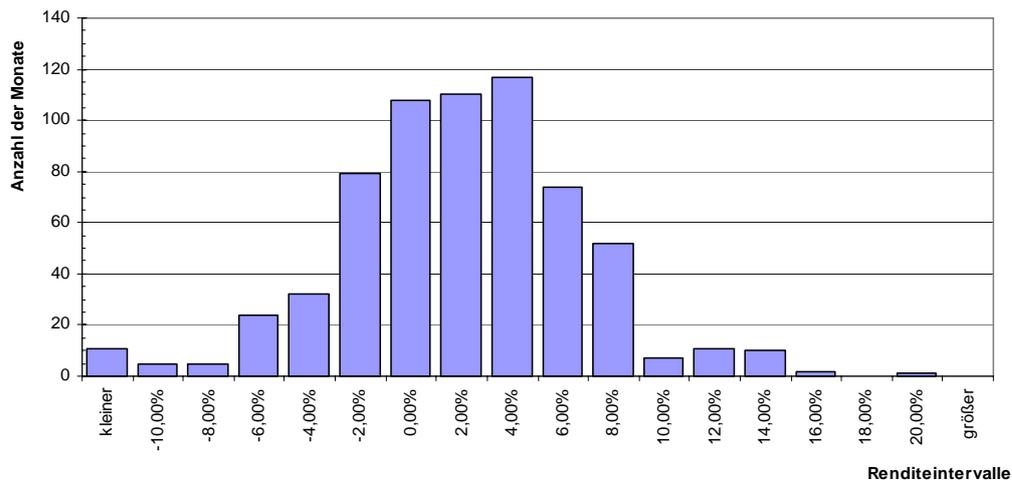


Abbildung 2: Häufigkeitsverteilung stetiger nominaler monatlicher Aktienrenditen
Quelle: Eigene Darstellung.

Die jährlichen Aktienkursänderungen bewegen sich zwischen 1964 und 2007 im Intervall von (-39,940 %) -50,983 % in 2002 und 87,189 % (63,031 %) in 1954. Das arithmetische Mittel hat einen Wert von 13,977 % (10,497 %), das geometrische Mittel einen von 11,068 % (10,497 %). Die Standardabweichung beträgt für den Gesamtbetrachtungszeitraum 26,420 % (23,130 %). In den Jahren 1954-1960, 1982-1989 und 1996-2005 sind große Kurssprünge aufgetreten. Die Jahre 1958-1960 weisen dabei die größten aufeinander folgenden positiven Veränderungen²²⁶ auf (44,60 %, 55,92 % und 31,15 %). Die größten Kursverluste erfolgten in den Jahren 2000-2002 mit Verlusten von -10,44 %, -19,74 % und -50,98 %.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	13,997%	39,991%	1,230%	2,992%	8,550%	23,015%	9,179%	6,059%	23,751%
Geometrisches Mittel	11,068%	36,385%	-0,732%	1,963%	7,838%	18,541%	7,280%	2,171%	23,377%
Minimum	-39,940%	-3,250%	-21,827%	-20,951%	-7,325%	-33,145%	-14,693%	-39,940%	8,466%
Maximum	87,819%	87,819%	43,325%	17,369%	34,538%	79,027%	44,559%	40,826%	37,576%
Anzahl positiv	38	6	3	5	5	6	4	4	5
Anzahl negativ	16	1	4	2	2	1	3	3	0
Standardabweichung	26,420%	34,275%	22,531%	15,159%	13,773%	34,363%	22,763%	29,323%	10,674%
stetig									
Arithmetisches Mittel	10,497%	31,031%	-0,735%	1,944%	7,546%	17,009%	7,027%	2,148%	21,007%
Geometrisches Mittel	10,497%	31,031%	-0,735%	1,944%	7,546%	17,009%	7,027%	2,148%	21,007%
Minimum	-50,983%	-3,304%	-24,624%	-23,510%	-7,607%	-40,264%	-15,891%	-50,983%	8,127%
Maximum	63,031%	63,031%	35,994%	16,016%	29,667%	58,236%	36,852%	34,235%	31,901%
Anzahl positiv	38	6	3	5	5	6	4	4	5
Anzahl negativ	16	1	4	2	2	1	3	3	0
Standardabweichung	23,130%	24,784%	20,960%	15,606%	12,251%	30,411%	19,933%	30,560%	8,739%

Tabelle 23: Durchschnittliche jährliche nominale Aktienrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 180-191 und Thomson Financial Datastream.

²²⁶ Die angegebenen Werte stammen aus der Berechnung von stetigen Renditen.

Nachfolgende Abbildung beschreibt die Streuung der jährlichen stetigen Aktienrenditen.²²⁷ 43 Werte, also ein Anteil von 79,63 %, liegen im Intervall von -12,00 % bis 36,00 %. In nur einem Jahr ist ein Verlust von -50 % zu verzeichnen. In drei Jahren sind sogar Kursrenditen von über 60 % ermittelt worden.

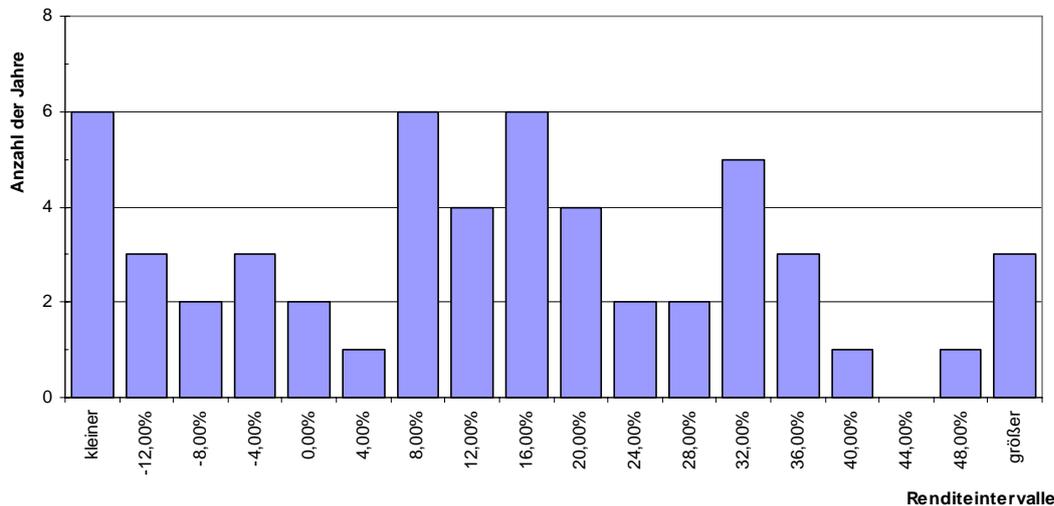


Abbildung 3: Häufigkeitsverteilung stetiger nominaler jährlicher Aktienrenditen

Quelle: Eigene Darstellung.

Bezüglich der jährlichen nominalen Renditen kann man den Betrachtungszeitraum in folgende Phasen untergliedern:

Zeitraum	Beschreibung
1954-1960:	Phase mit den größten Kurssteigerungen
1961-1981:	Phase mit einem sich nur wenig verändernden Aktienkursniveau
1982-1988:	Phase mit überdurchschnittlichen Kurssteigerungen
1989-1995:	Phase mit einem sich nur wenig verändernden Aktienkursniveau
1996-1999:	Phase mit überdurchschnittlichen Kurssteigerungen
2000-2002:	Phase mit den größten Kursverlusten
2003-2007:	Phase mit überdurchschnittlichen Kurssteigerungen

Tabelle 24: Phasen der nominalen Renditeentwicklung

Quelle: In Anlehnung an Bimberg, L. (1991), S. 96.

Im Folgenden werden reale Aktienkursrenditen, sowohl monatlich als auch jährlich, vorgestellt.²²⁸ Für die Berechnung der realen Renditen wird der Zusammenhang

²²⁷ Für die diskreten Renditen ergibt sich ein nahezu identisches Bild.

²²⁸ Bei der Inflationsrate, die für die Umrechnung von nominalen Renditen in reale Renditen benötigt wird, wird auf die in Kapitel 2.2.2.1 beschriebenen Inflationsraten für Deutschland zurückgegriffen.

von Fisher verwendet, wie er in Kapitel 2.4.2 beschrieben wird. Demnach ergeben sich die realen Werte nach folgender Formel:²²⁹

Für die diskreten Renditen ergeben sich die realen Werte über:

$$(4.2) \quad r_t = \frac{R_t - \pi_t}{1 + \pi_t}$$

und für die stetigen Renditen über

$$(4.3) \quad r_t = R_t - \pi_t$$

Weitere, im Rahmen dieser Arbeit nicht beschriebene Ansätze, beziehen Steuern mit ein. Diese variieren im Zeitablauf und auch in ihrer Höhe, da sich das Steuersystem fortlaufend geändert hat. Diese Ansätze werden im weiteren Verlauf vernachlässigt.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	0,781%	2,601%	-0,172%	-0,139%	0,312%	1,445%	0,456%	0,306%	1,704%
Geometrisches Mittel	0,653%	2,478%	-0,278%	-0,222%	0,257%	1,283%	0,340%	0,064%	1,606%
Minimum	-23,772%	-12,658%	-12,498%	-10,993%	-7,445%	-21,403%	-16,744%	-23,772%	-7,340%
Maximum	20,359%	16,805%	15,476%	10,893%	10,318%	13,954%	10,318%	13,664%	20,359%
Anzahl positiv	375	56	38	43	44	55	50	48	41
Anzahl negativ	273	28	46	41	40	29	34	36	19
Standardabweichung	5,051%	5,080%	4,659%	4,092%	3,346%	5,673%	4,770%	6,857%	4,552%
stetig									
Arithmetisches Mittel	0,651%	2,448%	-0,279%	-0,223%	0,257%	1,275%	0,340%	0,064%	1,594%
Geometrisches Mittel	0,651%	2,448%	-0,279%	-0,223%	0,257%	1,275%	0,340%	0,064%	1,594%
Minimum	-27,145%	-13,533%	-13,351%	-11,646%	-7,737%	-24,083%	-18,325%	-27,145%	-7,623%
Maximum	18,531%	15,534%	14,389%	10,339%	9,820%	13,063%	9,820%	12,807%	18,531%
Anzahl positiv	375	56	38	43	44	55	50	48	41
Anzahl negativ	273	28	46	41	40	29	34	36	19
Standardabweichung	5,074%	4,931%	4,625%	4,102%	3,331%	5,742%	4,861%	7,083%	4,406%

Tabelle 25: Durchschnittliche monatliche reale Aktienrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 180-191 und Thomson Financial Datastream.

Die monatlichen Schwankungen der realen Aktienrenditen erstrecken sich von -23,772 % (-27,171 %) im September 2002 bis 20,539 % (18,531 %) im April 2003. Für das arithmetische Mittel ergibt sich ein Wert von 0,781 % (0,651 %) und für das geometrische von 0,653 % (0,651 %). Die Standardabweichung beläuft sich auf 5,065 %. Im Untersuchungszeitraum treten 375 Monate mit positiver Kursent-

²²⁹ Vgl. Kapitel 2.4.1.

wicklung auf. Der Durchschnitt beläuft sich auf 3,866 %. Demgegenüber stehen 273 Monate mit Kursverlusten, wobei der mittlere Kursverlust -3,763 % beträgt.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	11,560%	37,836%	-0,481%	-0,693%	4,571%	21,374%	6,686%	4,725%	21,226%
Geometrisches Mittel	8,597%	34,195%	-2,592%	-1,787%	3,875%	17,070%	4,827%	0,852%	20,829%
Minimum	-40,575%	-5,821%	-24,602%	-23,046%	-11,217%	-33,395%	-16,571%	-40,575%	6,344%
Maximum	84,569%	84,569%	43,325%	15,609%	28,521%	77,243%	40,964%	39,193%	36,136%
Anzahl positiv	36	6	3	4	4	6	4	4	5
Anzahl negativ	18	1	4	3	3	1	3	3	0
Standardabweichung	26,376%	34,017%	23,239%	15,451%	13,305%	33,629%	22,255%	29,106%	10,941%
stetig									
Arithmetisches Mittel	8,247%	29,413%	-2,626%	-1,803%	3,801%	15,760%	4,715%	0,848%	18,920%
Geometrisches Mittel	8,247%	29,413%	-2,626%	-1,803%	3,801%	15,760%	4,715%	0,848%	18,920%
Minimum	-52,046%	-5,998%	-28,239%	-26,197%	-11,897%	-40,640%	-18,117%	-52,046%	6,151%
Maximum	61,286%	61,286%	35,994%	14,504%	25,092%	57,235%	34,333%	33,069%	30,849%
Anzahl positiv	36	6	3	4	4	6	4	4	5
Anzahl negativ	18	1	4	3	3	1	3	3	0
Standardabweichung	23,470%	25,160%	21,917%	16,338%	12,371%	29,959%	19,949%	30,682%	9,078%

Tabelle 26: Durchschnittliche jährliche reale Aktienrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 180-191 und Thomson Financial Datastream.

Die jährlichen realen Aktienkursänderungen bewegen sich zwischen 1964 und 2007 im Intervall von -40,575 % (-52,056 %) im Jahr 2002 bis 84,569 % (61,286 %) im Jahr 1954. Das arithmetische Mittel beträgt 11,560 % (8,247 %), das geometrische Mittel 8,597 % (8,247 %). Für die Standardabweichung ist für den Gesamtuntersuchungszeitraum ein Wert von 26,376 % (23,470 %) ermittelt worden. Die Anzahl der Jahre und die Jahreszahl mit den größten und kleinsten Kurssprüngen haben sich auch durch die Einbeziehung der Inflation nicht verändert.

In den 36 Jahren mit positiver Kursentwicklung ist der Index durchschnittlich um 24,959 % (21,015 %) gestiegen. In den 18 Jahren mit Kursverlusten hat ein durchschnittlicher Kursverlust von -15,220 % (-17,287 %) stattgefunden.

4.2.2 Nominale und reale Anleihenrenditen

Die für dieses Kapitel verwendeten Daten basieren von 1954-1988 auf dem Datensatz von Bimberg, der einen Gesamtindex für Anleihen konstruiert hat. Bimberg legt seinem Datensatz ein Portfolio von ein bis vier Anleihen der Bundesrepublik Deutschland bzw. der Sondervermögen, die einen Haushalt führen, zu Grunde. Dazu zählen Anleihen der Deutschen Bundespost und Deutschen Bundesbahn. Dieses Vorgehen ist gewählt worden, da diesen Schuldner höchsten Bonität bescheinigt wurde und somit Renditeschwankungen nicht auf schuldnerbedingte Änderungen zurückzuführen sind, sondern sich ausschließlich auf Marktänderungen beziehen.

Weiterhin sind alle verwendeten Anleihen börsennotiert und haben eine Restlaufzeit zwischen sieben und zwölf Jahren. Dies vernachlässigt den Effekt, dass restlaufbedingte Kursänderungen mit erfasst werden, da ein Monat als Betrachtungsintervall nur eine marginale Veränderung der Restlaufzeit darstellt.²³⁰

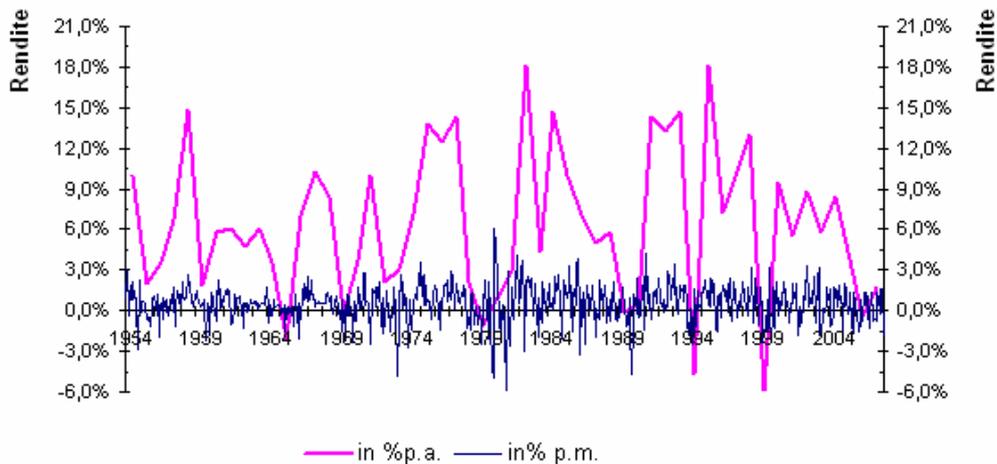


Diagramm 4: Stetige Anleihenrenditen im Zeitablauf von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 192-203 und Thomson Financial Datastream.

Für den Zeitraum von 1989-2007 wird auf den REXP[®] zurückgegriffen. Mit der Verwendung des Subindexes REXH^{®231} konnte ein Korrelationskoeffizient für den Überschneidungszeitraum (1967-1988) von 0,8518 ermittelt werden. Für die Daten wurde daraufhin ein verketteter neuer Index berechnet, dessen Basis 1953 = 100 ist. Diagramm 6 zeigt die monatliche und jährliche Kursentwicklung der Anleihenurse im Untersuchungszeitraum 1954-2007.

Die monatlichen Schwankungen der Kursveränderungen erstrecken sich von -7,006 % (-7,264 %) im April 1981 bis 6,254 % (6,066 %) im Februar 1980. Für das arithmetische Mittel ergibt sich ein Wert von 0,549 % (0,539 %) und für das geometrische Mittel von 0,540 % (0,539 %). Die Standardabweichung beläuft sich auf 1,342 % (1,340 %). Im Untersuchungszeitraum sind 468 Monate mit positiver Kursentwicklung aufgetreten. Der Durchschnitt beläuft sich auf 1,165 % (1,155 %). Demgegenüber stehen 180 Monate mit Kursverlusten, wobei der mittlere Kursverlust -1,053 (-1,064 %) beträgt.

²³⁰ Vgl. Bimberg, L. (1991), S. 63-74.

²³¹ Der REXH[®] ist ein Subindex des REXP[®]. Dieser Index entspricht einem repräsentativen Ausschnitt aus dem Markt für deutsche Staatsanleihen mit einer Laufzeit von 8 Jahren. (Vgl. Deutsche Börse Group (2004), S.3).

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	0,549%	0,542%	0,426%	0,415%	0,563%	0,786%	0,681%	0,583%	0,337%
Geometrisches Mittel	0,540%	0,536%	0,423%	0,407%	0,544%	0,776%	0,671%	0,575%	0,329%
Minimum	-7,006%	-2,845%	-2,009%	-4,749%	-7,006%	-3,216%	-4,535%	-2,334%	-1,976%
Maximum	6,254%	3,110%	2,591%	2,795%	6,254%	3,899%	4,372%	3,325%	3,262%
Anzahl positiv	468	67	67	62	59	62	61	56	34
Anzahl negativ	180	17	17	22	25	22	23	28	26
Standardabweichung	1,342%	1,052%	0,784%	1,288%	1,942%	1,448%	1,382%	1,270%	1,261%
stetig									
Arithmetisches Mittel	0,539%	0,535%	0,422%	0,406%	0,542%	0,773%	0,669%	0,574%	0,329%
Geometrisches Mittel	0,539%	0,535%	0,422%	0,406%	0,542%	0,773%	0,669%	0,574%	0,329%
Minimum	-7,264%	-2,886%	-2,030%	-4,866%	-7,264%	-3,269%	-4,641%	-2,362%	-1,996%
Maximum	6,066%	3,063%	2,558%	2,757%	6,066%	3,825%	4,280%	3,271%	3,210%
Anzahl positiv	468	67	67	62	59	62	61	56	34
Anzahl negativ	180	17	17	22	25	22	23	28	26
Standardabweichung	1,340%	1,050%	0,782%	1,292%	1,945%	1,441%	1,379%	1,263%	1,256%

Tabelle 27: Durchschnittliche monatliche nominale Anleihenrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 192-203 und Thomson Financial Datastream.

Nachfolgende Abbildung zeigt die Streuung der stetigen monatlichen nominalen Anleihenrenditen. Diese liegt in einer kleineren Intervallbreite als bei den Aktienrenditen (-20 %; +20 %). Bereits 90,90 % (589 Monate) liegen im Intervall von -1,00 % bis 3,00 %. Nur 6,64 % der Renditen streuen im Bereich von kleiner als -1,00 %.

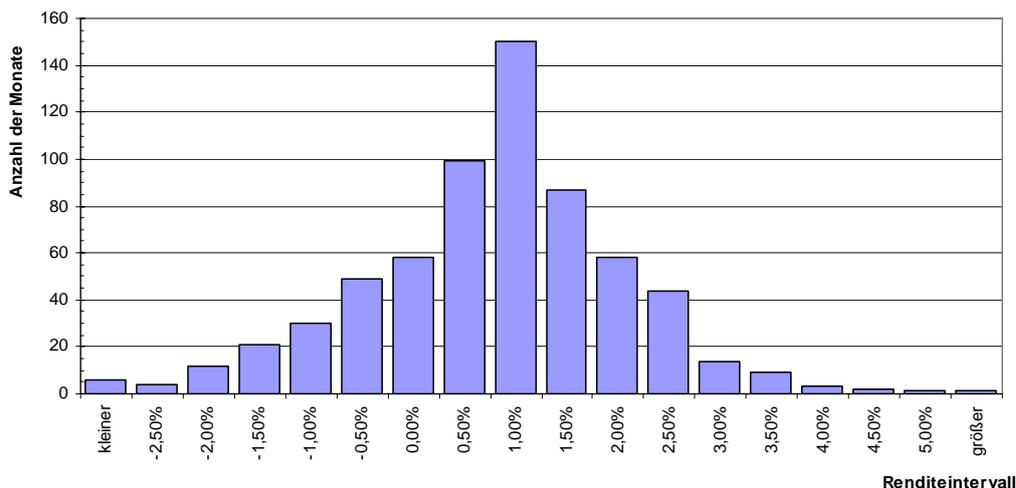


Abbildung 4: Häufigkeitsverteilung nominaler monatlicher Anleihenrenditen

Quelle: Eigene Darstellung.

Die jährlichen Anleihenkursänderungen erstrecken sich im Untersuchungszeitraum von -5,824 % (-6,001 %) im Jahr 1999 bis 19,835 % (18,094 %) in 1982. Das arithmetische Mittel beträgt 6,841 % (6,465 %), das geometrische Mittel 6,678 % (6,465 %). Für die Standardabweichung ergibt sich für den Gesamtbetrachtungs-

zeitraum ein Wert von 5,972 % (5,571 %). Im gesamten Untersuchungszeitraum tritt nur in sieben Jahren eine negative Entwicklung auf. Dabei ist in den Subperioden, mit Ausnahme von 1989-1995, nicht mehr als eine negative Kursentwicklung zu verzeichnen.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	6,841%	6,730%	5,260%	5,057%	6,932%	9,851%	8,741%	7,295%	4,071%
Geometrisches Mittel	6,678%	6,629%	5,196%	4,996%	6,725%	9,718%	8,360%	7,126%	4,021%
Minimum	-5,825%	1,918%	-2,107%	-0,171%	-1,153%	4,407%	-4,525%	-5,825%	-0,485%
Maximum	19,835%	15,988%	10,743%	10,456%	15,371%	19,835%	19,830%	13,918%	8,736%
Anzahl positiv	47	7	6	6	6	7	5	6	4
Anzahl negativ	7	0	1	1	1	0	2	1	1
Standardabweichung	5,972%	5,085%	3,938%	3,865%	7,222%	5,906%	9,740%	6,339%	3,598%
stetig									
Arithmetisches Mittel	6,465%	6,418%	5,065%	4,876%	6,508%	9,274%	8,029%	6,883%	3,942%
Geometrisches Mittel	6,465%	6,418%	5,065%	4,876%	6,508%	9,274%	8,029%	6,883%	3,942%
Minimum	-6,001%	1,900%	-2,129%	-0,171%	-1,160%	4,313%	-4,631%	-6,001%	-0,486%
Maximum	18,094%	14,832%	10,204%	9,944%	14,299%	18,094%	18,090%	13,031%	8,376%
Anzahl positiv	47	7	6	6	6	7	5	6	4
Anzahl negativ	7	0	1	1	1	0	2	1	1
Standardabweichung	5,571%	4,685%	3,791%	3,673%	6,720%	5,284%	9,089%	6,152%	3,459%

Tabelle 28: Durchschnittliche jährliche nominale Anleihenrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 192-203 und Thomson Financial Datastream.

Nachfolgende Abbildung beschreibt die Streuung der stetigen jährlichen Anleihenrenditen. Sieben Jahreswerte, das entspricht einem Anteil von 12,96 %, liegen im negativen und Null-Bereich. In den restlichen Jahren sind positive Kursänderungen zu verzeichnen. Darunter befinden sich 66,66 % bis zu einem Wert von 12,00 %.

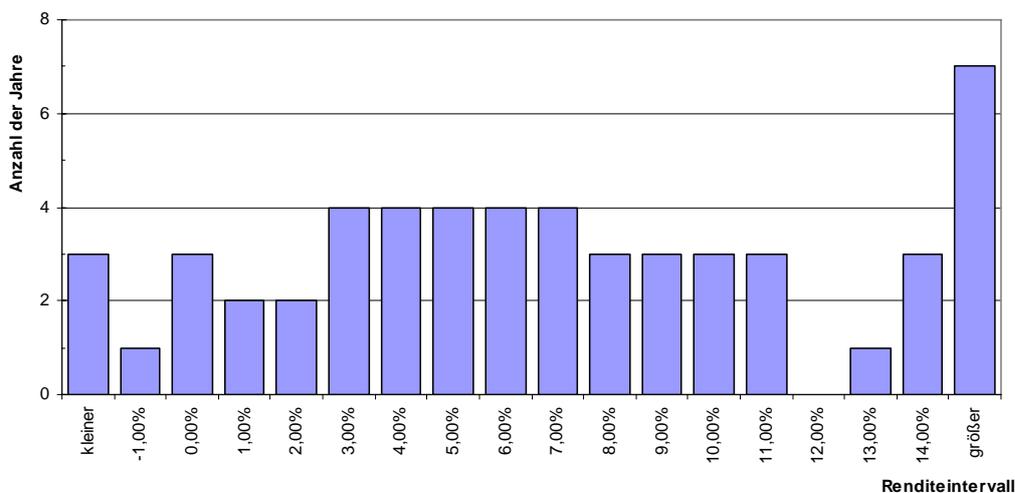


Abbildung 5: Häufigkeitsverteilung nominaler jährlicher Anleihenrenditen

Quelle: Eigene Darstellung.

Die realen Anleihenrenditen werden analog den diskreten (stetigen) realen Aktienrenditen berechnet.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	0,325%	0,405%	0,209%	0,031%	0,190%	0,644%	0,435%	0,468%	0,181%
Geometrisches Mittel	0,315%	0,397%	0,205%	0,022%	0,171%	0,632%	0,424%	0,459%	0,172%
Minimum	-7,816%	-3,517%	-2,309%	-5,145%	-7,816%	-3,979%	-4,987%	-2,499%	-2,575%
Maximum	5,932%	3,110%	2,591%	2,686%	5,932%	4,418%	3,652%	3,381%	3,461%
Anzahl positiv	409	58	52	49	49	60	56	55	30
Anzahl negativ	239	26	32	35	35	24	28	29	30
Standardabweichung	1,420%	1,217%	0,893%	1,318%	1,975%	1,533%	1,456%	1,320%	1,359%
stetig									
Arithmetisches Mittel	0,315%	0,397%	0,204%	0,022%	0,170%	0,630%	0,423%	0,458%	0,171%
Geometrisches Mittel	0,315%	0,397%	0,204%	0,022%	0,170%	0,630%	0,423%	0,458%	0,171%
Minimum	-8,138%	-3,581%	-2,336%	-5,282%	-8,138%	-4,060%	-5,116%	-2,530%	-2,608%
Maximum	5,762%	3,063%	2,558%	2,651%	5,762%	4,323%	3,587%	3,325%	3,402%
Anzahl positiv	409	58	52	49	49	60	56	55	30
Anzahl negativ	239	26	32	35	35	24	28	29	30
Standardabweichung	1,422%	1,216%	0,892%	1,327%	1,991%	1,528%	1,456%	1,315%	1,356%

Tabelle 29: Durchschnittliche monatliche reale Anleihenrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 192-203 und Thomson Financial Datastream.

Die monatlichen Schwankungen der realen Veränderung erstrecken sich von -7,816 % (-8,138 %) im April 1981 bis 5,932 (+5,762 %) im Februar 1980. Für das arithmetische Mittel und das geometrische Mittel ergibt sich für den Untersuchungszeitraum ein Wert von 0,325 % (0,31 %) bzw. 0,315 % (0,315 %). Die Standardabweichung beläuft sich auf 1,420 % (1,422 %). Im Untersuchungszeitraum treten 409 Monate mit positiver Kursentwicklung auf. Gegenüber der nominalen Berechnung sind dies 12,69 % weniger an Monaten mit positiver Kursentwicklung. Der Durchschnitt der positiven Kursentwicklung beläuft sich auf 1,145 % (1,155 %). Demgegenüber stehen 239 Monate mit Kursverlusten, wobei der mittlere Kursverlust -1,077 % (-1,089 %) beträgt.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	4,489%	5,052%	3,331%	1,207%	3,041%	8,459%	6,244%	5,920%	1,930%
Geometrisches Mittel	4,305%	4,917%	3,225%	1,135%	2,802%	8,356%	5,883%	5,743%	1,873%
Minimum	-7,078%	-0,332%	-5,528%	-3,114%	-5,304%	1,985%	-6,167%	-7,078%	-2,270%
Maximum	18,634%	15,988%	10,743%	7,402%	12,670%	15,708%	18,634%	13,370%	6,608%
Anzahl positiv	39	5	6	4	4	7	4	6	3
Anzahl negativ	15	2	1	3	3	0	3	1	2
Standardabweichung	6,273%	5,837%	5,033%	4,136%	7,606%	5,119%	9,412%	6,468%	3,839%
stetig									
Arithmetisches Mittel	4,449%	4,800%	3,174%	1,129%	2,764%	8,025%	5,716%	5,584%	1,855%
Geometrisches Mittel	4,449%	4,800%	3,174%	1,129%	2,764%	8,025%	5,716%	5,584%	1,855%
Minimum	-7,341%	-0,333%	-5,686%	-3,164%	-5,450%	1,966%	-6,365%	-7,341%	-2,296%
Maximum	17,087%	14,832%	10,204%	7,141%	11,930%	14,590%	17,087%	12,549%	6,399%
Anzahl positiv	39	5	6	4	4	7	4	6	3
Anzahl negativ	13	2	1	3	3	0	3	1	2
Standardabweichung	5,987%	5,441%	4,925%	4,060%	7,348%	4,702%	8,936%	6,334%	3,765%

Tabelle 30: Durchschnittliche jährliche reale Anleihenrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 192-203 und Thomson Financial Datastream.

Die jährlichen realen Anleihenkursänderungen erstrecken sich im Untersuchungszeitraum von -7,087 % (-7,241 %) im Jahr 1999 bis 18,634 % (17,087 %) in 1982. Das arithmetische Mittel beträgt 4,489 % (4,449 %), das geometrische Mittel 4,305 % (4,449 %). Für die Standardabweichung ergibt sich für den Gesamtbetrachtungszeitraum ein Wert von 6,273 % (5,987 %).

4.2.3 Nominale und reale Tagesgeldsätze

Schließlich werden noch Tagesgeldsätze untersucht. Deren Verwendung lässt sich damit begründen, dass es sich um eine sichere Geldanlageform handelt. Der Grund hierfür liegt in dem kurzfristigen Anlagehorizont des Tagesgeldes, dem ein geringeres Bonitätsänderungsrisiko unterstellt wird. Tagesgeld wird am Geldmarkt gehandelt. Tagesgeld ist ein kurzfristiges Geldkapital, das eine Laufzeit zwischen 24 Stunden und 24 Monaten hat. Bimberg zieht für seine Untersuchung Tagesgeldsätze der Deutschen Bundesbank heran. Dabei verwendet er Daten des Frankfurter Börsenplatzes.

Für den Zeitraum von 1989-2007 wurden Geldmarktzinssätze des Frankfurter Börsenplatzes analog dem Bimberg-Datensatz verwendet. Diese Zinssätze können angewendet werden, da für den Überschneidungszeitraum (1959-1988) ein Korrelationskoeffizient von 0,9596 ermittelt werden konnte. Die zu Grunde gelegten Daten sind von der Deutschen Bundesbank herausgegeben worden. Die hier angegebenen Zinsen beziehen sich auf ein Jahr und sind entsprechend auf Monatsdaten umgerechnet worden.

Diagramm 5 zeigt die monatliche und jährliche Entwicklung von Tagesgeldzinsen. Auffällig dabei ist, dass das jährliche Zinsniveau 2005 mit einem Wert von 2,1 % unter dem Zinsniveau von 1954 mit einem Wert von 2,89 % liegt.

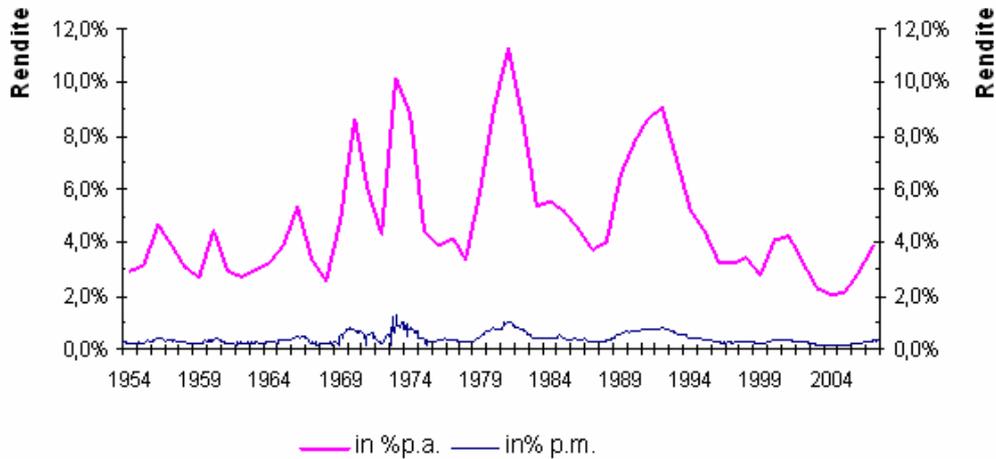


Diagramm 5: Tagesgeldrenditen im Zeitablauf von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 204-209, Deutsche Bundesbank (1998a) und Thomson Financial Datastream.

Die monatlichen nominalen Tagesgeldzinsen (siehe

Tabelle 31) bewegen sich im Untersuchungszeitraum zwischen +0,129 % (+0,129 %) im November 1968 und 1,123 % (1,314 %) im Juli 1973. Der Durchschnitt (arithmetisch und geometrisch) beträgt 0,402 % (0,401 %) und die Standardabweichung 0,201 % (0,200 %).

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	0,402%	0,297%	0,292%	0,543%	0,501%	0,442%	0,584%	0,289%	0,219%
Geometrisches Mittel	0,402%	0,297%	0,292%	0,542%	0,501%	0,442%	0,583%	0,289%	0,219%
Minimum	0,129%	0,188%	0,167%	0,129%	0,156%	0,261%	0,327%	0,209%	0,167%
Maximum	1,323%	0,454%	0,518%	1,323%	1,005%	0,845%	0,781%	0,402%	0,338%
Anzahl positiv	648	84	84	84	84	84	84	84	60
Anzahl negativ	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,201%	0,074%	0,085%	0,268%	0,249%	0,137%	0,141%	0,049%	0,060%
stetig									
Arithmetisches Mittel	0,401%	0,297%	0,291%	0,541%	0,500%	0,441%	0,582%	0,288%	0,219%
Geometrisches Mittel	0,401%	0,297%	0,291%	0,541%	0,500%	0,441%	0,582%	0,288%	0,219%
Minimum	0,129%	0,188%	0,167%	0,129%	0,156%	0,261%	0,326%	0,209%	0,167%
Maximum	1,314%	0,453%	0,517%	1,314%	1,000%	0,841%	0,778%	0,401%	0,338%
Anzahl positiv	648	84	84	84	84	84	84	84	60
Anzahl negativ	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,200%	0,074%	0,085%	0,267%	0,247%	0,136%	0,140%	0,049%	0,060%

Tabelle 31: Durchschnittliche monatliche nominale Tagesgeldrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 204-209, Deutsche Bundesbank (1998a) und Thomson Financial Datastream.

Folgende Abbildung veranschaulicht die geringe Streuung der stetigen monatlichen nominalen Tagesgeldrenditen. Der Intervallbereich ist noch deutlicher eingengt als bei den Anleihenrenditen. Es liegen 80,86 % bzw. 524 Beobachtungswerte zwischen 0,20 % und 0,60 %.

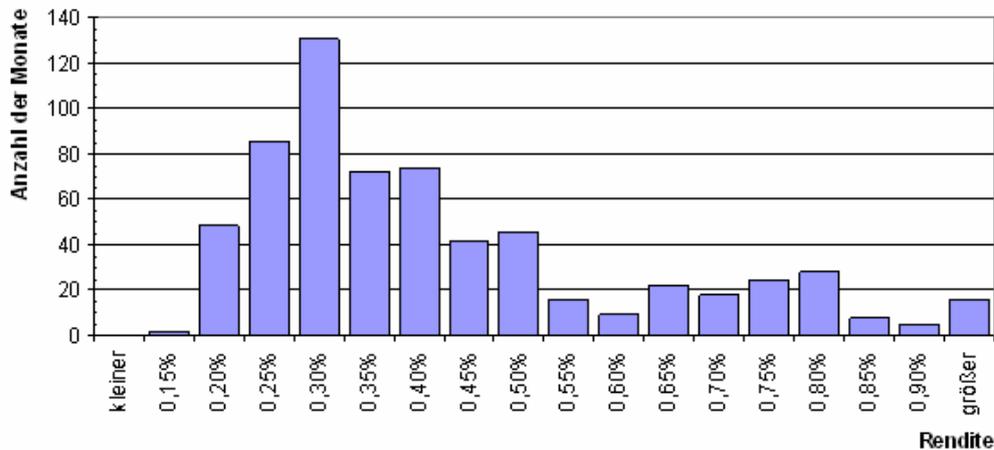


Abbildung 6: Häufigkeitsverteilung nominaler monatlicher Tagesgeldrenditen

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Entwicklung der nominalen jährlichen Renditen verläuft ähnlich den monatlichen Tagesgeldrenditen. Die jährlichen nominalen Renditen bewegen sich zwischen 2,057 % (2,036 %) in 2004 und 11,919 % (11,261 %) im Jahr 1981. Die Standardabweichung beträgt 2,408 % (2,265 %). Für das arithmetische Mittel ergibt sich ein Wert von 4,961 % (4,817 %), für das geometrische Mittel ein Wert von 4,935 % (4,817 %).

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	4,961%	3,630%	3,562%	6,742%	6,223%	5,450%	7,244%	3,520%	2,662%
Geometrisches Mittel	4,935%	3,627%	3,558%	6,706%	6,181%	5,438%	7,231%	3,519%	2,660%
Minimum	2,057%	2,755%	2,779%	2,610%	3,417%	3,790%	4,470%	2,839%	2,057%
Maximum	11,919%	4,821%	5,483%	10,720%	11,919%	9,050%	9,465%	4,307%	3,928%
Anzahl positiv	54	7	7	7	7	7	7	7	5
Anzahl negativ	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	2,408%	0,825%	0,932%	2,988%	3,241%	1,744%	1,846%	0,541%	0,777%
stetig									
Arithmetisches Mittel	4,817%	3,563%	3,497%	6,491%	5,997%	5,295%	6,981%	3,458%	2,625%
Geometrisches Mittel	4,817%	3,563%	3,497%	6,491%	5,997%	5,295%	6,981%	3,458%	2,625%
Minimum	2,036%	2,718%	2,741%	2,576%	3,360%	3,720%	4,373%	2,799%	2,036%
Maximum	11,261%	4,709%	5,338%	10,183%	11,261%	8,664%	9,043%	4,217%	3,853%
Anzahl positiv	54	7	7	7	7	7	7	7	5
Anzahl negativ	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	2,265%	0,795%	0,895%	2,800%	3,014%	1,638%	1,726%	0,522%	0,754%

Tabelle 32: Durchschnittliche jährliche nominale Tagesgeldrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 204-209, Deutsche Bundesbank (1998a) und Thomson Financial Datastream.

Wie auch bei den stetigen monatlichen nominalen Renditen ist bei den jährlichen Tagesgeldrenditen eine geringe Streuung der Werte zu erkennen. 41 Werte (75,93 %) liegen zwischen +3,00 % und +7,00 %.

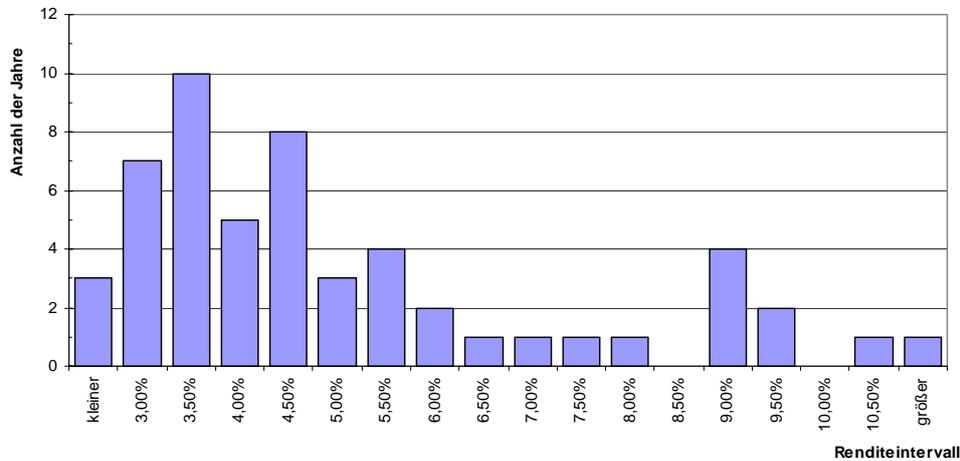


Abbildung 7: Häufigkeitsverteilung nominaler jährlicher Tagesgeldrenditen

Quelle: Eigene Darstellung.

Die monatlichen realen Tagesgeldzinsen (siehe Tabelle 33) bewegen sich im Untersuchungszeitraum zwischen -1,455 5 (-1,466 %) im Juli 1955 und 1,654 % (1,640 %) im August 1955. Der Durchschnitt (arithmetisch und geometrisch) beträgt 0,178 % (0,177 %) bzw. 0,177 % (0,177 %) und die Standardabweichung 0,382 % (0,381 %). Im Vergleich zur nominalen Betrachtung treten im Untersuchungszeitraum 184 Monate mit negativen Tagesgeldrenditen auf. Diese negative Entwicklung beträgt im Mittel 0,27 %.

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	0,178%	0,160%	0,075%	0,157%	0,128%	0,299%	0,337%	0,173%	0,062%
Geometrisches Mittel	0,177%	0,159%	0,074%	0,157%	0,128%	0,299%	0,336%	0,173%	0,062%
Minimum	-1,455%	-1,455%	-1,341%	-0,909%	-0,649%	-0,326%	-0,525%	-0,720%	-0,850%
Maximum	1,654%	1,654%	1,406%	1,114%	0,847%	0,910%	0,863%	0,788%	0,654%
Anzahl positiv	464	61	46	58	50	77	77	62	33
Anzahl negativ	184	23	38	26	34	7	7	22	27
Standardabweichung	0,382%	0,516%	0,489%	0,402%	0,331%	0,249%	0,271%	0,290%	0,325%
stetig									
Arithmetisches Mittel	0,177%	0,159%	0,074%	0,156%	0,128%	0,299%	0,336%	0,173%	0,062%
Geometrisches Mittel	0,177%	0,159%	0,074%	0,156%	0,128%	0,299%	0,336%	0,173%	0,062%
Minimum	-1,466%	-1,466%	-1,350%	-0,914%	-0,651%	-0,327%	-0,526%	-0,723%	-0,854%
Maximum	1,640%	1,640%	1,396%	1,108%	0,843%	0,906%	0,859%	0,785%	0,652%
Anzahl positiv	464	61	46	58	50	77	77	62	33
Anzahl negativ	184	23	38	26	34	7	7	22	27
Standardabweichung	0,381%	0,516%	0,489%	0,401%	0,331%	0,248%	0,271%	0,289%	0,325%

Tabelle 33: Durchschnittliche monatliche reale Tagesgeldrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 204-209, Deutsche Bundesbank (1998a) und Thomson Financial Datastream.

Die jährlichen realen Renditen bewegen sich zwischen -0,870 % (-0,874 %) im Jahr 1962 und 6,297 % (6,107 %) in 1970. Die Standardabweichung beträgt 1,876 % (1,825 %). Für das arithmetische Mittel ergibt sich ein Wert von 2,617 % (2,567 %). Das geometrische Mittel weist einen Wert von 2,600 % (2,567 %) auf (siehe Tabelle 34).

Zeitraum	1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2003-2007
diskret									
Arithmetisches Mittel	2,617%	1,969%	1,633%	2,803%	2,295%	4,137%	4,784%	2,183%	0,541%
Geometrisches Mittel	2,600%	1,963%	1,618%	2,782%	2,278%	4,130%	4,779%	2,182%	0,539%
Minimum	-0,870%	0,486%	-0,870%	-0,768%	-0,170%	2,557%	3,428%	1,470%	-0,393%
Maximum	6,297%	3,876%	4,650%	6,139%	5,727%	6,259%	6,297%	2,978%	1,259%
Anzahl positiv	50	7	6	6	6	7	7	7	4
Anzahl negativ	4	0	1	1	1	0	0	0	1
Standardabweichung	1,876%	1,197%	1,853%	2,258%	2,011%	1,295%	1,062%	0,456%	0,690%
stetig									
Arithmetisches Mittel	2,567%	1,945%	1,605%	2,744%	2,253%	4,047%	4,668%	2,159%	0,538%
Geometrisches Mittel	2,567%	1,945%	1,605%	2,744%	2,253%	4,047%	4,668%	2,159%	0,538%
Minimum	-0,874%	0,485%	-0,874%	-0,771%	-0,170%	2,525%	3,370%	1,460%	-0,394%
Maximum	6,107%	3,803%	4,545%	5,958%	5,569%	6,071%	6,107%	2,934%	1,252%
Anzahl positiv	50	7	6	6	6	7	7	7	4
Anzahl negativ	4	0	1	1	1	0	0	0	1
Standardabweichung	1,825%	1,171%	1,817%	2,200%	1,954%	1,240%	1,014%	0,446%	0,687%

Tabelle 34: Durchschnittliche jährliche reale Tagesgeldrenditen, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung; Daten: Bimberg, L. (1991), S. 204-209, Deutsche Bundesbank (1998a) und Thomson Financial Datastream.

4.2.4 Nominale und reale Marktrisikoprämien

Nachfolgende Daten basieren für 1954-1988 auf dem Datensatz von Bimberg und für den Folgezeitraum auf dem CDAX bzw. REXH®.

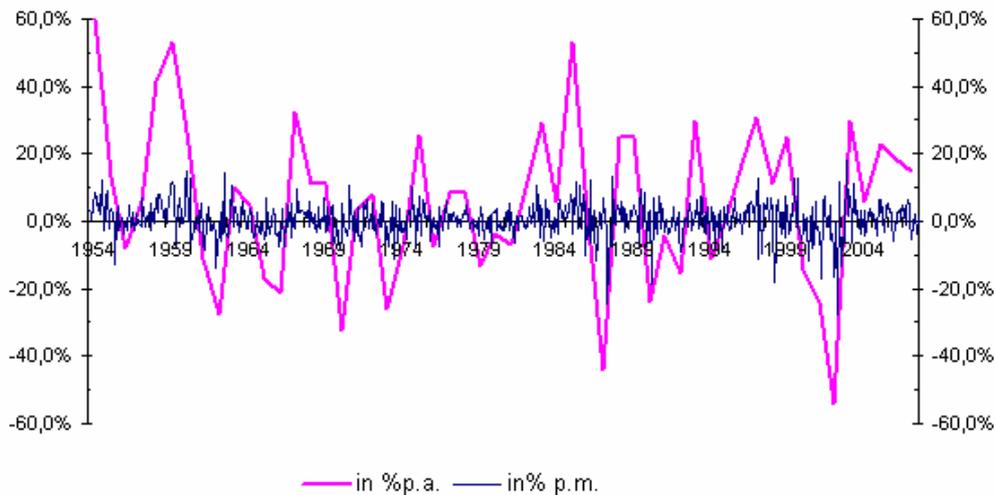


Diagramm 6: Entwicklung der nominalen Marktrisikoprämie als Differenz von Aktien- und Tagesgeldrenditen von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung.

Die Differenz aus Aktienrenditen und Anleihen bzw. Tagesgeldrenditen wird als Risikoprämie bezeichnet. Die Marktrisikoprämie wird als eine langfristige Überrendite auf das Halten von risikobehafteten Wertpapieren definiert.²³² Sowohl in der Gesamtperiode als auch in den einzelnen Teilperioden zeigt sich die Dominanz der Aktienrenditen. Die negativen Werte in den Subperioden 1961-1967, 1968-1974, 1989-1995 sowie 1996-2002 lassen sich auf sehr hohe negative Aktienrenditen zurückführen. Die Anleihen- (Tagesgeld-)renditen konnten diese Wertminderung jedoch nicht auffangen, gleichwohl sind sie durch die positive Entwicklung dieser Anlageformen gedämpft worden.

²³² Vgl. Conen, R., Vöth, H. (1993), S. 645.

Zeitraum		1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2002-2007
Arithmetisches Mittel	1	6,812%	30,934%	-4,095%	-1,896%	1,516%	12,110%	0,816%	-0,473%	19,088%
	2	8,803%	35,266%	-2,208%	-3,160%	2,360%	16,589%	1,863%	2,522%	20,551%
Geometrisches Mittel	1	4,115%	27,906%	-5,635%	-2,889%	1,043%	8,042%	-0,997%	-4,625%	18,608%
	2	5,845%	31,611%	-4,143%	-4,445%	1,561%	12,427%	0,046%	-1,302%	20,180%
Minimum	1	-44,972%	-6,644%	-25,413%	-23,779%	-14,647%	-36,385%	-18,014%	-44,972%	-0,248%
	2	-41,848%	-7,700%	-23,940%	-27,497%	-12,610%	-35,586%	-21,125%	-41,848%	6,281%
Maximum	1	71,643%	71,643%	29,421%	17,570%	17,152%	62,062%	37,342%	39,820%	29,909%
	2	82,462%	82,462%	38,606%	11,915%	28,740%	69,968%	34,561%	36,401%	34,443%
Standardabweichung	1	24,489%	30,662%	19,066%	14,815%	10,536%	31,830%	21,623%	29,871%	11,571%
	2	26,017%	33,919%	21,980%	16,445%	14,239%	32,501%	21,437%	28,650%	10,529%

Tabelle 35: Durchschnittliche jährliche nominale diskrete Marktrisikoprämie, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung.²³³

Für den gesamten Betrachtungszeitraum ergibt sich demnach eine Marktrisikoprämie von 6,812 % im arithmetischen Mittel bzw. 4,115 % im geometrischen Mittel auf Basis der Differenz von Aktienrenditen und Anleihenrenditen. Ersetzt man die Anleihenrenditen durch Tagesgeldsätze, lässt sich ein Wert von 8,803 % bzw. 5,845 % ermitteln.

Zeitraum		1954-2007	1954-1960	1961-1967	1968-1974	1975-1981	1982-1988	1989-1995	1996-2002	2002-2007
Arithmetisches Mittel	1	4,032%	24,613%	-5,800%	-2,932%	1,038%	7,735%	-1,002%	-4,736%	17,065%
	2	5,680%	27,468%	-4,231%	-4,547%	1,549%	11,713%	0,046%	-1,311%	18,382%
Geometrisches Mittel	1	4,032%	24,613%	-5,800%	-2,932%	1,038%	7,735%	-1,002%	-4,736%	17,065%
	2	5,680%	27,468%	-4,231%	-4,547%	1,549%	11,713%	0,046%	-1,311%	18,382%
Minimum	1	-59,732%	-6,875%	-29,320%	-27,153%	-15,837%	-45,232%	-19,863%	-59,732%	-0,248%
	2	-54,212%	-8,012%	-27,365%	-32,155%	-13,479%	-43,984%	-23,731%	-54,212%	6,091%
Maximum	1	54,025%	54,025%	25,790%	16,187%	15,830%	48,281%	31,730%	33,518%	26,167%
	2	60,137%	60,137%	32,647%	11,257%	25,262%	53,044%	29,685%	31,043%	29,597%
Standardabweichung	1	22,939%	23,355%	19,235%	15,575%	10,476%	30,044%	20,139%	32,428%	10,234%
	2	23,758%	25,398%	21,183%	17,999%	13,339%	30,004%	20,222%	30,796%	8,794%

Tabelle 36: Durchschnittliche jährliche nominale stetige Marktrisikoprämie, Minimum, Maximum und Standardabweichung in Deutschland von 1954-2007

Quelle: Eigene Darstellung.

Bei stetigen Marktrisikoprämien ergeben sich auf Basis der arithmetischen und geometrischen Mittel identische Werte, wie in Tabelle 36 aufgeführt. Aus der Diffe-

²³³ In der ersten Zeile (1) stehen die Werte der Marktrisikoprämie aus der Differenz von Aktien- und Anleihenrendite; in der zweiten Zeile (2) die Marktrisikoprämie als Differenz von Aktien- und Tagesgeldrendite. Die Marktrisikoprämie wird als relative Differenz der jährlichen Werte bestimmt. Darauf aufbauend werden die Mittelwerte bestimmt. Diese lassen sich auf Grund der relativen Differenzen nicht direkt aus den Mittelwerten der einzelnen Bestandteile ermitteln.

renz von Aktienrenditen und Anleihenrenditen berechnet sich demnach eine durchschnittliche stetige Marktrisikoprämie von 4,032, bei der Verwendung von Tagesgeldrenditen als Subtrahenten in der Berechnung ein Wert von 5,680 %.

4.2.5 Vergleich mit der bestehenden Literatur

Um die Ergebnisse der eigenen Studie mit denen von früheren Arbeiten vergleichen zu können, müssen die Ergebnisse im gleichen Renditeformat vorliegen.

In den früheren Studien wurden die Renditen größtenteils auf diskrete Weise bestimmt. Demnach wurden die eigenen Daten auch in diskreter Form in den Vergleich mit eingebracht.

Zusätzlich wurde versucht, aus dem vorliegenden Datensatz die Marktrisikoprämien über die gleichen Zeiträume wie bei den betrachteten Studien nachzubilden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 37 aufgelistet. Vergleicht man die Marktrisikoprämien der einzelnen Studien mit den aus dem eigenen Datensatz ermittelten Werten, so fällt auf, dass trotz des gleichen Erhebungszeitraums durchaus Differenzen auftreten können.

Die Studie von Stehle/Hartmond weist dabei sehr gute Übereinstimmungen bei den auf geometrischer Basis ermittelten Marktrisikoprämien auf.

Überraschenderweise liegen aber größere Abweichungen zur Studie von Stehle vor, obwohl hier die Datensätze das gleiche Zeitintervall betreffen.

Eine mögliche Erklärung liegt in der Auswahl der Urdaten. Während Stehle als Wertpapierindex nur den DAX verwendet, liegt der eigenen Untersuchung der Datensatz von Bimberg als auch des CDAX zu Grunde. Bimberg verwendet in den Urdaten den Index des Statistischen Bundesamtes, der 90 % des Marktwertes der an der Frankfurter Wertpapierbörse gehandelten Aktien widerspiegelt.

Studie	Zeitraum	Mittelwertbildung	Marktrisikoprämie gegenüber Anleihen		Marktrisikoprämie gegenüber kurzfristigen Anlagen	
			Nominal	Real	Nominal	Real
Stehle/Hartmond	1954-1988	Arithmetisch (*)	7,71%	7,71%	9,77%	9,77%
		Geometrisch (*)	5,05%	5,05%	6,60%	6,60%
		Arithmetisch	n. B.	n. B.	n. B.	n. B.
		Geometrisch	n. B.	n. B.	6,80%	6,50%
Bimberg	1954-1988	Arithmetisch (*)	7,71%	7,71%	9,77%	9,77%
		Geometrisch (*)	5,05%	5,05%	6,60%	6,60%
		Arithmetisch	8,20%	8,10%	9,84%	9,80%
		Geometrisch	5,26%	5,10%	6,80%	6,60%
Stehle	1967-1998	Arithmetisch (*)	4,98%	4,98%	7,14%	7,14%
		Geometrisch (*)	3,11%	3,11%	4,89%	4,89%
		Arithmetisch	6,65%	6,54%	n. B.	n. B.
		Geometrisch	4,07%	3,94%	n. B.	n. B.
Reitzenstein	1954-2007	Arithmetisch	6,81%	6,81%	8,80%	8,80%
		Geometrisch	4,11%	4,11%	5,84%	5,84%

Tabelle 37: Vergleich der diskreten Marktrisikoprämien aus der Literatur und der eigenen Untersuchung
 Quelle: Eigene Darstellung.²³⁴

Vergleicht man die eigenen Ergebnisse mit denen der bestehenden Studien, erkennt man weiterhin, dass die Marktrisikoprämien gegenüber kurzfristigen Anlageformen im Intervall von 8,8 % bis 9,84 % im arithmetischen Mittel bzw. zwischen 5,84 % und 6,8 % im geometrischen Mittel liegen. Die eigenen Ergebnisse reihen sich hier mit 8,8 % bzw. mit 5,84 % am unteren Rand ein.

Betrachtet man die Marktrisikoprämie gegenüber Anleihen, erhält man im arithmetischen Mittel eine Bandbreite von 6,65 % bis 8,2 %. Hier liegt die eigene Untersuchung ebenfalls am unteren Rand. Einen noch niedrigeren Wert erzielt hier Stehle, der jedoch einen Zeitraum betrachtet, in dem die Renditen auf Grund der wirtschaftlichen Schwierigkeiten recht gering ausfielen. Ein ähnliches Bild ergibt sich bei der Betrachtung der geometrischen Renditen. Die Frage, welche historische Zeitperiode repräsentativ für den deutschen Markt ist, wird in der Literatur kontrovers diskutiert. Zum einen muss der betrachtete Referenzzeitraum zur Beschreibung einer stabilen langfristigen Entwicklung möglichst lang sein, andererseits kann die Aussagefähigkeit der Ergebnisse durch sich ändernde Rahmenbedingungen eingeschränkt sein.

²³⁴ Werte, die mit (*) versehen wurden, sind zum Vergleich aus dem eigenen Datensatz berechnet worden.

5 Abschließende Zusammenfassung

Das Grundmodell zur Umrechnung von nominalen Renditen in reale Renditen bildet das Fisher-Theorem. Im Laufe der Zeit wurde dieses Modell um Steuern erweitert, u. a. von Darby oder Schneider. Diese Modelle haben sich jedoch in der praktischen Anwendung nicht durchsetzen können. Bei der Integration von Steuern kann entweder die nominale Nachsteuerrendite aus der realen Rendite und der Inflationsrate bestehen:

$$R^{n.St.,d} = (1 + r^d)(1 - \tau) \cdot (1 + \pi^d) = R^d \cdot (1 - \tau)$$

oder es findet eine direkte Besteuerung der realen Rendite statt und auf dieser Basis wird die nominale Nachsteuerrendite bestimmt.

$$R^d \cdot (1 - \tau) = (1 + r^d \cdot (1 - \tau)) \cdot (1 + \pi^d) - 1.$$

Bei der Bestimmung von Renditen muss zwischen einer diskreten und einer stetigen Ermittlung unterschieden werden. Diese differenzierte Betrachtung hat Auswirkung auf die Ermittlung der durchschnittlichen Renditen. Bei der Ermittlung über stetige Renditen ergibt sich im arithmetischen und geometrischen Mittel der identische Wert, im diskreten Fall unterscheiden sich beide Mittelwerte.

Bei der Bestimmung von nominalen und realen Risikoprämien über Differenzbildung wurde nachgewiesen, dass beide Werte identisch, also unabhängig von der Inflationsrate sind. In den untersuchten empirischen Arbeiten lässt sich dieser Zusammenhang nicht immer bestätigen, da sich nominale und reale Risikoprämien bisweilen unterscheiden, siehe u. a. die Erhebung von Conen/Väth oder Morawietz.

Empirische Arbeiten von Renditen auf dem deutschen Markt unterscheiden sich hinsichtlich des Untersuchungszeitraums, der verwendeten Datenreihen sowie im Umrechnungsmechanismus zwischen nominalen und realen Renditen. Betrachtet man jedoch Studien mit annähernd gleichen Rahmenbedingungen, lassen sich vergleichbare Ergebnisse ableiten.

Die Frage, welche historische Zeitperiode repräsentativ für den deutschen Markt ist, wird in der Literatur kontrovers diskutiert. Zum einen muss der betrachtete Referenzzeitraum zur Beschreibung einer stabilen langfristigen Entwicklung möglichst lang sein, andererseits kann die Aussagefähigkeit der Ergebnisse durch sich ändernde Rahmenbedingungen eingeschränkt sein.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die Ergebnisse aus folgenden Gründen variieren können:²³⁵

- Wahl des Beobachtungszeitraums
- Art der Mittelwertbildung (arithmetisch oder geometrisch)
- Wahl der Art des Wertpapiers, um den risikolosen Zins zu approximieren
- Wahl des Aktienindexes zur Erfassung des Marktportfolios
- Berücksichtigung von Steuern (und -änderungen)
- Bestimmung von realen Marktrisikoprämien über einfache Differenzen, bei Verwendung von diskreten Daten
- Wahl des Preisindizes als Basis für die Bestimmung von Inflationsraten.

²³⁵ Vgl. Ballwieser, W. (2002), S. 739, Daske, H., Gebhard, G. (2006), S. 532, Reese, R. (2007), S. 30.

Literatur

- Aders, C. (1998), Unternehmensbewertung bei Preisinstabilität, Frankfurt am Main.
- Ballwieser, W. (2002), Der Kalkulationszinsfuß in der Unternehmensbewertung, Komponenten und Ermittlungsprobleme. In: Die Wirtschaftsprüfung, 55. Jg., S. 736-743.
- Ballwieser, W. (2004), Unternehmensbewertung: Prozeß, Methoden und Probleme, Stuttgart.
- Bamberg, G., Baur, F. (2008), Statistik, München, Wien.
- Barro, R., Grilli, V. (1996), Makroökonomie – Europäische Perspektive, München/Wien/Oldenbourg.
- Bechtold, S., Elbel, G., Hannapel, H.-P. (2005), Messung der wahrgenommenen Inflation in Deutschland: Die Ermittlung der Kaufhäufigkeiten durch das Statistische Bundesamt. In: Wirtschaft und Statistik 9/2005, S. 989-999.
- Bimberg, L. (1991), Langfristige Renditenberechnung zur Ermittlung von Risikoprämien, Frankfurt am Main/Bern/New York/Paris.
- Blume, M. (1974), Unbiased Estimates of Long-Run Expected Rates of Return, Journal of the American Statistical Association, Vol. 69, S. 634-638.
- Braun, S., Pascke, D. (2005), Makroökonomie, Heidenau.
- Brealey, R., Myers, S. (1996), Principals of Corporate Finance, New York u. a. O.
- Brealey, R., Myers, S. (2002), Principals of Corporate Finance, New York u. a. O.
- Bundesverband deutscher Banken (2003), Argumente zum Finanzmarkt, den Kapitalmarkt um inflationsindexierte Staatsanleihen bereichern, Dezember 2003.
- Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, A. (1997), The Econometrics of Financial Markets, Princeton.
- Cassel, D. (1999), Inflation. In: Vahlens Kompendium der Wirtschaftstheorie und Wirtschaftspolitik, München, S. 287-350.
- Conen, R., Väth, H. (1993), Risikoprämien am deutschen Kapitalmarkt; Die Bank : Zeitschrift für Bankpolitik und Praxis, Heft 11, S. 642-647.
- Cooper, I. (1996), Arithmetic versus geometric mean estimators. Setting discount rates for capital budgeting. In: European Financial Management, Vol. 2, S. 57-167.
- Copeland, T., Koller, T., Murrin, J. (2002), Unternehmenswert, Methoden und Strategien für eine wertorientierte Unternehmensführung, Frankfurt am Main/New York .
- Copeland, T., Weston, F., Shastri, K. (2005), Financial Theory and Corporate Policy, Boston. u. a. O.
- Darby, M. (1975), The financial and tax effects of monetary policy on interest rates. In: Economic Inquire, Vol 13, S. 266-276.
- Daske, H., Gebhard, G. (2006), Zukunftsorientiert Bestimmung von Risikoprämien und Eigenkapital für die Unternehmensbewertung. In: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 58. Jg., S. 530-551.

- Dausend, F. (2006), Erste empirische Befunde zum Tax CAPM; Finanz Betrieb, Heft 3, S. 153-161.
- Der Duden in 12 Bänden: Duden Band 1 (2006). Die deutsche Rechtschreibung, Bibliographisches Institut, Mannheim.
- Deutsche Börse AG (2006), Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse, Version 5.9.
- Deutsche Börse Group (2004), Rex und REXP.
- Deutsche Bundesbank (1998a), Monatsbericht Mai 1998.
- Deutsche Bundesbank (1998b), Probleme der Inflationsmessung, Monatsbericht Mai 1998, S. 53-66.
- Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2002), Triumph of the Optimists: 101 Years of Global Investment Returns, Princeton.
- Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M. (2003), Global evidence on the equity risk premium, In: Journal of Applied Corporate Finance, Vol. 15, No. 4, S. 8-19.
- Dorfleitner, G. (2002), Stetige versus diskrete Renditen: Überlegungen zur richtigen Verwendung beider Begriffe in Theorie und Praxis. In: Kredit und Kapital, Heft 2, S. 216-241.
- Dorfleitner, G. (2003), Why the return notion matters. In: International Journal of Theoretical and applied Finance, Vol. 6, S. 73-86.
- Drukarczyk, J. (2003), Unternehmensbewertung, München.
- Drukarczyk, J., Schüler, A. (2007), Unternehmensbewertung, München.
- Dwyer, G. (1981), Are Expectations of Inflation Rational? In: Journal of Monetary Economics, Vol. 8, S. 59-84.
- Eberts, E., Maurer, R. (2001), Vergleich von Zeitreihen und Zinsratenmodellen zur Prognose der Deutschen Inflationsrate, Der Aktuar, 7. Jg., S. 86-93.
- Egner, U., Hannappel, H.-P. (2004), Umstellung der Verbraucherpreisstatistik auf Basis 2000. In: Wirtschaft und Statistik, Heft 9, S. 1036-1045.
- Fama, E. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of theory and empirical work. In: The Journal of Finance, Vol. 25, S. 383-418.
- Fama, E. (1975), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation. In: The American Economic Review, Vol. 67, S. 269-282.
- Fama, E. (1976a), Inflation Uncertainty and expected Returns on Treasury Bills. In: Journal of Political Economy, Vol. 84, S. 427-448.
- Fama, E. (1976b), Foundations of Finance, Oxford.
- Fama, E., Gibbons, M. (1982), Inflation, Real Returns and Capital Investment. In: Journal of Monetary Economics, Vol. 8, S. 297-323.
- Fama, E., Gibbons, M. (1984), A Comparison of Inflation Forecast. In: Journal of Monetary Economics, Vol. 13, S. 327-348.
- Fama, E., Schwert, G. (1977), Asset Returns and Inflation. In: Journal of Financial Economics, Vol. 5, S. 327-348.

- Feldstein, M. (1976), Inflation, Income Tax, and the Rate of Interest: A Theoretical Analysis. In: *The American Economic Review*, Vol. 66, S. 809-820.
- Fisher, I. (1896), Appreciation and Interest. In: *Publications of the American Economic Association*, Vol. 11, S. 331-442.
- Fisher, I. (1907), *The Rate of Interest – Its Nature, Determination and Relation to Economic Phenomena*, New York.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest*, New York, (Reprinted 1977).
- Garbade, K., Wachtel, P. (1978), Time Variation in the Relationship between Inflation and Interest rates. In: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, S. 755-765.
- Gebauer, W. (1982), *Realzins, Inflation und Kapitalzins*, Berlin/Heidelberg/New York.
- Gerberdinger, C. (2001), *Der Informationsgehalt von Umfragedaten zur erwarteten Preisentwicklung für die Geldpolitik*, Diskussionspapier 09/01 Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank, Frankfurt am Main.
- Gielen, G. (1994), *Können Aktienkurse noch steigen? Langfristige Trendanalyse des deutschen Aktienmarktes*, Wiesbaden.
- Granzio, M., Schelbert, H. (1983), Ex ante Real-Zinssätze am Euromarkt, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 103, S. 437-459.
- Gutenberg, E. (1961), *Betriebswirtschaftslehre als Wissenschaft*, Kreefeld.
- Gutmann, G. (1990), *Volkswirtschaftslehre*, Wolfenbüttel.
- Hammerschmidt, J. (1984), *Inflationsrechnung im Unternehmen*, Freiburg im Breisgau.
- Hess, P., Bicksler, J. (1975), Capital Asset Prices versus Time series Models as Predictors on Inflation. In: *Journal of Financial Economics*, Vol. 2, S. 341-360.
- Heubes, J. (1989), *Inflationstheorie*, München.
- Homburg, C. (2000), *Quantitative Betriebswirtschaftslehre. Entscheidungsunterstützung durch Modelle*, Wiesbaden.
- Ibbotson, R., Chen, P. (2003), Long-Run Stock Returns: Participating in the Real Economy; *Financial Analysts Journal*, Vol. 59, S. 88-98.
- IdW (2002), *Wirtschaftsprüfer-Handbuch 2002*, Band II, Düsseldorf.
- IdW (2008), *Wirtschaftsprüfer-Handbuch 2008*, Band, II, Düsseldorf.
- Indro, D., Lee, W. (1997), Biases in Arithmetic and Geometric Averages as Estimates of Long-Run Expected Returns and Risk Premium. In: *Financial Management*, Vol. 26, S. 81-90.
- Issing, O. (2003), *Einführung in die Geldtheorie*, München.
- Jacobs, O. (1974), Auswirkungen der Inflation auf unternehmerische und gesetzgeberische Entscheidungen. In: *Der Betrieb*, 27. Jg., S. 1026-1030.
- Kähler, J., Pasternak, C. (2002), Stetige Veränderungsdaten und Renditen in Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Heft 3, S. 165-168.

- Kan, W. (1999), Understanding the CPI. In: Brynjolfsson, J, Fabozzi, F.-J. (Hrsg.), (1999), Handbook of Inflation Indexed Bonds, New Hope, S. 141-156.
- Katona, G. (1960), Das Verhalten der Verbraucher und Unternehmer – Über die Beziehung zwischen Nationalökonomie, Psychologie und Sozialpsychologie, Tübingen.
- Knöbl, A. (1974), Price Expectations and Actual Price Behaviour in Germany. In: International Money Fund (Hrsg.), IMF Staff Papers, Band 21, S. 83-100.
- Koller, T., Goedhart, M., Wessels, D. (2005), Valuation Measuring and Managing the Value of Companies, New Jersey.
- Kruschwitz, L. (2007), Finanzierung und Investition, München.
- Längle, M. (1984), Unternehmenswert und Inflation, Wien.
- Letzgas, O., Warncke, J. (2006), Realzinsanleihen, Inflationsschutz für Rentenmarktinvestoren, Stuttgart.
- Maier, J., Stehle, R. (1999), Berechnung von Nachsteuerrenditen für den deutschen Rentenmarkt auf Basis des REX und des REXP; Kredit und Kapital, Heft 1, S. 125-145.
- Mankiw, G. (2000), Makroökonomie, Stuttgart.
- Mansfeld, W. (1976), Inflationstheorie, München.
- Maul, K.-H. (2003), Unternehmens- und Anteilsbewertung in Spruchstellenverfahren; Kapitalgeberansprüche, Marktwertorientierung und Unternehmenswert.
- Mill, J. (1865), Principals of Political Economy, New York.
- Mincer, J. (1969), Models of Adaptive Forecasting. In: Mincer, J. Economic Forecast and Expectations, Analysis of Forecasting Behaviour and Performance, New York, Colombia University Press for NBER, S. 3-46.
- Morawietz, M. (1994), Rentabilität und Risiko deutscher Aktien- und Rentenanlagen seit 1870, Wiesbaden.
- Morningstar, Inc. (2007), Stocks, Bonds, Bills, and Inflation, 2007 Yearbook, Chicago.
- Mosler, K., Schmid, F. (2006), Beschreibende Statistik und Wirtschaftsstatistik, Berlin u. a. O.
- Nelson, C., Schwert, G. (1977), Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation: On testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant. In: The American Economic Review, Vol. 67, S. 478-486.
- Pearce, D. (1979), Comparing Survey and Rational Measures of Expected Inflation. In: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 11, S. 447-456.
- Plath, P. (2006), Die Inflation in Deutschland zwischen 1970 und 2000, Hamburg.
- Pohl, R. (1981), Theorie der Inflation, München.
- Reckwerth, J. (1997), Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartung. In: Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe der Deutschen Bundesbank, Diskussionspapier 9/97.
- Reese, R. (2007), Schätzung von Eigenkapitalkosten für die Unternehmensbewertung, Frankfurt am Main.

- Reither, F. (1987), Realzins, Inflation und makroökonomisches Gleichgewicht. In: Kredit und Kapital, 20. Jg., S. 317-443.
- Reither, F. (1996), Inflation. In: Gabler Volkswirtschafts-Lexikon, Wiesbaden, S. 504-513.
- Aktiengesellschaften, Lohmar, Köln.
- Rubinstein, M. (1973), Mean-Variance syntheses of Corporate Finance Theory. In: Journal of Finance, Vol. 78, S. 167-181.
- Schildbach, T., Schweigert, W. (1974), Die Auswirkung der Besteuerung des nominalen Gewinns auf die Preispolitik in Inflationszeiten. In: Der Betrieb, 27. Jg., S. 541-544.
- Schlittgen, R. (1998), Einführung in die Statistik, München.
- Schlittgen, R. (2001), Angewandte Zeitreihenanalyse, München.
- Schlotthauer, K.-H. (1981), Inflationserwartungen – Wirtschaftspolitische Bedeutung, theoretische Erklärungsansätze und empirische Befunde, Hamburg.
- Schneider, D. (1992), Investition, Finanzierung und Besteuerung. Wiesbaden.
- Scholes, M., Williams, J. (1977), Estimating Betas from Nonsynchronous Data. In: Journal of Financial Economics, Vol. 5, S. 309-327.
- Schruff, L., Lefhalm, H.-W. (2007), Inflation und Hochinflation. In: Ballwieser, W., Beine, F., Peemöller, V., Schruff, L., Weber, C.-P. (Hrsg.): Wiley Kommentar zur internationalen Rechnungslegung nach IFRS 2007. Weinheim, Abschnitt 25, S. 1099-1126.
- Sebastian, S. (2003), Inflationsrisiken von Aktien- Renten- und Immobilieninvestments, Bad Soden.
- Shen, P., Corning, J. (2001), Can Tips Help Identify Long-Term Inflation Expectations?. In: Federal Reserve Bank of Kansas City (Hrsg.), Economic Review, 4. Quartal 2001, S. 61-87.
- Sinn, H.-W. (1987), Inflation, Scheingewinnbesteuerung und Kapitalallokation. In: Schneider, D. (Hrsg.), Kapitalmarkt und Finanzierung (Schriften des Vereins für Socialpolitik), Berlin, S. 187-210.
- Solow, R. (1975), The intelligent Citizen's guide to inflation. In: Public Interest, No. 38, S. 30-66.
- Spreemann, K. (2000), Portfoliomanagement, München/Wien.
- Spreemann, K. (2002), Finanzanalyse und Unternehmensbewertung, München/Wien.
- Statistisches Bundesamt Deutschland (2003), Verbraucherpreisindex auf Basis 2000.
- Statistisches Bundesamt Deutschland (2005), Preise Verbraucherpreisindex lange Reihe ab 1881.
- Statistisches Bundesamt Deutschland (2006a), <http://www.destatis.de/basis/d/preis/vpitxt.php>.
- Statistisches Bundesamt Deutschland (2006b), Preise, erschienen am 08.02.2006.
- Statistisches Bundesamt Deutschland (2006c), Preise Januar 2006, Verbraucherpreisindizes für Deutschland Lange Reihe ab 1948, erschienen am 10.02.2006.

- Statistisches Bundesamt Deutschland (2006), <http://www.destatis.de/presse/deutsch/abisz/vpi.htm>.
- Statistisches Bundesamt Deutschland (2006d), Stichwort: Harmonisierter Verbraucherpreisindex, URL: <http://www.destatis.de/basis/d/preis/vpinfo2.php> (aufgerufen am: 12.06.2006).
- Stehle, R. (1999), Renditevergleich von Aktien und festverzinslichen Wertpapieren auf Basis des DAX und des REXP, unveröffentlichtes Working Paper. Internet: http://www2.wiwi.hu-berlin.de/finance/Material/Forschung/dax_rexp.pdf#search=%22Stehle%20REXP%20DAX%22 (aufgerufen am: 20.09.2006).
- Stehle, R. (2004), Die Festlegung der Risikoprämie von Aktien im Rahmen der Schätzung des Wertes von börsennotierten Kapitalgesellschaften. In: Die Wirtschaftsprüfung, Heft 17, S. 906-927.
- Stehle, R., Hartmond, A. (1991), Durchschnittsrenditen deutscher Aktien 1954-1988. In: Kredit und Kapital, 24. Jg., S. 371-411.
- Stehle, R., Hausladen, J. (2004), Die Schätzung der US-amerikanischen Risikoprämie auf Basis der historischen Renditezeitreihe. In: Die Wirtschaftsprüfung, Heft 17, S. 928-936.
- Stehle, R., Huber, R., Maier, J. (1996), Rückberechnung des DAX für die Jahre 1955 bis 1987. In: Kredit und Kapital, 29. Jg., S. 277-304.
- Strobel, W. (1982), Erfolgssteuerliche Einflüsse auf Absatz, Investition und Kapitalausstattung einer Einprodukt-Unternehmung, In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, S. 27-61.
- Thiemer, A. (1987), Der Zusammenhang zwischen Realzins und Inflationserwartung, Bergisch Gladbach/Köln.
- Thorton, H. (1802), An Enquiry to the Nature Effects of Paper Credit of Great Britain, London, wieder abgedruckt von Hayek, F. (1962).
- Turnovsky, S. (1972), The Expectations Hypotheses and the Aggregate Wage Equation: Some Empirical Evidence for Canada. In: Econometrica, Vol. 39, S. 1-17.
- Verrecchia, R. (1979), On the theory of market information efficiency. In: Journal of Accounting and Economics, Vol. 1, S. 77-90.
- Wagner, F. (1977), Zum Maßgutproblem in Investitionskalkülen bei Preis- und Geldwertänderungen. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaftliche Forschung, 29. Jg., S. 190-202.
- Wagner, H. (1983), Inflation, Würzburg/Wien.
- Widmann, B., Schieszl, S., Jeromin, A. (2003), Der Kapitalisierungszins in der praktischen Unternehmensbewertung. In: Finanz-Betrieb, Heft 12, S. 800-810.
- Wielens, H. (1971), Inflation kein Alptraum, Herford.
- Woll, A. (2000), Allgemeine Volkswirtschaftslehre, München.
- Wrase, J. (1997), Inflation-Indexed-Bonds: How Do They Work? In Business-Review (Juli/August 1997), Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Bisher erschienen:

- Heft 1:** Günther Seeber, Helmut Keller
Kooperatives Marketing in Bildungsträgernetzwerken
Januar 2003, 37 Seiten, ISBN 3-937727-00-0
- Heft 2:** Martin Reckenfelderbäumer, Michael Welling
Fußball als Gegenstand der Betriebswirtschaftslehre.
Leistungstheoretische und qualitätspolitische Grundlagen
März 2003, 87 Seiten, ISBN 3-937727-01-9
- Heft 3:** Sabine Boerner, Diether Gebert, Ralf Lanwehr, Joachim G. Ulrich
Belastung und Beanspruchung von Selbständigen und Angestellten
August 2003, 19 Seiten, ISBN 3-937727-02-7
- Heft 4:** Dirk Sauerland, Sabine Boerner, Günther Seeber
Sozialkapital als Voraussetzung von Lernen und Innovation
Dezember 2003, 64 Seiten, ISBN 3-937727-03-5
- Heft 5:** Helmut Keller, Peter Beinborn, Sabine Boerner, Günther Seeber
Selbstgesteuertes Lernen im Fernstudium.
Ergebnisse einer Studie an den AKAD Privathochschulen
September 2004, 61 Seiten, ISBN 3-937727-04-3
- Heft 6:** Günther Seeber u. a.
Betriebliche Weiterbildung in Rheinland-Pfalz.
Eine Analyse der Daten des IAB-Panels für 2001
September 2005, 44 Seiten, ISBN 3-937727-68-X
- Heft 7:** Seon-Su Kim, Martina Schmette, Dirk Sauerland
Studium im Wandel?! Die Erwartungen der Studierenden an betriebswirtschaftliche Erst- und Weiterbildungsstudiengänge.
Teil I: Die Wahl von Hochschultyp und Studienabschluss beim Erststudium: Motive, Erwartungen und Einschätzungen der Studierenden
Dezember 2005, 85 Seiten, ISBN 3-937727-69-8
-

Schriften der Wissenschaftlichen Hochschule Lahr

- Heft 8:** Martina Schmette, Seon-Su Kim, Dirk Sauerland
Studium im Wandel?! Die Erwartungen der Studierenden an betriebswirtschaftliche Erst- und Weiterbildungsstudiengänge.
Teil II: Zur Notwendigkeit wissenschaftlicher Weiterbildung: Die Nachfrage nach Weiterbildungsstudiengängen und ihre Determinanten
Dezember 2005, 87 Seiten, ISBN 3-937727-70-1
- Heft 9:** Tristan Nguyen, Robert D. Molinari
Versicherungsaufsicht in Deutschland –
Zur Notwendigkeit der Versicherungsregulierung
in der Marktwirtschaft
Januar 2009, 74 Seiten, ISBN 978-3-86692-014-9
- Heft 10:** Robert D. Molinari, Tristan Nguyen
Risikotheoretische Aspekte bei der Solvabilitätsregulierung von
Versicherungsunternehmen
Januar 2009, 74 Seiten, ISBN 978-3-86692-015-6
- Heft 11:** Tristan Nguyen, Robert D. Molinari
Analyse unterschiedlicher Konzeptionen zur
Solvabilitätsregulierung
Februar 2009, 83 Seiten, ISBN 978-3-86692-016-3.
- Heft 12:** Tristan Nguyen
Rechtliche Analyse der Forderungsabtretung im grenzüberschreitenden Verkehr
Februar 2009, 73 Seiten, ISBN 978-3-86692-017-0
- Heft 13:** Tristan Nguyen, Philipp Molinari
Jahresabschluss von Versicherungsunternehmen nach internationalen Rechnungslegungsstandards
März 2009, 119 Seiten, ISBN 978-3-86692-018-7
- Heft 14:** Björn Reitzenstein
Marktrisikoprämie und Inflation
Juni 2009, 94 Seiten, ISBN 978-3-86692-019-4

Die Hefte stehen zum Teil auch kostenlos als pdf-Dateien zum Download zur Verfügung unter: <http://www.akad.de/WHL-Schriftenreihe.192.0.html>.

