

**WIFO**

A-1103 WIEN, POSTFACH 91  
TEL. 798 26 01 • FAX 798 93 86

Raiffeisen  
Capital Management 

# ÖSTERREICHISCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG

## **Die volkswirtschaftliche Rolle von Investmentfonds und die Ertragschancen langfristiger Aktienveranlagungen**

**Thomas Url**

Wissenschaftliche Assistenz: Ursula Glauninger

**November 2009**

# Die volkswirtschaftliche Rolle von Investmentfonds und die Ertragschancen langfristiger Aktienveranlagungen

Thomas Url

November 2009

Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

Im Auftrag der Raiffeisen Capital Management

Begutachtung: Franz R. Hahn • Wissenschaftliche Assistenz: Ursula Glauningner

## Inhalt

Österreichische Investmentfonds tragen nur 0,1% zur gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung bei, ihre die Finanzierungsleistung ist aber wesentlich bedeutender. Sie halten 5,7% an den Verpflichtungen des In- und Auslands (in Österreich) als Anlagevermögen. Die Finanzmarkturbulenzen seit Herbst 2008 werfen die Frage auf, ob Veranlagungen in ein Aktienportfolio bei langem Veranlagungshorizont sinnvoll sind? Aktien bieten einen höheren erwarteten Ertrag als Veranlagungen auf dem Geld- oder Anleihemarkt. In den letzten 40 Jahren betrug die in Euro umgerechnete nominelle erwartete Rendite zwischen jährlich 9,1% (USA) und 12,2% (Japan); für europäische Aktien lag sie mit 10,7% innerhalb dieser Bandbreite. Die hohen Erwartungswerte für Renditen auf Aktien gehen allerdings mit einem beträchtlichen Schwankungspotential einher. Dieses Schwankungspotential wird in der vorliegenden Studie durch Bootstrap-Simulationen eines ökonometrischen Modells für den Geldmarktsatz und einige Überschussrenditen ermittelt. Die simulierten Konfidenzintervalle werden mit dem Veranlagungshorizont enger und zeigen, dass Kapitalverluste aus einer Aktienveranlagung in Europa (ohne Großbritannien) nach Berücksichtigung der Inflation (real) ab einem Veranlagungshorizont von 25 bis 30 Jahren mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% ausgeschlossen werden können. Die Ausweitung des Veranlagungszeitraums auf 100 Jahre schafft keine 100%-Sicherheit gegenüber realen Kapitalverlusten. Diesem Verlustpotential steht ein erhebliches Ertragspotential gegenüber: Bei einer Veranlagungsdauer von 25 bis 30 Jahren kann ein europäisches Aktienportfolio (ohne Großbritannien) mit einer Wahrscheinlichkeit von 5% eine durchschnittliche reale Verzinsung von über 13,7% jährlich bringen.

Rückfragen: [Thomas.Url@wifo.ac.at](mailto:Thomas.Url@wifo.ac.at), [Ursula.Glauningner@wifo.ac.at](mailto:Ursula.Glauningner@wifo.ac.at)

2009/296/S/WIFO-Projektnummer: 7609

© 2009 Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung

Medieninhaber (Verleger), Herausgeber und Hersteller: Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung,  
Wien 3, Arsenal, Objekt 20 • Postanschrift: A-1103 Wien, Postfach 91 • Tel. (+43 1) 798 26 01-0 • Fax (+43 1) 798 93 86 • <http://www.wifo.ac.at/> •  
Verlags- und Herstellungsort: Wien

Verkaufspreis: 40,00 € • Kostenloser Download: [http://www.wifo.ac.at/wwa/jsp/index.jsp?fid=23923&id=37583&typeid=8&display\\_mode=2](http://www.wifo.ac.at/wwa/jsp/index.jsp?fid=23923&id=37583&typeid=8&display_mode=2)

# Inhaltsverzeichnis

<b>1.</b>	<b>Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2.</b>	<b>Wertschöpfung, Beschäftigung und Finanzierungsfunktion österreichischer Investmentfonds</b>	<b>5</b>
<b>3.</b>	<b>Darstellung langfristiger Renditen aus österreichischer Sicht</b>	<b>8</b>
3.1	<i>Eine Anwendung aus österreichischer Sicht</i>	11
3.2	<i>Simulation der erwarteten Renditen</i>	17
3.3	<i>Simulationsergebnisse</i>	20
3.3.1	Vergleich der Simulationsergebnisse mit anderen Arbeiten	26
3.3.2	Sensitivitätsanalysen der Simulationsergebnisse	29
<b>4.</b>	<b>Zusammenfassung</b>	<b>33</b>
<b>5.</b>	<b>Literaturhinweise</b>	<b>37</b>
	<b>Anhang: Die Standardabweichung als Maßzahl zur Beschreibung der Schwankung von Renditen</b>	<b>39</b>



## 1. Einleitung

Die aktuelle Finanzmarktkrise nahm vom US-Immobilienmarkt ihren Ausgang und breitete sich über den Zusammenbruch des Marktes für verbriefte Hypothekarkredite rasch weltweit aus. Bereits im Sommer 2007 gab es erste Zeichen, dass verbriefte US-Hypothekarkredite ein hohes Ausfallrisiko in sich bergen. Die Investmentbank Bear Sterns bewertete im Juni 2007 zwei der von ihr verwalteten Hedgefonds neu und musste nahezu Totalverluste vermelden. Die beiden großen US-Refinanzierungsinstitute für Hypothekarkredite Freddie Mac und Fannie Mae litten ebenfalls unter abschreibungsbedingten Verlusten und mussten trotz staatlicher Zuschüsse im September 2008 unter die Kontrolle der Federal Housing Finance Agency gestellt werden. Anhaltende Liquiditätsprobleme führten schließlich im März 2008 zum Zusammenbruch von Bear Sterns und einer durch die US-Notenbank organisierten Übernahme des Institutes.

Heftige Interventionen der wichtigsten Zentralbanken führten kurzfristig zu einer Beruhigung auf den Finanzmärkten, doch mit dem Konkurs der Investmentbank Lehman Brothers im September 2008 endete diese Phase. Mit diesem Unternehmenszusammenbruch kam die Refinanzierung der Kreditwirtschaft durch eigene Emissionen am Geldmarkt weltweit zum Erliegen. Wertberichtigungen und Nachschussverpflichtungen für Derivatgeschäfte wurden durch das gleichzeitige Herabsetzen der Ratings für strukturierte Produkte erhöht und führten dazu, dass sich die Liquiditätskrise der Kreditinstitute mit Anzeichen für eine Solvenzkrise vermischte. Neben Bankemissionen waren seit Herbst 2008 auch kurzfristige Unternehmensanleihen vom Zusammenbruch des Marktes betroffen.

Parallel zur Krise auf dem Immobilienmarkt bzw. in der Kreditwirtschaft verfielen an den internationalen Börsen die Aktienpreise. Im Sommer 2007 erreichten Aktienkurse weltweit einen Höhepunkt und begannen danach eine Abschwungphase, die im März 2009 ihren vorläufigen Tiefpunkt fand. Mit den fallenden Wertpapier- und Immobilienpreisen war ein erheblicher Vermögensverlust für private Haushalte verbunden. Sie konzentrierten danach ihre Veranlagung stärker auf Einlagen in Geldinstituten, die in Österreich noch bis Jahresende in unbegrenzter Höhe durch den Staat garantiert sind. Im 1. Quartal 2009 nahmen die sicheren und liquiden Anlageformen wie Bargeld und Bankeinlagen im Vergleich zum Vorjahresquartal um 13,8 Mrd. € zu. Die Ansprüche an Lebensversicherungen und Pensionskassen wurden weniger stark ausgeweitet (+0,9 Mrd. €). Der Bestand an direkt gehaltenen börsennotierten Aktien sank um (-7,8 Mrd. €), während der Wert von Investmentzertifikaten um -9,2 Mrd. € abnahm. Das veranlagte Vermögen österreichischer Investmentfonds mit einem Schwerpunkt auf Aktienveranlagungen verminderte sich nicht nur durch Wertverluste im Zuge des Aktienpreisverfalls, sondern auch durch aktive Umschichtungen der Anleger in Anlageformen ohne Verlustpotential. Private Haushalte haben seit Herbst 2008 eine niedrigere Risikobereitschaft. Das höhere Sicherheitsbedürfnis hat direkte negative Rückwirkungen auf die Finanzierungsmöglichkeiten von Unternehmen über den Kapitalmarkt.

Die Finanzmarktkrise hat auf der Seite der Unternehmen ebenfalls Anpassungsreaktionen verursacht. In deren Fall stand die Finanzierungsstruktur stärker im Zentrum der Aufmerksamkeit. Allgemein versuchten Unternehmen ihren Fremdfinanzierungsgrad zu senken. Dazu dienen die Verzögerung von Cash-Flow belastenden Investitionsvorhaben, die Umsetzung von Kostensenkungsprogrammen, Dividendenkürzungen oder die Emission von neuem Eigenkapital. Eigenkapitalemissionen spielten eine bedeutende Rolle: Bis zur Jahresmitte betrug das Volumen der sekundären Neuemissionen in Europa 98 Mrd. € (Financial Times, 13. 8. 2009).

Die Unternehmensfinanzierung durch Aktienemissionen benötigt private Haushalte als Investoren. Haushalte treten dabei unmittelbar durch den direkten Kauf von Aktien oder mittelbar durch die Übertragung von Vermögen an Finanzintermediäre auf, die ihrerseits in Aktien veranlagen. Zu diesen Finanzintermediären zählen unter anderem die Kapitalanlagegesellschaften – besser bekannt als Investmentfonds – die über die Emission von Investmentzertifikaten einen indirekten und diversifizierten Zugang zu Aktieninvestitionen anbieten. Investmentfonds spielen dadurch eine wichtige volkswirtschaftliche Rolle, die zum vergleichsweise kleinen Wertschöpfungsbeitrag in keinem Verhältnis steht.

Der derzeit großen Zurückhaltung privater Haushalte gegenüber Aktienveranlagungen steht ein hohes Ertragspotential gegenüber. Etliche Berechnungen der letzten Jahre zeigen, dass breit gestreute Aktienportfolios gegenüber einer risikolosen Veranlagung eine Überschussrendite von 1,5% bis 7% haben, d. h. im langjährigen Durchschnitt kann mit einem Aktienportfolio gegenüber einer Veranlagung am Geldmarkt ein höherer Ertrag erzielt werden. Die große Schwankung der Überschussrenditen entsteht entweder aus Unterschieden zwischen einzelnen Ländern (*Dimson et al.*, 2002) oder einer Veränderung der Überschussrendite über die Zeit (*Campbell*, 2008).

Die vorliegende Untersuchung beleuchtet die Rolle der Investmentfonds als institutionelle Investoren in Österreich und stellt kurz ihre Aktivitäten als Anleger von Kapital dar. Im Zentrum des zweiten Teils der Studie steht eine Analyse der historischen Entwicklung von Renditen auf Aktienveranlagungen, wobei in dieser Studie eine sehr österreichische Perspektive angelegt wird, und alle Renditen auf Euro-Basis umgerechnet sind. Die möglichen Veranlagungsregionen sind auf die wichtigsten vier Gebiete bzw. Staaten – Europa (ohne Großbritannien), Großbritannien, Japan und die USA – eingeschränkt. Die vorhandenen mittel- und langfristigen Daten für diese vier Aktienmärkte erlauben die Schätzung eines Modells für den Ertrag auf Aktieninvestitionen und des damit unweigerlich verbundenen Verlustpotentials. Die Berechnung kumulierter Ertragsraten in Abhängigkeit vom Veranlagungshorizont zeigt deutlich, dass das Verlustrisiko mit der Dauer des Veranlagungshorizontes abnimmt. Dennoch können selbst für sehr lange Veranlagungszeiträume und nach Berücksichtigung der Inflation Kapitalverluste (real) nicht gänzlich ausgeschlossen werden. Dieses Verlustrisiko entlohnt der Aktienmarkt mit einer Risikoprämie, die im langfristigen Durchschnitt deutlich über der vergleichbaren Verzinsung von Geldmarktpapieren und Bundesanleihen liegt.

Das WIFO weist ausdrücklich darauf hin, dass die vorgestellten Ergebnisse auf historischen Daten beruhen und in der Zukunft ein anderer Daten-Generierender-Prozess die Entwicklung der Renditen beschreiben kann. Die Ergebnisse sind nicht als Empfehlung für Investitionen zu verstehen, sondern können lediglich einen Anhaltspunkt in der Entscheidungsfindung darstellen. Dem WIFO erwächst aus etwaigen gezogenen Schlussfolgerungen keine Haftung.





## 2. Wertschöpfung, Beschäftigung und Finanzierungsfunktion österreichischer Investmentfonds

Die Investmentfonds sind in der Gliederung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (ÖNACE 2003) seit 2006 dem Bereich „Mit Kredit- und Versicherungswesen verbundene Tätigkeiten“ zugeordnet. In diesem Wirtschaftsbereich sind die Investmentfonds mit den Effekten- und Warenbörsen gemeinsam abgebildet. Eine Sondererhebung von Statistik Austria fand anlässlich der neuen Zuordnung statt. Diese Sondererhebung ermöglicht den Vergleich wichtiger Größen wie etwa der Beschäftigung, des Produktionswertes und der Wertschöpfung der Investmentfonds (Kapitalanlagegesellschaften) mit anderen Wirtschaftsbereichen und mit der Gesamtwirtschaft. Übersicht 1 zeigt, dass in den Investmentfonds nur knapp 900 Beschäftigte (2007) aktiv sind. Das entspricht etwas mehr als 1% der Beschäftigten im Kreditwesen und 0,03% der Beschäftigten in der Gesamtwirtschaft. Der Produktionswert in Übersicht 1 ist die Summe aller Erlöse der Investmentfonds und beträgt 931 Mio. €. Er ist im Vergleich zu den Zahlen des Kreditwesens und der Gesamtwirtschaft etwas bedeutender als die Zahl der Beschäftigten. Die Wertschöpfung liegt deutlich unter dem Produktionswert, weil Investmentfonds einen erheblichen Teil ihrer Produktion in Form von Vorleistungen aus anderen Wirtschaftsbereichen beziehen (Vertrieb, Depotbank usw.). Dadurch ist die Wertschöpfung im Vergleich zum Kreditwesen und der Gesamtwirtschaft etwas niedriger. Die Investmentfonds erzielen mit einer geringen Zahl an Beschäftigten einen hohen Produktionswert, der auch nach Korrektur um den Bezug von Vorleistungen überaus hohe Produktivitätswerte bringt. Die Produktivität der Investmentfonds ist doppelt so hoch wie im Kreditwesen und sogar dreimal so hoch wie in der Gesamtwirtschaft.

Der vergleichsweise kleine Beitrag zur österreichischen Wertschöpfung unterschätzt die gesamtwirtschaftliche Bedeutung der Investmentfonds, weil die Finanzierungsströme in und aus den Investmentfonds weder im Produktionswert noch in der Wertschöpfung abgebildet

Übersicht 1: Volkswirtschaftliche Kennzahlen österreichischer Investmentfonds 2007

	Gesamt- wirtschaft	Kredit- wesen Personen	Investmentfonds		
				In % der Gesamt- wirtschaft	In % des Kredit- wesens
Beschäftigte	3.227.449	76.133	889	0,03	1,17
		Mio. €			
Produktionswert	511.943	16.798	931	0,18	5,54
Wertschöpfung	270.782	9.053	225	0,08	2,48
		€ je Beschäftigten			
Arbeitsproduktivität <sup>1)</sup>	83.900	118.907	252.811	301,32	212,61

Q: ST.AT. - 1) Wertschöpfung je Beschäftigten.

sind. Sie können der Finanzierungsrechnung der österreichischen Wirtschaft entnommen werden. Die Finanzierungsrechnung beschreibt die finanziellen Veranlagungen und Verpflichtungen aller österreichischen Wirtschaftseinheiten nach Veranlagungsformen. Übersicht 2 zeigt eine Zusammenfassung der Veranlagungsformen entsprechend der Investmentfondsstatistik der OeNB. Sie unterscheidet zwischen Rentenwerten, Aktien- und anderen Beteiligungspapieren, Investmentzertifikaten, Immobilien und Sachanlagevermögen sowie restlichen Veranlagungen. Weiters ist das Veranlagungsvermögen der Investmentfonds nach dem Stammsitz des Schuldners im In- oder Ausland gegliedert. Übersicht 2 stellt das Veranlagungsvermögen der Investmentfonds den Gesamtverpflichtungen des Inlands und des Auslands (in Österreich) gegenüber und ermöglicht so die Berechnung von „Marktanteilen“ an der Finanzierungsleistung.

Haushalte und Unternehmen sind in Österreich traditionell stark über inländische Kreditinstitute finanziert. Daher besteht ein Großteil ihrer Verpflichtungen in Form von Krediten. Kredite sind in Übersicht 2 in der Zeile restliche Verbindlichkeiten enthalten, die insgesamt 39% der Gesamtverbindlichkeiten bilden. Inländische Rentenpapiere und Aktien sind in etwa gleichauf die beiden nächst größten Posten. Die Verpflichtungen des Auslands in Österreich in Form von Rentenwerten und Aktien sind jeweils nur halb so groß.

*Übersicht 2: Umfang und Struktur der Finanzierungsleistung österreichischer Investmentfonds 2007*

	Vermögensbestand der Investmentfonds		Finanzverpflichtungen Österreichs bzw. des Auslands in Österreich		Anteil der Investmentfonds an den Gesamtverbindlichkeiten
	Mio.€	Anteile in %	Mio.€	Anteile in %	In %
<b>Inland</b>					
Rentenwerte inländischer Emittenten	14.938	9,0	416.330	14,2	3,6
Aktien und andere Beteiligungspapiere	3.812	2,3	440.919	15,0	0,9
Investmentzertifikate	28.554	17,2	165.129	5,6	17,3
Immobilien und Sachanlagevermögen	831	0,5	–	–	–
Restliche Vermögensanlagen/Verbindlichkeiten	10.784	6,5	1.148.568	39,2	0,9
<b>Ausland</b>					
Rentenwerte ausländischer Emittenten	66.473	40,1	212.224	7,2	31,3
Aktien und andere Beteiligungspapiere	23.723	14,3	198.604	6,8	11,9
Investmentzertifikate	15.037	9,1	30.984	1,1	48,5
Immobilien und Sachanlagevermögen	843	0,5	–	–	–
Restliche Vermögensanlagen/Verbindlichkeiten	650	0,4	317.132	10,8	0,2
<b>Vermögensbestand/Verpflichtungen insgesamt</b>	<b>165.646</b>	<b>100,0</b>	<b>2.929.890</b>	<b>100,0</b>	<b>5,7</b>

Q: OeNB. Restliche Finanzverbindlichkeiten umfassen Bargeld, Einlagen, Finanzderivate, Kredite, versicherungstechnische Rückstellungen und sonstige Verbindlichkeiten.

Das Veranlagungsvermögen österreichischer Investmentfonds ist überwiegend in ausländischen Wertpapieren angelegt. Die größte Veranlagungsposition bilden Investitionen in ausländische Rentenwerte, danach folgen Veranlagungen in inländische Investmentzertifikate. Ausländische Aktien sind mit einem Siebentel des Veranlagungsvermögens ebenfalls eine wichtige Investitionskategorie. In inländische Rentenwerte und ausländische Investmentzertifikate sind jeweils knapp ein Zehntel der Mittel veranlagt.

Die letzte Spalte in Übersicht 2 enthält den Anteil der Investmentfonds am Gesamtvolumen jeder Verpflichtung. Der Bestand an Verpflichtungen inländischer Sektoren in Form von Rentenwerten betrug z. B. 416,3 Mrd. € (2007). Von diesem Betrag halten Investmentfonds 3,6% als Vermögen. Im unteren Teil von Übersicht 2 sind die Verpflichtungen des Auslands gegenüber österreichischen Investoren nach Art der Forderung gegliedert. Investmentfonds halten z. B. knapp die Hälfte der ausländischen Investmentzertifikate, ein Drittel der ausländischen Rentenwerte und 12% der ausländischen Aktien, die in österreichischem Besitz stehen. Im Inland sind die Marktanteile von Veranlagungen in Rentenwerten und Aktien kleiner.

Im Vergleich zum Wertschöpfungsanteil von 0,1% ist die Finanzierungsleistung österreichischer Investmentfonds wesentlich bedeutender. Sie halten 5,7% an den Verpflichtungen des Inlands und des Auslands (in Österreich) als Veranlagungsvermögen, wobei der Großteil der Investitionen im Ausland erfolgt. Österreichische Investoren nutzen das Know-how der Investmentfonds überwiegend zur diversifizierten Veranlagung im Ausland. Im Inland hat die Direktveranlagung in Wertpapieren einen größeren Stellenwert als die Intermediation über Investmentfonds.

### 3. Darstellung langfristiger Renditen aus österreichischer Sicht

Die Finanztheorie beschäftigt sich mit den optimalen Investitionsentscheidungen privater Investoren. Die Grundlage der modernen Finanztheorie legte *Markowitz (1952)* mit seiner Idee, dass die Auswahl eines Portfolios sowohl vom erwarteten Ertrag als auch vom Risiko der Veranlagungsform abhängt. Er entwickelte das so genannte Mean-Variance-Portfolio Modell, das von der Annahme ausgeht, dass höhere Kapitalerträge nur mit einem höheren Risiko erzielt werden können. Die Kernaussage dieses Modells lautet, dass alle Investoren, die sich mit dem erwarteten Ertrag und dessen Varianz beschäftigen, dasselbe Portfolio an riskanten Veranlagungsformen halten werden. Die unterschiedliche Risikoneigung der Investoren zeigt sich ausschließlich im Anteil der risikolosen Veranlagungsform am gesamten Portfolio.

Die Analyse von *Markowitz* ist für langfristige Investoren jedoch nur bedingt nutzbar, weil sie auf einem kurzfristigen Horizont, nämlich den von Jahr zu Jahr erzielbaren Renditen, beruht. Investoren, die ihre Veranlagung z. B. unter dem Gesichtspunkt des Konsums im Alter gestalten, können vom herkömmlichen Mean-Varianz-Portfolio stark abweichen, weil kurzfristige Wertschwankungen ihre langfristigen Konsummöglichkeiten nicht unmittelbar beeinflussen. Umgekehrt sind kurzfristig risikolose Veranlagungsformen langfristig durchaus mit erheblichen Risiken behaftet. Die revolvierende Veranlagung in Geldmarkttiteln ist z. B. kurzfristig risikolos, beinhaltet jedoch langfristig sowohl das Risiko einer Zinssatzänderung durch die Zentralbank als auch das Risiko der Geldentwertung.

*Merton (1971, 1973)* entwickelte als erster ein zum Verständnis langfristiger Investitionsentscheidungen allgemeines theoretisches Modell unter der Annahme ständig schwankender Renditen. Sein Modell war allerdings unter den damaligen Bedingungen empirisch nicht lösbar. Die Steigerung der Leistungsfähigkeit von Computern, Weiterentwicklungen in der Nutzentheorie und die Anwendung von numerischen Näherungslösungen ermöglichen nunmehr eine bessere Einsicht in die Portfolioentscheidung langfristiger Investoren. *Samuelson (1969)* und *Merton (1969)* entwickeln ein theoretisches Modell für mehrjährige Investitionsentscheidungen mit einem Ertragsrisiko der Veranlagung. Sie können in diesem Modell keinen Zusammenhang zwischen Veranlagungszeitraum und Veranlagungsrisiko nachweisen, weil sie Nutzenfunktionen mit harmonischer absoluter Risikoaversion einsetzen und den risikolosen Zinssatz auf null setzen. *Bodie et al. (1992)* ergänzen ein Modell für die Investitionsentscheidung um die Möglichkeit zur Erwerbstätigkeit. Diese Erweiterung ermöglicht den Ausgleich von Veranlagungsverlusten durch die Ausweitung der Erwerbstätigkeit und bewirkt so eine risikoreichere Investitionsentscheidung bei einem langen Veranlagungshorizont. *Gollier - Zeckhauser (2002)* zeigen die Bedingungen für die Nutzenfunktion unter denen Individuen mit einem langen Veranlagungshorizont risikoreicher investieren.

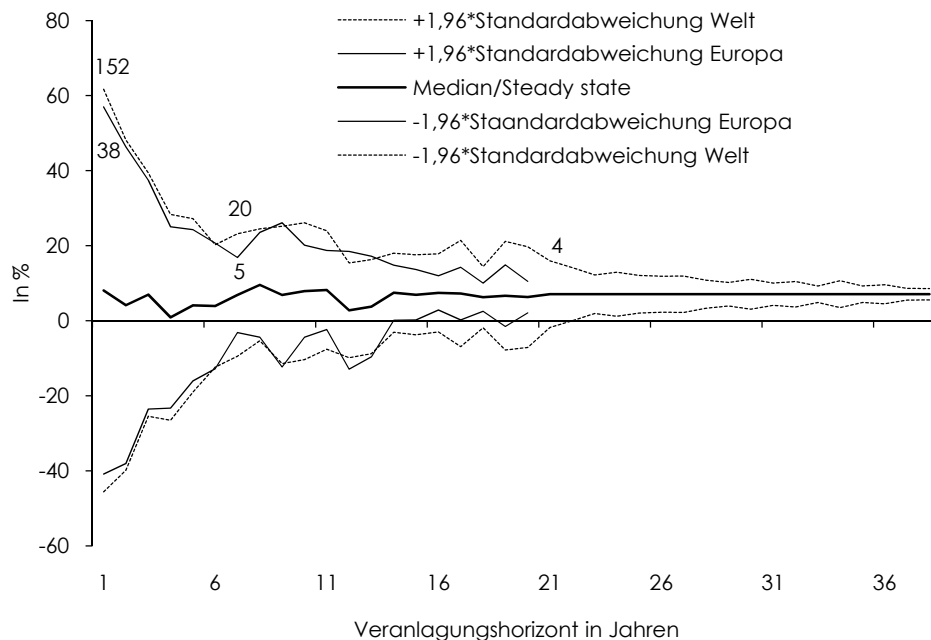
Veranlagungen in risikoreiche Wertpapiere haben ein Verlustpotential, das den Anlegern in Form einer Überschussrendite (Equity premium) entgolten wird. Die Überschussrendite ist

daher als eine Risikoprämie für mögliche Verluste zu werten. Gerade die Finanzmarktkrise der letzten Monate zeigte wieder deutlich, dass hohe Renditen nur durch die Übernahme eines entsprechend hohen Verlustrisikos erzielbar sind. Da die durchschnittliche Überschussrendite positiv ist, stellt sich für Investoren die Frage, ob langfristige Veranlagungen in Aktien – d. h. eine Kaufen und Halten Strategie – ein geringeres Verlustpotential haben, und ob bei ausreichend langen Halteperioden Verluste sogar gänzlich vermieden werden können. Diese Diskussion fand in der finanzwissenschaftlichen Literatur mit *Siegel (1994)* einen Höhepunkt, sie wurde aber bereits wesentlich früher intensiv diskutiert (*Smith, 1925*).

*Shen (2005)* argumentiert ähnlich wie *Siegel (1994)*. Er verwendet historische Daten des US-Aktienmarktes und untersucht rollende Investitionsperioden von 1 bis 30 Jahren. Shen zeigt, dass zwischen 1926 und 2002 ab einem Investitionshorizont mit einer Länge von etwa 20 bis 25 Jahren das Risiko von Kapitalverlusten – selbst unter Berücksichtigung von Kaufkraftverlusten – gegen null geht. Dieses Ergebnis kann aus mehreren Gründen in Frage gestellt werden. Ein kritischer Punkt vieler Analysen ist die Konzentration auf US-Daten. *Dimson et al. (2004)* erzielen z. B. ein ähnliches Ergebnis wie *Shen (2005)*, sie weisen jedoch darauf hin, dass der US-Aktienmarkt im internationalen Vergleich besonders hohe Überschussrenditen erbrachte.

Ein weiterer Kritikpunkt bezieht sich auf die Verwendung überlappender Veranlagungshorizonte in vielen Untersuchungen. Dadurch wird derselbe Zeitraum immer wieder zur Berechnung der durchschnittlichen Verzinsung herangezogen und die vorhandene Information wird künstlich vervielfacht. Die Periode seit 1926 erlaubt *Shen (2005)* z. B. nur die Berechnung von 4 unabhängigen Zinseszinssätzen mit einem Veranlagungshorizont von 20 Jahren. Wenn die Zahl der Beobachtungen so niedrig ist, sind Schlussfolgerungen auf Eigenschaften des zugrunde liegenden Prozesses für Zinseszinssätze statistisch schwach abgesichert. Das kann leicht an den Konfidenzintervallen in *Abbildung 1* gezeigt werden. *Abbildung 1* beruht auf den Wertsteigerungen und Dividendenerträgen des MSCI-Aktienindex für Europa ohne Großbritannien und zeigt die durchschnittliche Verzinsung auf Aktieninvestitionen in Abhängigkeit vom Veranlagungshorizont. Für jeden Veranlagungshorizont von 1 bis zu 38 Jahren (das ist der maximale Veranlagungszeitraum für MSCI-Daten) wird die durchschnittliche Verzinsung einer Investition in den MSCI-Index zum Jahresbeginn berechnet. Für 1-jährige Halteperioden stehen 38 nicht-überlappende Beobachtungen zur Verfügung. Der Median dieser 38 Ertragsraten bildet die erste Beobachtung in *Abbildung 1*. Das obere und untere Konfidenzintervall für den MSCI Europa-Index addiert bzw. subtrahiert zum/vom Median die 1,96-fache Standardabweichung der 38 beobachteten Ertragsraten. Dadurch wird ein Konfidenzintervall aufgespannt, in dem 90% der möglichen Beobachtungen liegen. Für 2-jährige Halteperioden stehen nur mehr 19 nicht-überlappende Beobachtungen zur Verfügung. Dementsprechend können der Median und die Standardabweichung nur mehr aus einer halb so großen Zahl an Beobachtungen berechnet werden. Ab einem Veranlagungshorizont von 7 Jahren stehen nur mehr 5 nicht-überlappende Beobachtungen zur Berechnung von Median und Standardabweichung der

Abbildung 1: Median und 90%-Konfidenzintervalle der tatsächlichen durchschnittlichen Renditen auf europäische Aktien auf Euro-Basis nach Laufzeiten



Anmerkung: Zahlen neben den Konfidenzintervallen geben die Zahl der zugrunde liegenden Beobachtungen für die Berechnung der Verteilungsmaße an. Der Steady state Wert für die tatsächlichen durchschnittlichen Renditen entspricht der langfristigen Lösung des VAR(1)-Modells aus Abschnitt 3.2 ohne stochastische Impulse.

durchschnittlichen Verzinsung zur Verfügung. Dementsprechend schwach sind die Ergebnisse statistisch abgesichert. Wenn der Veranlagungshorizont mehr als 20 Jahre beträgt, steht nur noch eine Beobachtung zur Verfügung, sodass weder Median noch Standardabweichung berechnet werden können. In Abbildung 1 bricht das Konfidenzintervall ab, und der Median wird durch die langfristige Lösung des in Abschnitt 3.2 vorgestellten Modells ersetzt. Die Berücksichtigung zusätzlicher internationaler Aktienmärkte (Japan, Großbritannien, USA) vervierfacht die Zahl der verfügbaren Beobachtungen, sie beträgt aber ab dem zwanzigsten Jahr ebenfalls nur vier. Da die nationalen Aktienmärkte stark korreliert sind, schrumpft das Konfidenzintervall langsam zusammen. Das Verfahren rollender Investitionsperioden führt daher zwangsläufig zu einer fallenden Wahrscheinlichkeit von Verlusten, weil mit steigender Investitionsperiode immer

weniger voneinander unabhängige Zeitfenster übrig bleiben: Im von Shen verwendeten Datensatz bleibt im Extremfall einer 77-jährigen Periode (1926 bis 2002) nur mehr eine Beobachtung mit einer Überschussrendite von 4,2% übrig. Dieses Verfahren würde einen Verlust bei einer Investitionsperiode von 77 Jahren ausschließen.

Dimson et al. (2004) verwenden einen alternativen Ansatz und kombinieren Überschussrenditen von 4% und 5% mit unterschiedlichen Standardabweichungen. Dabei berücksichtigen sie die historische Verteilung der Überschussrenditen. Sie zeigen damit, dass auch bei extrem langen Halteperioden Kapitalverluste mit kleinen Wahrscheinlichkeiten

auffreten können. Für Halteperioden von 20 Jahren kann demnach ein jährlicher realer Verlust von mindestens 1% bis 4% (je nach Modellannahme) mit einer Wahrscheinlichkeit von 10% auftreten. Einen noch extremeren Standpunkt vertritt *Bodie* (1995), der von der theoretischen Formel zur Berechnung von Preisen für Put-Optionen ausgeht. Put-Optionen sichern Käufer gegen einen Kursrückgang des zugrunde liegenden Wertpapiers ab. In dieser Formel steigt der Preis für eine Put-Option mit der Länge der Periode des Absicherungsgeschäftes. Da der Marktpreis für Put-Optionen auf Aktienindizes auch in der Praxis mit dem Absicherungszeitraum steigt, folgert *Bodie*, dass das Risiko von Aktienveranlagungen mit dem Investitionshorizont nicht sinkt, sondern sogar steigt.

Die geringe Zahl an Beobachtungen erlaubt besonders für lange Investitionshorizonte keine stichhaltigen Aussagen über die Wahrscheinlichkeit von Kapitalverlusten. Deshalb folgt die vorliegende Studie einer alternativen Strategie und berechnet die Konfidenzintervalle für erwartete Renditen, mit Hilfe von stochastischen Bootstrap-Simulationen eines ökonometrischen Modells für die jährlichen Renditen. Mit diesem Simulationsmodell werden künstliche Zeitreihen für die erwartete Rendite von Aktienveranlagungen generiert. Aus diesen Zeitreihen lassen sich für beliebige Veranlagungshorizonte durchschnittliche Verzinsungen (Zinseszinssätze) berechnen. Durch oftmalige Wiederholung der Simulation können statistisch besser abgesicherte Konfidenzintervalle für lange Halteperioden abgeleitet werden, als es mit den realisierten Daten möglich ist.

### **3.1 Eine Anwendung aus österreichischer Sicht**

Die folgende Analyse ist auf die in Übersicht 3 angeführten Veranlagungsformen eingeschränkt. Diese Veranlagungsmöglichkeiten erlauben die Gestaltung eines realistischen und attraktiven Portfolios, wenn auch einige Veranlagungsformen darin nicht abgebildet sind. Dazu zählen vor allem Unternehmensanleihen und Investitionen in Immobilien.

Die Veranlagung wird aus der Sicht eines österreichischen Investors analysiert. Daher werden alle Kapitalerträge in inländische Währung umgerechnet. Der Grund dafür ist, dass das Risiko von Wechselkursschwankungen für österreichische Investoren wichtig ist und mitberücksichtigt werden soll. Die risikolose Veranlagung erfolgt mit 3-Monats-Euro-Raum Geldmarktpapieren (EURIBOR). Für die Vergangenheit werden diese Daten mit dem deutschen Geldmarktzinssatz verkettet. Dementsprechend erfolgt auch die Umrechnung in heimische Währung auf Grundlage der Wechselkurse von Euro-DEM gegenüber der jeweiligen Auslandswährung (*Url*, 2001). Die Wahl des deutschen 3-Monatszinssatzes als Benchmark für die Zeit bis 1998 erscheint angebracht, weil internationale Finanzdaten in vergleichbarer Form eher für den deutschen Kapitalmarkt vorliegen als für den österreichischen. Weiters wird durch die Europäische Währungsunion der Unterschied in Zukunft irrelevant sein. In Bezug auf die Vergangenheit dürften aber eher die deutschen Vergleichswerte für den Mittelwert, die Varianzen und die Kovarianzen ausschlaggebend sein. Gegenüber Schillingwerten ergibt sich dadurch in der Zeit vor 1979 nur eine geringe

### Übersicht 3: Abkürzungs- und Variablenliste

infjp	Inflationsrate Japan, Q: OECD.
infuk	Inflationsrate Großbritannien, Q: OECD.
infus	Inflationsrate USA, Q: OECD.
infde	Inflationsrate Deutschland, Q: OECD.
sekjp	Government Bond Yield Japan, Q: IFS.
sekuk	Government Bond Yield Großbritannien (10 Jahre), Q: OECD.
sekus	Government composite bonds (>10 years) USA, Q: OECD.
sekde	Government Bond Yield Deutschland, Q: IFS.
3mjp	Rate on new 90-<120 day Certificates of Deposits Japan ab Juli 1979, Q: OECD; bis Juni 1979 Taggeldsatz, Q: IFS.
3muk	3-Monats-Interbank Loans Großbritannien ab Jänner 1978, Q: OECD; Bis Dezember 1977 kurzfristiger Zinssatz, Q: OECD.
3mus	3-Monats-Certificate of Deposits USA, Q: OECD.
3mde	3-Monatssatz Deutschland, ab 1999 EURIBOR-3-Monatssatz, Q: Deutsche Bundesbank.
yjejp	Ertragsrate auf Aktien Japan, Veränderung der Jahresendwerte zuzüglich Dividendenrendite, umgerechnet auf Jahresbasis und in DEM, Q: MSCI-Homepage.
yeiuk	Ertragsrate auf Aktien Großbritannien, Veränderung der Jahresendwerte zuzüglich Dividendenrendite, umgerechnet auf Jahresbasis und in DEM, Q: MSCI-Homepage.
yeius	Ertragsrate auf Aktien USA, Veränderung der Jahresendwerte zuzüglich Dividendenrendite, umgerechnet auf Jahresbasis und in DEM, Q: MSCI-Homepage.
yeieu	Ertragsrate auf Aktien Europa ohne Großbritannien, Veränderung der Jahresendwerte zuzüglich Dividendenrendite, umgerechnet auf Jahresbasis und in DEM, Q: MSCI-Homepage.
dprjp	Dividend-Price-Ratio, durchschnittliche Dividendenrendite der letzten 12 Monate im Verhältnis zum Preis am Jahresende Japan.
dpruk	Dividend-Price-Ratio, durchschnittliche Dividendenrendite der letzten 12 Monate im Verhältnis zum Preis am Jahresende Großbritannien.
dprus	Dividend-Price-Ratio, durchschnittliche Dividendenrendite der letzten 12 Monate im Verhältnis zum Preis am Jahresende USA.
dpreu	Dividend-Price-Ratio, durchschnittliche Dividendenrendite der letzten 12 Monate im Verhältnis zum Preis am Jahresende Europa ohne Großbritannien.
$\pi_{jp}$	Logarithmierte Bruttoinflationsrate Japan.
$\pi_{uk}$	Logarithmierte Bruttoinflationsrate Großbritannien.
$\pi_{us}$	Logarithmierte Bruttoinflationsrate USA.
$\pi_{de}$	Logarithmierte Bruttoinflationsrate Deutschland.

zusätzliche Wechselkursschwankung, die unter der Annahme, dass die Europäische Zentralbank in Zukunft eine ähnlich stabile Geldpolitik wie die Deutsche Bundesbank vollzieht, keine Bedeutung hat.

In Übersicht 4 werden durchgängig nominelle Renditen auf Jahresbasis dargestellt. Dadurch sind vor allem die Ertragsraten auf Aktien teilweise sehr groß. Für die Modellschätzung und die



Simulation wird jedoch auf reale logarithmierte Renditen zurückgegriffen. Die statistischen Kennzahlen für die realen (inflationbereinigten) Renditen sind in Übersicht 5 zusammengefasst.

Für Japan, Großbritannien, die USA und Deutschland/Euro-Raum gibt es über einen vergleichsweise langen Zeitraum sowohl die Sekundärmarktrendite für langfristige Staatsanleihen als auch die Ertragsrate auf Aktieninvestitionen. Die Ertragsrate auf Aktien wird entsprechend den Formeln in *Campbell (1999)* ausgerechnet und beruht auf den MSCI-Brutto- und Nettoindizes, d. h. sie berücksichtigt sowohl Preisänderungen von Aktien als auch deren Dividendenzahlungen. Im Gegensatz zur USA-orientierten Analyse Campbells werden jedoch alle Renditen auf Euro-DEM umgerechnet und geben damit ein Bild aus der Sicht eines österreichischen Investors.

Die Verwendung von Jahresdaten bietet in Bezug auf die Ermittlung des langfristigen unbedingten Erwartungswertes Vorteile, weil die unterjährige Messung wenig zusätzliche

*Übersicht 4: Statistische Kennzahlen jährlicher Renditen unterschiedlicher Veranlagungsformen in Euro-DEM bis 2008*

	Stichproben- länge	Mittel- wert	Durch- schnittliche Verzinsung In %	Standard- abweichung	Varianz	Sharpe- Ratio
<b>Inflationsrate</b>						
Japan	1961 - 2008	3,65		4,35	18,90	-
Großbritannien	1961 - 2008	5,85		5,18	26,80	-
USA	1961 - 2008	4,25		2,83	8,02	-
Deutschland	1961 - 2008	2,94		1,75	3,08	-
<b>3-Monatszinssatz in Euro-DEM</b>						
Japan	1961 - 2008	6,29	5,59	12,58	158,33	0,50
Großbritannien	1970 - 2008	5,48	4,92	11,18	125,10	0,49
USA	1965 - 2008	4,74	4,03	12,47	155,61	0,38
Euro-Raum <sup>1)</sup>	1960 - 2008	5,49	5,47	2,49	6,19	2,21
<b>Sekundärmarktrendite Staatsanleihen in Euro-DEM</b>						
Japan	1966 - 2008	6,69	5,93	13,12	172,10	0,51
Großbritannien	1961 - 2008	5,23	4,77	10,05	101,07	0,52
USA	1961 - 2008	5,19	4,56	11,80	139,23	0,44
Deutschland	1960 - 2008	6,65	6,63	1,68	2,84	3,95
<b>Ertragsrate auf Aktien in Euro-DEM</b>						
Japan	1970 - 2008	12,24	7,52	34,48	1189,15	0,36
Großbritannien	1970 - 2008	11,83	7,48	31,84	1013,91	0,37
USA	1970 - 2008	9,12	6,40	24,01	576,44	0,38
Europa ohne Großbritannien	1970 - 2008	10,71	8,15	23,14	535,25	0,46

Anmerkung: Der Mittelwert gibt das arithmetische Mittel über die gesamte Stichprobenlänge an. Die durchschnittliche Verzinsung entspricht dem geometrischen Mittelwert (Zinsszinssatz). - 1) Vor 1999 3-Monatszinssatz Deutschlands.

Übersicht 5: Statistische Kennzahlen der realen jährlichen Ertragsraten unterschiedlicher Veranlagungsformen in Euro-DEM bis 2008

	Stichproben- länge	Mittel- wert	Durch- schnittliche Verzinsung In %	Standard- abweichung	Varianz	Sharpe- Ratio
3-Monatszinssatz in Euro-DEM						
Japan	1961 - 2008	3,34	2,64	12,39	153,54	0,27
Großbritannien	1970 - 2008	2,43	1,82	11,46	131,33	0,21
USA	1965 - 2008	1,77	1,07	12,18	148,27	0,15
Euro-Raum <sup>1)</sup>	1961 - 2008	2,56	2,55	1,60	2,55	1,60
Sekundärmarktrendite Bund in Euro-DEM						
Japan	1966 - 2008	3,72	2,96	12,95	167,74	0,29
Großbritannien	1961 - 2008	2,29	1,79	10,23	104,70	0,22
USA	1961 - 2008	2,25	1,62	11,55	133,46	0,19
Deutschland	1961 - 2008	3,71	3,70	1,18	1,40	3,14
Ertragsrate auf Aktien in Euro-DEM						
Japan	1970 - 2008	9,20	4,29	34,54	1193,20	0,27
Großbritannien	1970 - 2008	8,79	4,10	31,87	1015,39	0,28
USA	1970 - 2008	6,08	3,21	24,14	582,76	0,25
Europa ohne Großbritannien	1970 - 2008	7,67	4,97	23,51	552,95	0,33

Anmerkung: Ex-post reale Renditen bereinigt mit der Inflationsrate Deutschlands. Der Mittelwert gibt das arithmetische Mittel über die gesamte Stichprobenlänge an. Die durchschnittliche Verzinsung entspricht dem geometrischen Mittelwert (Zinseszinssatz). - 1) Vor 1999 3-Monatszinssatz Deutschlands.

Information liefert. Die Schwankungsintensität einer Zeitreihe wird üblicherweise mit deren Standardabweichung gemessen. Sie gibt an, wie stark die Renditen um ihren Erwartungswert herum schwanken, z. B. liegen 90% der realisierten Renditen innerhalb einer Bandbreite von +/- 1,96 Standardabweichungen vom Mittelwert (vergleiche die Erläuterungen und Abbildung 14 im Anhang).

Die dritte Spalte in Übersicht 4 zeigt das arithmetische Mittel der Inflationsrate, der Geldmarktsätze, der Sekundärmarktrenditen von Staatsanleihen und des Gesamtertrags auf Aktienveranlagungen. Das arithmetische Mittel,  $\mu$ , entspricht dem bekannten Durchschnittswert:

$$\mu = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t, \quad (1)$$

wobei  $R_t$  die nominelle Rendite im Jahr  $t$  ist. Der arithmetische Mittelwert wird auch als Erwartungswert bezeichnet. Der Erwartungswert einer Rendite ist jener Wert, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 50% eintritt oder übertroffen wird. Im Fall der Normalverteilung und der Student-t-Verteilung entspricht der Erwartungswert auch jenem Wert, der mit der größten Wahrscheinlichkeit eintritt.

Der Erwartungswert einer Rendite sollte nicht mit der durchschnittlichen Verzinsung verwechselt werden. Die durchschnittliche Verzinsung entspricht dem geometrischen Mittel der Renditen und zeigt, zu welchem Zinssatz ein Portfolio in einer Zinseszinsrechnung (Zinseszinssatz) veranlagt worden ist. Die Veranlagungsstrategie wäre dabei, dass ein Geldbetrag zu Beginn des Jahres 1970 mit einer Halteperiode von einem Jahr investiert wird und am Beginn des nächsten Veranlagungsjahres einschließlich des Zinsertrags weiter veranlagt bleibt. Diese Strategie wird bis zum Ende der Veranlagungsperiode wiederholt. Der daraus folgende Endbestand an Kapital kann mit dem Anfangsbestand verglichen werden. Eine Zinseszinsrechnung ergibt dann über den gesamten Stichprobenzeitraum  $T$  die durchschnittliche Verzinsung (Zinseszinssatz),  $\bar{\mu}$ , auf die Anfangsinvestition:

$$\bar{\mu} = \sqrt[T]{\prod_{t=1}^T R_t} , \quad (2)$$

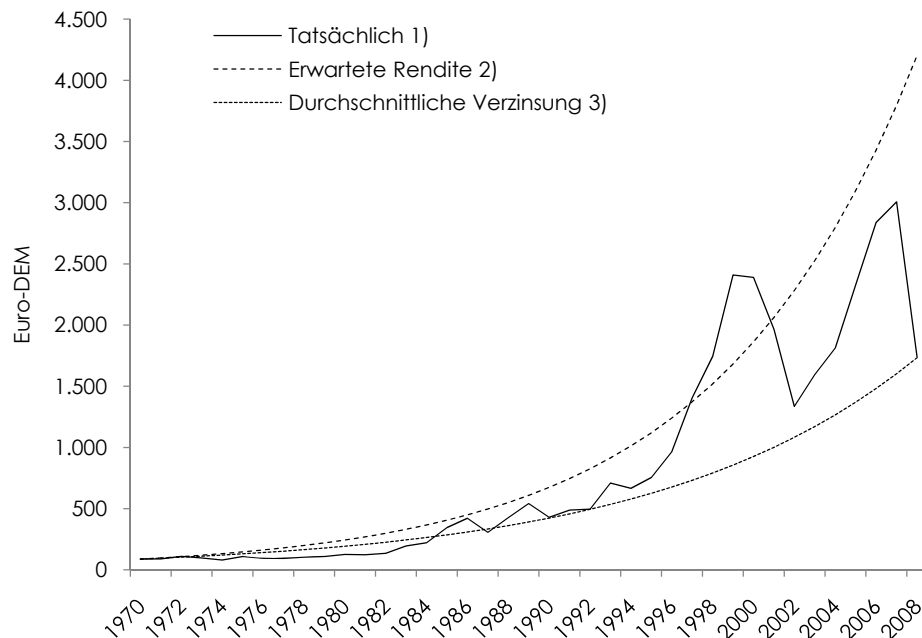
Im Folgenden wird das geometrische Mittel immer als durchschnittliche Verzinsung und das arithmetische Mittel als erwartete Rendite (Erwartungswert) bezeichnet. Die vierte Spalte in Übersicht 4 enthält die durchschnittliche Verzinsung für alle drei Veranlagungsformen. Dabei zeigt sich, dass für festverzinsliche Veranlagungsformen nur ein geringer Unterschied zwischen erwarteter Rendite und durchschnittlicher Verzinsung besteht. Im Gegensatz dazu ist die durchschnittliche Verzinsung von Aktienveranlagungen um etwa ein Drittel niedriger als die erwartete Rendite. Dieser große Unterschied entsteht durch die hohe Standardabweichung von Aktienrenditen.

Die Folge der hohen Standardabweichung für den Unterschied zwischen erwarteter Rendite und durchschnittlicher Verzinsung kann mit einer hypothetischen Investition von 100 Euro-DEM in den MSCI-Europa ohne Großbritannien Aktienindex am Beginn des Jahres 1970 veranschaulicht werden (Abbildung 2). Wenn die Aufzinsung mit der erwarteten Rendite von 10,7% erfolgt, wäre Ende 2008 ein Kapitalbestand von 4.203 Euro-DEM erreicht worden. Tatsächlich beträgt der Indexwert Ende 2008 1.738. Mit einer Aufzinsung zum Zinseszinssatz von 8,15% wird Ende 2008 genau der Indexwert erreicht.

In Übersicht 4 sind die statistischen Kennzahlen von Renditen auf Geldmarktanlagen, langfristige Staatsanleihen bzw. Aktien in Euro-DEM umgerechnet. Die starke Schwankung ausländischer Geldmarktrenditen in Übersicht 5 ist an den hohen Standardabweichungen erkennbar. Sie sind auf Wechselkursschwankungen der ausländischen Währungen gegenüber dem Euro-DEM zurückzuführen. Für einen heimischen Anleger sind ausländische Geldmarktpapiere wegen des niedrigen Ertrags in lokaler Währung bei gleichzeitig hoher Schwankung nicht attraktiv (Übersicht 4). Ähnliches gilt auch für ausländische festverzinsliche Staatsanleihen. Gegenüber deutschen Staatsanleihen schwanken internationale Anleihen um das 6 bis 8-fache stärker.

Sehr anschaulich wird dieser Nachteil im so genannten Sharpe-Ratio (Übersicht 4), dem Verhältnis zwischen erwarteter Rendite und der Standardabweichung. Das Sharpe-Ratio

Abbildung 2: Entwicklung einer Investition von 100 Euro-DEM Anfang 1970 in europäische Aktien (ohne Großbritannien) bis Ende 2008



1) Tatsächlicher Verlauf des Aktienindex auf Grundlage der Jahresendstände. - 2) Jährliche Verzinsung mit dem Erwartungswert (arithmetischer Mittelwert). - 3) Jährliche Verzinsung mit dem Zinsszinssatz (geometrischer Mittelwert).

verknüpft die erwartete Rendite einer Veranlagung mit dem damit verbundenen Risiko in eine Kennzahl. Ein höheres Sharpe-Ratio zeigt eine interessantere Veranlagungsform an. Das Sharpe-Ratio für japanische, britische und US-Anleihen beträgt z. B. nur ein Achtel des Wertes für Deutschland. Aus österreichischer Sicht bieten diese Wertpapiere also wenig zusätzlichen Ertrag bei gleichzeitig hohem Risiko.

Die vergleichsweise große Turbulenz von Aktienerträgen auf Auslandsbörsen in Übersicht 4 wird durch die Wechselkursschwankungen nicht so stark erhöht wie für Rentenwerte. Im Vergleich zu den festverzinslichen Veranlagungsformen sind die auf Jahresbasis umgerechneten erwarteten Ertragsraten auf Aktien wesentlich höher. Zwischen den einzelnen Märkten gibt es durchaus beträchtliche Unterschiede von mehr als 3 Prozentpunkten. Die niedrigsten Erwartungswerte konnten in den letzten 38 Jahren in den USA erreicht werden, weil die Abwertung des US-Dollar einen Teil der Kursgewinne der US-Börsen aus europäischer Sicht ausgleicht. Im Vergleich zwischen Erwartungswert und Standardabweichung sind die vier Märkte aus österreichischer Sicht etwa gleich interessant. Das zeigt sich am ungefähr gleich großen Sharpe-Ratio aller verglichenen Aktienmärkte.

### 3.2 Simulation der erwarteten Renditen

Die Konfidenzintervalle für die erwartete Rendite auf langfristige Aktieninvestitionen werden mit stochastischen Bootstrap-Simulationen eines ökonometrischen Modells für die jährlichen Renditen berechnet. Das ökonometrische Modell entspricht *Campbell et al. (2003)* und verwendet reale logarithmierte Bruttozinsfaktoren  $r_{i,t+1} = \ln(1 + R_{i,t+1}) - \pi_{t+1}$  für alle Renditen für alle  $i=1, 2, \dots, 9$  Veranlagungsformen. Im Simulationsmodell sind die nominellen Renditen logarithmiert und um die Inflationsrate bereinigt.  $R_{i,t+1}$  bezeichnet dabei die nominelle Rendite auf eine Veranlagung in das Wertpapier  $i$  im Jahr  $t+1$  und  $\pi_{t+1}$  bezeichnet die zugehörige logarithmierte Inflationsrate auf Jahresbasis. Da im Modell von *Campbell et al. (2003)* alle Renditen auf längerfristige Veranlagungen als Überschussrenditen zu einer risikoarmen Veranlagung,  $r_{0,t+1}$ , modelliert werden, ist die Berechnung eines Zinsabstandes zur risikoarmen Veranlagung erforderlich:  $(r_{i,t+1} - r_{0,t+1})$ .

In der vorliegenden Studie wird die Fragestellung analysiert, ob für einen österreichischen Investor das Risiko von Kapitalverlusten für ein Marktportfolio mit steigendem Investitionshorizont abnimmt, und ob es eine minimale Halteperiode gibt, ab der ein Kapitalverlust nach Korrektur um Kaufkraftverluste (real) ausgeschlossen werden kann. Dazu wird eine Vektorautoregression 1. Ordnung, VAR(1), entsprechend *Campbell et al. (2003)* für mehrere internationale Renditen geschätzt:

$$\mathbf{r}_{t+1} = \Phi_0 + \Phi_1 \mathbf{r}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}, \quad (3)$$

Der Vektor der Konstanten  $\Phi_0$  und die Koeffizientenmatrix  $\Phi_1$  für den einmal verzögerten Vektor der Überschussrenditen,  $\mathbf{r}_t$ , werden unrestringiert geschätzt, weil das Modell in der langfristigen Lösung die Überschussrenditen langfristiger Datensätze replizieren kann, obwohl die MSCI-Daten nur für die Zeit ab 1969 zur Verfügung stehen (Übersicht 6). Der Vektor des Schätzfehlers,  $\boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$ , erlaubt die Schätzung einer Kovarianzmatrix,  $\Sigma$ , die als Input in die stochastische Simulation des Modells eingeht. Aus statistischen Gründen (Multikollinearität) erscheint eine Beschränkung der zusätzlichen Faktoren auf das Dividenden-Preisverhältnis und die Inflationsrate angebracht. Daher wird die VAR(1) mit dem realen 3-Monats-Geldmarktzinssatz als risikoarme Bezugsgröße, den Überschussrenditen langfristiger Staatsanleihen in Japan, Großbritannien, den USA und Deutschland, sowie einer Aktienveranlagung in diesen vier Ländern geschätzt. Anstelle des deutschen Aktienmarktes wird jedoch Europa (ohne Großbritannien) verwendet. Zusätzlich werden für alle vier Länder die logarithmierte Bruttoinflationsrate  $(1 + \pi_{t+1})$  und das Dividenden-Preisverhältnis von Aktien als zusätzliche Faktoren in die VAR aufgenommen (*Campbell, 2008; Cochrane, 2007*). Insgesamt entsteht dadurch ein Gleichungssystem mit 17 Gleichungen:

$$\begin{bmatrix} r_{0,t+1} \\ r_{SEKJP,t+1} \\ r_{SEKUK,t+1} \\ r_{SEKUS,t+1} \\ r_{SEKDE,t+1} \\ r_{YIEJP,t+1} \\ r_{YIEUK,t+1} \\ r_{YIEUS,t+1} \\ r_{YIEEU,t+1} \\ dpr_{JP,t+1} \\ dpr_{UK,t+1} \\ dpr_{US,t+1} \\ dpr_{EU,t+1} \\ \pi_{JP,t+1} \\ \pi_{UK,t+1} \\ \pi_{US,t+1} \\ \pi_{DE,t+1} \end{bmatrix} = \Phi_0 + \Phi_1 \begin{bmatrix} r_{0,t} \\ r_{SEKJP,t} \\ r_{SEKUK,t} \\ r_{SEKUS,t} \\ r_{SEKDE,t} \\ r_{YIEJP,t} \\ r_{YIEUK,t} \\ r_{YIEUS,t} \\ r_{YIEEU,t} \\ dpr_{JP,t} \\ dpr_{UK,t} \\ dpr_{US,t} \\ dpr_{EU,t} \\ \pi_{JP,t} \\ \pi_{UK,t} \\ \pi_{US,t} \\ \pi_{DE,t} \end{bmatrix} + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} \quad (4)$$

das eine Schätzung der Kovarianzmatrix und eine Prognose der erwarteten Renditen mit einem Konfidenzintervall ermöglicht. Die (17x1) bzw. (17x17) großen Koeffizientenmatrizen der VAR(1) beinhalten die Konstanten ( $\Phi_0$ ) und die Reaktionsparameter auf die anderen Variablen des Systems ( $\Phi_1$ ). Der (17x1) Vektor  $\boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$  zeigt die mit der VAR verbundenen Schätzfehler.

Übersicht 7 zeigt den für die Überschussrenditen relevanten Teil der Kovarianzmatrix der VAR. Eine geringe Varianz weisen nur deutsche Geldmarktpapiere und Staatsanleihen auf. Alle anderen Wertpapiere zeichnen sich durch eine mehr oder weniger hohe Varianz aus. Bemerkenswert ist dabei, dass die reale Überschussrendite auf Aktien eine um den Faktor 500 höhere bedingte Varianz als die reale Überschussrendite auf deutsche Staatsanleihen ausweist. Die Kovarianz zwischen dem deutschen Geldmarktsatz und allen Überschussrenditen ist negativ. Alle anderen Kovarianzen sind positiv, d. h. tendenziell haben die Überschussrenditen einzelner Veranlagungsformen unerwartete Schocks mit demselben Vorzeichen.

Mit diesem Modell werden Bootstrap Simulationen durchgeführt, d. h. die Elemente des Vektors  $\boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$  werden immer wieder durchgemischt, sodass die Korrelationsstruktur in der Kovarianzmatrix,  $\boldsymbol{\Sigma}$ , erhalten bleibt. Die simulierten Zeitreihen für die Renditen ermöglichen die Berechnung empirischer Verteilungen für die durchschnittliche Verzinsung über beliebig lange Veranlagungshorizonte. Dieses Verfahren hat gegenüber tatsächlichen Renditen rollender Investitionshorizonte den Vorteil, dass keine Beobachtung mehrfach benutzt werden muss, weil in der Simulation beliebig viele Zufallsziehungen möglich sind. Historische Mittelwerte und die bedingte Kovarianzmatrix erlauben eine ausgezeichnete statistische

Beschreibung des Daten generierenden Prozesses. Die simulierten Zeitreihen können zur Berechnung der durchschnittlichen Verzinsung für „Kauf und Halten“-Strategien und für langfristige Anspar-Pläne eingesetzt werden.

Übersicht 6: Reale Risikoprämie auf Aktieninvestitionen (Equity Premium) im internationalen Vergleich

	Stichproben- länge	Mittelwert  In %	Durch- schnittliche Verzinsung
MSCI auf Euro-DEM Basis <sup>1)</sup>			
Japan	1970 - 2008	5,86	1,65
Großbritannien	1970 - 2008	6,36	2,28
USA	1970 - 2008	4,31	2,14
Europa (ohne Großbritannien)	1970 - 2008	5,11	2,43
Langfristige Lösung des VAR(1) Modells (Gleichung 4)			
Japan	1970 - 2008	-	1,54
Großbritannien	1970 - 2008	-	4,80
USA	1970 - 2008	2,28	2,49
Europa (ohne Großbritannien)	1970 - 2008	3,93	4,08
Dimson - Marsh - Staunton <sup>2)</sup>			
Japan	1900 - 2008	-	5,90
Großbritannien	1900 - 2008	-	4,00
USA	1900 - 2008	-	5,00
Europa	1900 - 2008	-	3,50
Jorion - Goetzmann <sup>2)</sup>			
Japan <sup>3)</sup>	1921 - 1996	0,89	-0,81
Großbritannien	1921 - 1996	3,60	2,35
USA	1921 - 1996	5,48	4,32
Europa	-	-	-

Q: IMF, MSCI, Credit Suisse (2009), Jorion - Goetzmann (1999). 1) Ex-post reale Renditen in Euro-DEM bereinigt mit der Inflationsrate Deutschlands. - 2) In lokaler Währung. - 3) Datenbruch, der mit Annahmen überbrückt wurde.

Übersicht 7: Kovarianzmatrix der Überschussrenditen aus der Vektorautoregression, Schätzperiode 1971 bis 2008

	$r_0$	$r_{SEKDE}$	$r_{SEKJP}$	$r_{SEKUK}$	$r_{SEKUS}$	$r_{YIEEU}$	$r_{YIEJP}$	$r_{YIEUK}$	$r_{YIEUS}$
$r_0$	0,0115								
$r_{SEKDE}$	-0,0097	0,0138							
$r_{SEKJP}$	-0,0275	-0,0021	1,5463						
$r_{SEKUK}$	-0,0184	0,0207	0,0319	0,9057					
$r_{SEKUS}$	-0,0567	0,0263	0,6590	0,2294	1,0192				
$r_{YIEEU}$	-0,1159	0,1092	0,6859	1,0619	0,7580	5,5676			
$r_{YIEJP}$	-0,1610	0,1419	2,3261	0,4056	1,4387	5,3570	10,1029		
$r_{YIEUK}$	-0,1861	0,1488	1,2141	1,2589	1,1827	4,8614	6,2464	7,9546	
$r_{YIEUS}$	-0,1451	0,1296	0,9431	0,7831	1,4110	3,8468	4,8083	5,3709	4,9814

Anmerkung: Die Werte der Kovarianzmatrix sind mit 100 multipliziert.

### 3.3 Simulationsergebnisse

Die Schätzung des VAR-Modells erfolgt für den Zeitraum 1971 bis 2008. Die Schätzergebnisse für die 17 Einzelgleichungen werden aus Platzgründen nicht wiedergegeben. Sie entsprechen weitgehend den Ergebnissen von *Campbell et al.* (2003). Mit Ausnahme der Gleichung für die Rendite des britischen Aktienmarktes haben alle Gleichungen Schätzfehler für die der Jarque-Bera-Test eine Normalverteilung nicht ablehnt. Die folgenden Simulationsergebnisse beruhen auf dem gegen Ausreißer robusten Bootstrap-Verfahren.

Die Simulation beginnt – ausgehend von den Startwerten des Jahres 2008 – mit einer Modellprognose des Geldmarktsatzes und der Überschussrenditen für das Jahr 2009,  $\hat{\mathbf{r}}_{2008+1}$ , und setzt dann bedingt auf die im ersten Schritt vorhergesagten Werte mit den Prognosen für die Folgeperioden,  $t+h$ , fort, bis die letzte Simulationsperiode,  $H=100$ , erreicht wird:

$$\hat{\mathbf{r}}_{2008+h} = \mathbf{\Phi}_0 + \mathbf{\Phi}_1 \hat{\mathbf{r}}_{2008+h-1} + \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{2008+h} \quad h=1, \dots, H. \quad (5)$$

In jedem Prognoseschritt,  $h$ , wird eine Zufallsziehung der Schätzfehler,  $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{2008+h}$ , zum Prognosewert hinzugezählt. Da in unserem Fall Veranlagungshorizonte interessant sind, ab denen Kapitalverluste für Anleger nicht mehr auftreten, bleiben Halteperioden über 100 Jahre unberücksichtigt. Die Prognosen bis zum Jahr 2108 werden 10.000 Mal wiederholt, sodass für die Berechnung der Bootstrap-Konfidenzintervalle 10.000 Pfade für die in  $\hat{\mathbf{r}}_{2008+h}$  enthaltenen Variablen vorliegen. Die durchschnittliche Verzinsung einer Investition in das Wertpapier  $i$  für den Veranlagungshorizont von 2009 bis  $2008+h$ ,  $\bar{r}_{i,2008+h}$ , muss erst durch die Verknüpfung der simulierten jährlichen Renditen,  $\hat{r}_{i,2008+h}$ , für dieses Wertpapier aus der folgenden Formel für den Zinseszinssatz berechnet werden:

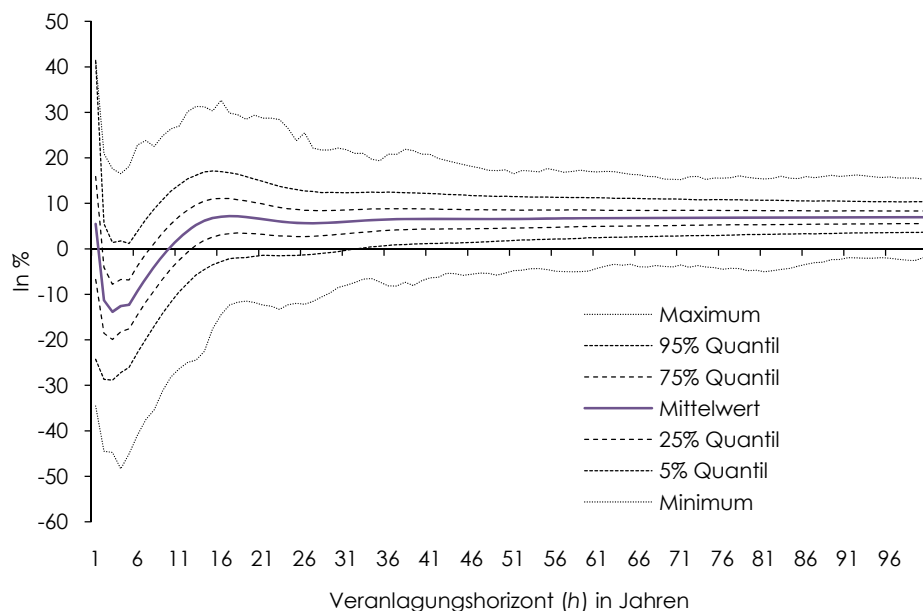
$$\bar{r}_{i,2008+h} = \sqrt[h]{\prod_{j=1}^h r_{i,2008+j}} \quad (6)$$



Das Ausgangsjahr für die Simulation ist 2008. Dieses Jahr ist durch den Beginn der Finanzmarktkrise im Herbst außergewöhnlich und daher für die Interpretation der Konfidenzintervalle nicht sehr gut geeignet. Abbildung 3 zeigt die bedingte Prognose für die durchschnittliche Verzinsung europäischer Aktien (ohne Großbritannien) von 2009 ( $h=1$ ) bis 2108 ( $h=100$ ). Abbildung 3 zählt zur Prognose des realen Geldmarktsatzes im Euro-Raum die Überschussrendite auf europäische Aktien (ohne Großbritannien) hinzu. Der Mittelwert der 10.000 Modellprognosen ergibt für 2009 eine positive ex-ante reale erwartete Aktienrendite in Europa (ohne Großbritannien) von 5,5%. Für den US-Aktienmarkt ist der Mittelwert aller Prognosen für 2009 hingegen extrem negativ (-27,9%). Das Modell ist offensichtlich in den ersten Prognosejahren außerhalb des langfristigen Gleichgewichtes und schwingt sich langsam auf die langfristige (stationäre) Lösung des dynamischen Gleichungssystems ein. Das geschieht in Europa mit einer scharfen Korrektur im Jahr 2010, die in der Folge langsam abgebaut wird. In den USA ist die Korrektur des starken Kursverfalls im ersten Simulationsjahr hingegen wesentlich rascher.

Die ober und unter dem Mittelwert liegenden Linien zeigen Verteilungsmaße der simulierten durchschnittlichen Verzinsungen,  $\bar{r}_{YIEEU,t+h}$ , für alle  $h=1, 2, \dots, 100$  Halteperioden. Die oberste Linie entspricht der maximalen simulierten durchschnittlichen Verzinsung und die unterste Linie dem kleinsten simulierten Wert. Für US-Aktien stehen aus derselben Simulation ebenfalls Ergebnisse zur Verfügung, die in Abbildung 4 dargestellt sind. In den Abbildungen 3 und 4 ist

Abbildung 3: Verteilung der durchschnittlichen Renditen auf europäische Aktien (ohne Großbritannien) mit Laufzeiten bis zu 100 Jahren

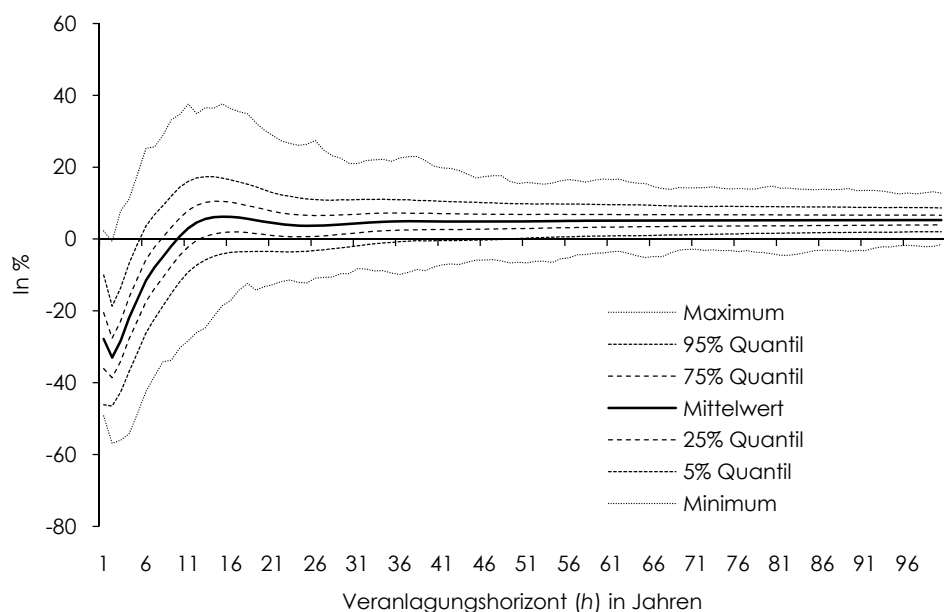


Anmerkung: Bedingte Prognose für den Zeitraum 2009 bis 2108. Simulationsergebnisse des VAR(1) Modells in Gleichung (4) für den Euro-Raum 3-Monatszinssatz und die Überschussrenditen auf europäische Aktien (Euro-Basis). Die langfristige erwartete Rendite (Steady state) beträgt 7,1% jährlich.

der niedrigste Zinsszinssatz immer unter der Nulllinie (Minimum), d. h. selbst mit einem Veranlagungshorizont von 100 Jahren besteht noch ein Restrisiko für Anleger in Form eines realen Kapitalverlustes. Dieses Restrisiko ist allerdings klein. Von den 10.000 Simulationen für den europäischen Aktienindex (ohne Großbritannien) haben nur 5 Ziehungen im 100. Jahr einen Kapitalverlust, das entspricht einer Wahrscheinlichkeit von 0,05%. Die Verlustwahrscheinlichkeiten werden durch potentielle Gewinnmöglichkeiten ausgeglichen: Das Maximum der simulierten durchschnittlichen Verzinsung liegt nach 100 Jahren ( $t+100$ ) bei 15,3% jährlich. In den Abbildungen 3 und 4 sind zwischen den beiden Extremwerten zwei Konfidenzintervalle aufgetragen. Innerhalb des äußeren der beiden Konfidenzintervalle liegen 90% der erwarteten Renditen auf europäische Aktien und innerhalb des inneren Konfidenzintervalls liegen 50% der erwarteten Renditen. Das 90%-Konfidenzintervall in Abbildung 3 schneidet die Nulllinie im 33. Simulationsjahr, d. h. Kapitalverluste für europäische Aktien treten bei einer 32-jährigen Veranlagung am Jahresbeginn 2009 mit einer Wahrscheinlichkeit von 5% auf<sup>1)</sup>.

Bedingt durch die negativen erwarteten Renditen am Anfang des Simulationszeitraums bleiben die Konfidenzintervalle vergleichsweise lange im Verlustbereich. Wenn das Modell

Abbildung 4: Verteilung der durchschnittlichen Renditen auf US Aktien mit Laufzeiten bis zu 100 Jahren



Anmerkung: Bedingte Prognose für den Zeitraum 2009 bis 2108. Simulationsergebnisse des VAR(1) Modells in Gleichung (4) für den 3-Monatszinssatz und die Überschussrenditen auf US Aktienveranlagungen. Die langfristige erwartete Rendite (Steady state) beträgt 5,5% jährlich.

<sup>1)</sup> Die verbleibenden 5% des Konfidenzintervalls gelten für Zinsszinssätze nahe am Maximalwert.

aus der langfristigen Gleichgewichtsposition startet, dringt es rascher in den positiven Bereich vor. Deshalb ist in den Abbildungen 5 und 6 der langfristige Gleichgewichtswert des VAR(1)-Modells von 7,1% für Europa (ohne Großbritannien); und in den Abbildungen 7 und 8 der langfristige Gleichgewichtswert des VAR(1)-Modells von 5,5% für die USA (auf Euro-DEM Basis) Ausgangspunkt der simulierten Konfidenzintervalle. Zum Vergleich dazu enthalten alle Abbildungen auch die entsprechenden theoretischen Konfidenzintervalle für identisch unabhängig verteilte Zufallsvariable. Die Standardabweichung einer kumulierten identisch unabhängig verteilten Zufallsvariable sinkt mit der Länge des Veranlagungshorizontes,  $h$ , entsprechend der folgenden Formel (Campbell – Viceira, 2002):

$$\sigma_{i,t+h} = \frac{\sigma_i}{\sqrt{h}} \quad h=1, 2, \dots, 100. \quad (7)$$

Die Standardabweichung der durchschnittlichen Verzinsung auf die Veranlagungsform  $i$  entspricht also der mit der inversen Wurzel von  $h$  gewichteten Standardabweichung jährlicher erwarteter Renditen. In den Abbildungen 5 und 6 zeigen die beiden strichlierten Linien das auf dieser Transformation beruhende 90%- bzw. 99,4%-Konfidenzintervall für die Standardabweichungen aus Übersicht 5. Für europäische Aktien (ohne Großbritannien) liegt das simulierte 90%-Konfidenzintervall immer innerhalb des theoretischen Konfidenzintervalls. Dieser Unterschied entsteht durch die erklärenden Variablen im VAR(1)-Modell, die einen Teil der Schwankung der Überschussrenditen erklären. Die verbleibende nicht durch das VAR(1)-Modell erklärte Schwankung der Renditen in  $r_{t+1}$  ist entsprechend kleiner als die unbedingte Standardabweichung in Übersicht 5. Das 3- $\sigma$ -Intervall stimmt ab einem Veranlagungshorizont von etwa 10 Jahren mit den theoretischen Konfidenzintervallen nahezu überein. Für die USA zeigen die Abbildungen 7 und 8 dasselbe Muster, wenn auch das simulierte untere 3- $\sigma$ -Intervall etwas näher am Mittelwert liegt als die theoretische Funktion.

Unter der Annahme, dass die Modell-Prognose aus der langfristigen Lösung heraus startet, sind die Halteperioden mit geringer Verlustwahrscheinlichkeit etwas kürzer als in der bedingten Prognose. In Abbildung 5 kreuzt das simulierte 5%-Quantil die Nulllinie nach etwa 25 Jahren von unten, d. h. wenn die Veranlagung in einem Jahr erfolgt, in dem sich die Aktienmärkte nahe am langfristigen Gleichgewicht befinden, treten Kapitalverluste bei einem Veranlagungshorizont von 25 Jahren mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% auf. Wenn man ein 3- $\sigma$ -Sicherheitsintervall für eine Investition verlangt, ist hingegen eine Halteperiode von 60 Jahren notwendig; erst dann kann ein Kapitalverlust mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,3% ausgeschlossen werden. Für eine Veranlagung auf dem US-Aktienmarkt ist das Risiko höher, weil zum Veranlagungsrisiko das Wechselkursrisiko zwischen Euro und US-Dollar hinzu kommt, und die erwartete Rendite etwas niedriger ist. Dementsprechend sind die simulierten Konfidenzintervalle in den Abbildungen 7 und 8 etwas breiter. Auf dem 5%-Sicherheitsniveau kommt es für US-Aktienveranlagungen ab etwa 40 Jahren Laufzeit zu keinen Kapitalverlusten. Das 3- $\sigma$ -Konfidenzintervall deutet sogar noch für Veranlagungen mit einer Laufzeit von über 95 Jahren ein Verlustpotential mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,3% an.

Abbildung 5: Erwartete Rendite auf Veranlagungen in europäische Aktien (ohne Großbritannien) und 90%-Konfidenzintervalle

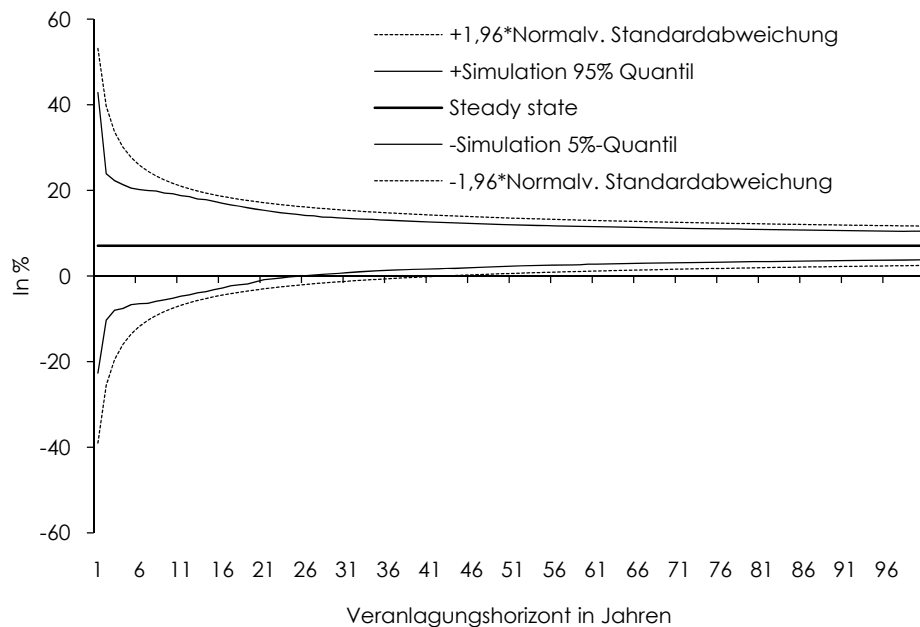


Abbildung 6: Erwartete Rendite auf Veranlagungen in europäische Aktien (ohne Großbritannien) und 99,4%-Konfidenzintervalle

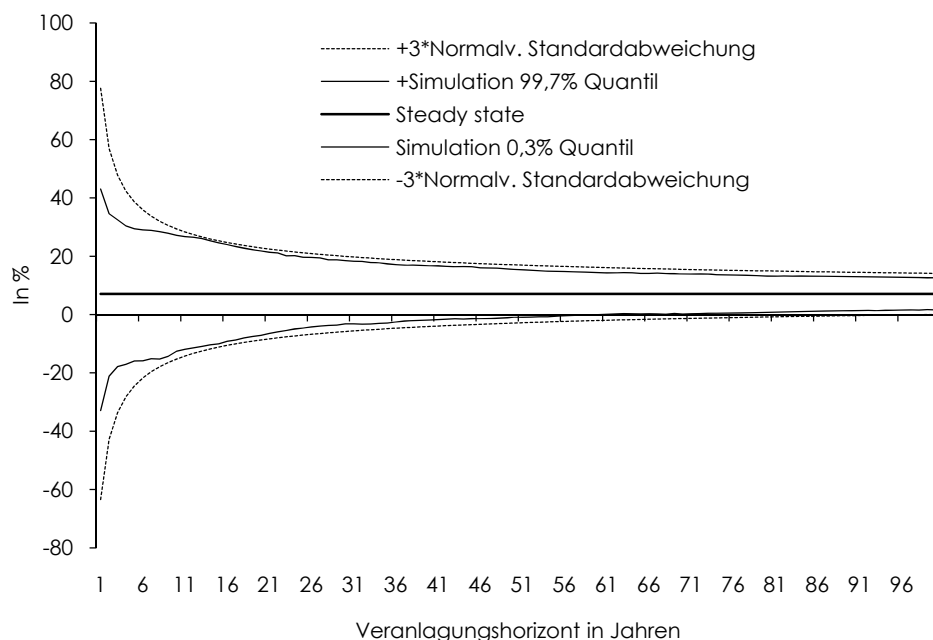
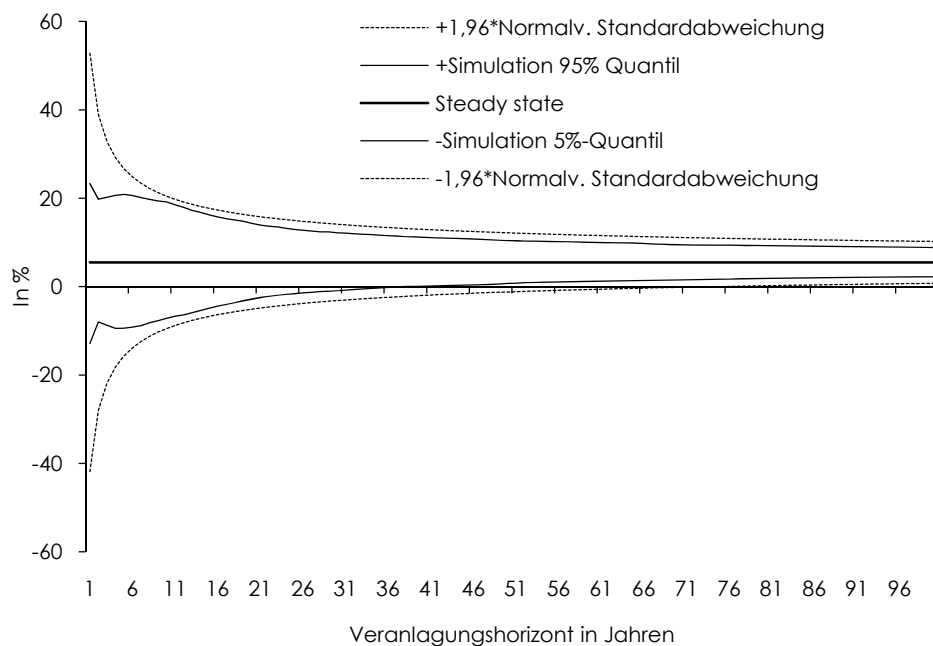
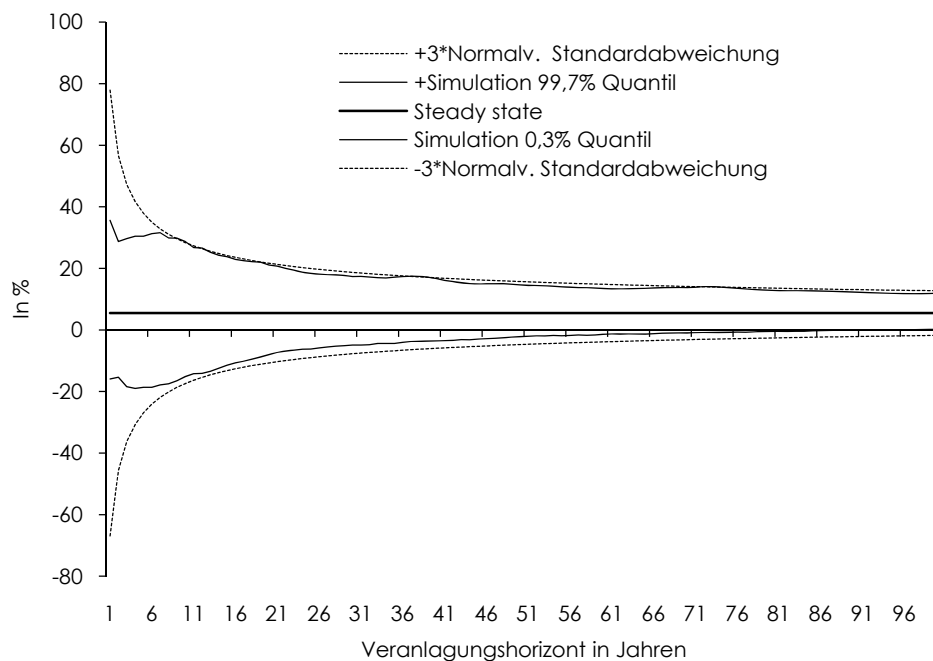


Abbildung 7: Erwartete Rendite auf Veranlagungen in US-Aktien und 90%-Konfidenzintervalle



Anmerkung: Auf Euro-Basis.

Abbildung 8: Erwartete Rendite auf Veranlagungen in US-Aktien und 99,4%-Konfidenzintervalle



Anmerkung: Auf Euro-Basis.

### 3.3.1 Vergleich der Simulationsergebnisse mit anderen Arbeiten

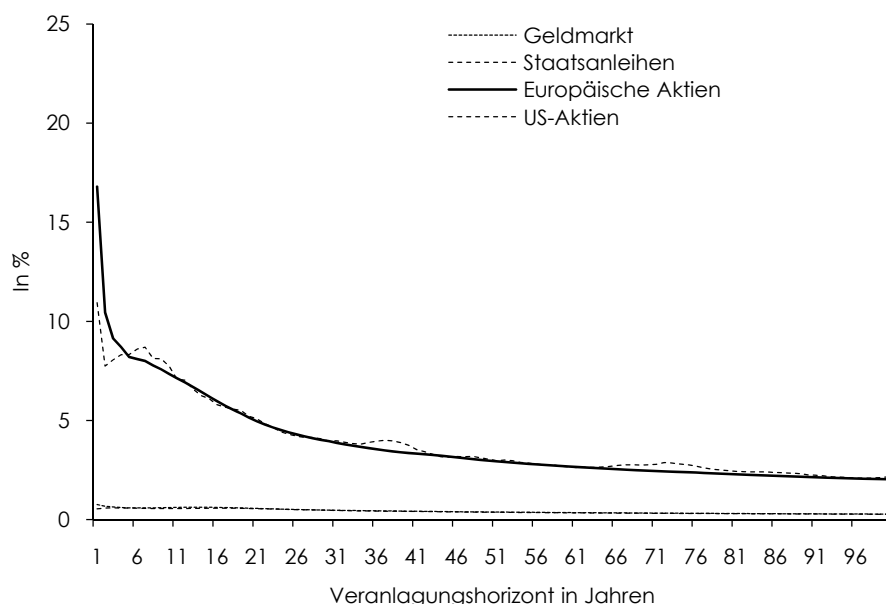
Für die vorliegende Analyse über das Veranlagungsrisiko langfristiger Veranlagungen gibt es vergleichbare Arbeiten von *Campbell - Viceira (2002)* und *Bec - Gollier (2009)*. *Campbell - Viceira (2002)* berechnen die bedingte Standardabweichung der durchschnittlichen Verzinsung für Veranlagungshorizonte bis zu 100 Jahren mit einem US-Datensatz, und *Bec - Gollier (2009)* wiederholen diese Analyse für einen französischen Datensatz. Beide Arbeiten stellen die Standardabweichung von Aktieninvestitionen jener von Geldmarktinstrumenten und festverzinslichen Wertpapieren gegenüber und finden eine mit dem Veranlagungshorizont abnehmende Standardabweichung für Aktienveranlagungen. Die Abnahme der Standardabweichung fällt für US-Aktien (von 18% auf 14%) stärker aus als am französischen Aktienmarkt (von 22% auf 21%). *Campbell - Viceira (2002)* zeigen zusätzlich, dass die Standardabweichung der durchschnittlichen Verzinsung einer rollierenden Veranlagung am Geldmarkt mit steigendem Veranlagungshorizont zunimmt. Erstaunlicherweise ist für Veranlagungszeiträume von 25 und mehr Jahren das Risiko von Geldmarktveranlagungen höher als für Aktieninvestitionen. Ähnliches gilt für Investitionen in festverzinsliche Wertpapiere, wo ab einem Veranlagungshorizont von 50 und mehr Jahren ein höheres Risiko als bei Aktieninvestitionen auftritt. *Bec - Gollier (2009)* können in ihrer Analyse des französischen Kapitalmarktes zwar ebenfalls ein mit dem Veranlagungshorizont steigendes Risiko am Geld- und Anleihemarkt nachweisen, das Risiko übertrifft allerdings zu keinem Zeitpunkt jenes von Aktienveranlagungen. Zum Vergleich mit diesen beiden Arbeiten enthalten die Abbildungen 9 und 10 die simulierten und theoretischen Standardabweichungen von europäischen bzw. deutschen Geldmarktpapieren, festverzinslichen Wertpapieren und Aktienveranlagungen. Ähnlich wie in den beiden bereits erwähnten Arbeiten sinkt die Standardabweichung für Renditen auf europäische Aktien mit dem Veranlagungshorizont deutlich. Ausgehend von 17% nimmt die Standardabweichung der simulierten durchschnittlichen Verzinsung rasch auf 8% ab und fällt danach langsam weiter auf 2%. Geld- und Anleihemarktveranlagungen sind hingegen von Beginn an mit kleinen Standardabweichungen behaftet, die für sehr lange Veranlagungshorizonte noch geringfügig abklingen.

Ein Teil dieses Unterschieds kann mit dem unterschiedlichen Verfahren zur Berechnung der Standardabweichung erklärt werden. Während *Campbell - Viceira (2002)* und *Bec - Gollier (2009)* bedingte Standardabweichungen berechnen (vgl. *Campbell - Viceira, 2004*)), beruhen die Ergebnisse in Abbildung 9 auf mit dem Bootstrap-Verfahren simulierten Standardabweichungen der durchschnittlichen Verzinsung. Darüber hinaus gehend enthält das hier eingesetzte Modell internationale Renditen und beschränkt sich nicht auf einen nationalen Kapitalmarkt. Dadurch sind gemeinsame Schocks und zusammenhängende Reaktionen besser abgebildet. Schließlich unterscheiden sich die Eigenschaften europäischer bzw. deutscher Renditen von jenen der entsprechenden Variablen in den USA. Der reale Zinssatz am deutschen bzw. Euro-Geldmarkt hat z.B. eine wesentlich geringere Standardabweichung. *Campbell - Viceira (2002)* berichten für den US-Geldmarktsatz in einer

sehr großen Stichprobe von 1890 bis 1998 einen Mittelwert von 2,1 und eine vergleichsweise hohe Standardabweichung von 8,8. Übersicht 5 zeigt hingegen, dass im Eurogebiet bzw. in Deutschland ein Mittelwert von 2,6 mit einer Standardabweichung von 1,6 auftritt. *Campbell - Viceira (2002)* berichten für einen kürzeren Datensatz auf Quartalsbasis (1952Q1-1999Q4) einen Mittelwert von 1,5 mit einer Standardabweichung von 1,4 und liegen damit wesentlich näher an den Kennzahlen der hier verwendeten Renditen. Die von *Campbell - Viceira (2002)* berechneten bedingten Standardabweichungen für diesen kürzeren Quartalsdatensatz zeigen nur mehr einen geringfügigen Anstieg der bedingten Standardabweichung mit dem Veranlagungshorizont. Ein Unit-Root-Test für den realen Euro-Raum/Deutschland Geldmarktzinssatz, lehnt die Nullhypothese einer Unit-Root ab (p-Wert: 0,02). Die Zeitreihe ist also nicht so persistent, wie sie von *Campbell - Viceira (2002)* im Zeitraum 1890 bis 1998 für die USA beschrieben wird.

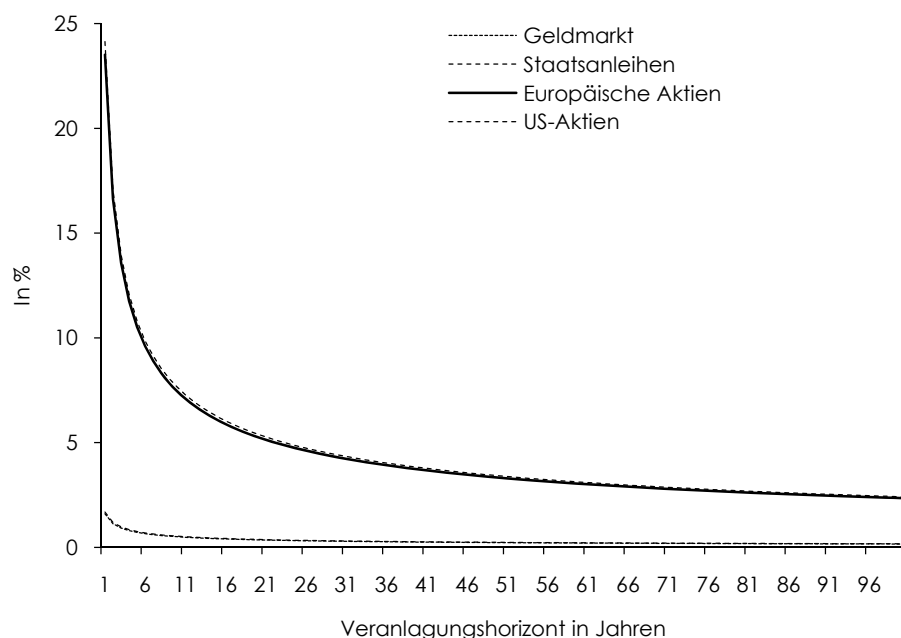
Der Vorteil simulierter Konfidenzintervalle gegenüber der Berechnung von Konfidenzintervallen Grundlage realisierter Daten (vgl. Abbildung 1) ist in Abbildung 11 deutlich erkennbar. Abbildung 11 wiederholt Abbildung 1 und ergänzt sie um die simulierten 90%-Konfidenzintervalle für die durchschnittliche Verzinsung europäischer Aktienveranlagungen aus Abbildung 5. Es ist sofort ersichtlich, dass die Konfidenzintervalle auf Grundlage der realisierten durchschnittlichen Verzinsung für kurze Veranlagungshorizonte deutlich weiter sind als die simulierten Konfidenzintervalle. Dieser Unterschied entsteht durch

Abbildung 9: Vergleich des Risikos für die durchschnittliche Verzinsung von Veranlagungen am Geldmarkt, in Staatsanleihen und in europäische (ohne Großbritannien) und US-Aktien, Standardabweichung



Anmerkung: Standardabweichung der simulierten durchschnittlichen Verzinsung aus dem Bootstrap-Experiment.

Abbildung 10: Vergleich des Risikos für die durchschnittliche Verzinsung von Veranlagungen am Geldmarkt, in Staatsanleihen und in europäische (ohne Großbritannien) und US-Aktien, Standardabweichung

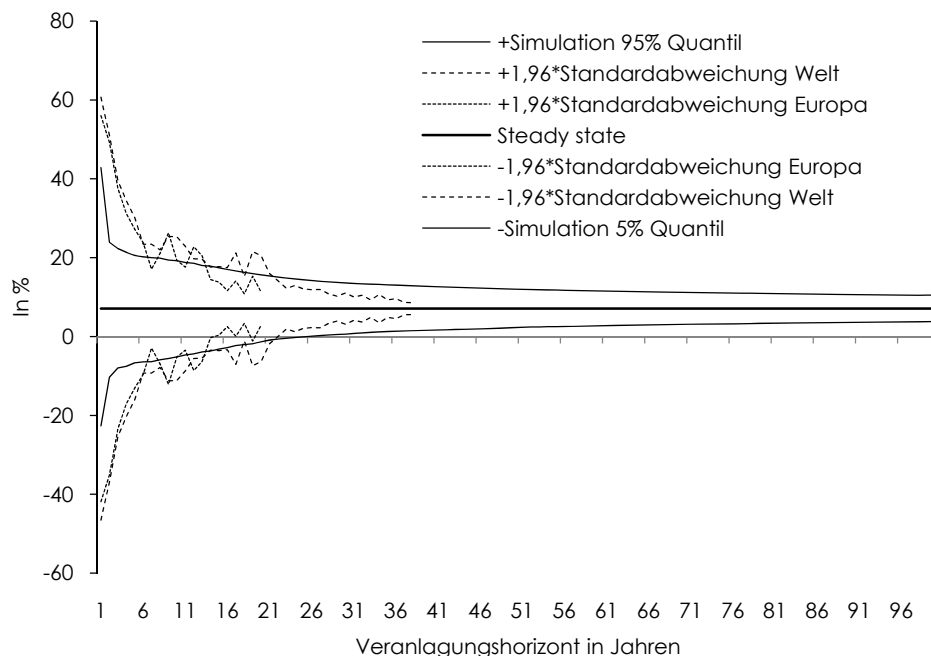


Anmerkung: Theoretische Standardabweichung unter der Annahme identisch unabhängig verteilter Renditen, vgl. Campbell - Viceira (2002) S. 32.

das VAR(1)-Modell, das einen Teil der Schwankung europäischer Aktienerträge durch die anderen Überschussrenditen und die zusätzlichen erklärenden Faktoren modelliert. Da in einer VAR alle Variablen endogen sind, verliert die Bedeutung der erklärten Varianz in der Prognose rasch an Bedeutung. Die beiden Methoden liefern für Veranlagungshorizonte ab etwa 6 Jahren ähnliche Ergebnisse. Kurz danach – ab dem 7. Prognosejahr – schrumpft das Konfidenzintervall auf Grundlage der tatsächlichen durchschnittlichen Verzinsung deutlich, weil die Zahl der Beobachtungen zu klein für stichhaltige Aussagen wird, und die durchschnittliche Verzinsung mit steigendem Veranlagungshorizont stark autokorreliert ist (vgl. Median in Abbildung 1). Ab dem 25. Veranlagungsjahr beginnen auch die Konfidenzintervalle auf Grundlage aller vier Aktienmärkte (Europa (ohne Großbritannien), Japan, Großbritannien und USA) zu schrumpfen und werden im Vergleich zu den simulierten Intervallen zu eng. Ab dem 39. Jahr der Veranlagung ist die Berechnung von Konfidenzintervallen mit der Standardabweichung realisierter Daten unmöglich, weil keine Beobachtungen mehr vorliegen. Das VAR-Modell erlaubt hingegen auch für darüber hinausgehende Veranlagungshorizonte eine zuverlässige Abschätzung der Verlustwahrscheinlichkeit.



Abbildung 11: Vergleich tatsächlicher und simulierter 90%-Konfidenzintervalle für Renditen auf europäische Aktien (ohne Großbritannien)



Anmerkung: Erwarteter Ertrag auf europäische Aktien (ohne Großbritannien) in Euro. Vergleiche Abbildung 1.

### 3.3.2 Sensitivitätsanalysen der Simulationsergebnisse

Prognosen mit einem ökonometrischen Modell beruhen immer auf der Annahme, dass dieses Modell nicht nur die Vergangenheit gut erklärt, sondern auch in Zukunft weiterhin gültig ist. *Pástor - Stambaugh (2009)* betonen diese Eigenschaft und berücksichtigen in einer Simulation zusätzliche Risikoquellen für die Berechnung der Konfidenzintervalle der durchschnittlichen Verzinsung einer Investition auf dem US-Aktienmarkt. Sie zeigen, dass unter Berücksichtigung von Parameterunsicherheit im Modell und von Unsicherheit über die Qualität der erklärenden Variablen – z. B. dem Verhältnis zwischen Dividende und Aktienpreis oder der Inflationsrate im VAR(1)-Modell in Gleichung (4)) – die Konfidenzintervalle der durchschnittlichen Verzinsung mit dem Veranlagungshorizont steigen. Dieses Ergebnis dürfte jedoch den Einfluss zusätzlicher Risikofaktoren überzeichnen, weil *Bec - Gollier (2009)* auch unter Berücksichtigung zusätzlicher Risikofaktoren enger werdende Konfidenzintervalle ausweisen. *Stambaugh (1999)*, *Barberis (2000)* und *Hoevenaars et al. (2007)* bestätigen bei Parameterunsicherheit für kurze bis mittlere Horizonte breiter werdende Konfidenzintervalle, für lange Horizonte verengen sie sich jedoch auch in diesen Arbeiten.

Für eine Sensitivitätsanalyse der Ergebnisse wird auch die VAR(1) in Gleichung (4) mit Parameterunsicherheit simuliert. Innerhalb der Stichprobe gibt es mit einem parametrischen Bootstrap immer wieder simulierte Systeme mit einer Unit-Root größer als eins. In diesem Fall konvergiert die stochastische Simulation nicht zu einer stabilen Lösung. Lösungen mit einer

Unit-Root größer als eins werden daher aus den Bootstrap-Simulationen ausgeschlossen (719 von 10.719 Simulationen) und wiederholt, sodass die ursprüngliche Zahl an Simulationen erhalten bleibt. Das Ergebnis der Simulation mit Parameterunsicherheit wird in Abbildung 12 mit der Standardsimulation für europäische Aktien (Abbildung 5) verglichen. Die Form der Konfidenzintervalle bleibt durch die Einführung von Parameterunsicherheit erhalten, d. h. das Ergebnis von *Stambaugh* (1999), *Barberis* (2000), *Hovenaars et al.* (2007) und *Pástor - Stambaugh* (2009) kann für Renditen auf europäische Aktien nicht bestätigt werden. Das 90%-Konfidenzintervall ist etwas weiter als in der Standardsimulation, schrumpft aber von Anfang an und belegt damit die Hypothese eines mit dem Veranlagungshorizont abnehmenden Risikos.

Ein alternativer Sensitivitätstest der Simulationsergebnisse ist durch die Erhöhung der Fehlervarianz von  $\epsilon_{t+1}$  möglich. Dieses Experiment unterstellt, dass zwar die Koeffizienten des VAR(1)-Modells in Zukunft konstant bleiben aber die Häufigkeit größerer unerwarteter Schocks auf die Überschussrenditen höher wird. Für diese Simulation wird die Kovarianzmatrix für das Bootstrap-Verfahren mit dem Faktor 1,5 multipliziert; das entspricht einer Erhöhung der Varianz im Simulationszeitraum um 50%. Dieses Muster würde mit einer deutlich höheren Wertschwankung auf den Aktienmärkten übereinstimmen. Abbildung 13 zeigt die Folgen dieses Eingriffs auf die Konfidenzintervalle für die durchschnittliche Verzinsung europäischer Aktien (ohne Großbritannien). Falls die erwarteten Renditen in Zukunft eine wesentlich höhere Varianz als bisher (+50%) haben sollten, würde die Form der Konfidenzintervalle ebenfalls erhalten bleiben, d. h. das Risiko von Veranlagungsverlusten sinkt mit zunehmender Dauer der Investition. Im Unterschied zur Standardsimulation ist das 90%-Konfidenzintervall aber breiter und schneidet die Nulllinie erst nach dem 50. Simulationsjahr von unten.

Abbildung 12: Erwartete Rendite auf Veranlagungen in europäische Aktien (ohne Großbritannien) und 90%-Konfidenzintervalle aus der Standardsimulation und der Simulation mit Parameterunsicherheit

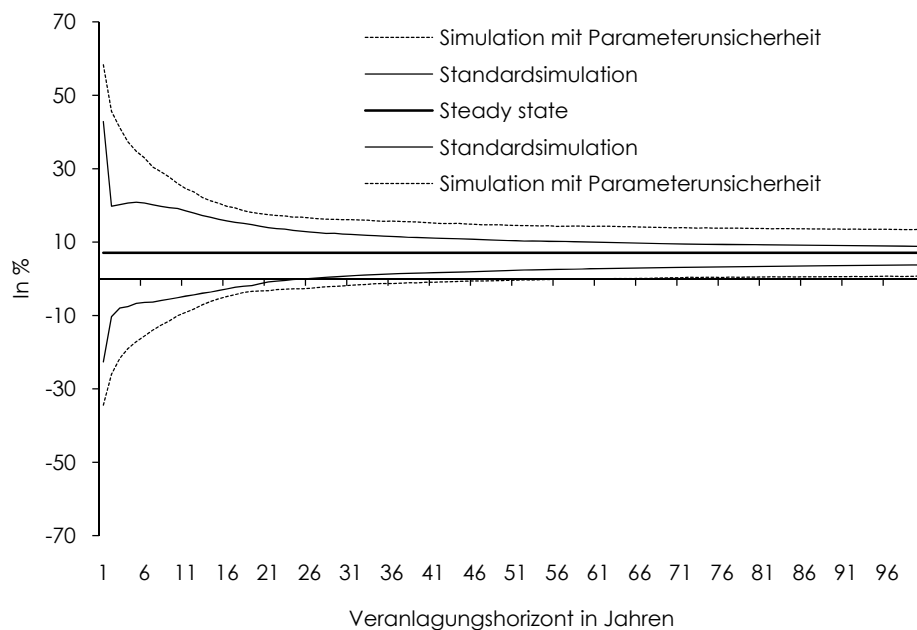
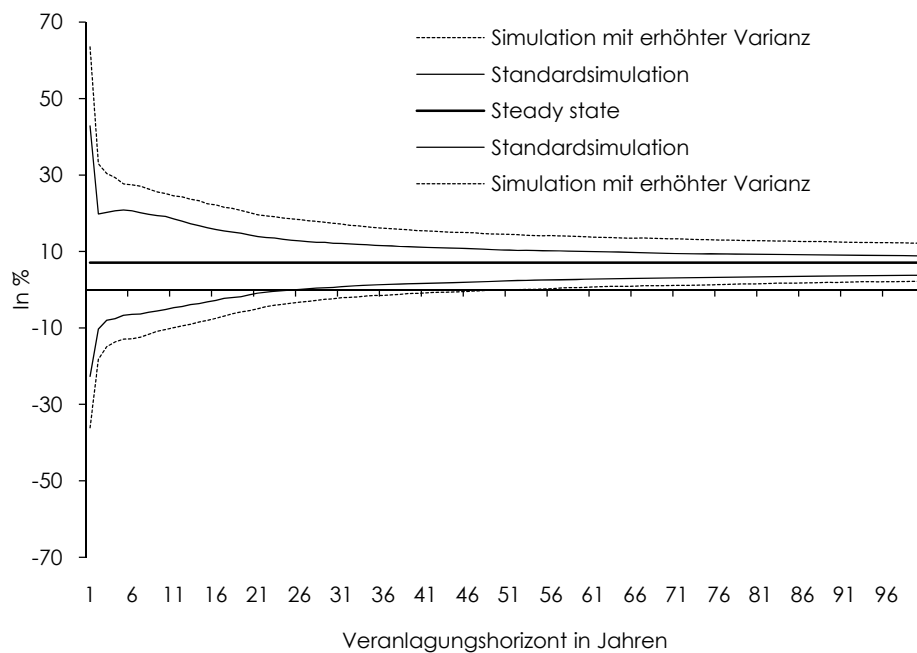


Abbildung 13: Erwartete Rendite auf Veranlagungen in europäische Aktien (ohne Großbritannien) und 90%-Konfidenzintervalle aus der Standardsimulation und der Simulation höherer Fehlervarianz





#### **4. Zusammenfassung**

Im Vergleich zum Wertschöpfungsanteil von 0,1% ist die Finanzierungsleistung österreichischer Investmentfonds wesentlich bedeutender. Sie halten 5,7% an den Verpflichtungen des Inlands und des Auslands (in Österreich) als Anlagevermögen, wobei der Großteil der Investitionen im Ausland erfolgt. Österreichische Investoren nutzen das Know-how in den Investmentfonds überwiegend zur diversifizierten Veranlagung im Ausland. Im Inland hat die Direktveranlagung in Wertpapieren einen größeren Stellenwert als die Intermediation über Investmentfonds.

Die Turbulenzen auf den Finanzmärkten haben seit Herbst 2008 zu einer Umschichtung von Vermögen in staatlich garantierte Spareinlagen geführt. Die breit über die meisten Veranlagungsformen gestreuten Kursverluste haben die Risikoscheu der Investoren erhöht und bewirken, dass sie zurzeit vergleichsweise niedrige Renditen für liquide und gleichzeitig sichere Anlagen akzeptieren. Die starken Kursschwankungen an den Börsen werfen die Frage auf, ob Veranlagungen in ein Aktienportfolio für private Haushalte und institutionelle Anleger mit einem langen Veranlagungshorizont sinnvoll sind?

Aus der Perspektive des höheren erwarteten Ertrags von Aktienveranlagungen kann diese Frage eindeutig mit ja beantwortet werden. Aktien erbrachten in den letzten 40 Jahren unter Berücksichtigung von Dividendenzahlungen eine nominelle erwartete Rendite von jährlich 9,1% (USA) bis 12,2% (Japan). Europäische Aktien lagen mit 10,7% jährlicher erwarteter Rendite zwischen diesen Extremwerten. Im Vergleich dazu konnte mit einer Veranlagung auf dem Geldmarkt zwischen 4,7% (USA) und 6,3% (Japan) erzielt werden. Alle hier angeführten Renditen sind aus der Sicht eines österreichischen Investors betrachtet und in Euro umgerechnet. Dadurch übertragen sich Änderungen des Wechselkurses zwischen der jeweiligen Landeswährung und dem Euro direkt auf den Veranlagungserfolg. Aktien bieten also selbst für sehr kurzfristige Veranlagungshorizonte von einem Jahr im Erwartungswert eine deutliche Prämie gegenüber weniger risikoreichen Anlagen am Geldmarkt. Ähnliches gilt auch für den Vergleich mit Staatsanleihen.

Die hohen Erwartungswerte für Renditen auf Aktien gehen allerdings mit einem beträchtlichen Schwankungspotential einher. Ein oft verwendetes Maß für die Schwankungsbreite von Renditen ist deren Standardabweichung. Sie gibt an, wie stark die tatsächlichen Renditen um ihren Erwartungswert schwanken. Je größer die Standardabweichung der Rendite ist, desto risikoreicher ist zugehörige Veranlagungsform. Die Renditen auf Aktienveranlagungen hatten in den letzten 40 Jahren eine wesentlich höhere Standardabweichung als Staatsanleihen oder Geldmarktpapiere. Die ausgeprägtere Schwankung von Aktienrenditen führt zu einem deutlichen Auseinanderklaffen zwischen erwarteter Rendite und durchschnittlicher Verzinsung einer Aktieninvestition. Die erwartete Rendite entspricht dem Durchschnitt der jährlichen Renditen. Im Gegensatz dazu misst die durchschnittliche Verzinsung den Zinseszinssatz einer mehrjährigen Veranlagung, d. h. einer

Kaufen und Halten Strategie über mehrere Perioden. Je größer die Schwankungsbreite einer Rendite ist, desto stärker klaffen erwartete Rendite und durchschnittliche Verzinsung auseinander. Aus einer Risikoperspektive kann die Frage nach der Sinnhaftigkeit von Aktienveranlagungen nicht mehr eindeutig beantwortet werden, weil private Haushalte unterschiedlich risikoscheu sind und sich daher nicht durchgehend der Gefahr von Kapitalverlusten aussetzen wollen.

Da die Verlustgefahr mit einer entsprechenden Überschussrendite – das ist der Unterschied zwischen der Aktienrendite und der Rendite einer sicheren Veranlagung – abgegolten wird, müssen private Haushalte zwischen den Eigenschaften hoher Ertrag und hohes Risiko abwägen. Diese Abwägung wird mit einem längeren Veranlagungshorizont leichter, weil die Schwankungsbreite der durchschnittlichen Verzinsung theoretisch mit der Veranlagungsdauer abnimmt. Dieses Phänomen kann auch empirisch mit den zur Verfügung stehenden Werten für die tatsächliche durchschnittliche Verzinsung diversifizierter Aktienveranlagungen nachgewiesen werden. Allerdings stößt dieser Ansatz rasch an seine Grenzen, weil die vorhandenen Datensätze in der Regel zu kurz für eine sinnvolle Berechnung der Standardabweichung sind. Daraus abgeleitete Konfidenzintervalle sind daher mit statistischen Schwächen behaftet. Konfidenzintervalle zeigen eine Bandbreite für die erwartete Renditen oder Zinseszinssätze und geben für dieses Band eine Wahrscheinlichkeit an, mit der die realisierten Renditen innerhalb des Konfidenzintervalls liegen.

Alternativ zur direkten Berechnung der Standardabweichung für unterschiedliche Veranlagungshorizonte aus der tatsächlichen durchschnittlichen Verzinsung können auch statistische Modelle für Renditen geschätzt und simuliert werden. Dieser Ansatz wird hier verwendet und mit den zuvor beschriebenen direkten Methoden verglichen. Das Modell enthält den 3-Monats-Geldmarktsatz des Euro-Raums als Bezugsgröße. Die Renditen anderer Wertpapiere sind als Überschussrenditen zu diesem Wert definiert. Die anderen Wertpapiere umfassen Staatsanleihen und Aktien aus vier Ländern bzw. Regionen: Europa (ohne Großbritannien), Japan, Großbritannien und die USA. Simulierte Konfidenzintervalle haben vor allem dann Vorteile, wenn nur wenige Beobachtungen für die durchschnittliche Verzinsung langer Veranlagungshorizonte zur Verfügung stehen. Der MSCI-Index wird z. B. seit 1969 regelmäßig veröffentlicht und ermöglicht daher zwischen 1970 und 2008 die Berechnung der durchschnittlichen Verzinsung für eine Aktienveranlagung mit maximal 38 Jahren Haltezeit. Eine Standardabweichung kann für diesen Zeitraum nicht mehr berechnet werden, weil es nur eine einzige Beobachtung für den Veranlagungshorizont von 38 Jahren gibt.

Unter diesen Umständen ermöglicht ein Simulationsmodell die Abschätzung des Unsicherheitspielraums für beliebig lange Veranlagungszeiträume. Die in dieser Studie ermittelten Konfidenzintervalle zeigen, dass Kapitalverluste aus einer Aktienveranlagung in Europa (ohne Großbritannien) nach Berücksichtigung der Inflation (real) ab einem Veranlagungshorizont von 25 bis 30 Jahren mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% ausgeschlossen werden können. Umgekehrt formuliert, treten in 5 von 100 Perioden mit einer Länge von 25 bis 30 Jahren Kapitalverluste nach Abzug der Inflationsrate auf. Die Ausweitung

des Veranlagungszeitraumes auf 100 Jahre schafft keine 100%-Sicherheit vor realen Kapitalverlusten, weil die Simulationsergebnisse zeigen, dass in 5 von 10.000 Fällen (0,05%) die durchschnittliche Verzinsung eines diversifizierten europäischen Aktienportfolios (ohne Großbritannien) negativ bleibt. Diesem Verlustpotential steht ein erhebliches Ertragspotential gegenüber. Bei einer Veranlagungsdauer von 25 bis 30 Jahren kann ein europäisches Aktienportfolio (ohne Großbritannien) mit einer Wahrscheinlichkeit von 5% eine durchschnittliche reale Verzinsung von über 13,7% jährlich bringen. Die langfristige Lösung des Simulationsmodells ergibt eine reale Verzinsung von 7% pro Jahr und stimmt mit langfristigen Schätzungen anderer Studien gut überein.





## 5. Literaturhinweise

- Bec, F., Gollier, C., "Assets Returns Volatility and Investment Horizon: The French Case", CESifo Working Paper, 2009, (2622),  
[http://www.ifo.de/pls/guestci/download/CESifo%20Working%20Papers%202009/CESifo%20Working%20Papers%20April%202009/cesifo1\\_wp2622.pdf](http://www.ifo.de/pls/guestci/download/CESifo%20Working%20Papers%202009/CESifo%20Working%20Papers%20April%202009/cesifo1_wp2622.pdf).
- Barberis, N., "Investing for the Long run When Returns are Predictable", Journal of Finance, 2000, 55(1), S. 225-264,  
[http://badger.som.yale.edu/faculty/ncb25/alloc\\_inl.pdf](http://badger.som.yale.edu/faculty/ncb25/alloc_inl.pdf).
- Bodie, Z., "On the Risk of Stocks in the Long Run", Financial Analysts Journal, 1995, 51(3), S. 18–22.
- Bodie, Z., Merton, R., C., Samuelson, W., F., "Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model", Journal of Economic Dynamics and Control, 1992, 16(3-4), S. 427-449.
- Campbell, J. Y., "Asset Prices, Consumption, and the Business Cycle" in Taylor, J., Woodford, M., Handbook of Macroeconomics Vol. 1, North Holland, Amsterdam, 1999, S. 1231-1303.
- Campbell, J. Y., "Viewpoint: Estimating the Equity Premium", Canadian Journal of Economics, 2008, 41(1), S. 1-21.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinlay, A. C., "The Econometrics of Financial Markets", Princeton University Press, Princeton, 1997.
- Campbell, J. Y., Chan, Y. L., Viceira, L. M., "A Multivariate Model of Strategic Asset Allocation", Journal of Financial Economics, 2003, 67(1), S. 41-80.
- Campbell, J. Y., Viceira, L. M., Strategic Asset Allocation, Oxford University Press, Oxford, 2002.
- Cochrane, J. H., "The Dog That Did Not Bark: A Defense of Return Predictability", Review of Financial Studies, 2007, 21(4), S. 1533-1575.
- Credit Suisse, Credit Suisse Global Investment Returns Yearbook 2009, Credit Suisse Research Institute, Zürich, 2009.
- Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M., Triumph of the Optimists, Princeton University Press, Princeton NJ, 2002.
- Dimson, E., Marsh, P., Staunton, M., "Irrational Optimism", Financial Analysts Journal, 2004, 60(1), S. 15-25.
- Gollier, C., Zeckhauser, R., J., "Horizon Length and Portfolio Risk", Journal of Risk and Uncertainty, 2002, 24(3), S. 195-212.
- Hoevenaars, R., Molenaar, R., Schotman, P. C., Steenkamp, T., Strategic Asset Allocation for Long-Term Investors: Parameter Uncertainty and Prior Information, Working Paper, Maastricht University, 2007.
- Markowitz, H., "Portfolio Selection", Journal of Finance, 1952, 7(1), S. 77-91,  
<http://www.gacetafinanciera.com/TEORIARIESGO/MPS.pdf>.
- Merton, R., C., "Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous Time Case", Review of Economics and Statistics, 1969, 51(3), S. 247-257, <http://www.jstor.org/pss/1926560>.
- Merton, R. C., "Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous Time Model" ", Journal of Economic Theory, 1971, 3(1), S. 373-413.
- Merton, R. C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", Econometrica, 1973, 41(5), S. 867-887.
- Pástor, L., Stambaugh, R. F., Are Stocks Really Less Volatile in the Long Run?, Paper presented at European Finance Association Meeting 2009 Bergen, 2009.
- Samuelson, P. A., "Lifetime Portfolio Selection by Dynamic Stochastic Programming", Review of Economics and Statistics, 1969, 51, S. 239-246, <http://bbs.cenet.org.cn/uploadImages/200331914235669695.pdf>.
- Shen, P., "How Long is a Long-Term Investment?", Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, 2005, (1), S. 5-32, <http://www.kansascityfed.org/Publicat/econrev/Pdf/1Q05shen.pdf>.
- Siegel, J., Stocks for the Long run, McGraw Hill, New York, 1994.
- Smith, E. L., Common Stocks as Long-Term Investments, MacMillan, New York, 1925.
- Stambaugh, R. F., "Predictive Regressions", Journal of Financial Economics, 1999, 54(3), S. 375-421.
- Url, T., "Die Euro-Umstellung am WIFO", WIFO-Monatsberichte, 2001, 74(12), S. 761-767.



## **Anhang: Die Standardabweichung als Maßzahl zur Beschreibung der Schwankung von Renditen**

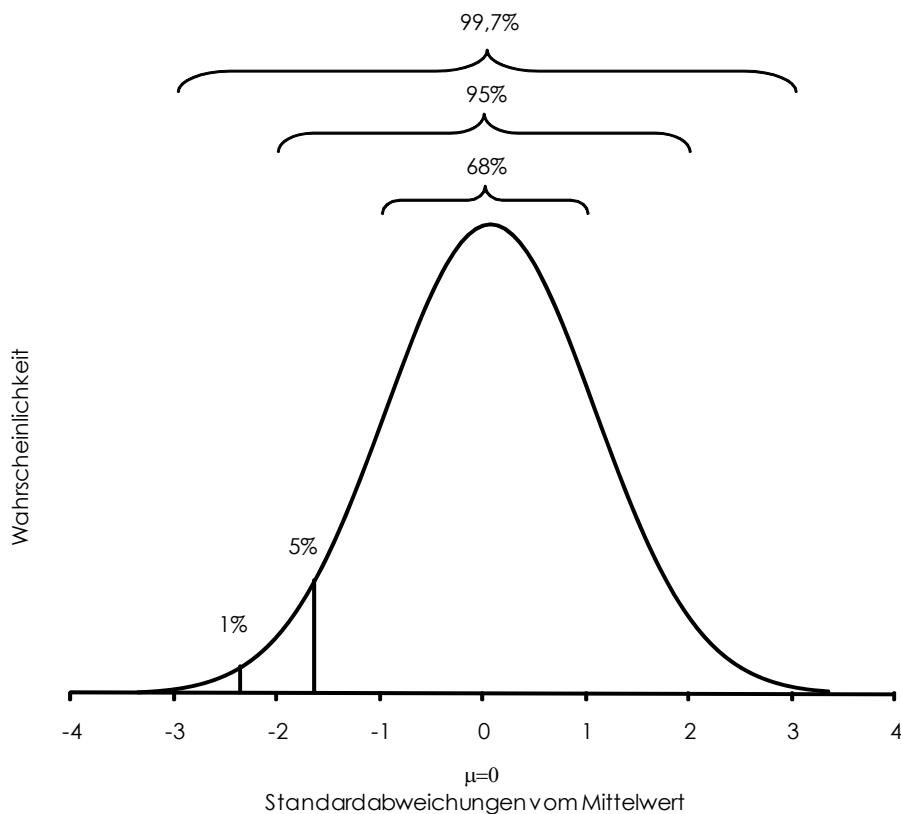
Zur Prognose der zukünftigen Entwicklung von Ertragsraten auf einzelne Veranlagungsformen werden Renditen vereinfachend als Realisationen einer Zufallsvariablen interpretiert, die am Ende jedes Jahres aus einer konstanten Verteilung gezogen wird. Dazu können unterschiedliche Annahmen über den Typ der Verteilung getroffen werden. Am beliebtesten ist die Normalverteilung besser bekannt unter dem Namen Gauss'sche Glockenkurve (Abbildung 14). Die Standard-Normalverteilung wird durch zwei Parameter vollständig beschrieben: den Mittelwert ( $\mu=0$ ) und die Standardabweichung ( $\sigma=1$ ). Der Mittelwert entspricht dem arithmetischen Mittel bzw. arithmetischen Durchschnitt und gibt jenen Wert an, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 50% nicht unterschritten wird. Die in Abbildung 14 dargestellte Dichtefunktion der Standard-Normalverteilung hat genau am Mittelwert von  $\mu=0$  den höchsten Wert, d. h. dieser Wert tritt mit der größten Wahrscheinlichkeit auf und wird daher auch als Erwartungswert bezeichnet.

Die Standardabweichung gibt an, wie stark die Renditen um diesen Erwartungswert herum schwanken. Je kleiner die Standardabweichung ist, desto näher liegen die Renditen in der Nähe des Mittelwertes. Umgekehrtes gilt für größere Werte der Standardabweichung. Innerhalb einer Bandbreite von  $\mu-1$  bis  $\mu+1$  werden 68% der realisierten Renditen liegen oder anders ausgedrückt, geringere Renditen als  $\mu-1$  bzw. höhere Renditen als  $\mu+1$  treten jeweils mit einer Wahrscheinlichkeit von 16% auf. Besonders häufig wird die Bandbreite von zwei Standardabweichungen verwendet. Innerhalb dieser Bandbreite von  $\mu\pm 2$  sind 95% der realisierten Renditen zu erwarten. Das 3 $\sigma$ -Sicherheitsniveau wird von einigen Unternehmen in der Qualitätsgarantie gegenüber Kunden angestrebt. Es schließt fehlerhafte Produkte mit einer Wahrscheinlichkeit von 0,3% aus. Umgelegt auf die hier betrachteten Renditen kann man unter der Annahme einer Normalverteilung mit einer Wahrscheinlichkeit von 99,7% davon ausgehen, dass die Realisation im Bereich  $\mu\pm 3$  liegt.

Im Allgemeinen kann die Normalverteilung sehr leicht auf Zufallsvariable mit einem von null verschiedenen Mittelwert und einer von eins abweichenden Standardabweichung angewendet werden. In diesem Fall gibt die Standardabweichung ebenfalls die Intervalle an, in denen rund um den Mittelwert 68% ( $\mu\pm\sigma$ ), 95% ( $\mu\pm 2\sigma$ ) bzw. 99,7% ( $\mu\pm 3\sigma$ ) der Realisationen auftreten werden (Abbildung 14). Für den deutschen 3-Monatszinssatz gibt Übersicht 4 einen Mittelwert 5,49% und eine Standardabweichung von 2,49% an, d. h. der nominelle Geldmarktsatz liegt mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% in einem Bereich zwischen 0,51% und 10,47%. Werte außerhalb dieser Bandbreite treten nur mit einer Wahrscheinlichkeit von 5% auf.

Dichtefunktionen dienen zur Bestimmung der Wahrscheinlichkeit, mit der eine Zufallsvariable bestimmte Grenzwerte nicht unter- bzw. überschreitet. In unserem Fall

Abbildung 14: Die Standard-Normalverteilung und deren Schwankungsbreite



Anmerkung: Die Standard-Normalverteilung hat einen Mittelwert von null und eine Standardabweichung von eins.

interessiert vor allem die Wahrscheinlichkeit, dass die Rendite auf eine Veranlagung positiv ist. Wenn für den deutschen 3-Monats-Geldmarkt-Zinssatz eine Normalverteilung angenommen wird, können beliebige Sicherheitsniveaus festgelegt werden, die durch die Portfoliozusammensetzung nur mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit unterschritten werden. Das Sicherheitsniveau kann in Standardabweichungen oder in Prozentsätzen ausgedrückt werden. Besonders beliebt sind 5% und 1% Sicherheitsniveaus. Das 5%-Sicherheitsniveau gibt an, dass eine Rendite mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% erreicht bzw. überschritten wird (Abbildung 14). Das 1%-Sicherheitsniveau stellt noch strengere Maßstäbe an die Sicherheit, weil die Wahrscheinlichkeit, dass der Grenzwert unterschritten wird auf 1% gesenkt wird. Dadurch kommt der Grenzwert in Abbildung 14 auch links vom 5%-Sicherheitsniveau zum liegen.

Campbell – Lo – MacKinlay (1997) zeigen, dass Finanzmarktdaten und vor allem Ertragsraten und Wechselkursänderungen im Vergleich mit einer Normalverteilung zu viele extreme Werte annehmen, d. h. in empirischen Untersuchungen treten Realisationen links vom 1%-Sicherheitsniveau öfter als in 1% der Fälle auf. Dieses Phänomen kann mit schwankender

Volatilität, d. h. einer über die Zeit nicht konstanten Standardabweichung erklärt werden: Tagen mit hohen Kursausschlägen folgen oft weitere Tage mit hoher Volatilität bevor sich der Markt wieder beruhigt. Zeitabhängige Schwankungsintensitäten führen dazu, dass sich mehr Masse in den beiden Enden der Dichtefunktion befindet, als es der Normalverteilung entsprechen würde. Aus diesem Grund werden oft Student-t oder Gamma-Verteilungen zur Prognose der Standardabweichung von Finanzmarktdaten verwendet. In der vorliegenden Studie wird dieses Problem durch den Einsatz des Bootstrap-Verfahrens berücksichtigt.