

DIGITALES ARCHIV

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Muders, Simon

Book

Risiko und Resilienz kollektiver Sparprozesse : Backtesting auf Basis deutscher und US- amerikanischer Kapitalmarktdaten 1957-2017

Reference: Muders, Simon (2019). Risiko und Resilienz kollektiver Sparprozesse : Backtesting auf Basis deutscher und US-amerikanischer Kapitalmarktdaten 1957-2017. Köln : ivwKöln.
urn:nbn:de:hbz:832-cos4-8490.

This Version is available at:
<http://hdl.handle.net/11159/3522>

Kontakt/Contact

ZBW – Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft/Leibniz Information Centre for Economics
Düsternbrooker Weg 120
24105 Kiel (Germany)
E-Mail: [rights\[at\]zbw.eu](mailto:rights[at]zbw.eu)
<https://www.zbw.eu/econis-archiv/>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Dieses Dokument darf zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen. Sofern für das Dokument eine Open-Content-Lizenz verwendet wurde, so gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

<https://zbw.eu/econis-archiv/termsfuse>

Terms of use:

This document may be saved and copied for your personal and scholarly purposes. You are not to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public. If the document is made available under a Creative Commons Licence you may exercise further usage rights as specified in the licence.

Forschung am ivwKöln
Band 5/2019

Risiko und Resilienz kollektiver Sparprozesse – Backtesting auf Basis deutscher und US-amerikanischer Kapitalmarktdaten 1957-2017

Simon Muders

ivwKöln

Institut für Versicherungswesen

Fakultät für Wirtschafts-
und Rechtswissenschaften

Technology
Arts Sciences
TH Köln

Simon Muders

Forschungsstelle FaRis

Risiko und Resilienz kollektiver Sparprozesse – Backtesting auf Basis deutscher und US-amerikanischer Kapitalmarktdaten 1957-2017

Zusammenfassung

Mit dem Betriebsrentenstärkungsgesetz (BRSG) wurde den Tarifvertragsparteien erstmals die Vereinbarung reiner Beitragszusagen ermöglicht. Hierbei sind Mindestleistungen oder Garantien seitens der Versorgungseinrichtungen ausdrücklich nicht erlaubt (Garantieverbot). Es ist jedoch möglich, ein kollektives Versorgungskapital zu bilden, das nicht dem einzelnen Sparer, sondern der Sparergemeinschaft insgesamt zur Verfügung steht. Mittels einer kollektiven Reserve als Puffer sollen Kapitalmarktschwankungen mit dem Ziel ausgeglichen werden, die Wertentwicklung des Versorgungskapitals für den einzelnen Sparer zu verstetigen. Aufbauend auf der bisherigen Forschung von GOECKE (2011, 2012, 2013a, 2013b und 2016) und GOECKE / MUDERS (2018) wird auf der Grundlage historischer Kapitalmarktdaten die Wirkungsweise des kollektiven Sparmodells im Zeitraum 1957-2017 getestet. Dabei wird neben Deutschland auch die USA betrachtet. Ferner werden zusätzlich inflationsbereinigte Werte herangezogen.

Abstract

The Law strengthening occupational pensions (Betriebsrentenstärkungsgesetz) allows a new type of pension plans since January 1, 2018. The employer can offer a defined contribution pension (no guarantees), which is embedded in an agreement between the social partners. Nevertheless, it is possible to establish a collective reserve that is not owned by an individual but all savers. The collective reserve is designed to smoothen the volatile capital market returns. Based on the previous research studies by Goecke (2011, 2012, 2013a, 2013b und 2016) and Goecke/Muders (2018) we perform a backtesting of the collective savings model using historical market data from 1957 to 2017. For this purpose, we analyze both the German and the US market. Moreover, we use inflation-adjusted data.

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis	III
Abbildungsverzeichnis	V
Tabellenverzeichnis.....	VI
1 Einführung	1
2 Datenbasis	2
2.1 Daten zum risikofreien Zins.....	2
2.2 Daten zum Rentenmarkt.....	3
2.3 Daten zum Aktienmarkt	5
3 Modell des kollektiven Sparprozesses	7
3.1 Modellbeschreibung	7
3.2 ALM-Strategien	10
4 Backtesting des kollektiven Sparmodells	11
4.1 Kalibrierung des Backtesting-Modells.....	11
4.2 Konkrete Entwicklung der zentralen Modellgrößen	14
4.3 Analyse der Resilienz gegen Kapitalmarktschocks	15
4.3.1 Resilienzbegriff im Kontext der Alterssicherung.....	15
4.3.2 Auswertung des Standardmodells unter Rendite- und Risikoaspekten.....	16
4.3.3 Untersuchung langfristiger Sparprozesse	18
4.4 Analyse ausgewählter Modellparameter	28
4.4.1 Wahl des Startzeitpunkts	28
4.4.2 Wahl der Aktienquote	34
4.4.3 Wahl des Parameters a	38
5 Fazit	42
Anhang 1	44
Anhang 2	45
Anhang 3	47
Anhang 4	48
Anhang 5	51
Literaturverzeichnis.....	54
Rechtsquellenverzeichnis	57
Sonstige Quellen	58

Abkürzungsverzeichnis

ann.	annualisiert
ALM	Asset Liability Management
BetrAVG	Betriebsrentengesetz
BLS	Bureau of Labor Statistics
BRSg	Betriebsrentenstärkungsgesetz
CPI	Consumer Price Index
DAX	Deutscher Aktienindex
DeckRV	Deckungsrückstellungsverordnung
defl.	deflationiert
DEU	Deutschland
DEU_RPX10	Rentenperformanceindex mit 10 Jahren Restlaufzeit (Deutschland)
ERP	Equity Risk Premium
EUR	Euro
ind.	individuell
koll.	kollektiv
Max	Maximum
MD	MonthsDown
MDD	Maximum Drawdown
Min	Minimum
MMD	MaxMonthsDown
MMU	MaxMonthsUp
MRT	Maximum Recovery Time
MW	Mittelwert
norm.	normiert
OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung
PFAV	Pensionsfonds-Aufsichtsverordnung
REXP	Deutscher Rentenindex (Performanceindex)
SD	Standardabweichung
S&P	Standard & Poor's
T-EUR	Tausend Euro

IV

TR	Total Return
T-USD	Tausend United States Dollar
UNISDR	United Nations Office for Disaster Risk Reduction (ehemals: United Nations International Strategy for Disaster Reduction)
USA_RPX10	Rentenperformanceindex mit 10 Jahren Restlaufzeit (USA)
USD	United States Dollar
VAG	Versicherungsaufsichtsgesetz
VaR	Value at Risk
VPI	Verbraucherpreisindex

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Verlauf der Zinsen 10-jähriger Staatsanleihen	3
Abbildung 2: Verlauf der synthetisch konstruierten Rentenindizes	4
Abbildung 3: Verlauf des nach Stehle korrigierten <i>DAX</i> und des <i>S&P 500 TR</i>	6
Abbildung 4: Vereinfachtes Bilanzschema beim kollektiven Sparen.....	8
Abbildung 5: Verlauf der Reservequote, der Deklaration und der Wertentwicklung der individuellen Guthaben im Standardmodell	15
Abbildung 6: Verlauf der nominalen und realen Ablaufrenditen für 10- und 30-jährige Sparpläne im Standardmodell.....	20
Abbildung 7: Ablaufwerte 10-jähriger Sparpläne mit vorschüssig 100 EUR/USD Monatsbeitrag im Zeitraum 12/1997 – 12/2013	22
Abbildung 8: Ablaufwerte 30-jähriger Sparpläne mit vorschüssig 100 EUR/USD Monatsbeitrag im Zeitraum 12/1997 – 12/2013	23
Abbildung 9: Wertentwicklung eines 10-jährigen Sparplans (USA) mit vorschüssig 100 USD Monatsbeitrag im Zeitraum 08/2000 – 08/2010	27
Abbildung 10: Minimale Reservequote und Deklaration als monatliche Zinsintensität in Abhängigkeit vom Startdatum	29
Abbildung 11: Rendite- und Risikokennzahlen in Abhängigkeit vom Startdatum.....	31
Abbildung 12: Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne in Abhängigkeit vom Startdatum	33
Abbildung 13: Reservequote und Deklaration bei Variation der Aktienquote	34
Abbildung 14: Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne bei Variation der Aktienquote....	35
Abbildung 15: Rendite-Risiko-Profil bei Variation der Aktienquote	37
Abbildung 16: Aktienquote, Reservequote und Deklaration bei Variation des Parameters a	39
Abbildung 17: Rendite- und Risikokennzahlen bei Variation des Parameters a	41

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Annualisierte Renditen und Pfad-Volatilitäten der Aktien- und Rentenindizes im Untersuchungszeitraum 12/1957 – 12/2017.....	6
Tabelle 2: Überblick zum Backtesting-Standardmodell	12
Tabelle 3: Rendite- und Risikokennzahlen für den Zeitraum 12/1957–12/2017.....	17
Tabelle 4: Kennzahlen nominaler und realer Ablaufrenditen für 10- und 30-jährige Sparpläne.....	19

1 Einführung

Das am 1. Januar 2018 in Kraft getretene Betriebsrentenstärkungsgesetz (BRSG) bietet den Tarifvertragsparteien erstmals die Möglichkeit, innerhalb der betrieblichen Altersversorgung sogenannte reine Beitragszusagen zu vereinbaren.¹ Dabei sagt der Arbeitgeber dem Arbeitnehmer die Zahlung von Beiträgen in eine Direktversicherung, Pensionskasse oder einen Pensionsfonds zu. Mit der Beitragszahlung hat der Arbeitgeber seine Verpflichtungen erfüllt (*pay and forget*). Durch die Beiträge und die darauf erwirtschafteten Erträge wird ein Versorgungskapital aufgebaut, aus dem die späteren Versorgungsleistungen des Arbeitnehmers vollständig finanziert werden müssen. Mindestleistungen oder Garantien seitens der Versorgungseinrichtungen sind ausdrücklich nicht erlaubt (Garantieverbot).²

Bei diesem Versorgungsmodell kann jedoch in der Anwartschaftsphase „ein kollektives Versorgungskapital gebildet werden, das den Versorgungsanwärtern insgesamt planmäßig zugerechnet ist“³. Dies bedeutet, dass Teile der Beiträge oder der Erträge nicht dem einzelnen Sparer, sondern der Sparergemeinschaft insgesamt zur Verfügung stehen. Die Idee dieses Sparens im Kollektiv ist es, Kapitalmarktschwankungen generationenübergreifend auszugleichen. Dabei fungiert eine kollektive Reserve als Puffer, um Kapitalmarktschwankungen mit dem Ziel auszugleichen, die Wertentwicklung des Versorgungskapitals für den einzelnen Sparer zu verstetigen.

Auf der Grundlage historischer Kapitalmarktdaten für Deutschland und die USA soll die Wirkungsweise eines kollektiven Sparmodells getestet werden. Insbesondere soll dabei untersucht werden, wie sich die beiden letzten bedeutenden Kapitalmarkt-Schocks, nämlich die Dotcom-Krise (2001-2003) und die Finanzkrise (2007-2009) auf das kollektive Sparmodell ausgewirkt hätten. Letztlich geht es um die Frage, ob eine sichere Altersversorgung auch ohne Garantien möglich ist.

Das der vorliegenden Arbeit zugrunde liegende kollektive Sparmodell orientiert sich an den Arbeiten von GOECKE (2011, 2012, 2013a, 2013b und 2016) sowie GOECKE / MUDERS (2018). Ein erstes Backtesting des kollektiven Sparmodells auf der Basis realer Kapitalmarktdaten erfolgte in GOECKE (2013a), allerdings nur für den deutschen Kapitalmarkt und einem kürzeren Zeitraum.

¹ Vgl. § 1 Abs. 2 Nr. 2a Betriebsrentengesetz (BetrAVG).

² Vgl. § 244b Abs. 1 Nr. 1 Versicherungsaufsichtsgesetz (VAG).

³ § 35 Abs. 1 Pensionsfonds-Aufsichtsverordnung (PFAV).

Die Arbeit beginnt mit zunächst mit der Darstellung der zugrunde liegenden Kapitalmarktdaten für Deutschland und die USA und einer kurzen Beschreibung des kollektiven Sparmodells und seiner Steuerungsparameter. Der Kern der Arbeit bilden Vergleichsrechnungen zwischen einem individuellen Sparmodell, bei dem das Versorgungskapital des Sparerer unmittelbar von der Kapitalmarktentwicklung abhängt, und dem kollektiven Sparmodell, bei dem durch eine aktive Steuerung der kollektiven Reserve versucht wird, trotz Kapitalmarktschwankungen eine gleichmäßige Wertentwicklung der Versorgungskapitalien der Sparerer zu ermöglichen. Für den Vergleich zwischen dem individuellen und kollektiven Sparmodell werden entsprechende Risikokennzahlen definiert und ausgewertet. Die Vergleichsrechnungen werden um eine Analyse der Steuerungsparameter des kollektiven Sparmodells ergänzt. Die Arbeit schließt mit einem Fazit ab.

2 Datenbasis

2.1 Daten zum risikofreien Zins

Der risikofreie Zinssatz gibt die Rendite an, die komplett ohne Risiko erzielt werden kann. Es handelt sich zwar um einen feststehenden Begriff der Finanzmarkttheorie, allerdings gibt es keinen Konsens darüber, wie der risikofreie Zins genau bestimmt wird.⁴ Als Annäherung zum theoretisch vollständig risikofreien Zins werden in der Praxis oftmals die Renditen von Staatsanleihen mit hoher Ausfallsicherheit, hoher Liquidität und kurzer Laufzeit herangezogen. Ein Beispiel stellt die *3-Month Treasury Bill Rate* in den USA dar.⁵ Da in dieser Arbeit langfristige Sparprozesse mit dem Zweck der Altersvorsorge untersucht werden, eignet sich hierfür jedoch ein längerfristiger Zins besser.

Es wird daher als sicherer Zinssatz der Zins deutscher Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren verwendet. Da von der Deutschen Bundesbank keine ausreichend langen Zeitreihen zur Verfügung stehen, werden die Daten der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) herangezogen.⁶ Bei der Betrachtung der USA wird als sicherer Zinssatz der Zins US-amerikanischer Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von ebenfalls zehn Jahren verwendet.⁷

Sowohl deutsche als auch US-amerikanische Staatsanleihen weisen eine erstklassige Bonität mit äußerst geringem Ausfallrisiko auf. So stufen die drei größten Rating-Agenturen

⁴ Vgl. Kemp, Market Consistency (2009), S. 103-115.

⁵ Vgl. Downes / Goodman, Dictionary of Finance (2010), S. 618 f.

⁶ Vgl. OECD, Long-term interest rates (URL).

⁷ Vgl. Federal Reserve Bank of St. Louis, 10-year Treasury Rate (URL).

Standard & Poor's (S&P), *Moody's* und *Fitch* Deutschland aktuell in die höchste Ratingklasse AAA bzw. Aaa ein.⁸ Die USA werden von *Moody's* und *Fitch* ebenfalls in der höchsten Ratingklasse eingestuft, lediglich *S&P* vergibt mit AA+ das zweithöchste Rating.⁹ Auch in den vergangenen Jahrzehnten wurde beiden Staaten stets eine ausgezeichnete Bonität bescheinigt.¹⁰

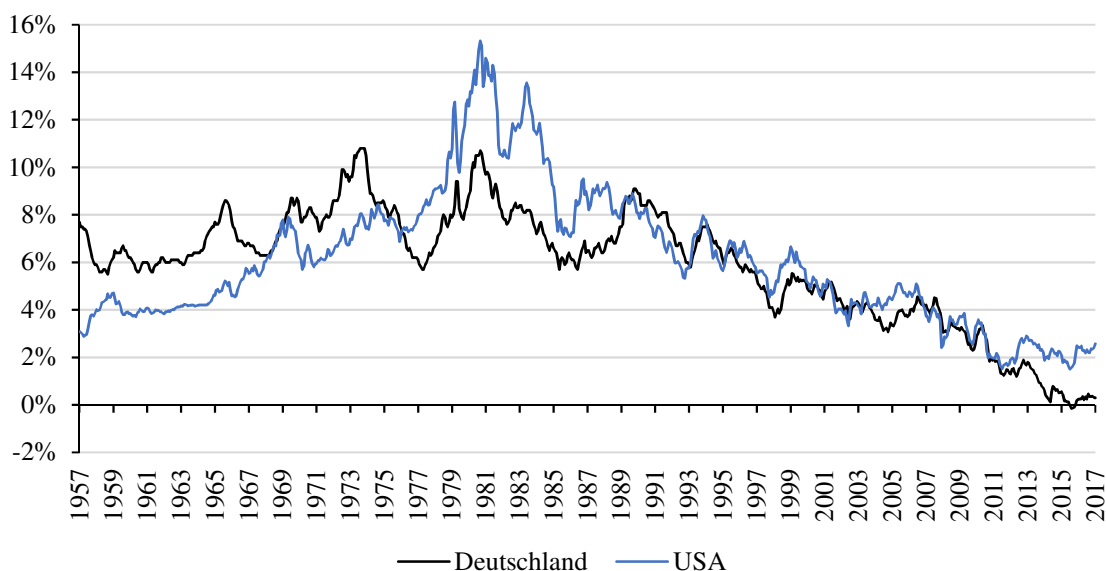


Abbildung 1: Verlauf der Zinsen 10-jähriger Staatsanleihen (Jahresangaben zum 31.12.)

Abbildung 1 stellt die Entwicklung des sicheren Zinssatzes für Deutschland und die USA im Backtesting-Zeitraum von 1957 bis 2017 gegenüber. Nachdem die Zinssätze 10-jähriger deutscher Staatsanleihen bis Mitte der 1970er Jahre deutlich oberhalb derer US-amerikanischer Staatsanleihen lagen, kehrte sich dieses Bild für die darauffolgenden Jahre um. Seit dem Jahr 1990 verliefen die Zinsen für beide Länder in etwa gleich, wobei sie seit 2013 wieder weiter auseinandergehen und die Zinssätze deutscher Staatsanleihen in 2016 sogar kurzfristig negativ waren.

2.2 Daten zum Rentenmarkt

Bei den bisher durchgeführten Analysen zum kollektiven Sparen (vgl. Kapitel 1) wurde der Deutsche Rentenindex *REXP* als *Proxy* für ein Portfolio laufzeitgemischter deutscher

⁸ Vgl. S&P, Germany ,AAA/A-1+' Ratings Affirmed (URL);
vgl. Moody's, Moody's affirms Germany's Aaa ratings (URL);
vgl. Fitch Ratings, Fitch Affirms Germany at ,AAA' (URL).

⁹ Vgl. S&P, U.S. ,AA+/A-1+' Ratings Affirmed (URL);
vgl. Moody's, Moody's affirms United States' Aaa rating (URL),
vgl. Fitch Ratings, Fitch Affirms United States at ,AAA' (URL).

¹⁰ Vgl. S&P, Sovereign Ratings History (URL).

Bundesanleihen verwendet.¹¹ Da für die USA kein vergleichbarer Index – insbesondere bezüglich der Restlaufzeit von 5,5 Jahren – verfügbar ist, wird auf der Basis der Zinsen 10-jähriger deutscher bzw. US-amerikanischer Staatsanleihen jeweils ein Rentenperformanceindex synthetisch konstruiert. Dabei werden die gleichen Datenquellen wie beim risikofreien Zins genutzt (*OECD* bzw. *Federal Reserve Bank of St. Louis*).

Die so konstruierten Rentenindizes weisen mit zehn Jahren eine höhere Restlaufzeit auf als der *REXP*, was aufgrund der langfristigen Sparprozesse sinnvoll erscheint. Durch die einheitliche Berechnungsweise wird zudem eine hohe Vergleichbarkeit zwischen den beiden untersuchten Staaten gewährleistet. Im Unterschied zum *REXP* weisen die synthetisch konstruierten Indizes aufgrund der höheren Restlaufzeit bzw. Duration eine höhere Volatilität auf. Einzelheiten zur Vorgehensweise bei der Erstellung der Rentenindizes können Anhang 1 entnommen werden. Sie tragen im Folgenden die Bezeichnung *DEU_RPX10* (Deutschland) bzw. *USA_RPX10* (USA).

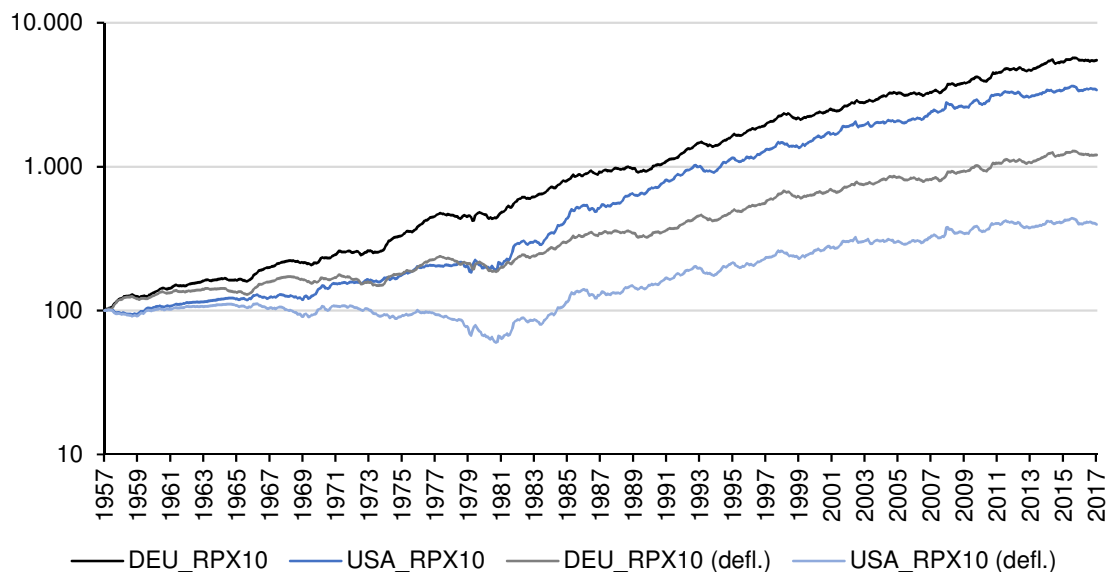


Abbildung 2: Verlauf der synthetisch konstruierten Rentenindizes, Startwert zu 12/1957 = 100 (Jahresangaben zum 31.12.)¹²

Abbildung 2 stellt den Verlauf der beiden Rentenindizes gegenüber. Dabei fällt auf, dass der deutsche Rentenperformanceindex über den betrachteten Gesamtzeitraum hinweg eine höhere Wertentwicklung aufweist als sein US-amerikanisches Pendant. Bei Betrachtung der preisbereinigten Indexwerte wird besonders deutlich, dass eine Anlage in

¹¹ Vgl. Deutsche Börse, REX-Indizes (2017), S. 5.

¹² Es wird eine logarithmische Skalierung verwendet, um kleinere Datenwerte besser darzustellen und Größenunterschiede über den *gesamten* Betrachtungszeitraum hinweg deutlich sichtbar zu machen.

deutsche Staatsanleihen attraktiver war als in US-amerikanische Staatsanleihen. Dies resultiert aus den für die USA meist höheren Inflationsraten, insbesondere zwischen 1973 und 1982.¹³ Die verwendeten Daten zur Inflation und damit zur Bestimmung der preisbereinigten Indizes sind in Anhang 2 dargestellt.

2.3 Daten zum Aktienmarkt

Die Wertentwicklung des deutschen Aktienmarktes wird anhand des Deutschen Aktienindex *DAX* gemessen, der als Performanceindex berechnet wird. Er umfasst die Aktien der 30 größten deutschen Unternehmen und repräsentiert ca. 80% der gesamten Marktkapitalisierung börsennotierter Aktiengesellschaften in Deutschland.¹⁴ Die historischen *DAX*-Werte werden ab Dezember 1987 auf monatlicher Basis von der Deutschen Bundesbank bereitgestellt.¹⁵ Für den Zeitraum von Dezember 1957 bis einschließlich November 1987 werden die von STEHLE, HUBER und MAIER (1996) zurückgerechneten Werte des *DAX* herangezogen.¹⁶

Als Indikator für die Wertentwicklung des US-amerikanischen Aktienmarktes wird der *S&P 500* verwendet, der die Aktien der 500 größten US-amerikanischen Unternehmen umfasst. Er repräsentiert etwa 80% der gesamten Marktkapitalisierung börsennotierter US-Unternehmen.¹⁷ Die historischen Daten zum *S&P 500* werden aus der Datenbank von SHILLER¹⁸ entnommen, die Zeitreihen ab Januar 1871 auf monatlicher Basis enthält und laufend aktualisiert wird.¹⁹ Die Datenbank beinhaltet sowohl den *S&P 500* als Kursindex als auch die entsprechenden Dividendenzahlungen. Da Daten zum Performanceindex *S&P 500 Total Return (TR)* aus anderen Quellen nicht durchgängig verfügbar sind, wird dieser aus den zuvor genannten Komponenten berechnet. Die Methodik des so erstellten Performanceindizes kann Anhang 3 entnommen werden. Da der *DAX* und der *S&P 500 TR* als Performanceindizes Ausschüttungen berücksichtigen und beide jeweils rund 80% der gesamten Marktkapitalisierung abdecken, eignen sie sich besonders als Repräsentant für die Performance eines gut gemischten Portfolios deutscher bzw. US-amerikanischer

¹³ Erläuterungen zu den verwendeten Inflationsdaten und zur Bestimmung der Preisindizes sind Anhang 2 zu entnehmen.

¹⁴ Vgl. Deutsche Börse, *DAX Net Return-Indizes* (URL).

¹⁵ Vgl. Deutsche Bundesbank, *Zeitreihe BBK01.WU3141* (URL).

¹⁶ Vgl. Stehle / Huber / Maier, *Rückberechnung des DAX* (1996), S. 296.

¹⁷ Vgl. S&P, *Factsheet S&P 500* (2019), S. 1.

¹⁸ Robert J. Shiller (* 29. März 1946) ist ein US-Ökonom, der im Jahr 2013 mit dem Nobelpreis für Wirtschaftswissenschaften ausgezeichnet wurde.

¹⁹ Vgl. Shiller, *U.S. Stock Markets* (URL).

Aktien. Abbildung 3 zeigt den Verlauf des nach Stehle korrigierten *DAX* und des *S&P 500 TR* im Vergleich.

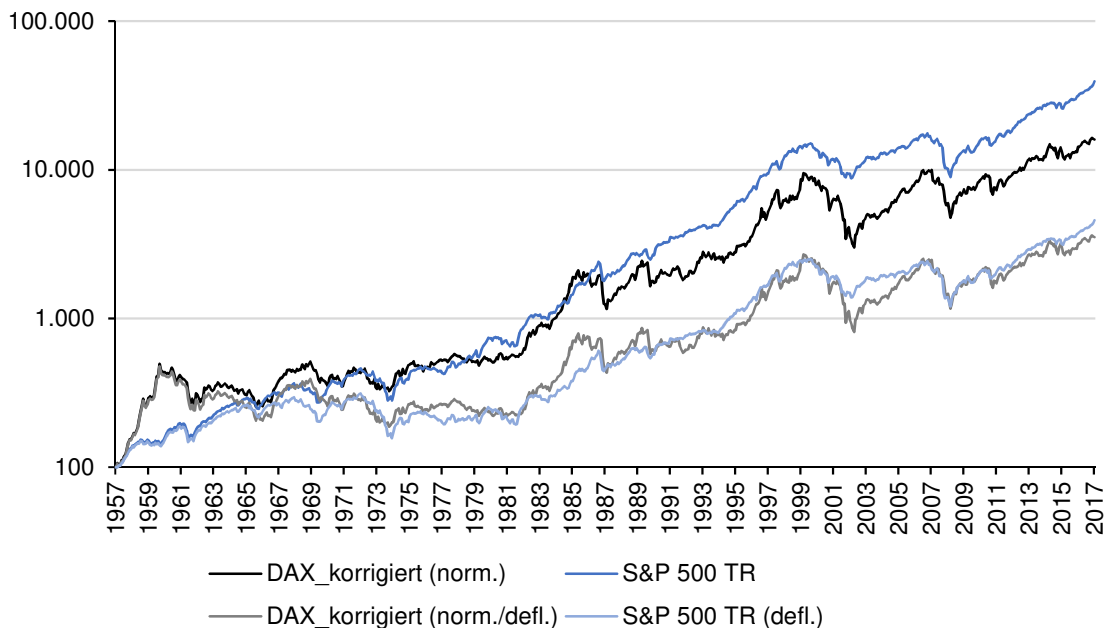


Abbildung 3: Verlauf des nach Stehle korrigierten *DAX* und des *S&P 500 TR*, norm. Startwert zu 12/1957=100 (Jahresangaben zum 31.12.)

Spiegelbildlich zu den zuvor dargestellten Rentenindizes weist hier der US-amerikanische *S&P 500 TR* über den Gesamtzeitraum hinweg eine höhere durchschnittliche Jahresrendite bei geringerer Volatilität auf. Das bedeutet, dass die beiden Aktienindizes hinsichtlich ihres Risikos im Sinne der Volatilität nur eingeschränkt miteinander vergleichbar sind. Zu begründen ist dies mit der höheren Anzahl an Aktien-Einzelwerten im *S&P 500 TR*, wodurch ein stärkerer Diversifikationseffekt auftritt und die Volatilität damit geringer ausfällt. Preisbereinigt reduziert sich der Renditevorteil für den *S&P 500 TR* aufgrund der höheren Inflation in den USA deutlich.

	Nominal		Real	
	Ann. Rendite	Pfad-Volatilität	Ann. Rendite	Pfad-Volatilität
DAX	8,83%	19,71%	6,12%	19,80%
DEU_RPX10	6,90%	4,76%	4,24%	4,91%
S&P 500 TR	10,47%	12,13%	6,58%	12,30%
USA_RPX10	6,06%	6,39%	2,33%	6,57%

Tabelle 1: Annualisierte Renditen und Pfad-Volatilitäten der Aktien- und Rentenindizes im Untersuchungszeitraum 12/1957 – 12/2017

Tabelle 1 zeigt die Jahresrenditen sowie die Pfad-Volatilität für die untersuchten Aktien- und Rentenindizes im Vergleich. Für beide Länder wird deutlich, dass die Anlage in Aktien langfristig attraktiver war als ein Investment in Staatsanleihen. Gleichzeitig unterliegen Aktien, gemessen an der Pfad-Volatilität, einem höheren Risiko. Aus den dargestellten Werten lässt sich also keine klare Investitionsentscheidung ableiten. Im Rahmen der kapitalgedeckten Altersvorsorge sind die Renditen und die damit einhergehenden Risiken gegeneinander abzuwägen.

3 Modell des kollektiven Sparprozesses

3.1 Modellbeschreibung

Das nachfolgend dargestellte Modell basiert auf den Forschungspublikationen von GOECKE (2011, 2012, 2013a, 2013b und 2016) und dem Fachartikel von GOECKE / MUDERS (2018). Im Folgenden werden lediglich die für das Verständnis erforderlichen Modellbestandteile und -wirkungsweisen beschrieben. Für Einzelheiten sei auf die genannten Publikationen verwiesen.

In der vorliegenden Analyse des kollektiven Sparmodells wird ausschließlich die Anwartschaftsphase betrachtet. Zudem bleiben sämtliche Kosten und Steuern außer Betracht. Ausgangspunkt des kollektiven Sparmodells ist eine vereinfachte Bilanz, die auf der Aktivseite nur aus den Kapitalanlagen $P(t)$ und auf der Passivseite aus der kollektiven Reserve $R(t)$ sowie den individuellen Guthaben der Einzelsparer $V(t)$ besteht. Während die Sparer jeweils auf ihre individuellen Sparguthaben Anspruch haben, besteht bei dem kollektiven Anteil ein Vermögensanspruch des gesamten Kollektivs. Hieraus kann der einzelne Sparer keinen konkreten Betrag beanspruchen. Idealerweise ist die Reserve positiv, d. h. es gilt $R(t) = P(t) - V(t) > 0$, allerdings soll eine negative Reserve $R(t) < 0$ nicht ausgeschlossen sein. Es handelt sich dabei um eine Unterdeckung, die entsteht, wenn der Wert der Verpflichtungen (Summe der individuellen Sparerguthaben) den Wert der Kapitalanlagen übersteigt. Dieser Fall ist zwar nach Möglichkeit zu vermeiden, allerdings hat eine temporäre Unterdeckung nicht das sofortige „Scheitern“ des Modells oder einen tatsächlichen Zahlungsausfall für die Sparer zur Folge.

Beim individuellen Sparen existiert im Gegensatz dazu keine kollektive Reserve. Das Gesamtvermögen und die Summe der individuellen Guthaben entsprechen zu jedem Zeitpunkt einander. Dies hat zur Folge, dass sich die Wertentwicklung der Kapitalanlagen

direkt in der Entwicklung der individuellen Guthaben widerspiegelt, während beim kollektiven Sparen die beiden Größen grundsätzlich voneinander entkoppelt werden können. Abbildung 4 zeigt das vereinfachte Bilanzschema beim kollektiven Sparen.

Kapitalanlagen $P(t)$	kollektive Reserve $R(t)$
	individuelle Guthaben $V(t)$

Abbildung 4: Vereinfachtes Bilanzschema beim kollektiven Sparen

Es wird angenommen, dass die Summe der zufließenden und die der ausgezahlten Sparguthaben einander entsprechen und ihre Saldierung reserveneutral in der Bilanzposition $V(t)$ erfolgt. Damit hängt die Wertentwicklung des Gesamtvermögens $P(t)$ nur vom Kapitalanlageergebnis ab. Ohne diese Annahme stiegen mit jeder zusätzlichen Einzahlung über die Auszahlungen hinaus die individuellen Guthaben $V(t)$ an, sodass sich die prozentuale Reservequote verringern würde (und umgekehrt). Dieser Effekt soll eliminiert werden, um die Komplexität des Modells zu reduzieren. In der Praxis liegt ein Gleichgewicht nur dann vor, wenn sich die Ein- und Auszahlungen nach der anfänglichen Phase des Systemaufbaus (Einzahlungen $>$ Auszahlungen) und vor dem Systemabbau (Auszahlungen $>$ Einzahlungen) annähernd entsprechen. Insbesondere die Phasen des Auf- und Abbaus des Systems werden also nicht betrachtet.

Im Folgenden wird die Entwicklung der Bilanzgrößen betrachtet. Das Modell basiert auf Monatswerten: $[t, t+1]$ stellt die Zeitspanne eines Monats dar. Es werden jeweils logarithmierte Werte verwendet, da dies die Modelldarstellung vereinfacht. Es wird davon ausgegangen, dass das Portfolio aus zwei Anlageklassen besteht: Aktien und sicheren Anleihen, jeweils repräsentiert durch entsprechende Marktindizes. Die Aktienquote β legt den Anteil fest, der in Aktien investiert wird; der verbleibende Teil $(1 - \beta)$ fließt in Rentenpapiere. Die Aktienquote β dient als Indikator für das Anlagerisiko, wobei mit steigendem Risiko sowohl die erwartete Rendite als auch die Verlustwahrscheinlichkeit ansteigt. Die Aktienquote liegt stets zwischen 0 % und 100 %. Die Wahl von lediglich zwei Anlageklassen vereinfacht die Realität. In der Praxis eignet sich die Aktienquote als Risikokenn-

zahl eher nicht, da im Portfolio i. d. R. weitere Assetklassen wie der Geldmarkt, Immobilien oder Rohstoffe enthalten sind. Hier stellt die Wahl einer globalen Risikokennzahl wie dem *Value at Risk* (*VaR*) eine Alternative dar.

Die tatsächlich in $t+1$ beobachtete Verzinsung der Kapitalanlagen (Portfolioverzinsung) $\xi(t+1)$ berechnet sich wie folgt:

$$\xi(t+1) = \ln\left(\frac{P(t+1)}{P(t)}\right) \quad (\text{Gleichung 3.1})$$

Die Verzinsung der Kapitalanlagen kann als Zufallsgröße interpretiert werden, die über die Aktienquote beeinflusst werden kann. So lässt sich die tatsächliche Portfolioverzinsung in eine deterministische und eine stochastische Komponente aufteilen:

$$\xi(t+1) = \mu_\beta(t) + \beta(t)X_{t+1} \quad (\text{Gleichung 3.2})$$

mit einer Zufallsvariablen X_{t+1} mit $E(X_{t+1}) = 0$

Dabei gibt $\mu_\beta(t)$ die erwartete Portfolioverzinsung in Abhängigkeit der Aktienquote β an:

$$\mu_\beta(t) = \bar{\mu}(t) + \beta(t)ERP \quad (\text{Gleichung 3.3})$$

Die erwartete Portfolioverzinsung setzt sich aus dem sicheren Zins $\bar{\mu}(t)$ und einer Marktrisikoprämie *ERP* (*Equity Risk Premium*) als Kompensation für das übernommene Risiko zusammen, die ihrer Höhe nach von der Aktienquote abhängt. Die Marktrisikoprämie gibt den erwarteten Renditevorteil von Aktien gegenüber festverzinslichen Wertpapieren an.

Im nächsten Schritt wird die Passivseite betrachtet. Die individuellen Guthaben der Sparer werden gemäß der Deklaration $\eta(t+1)$ fortgeschrieben. Für die Verzinsung der individuellen Guthaben für den Monat $[t, t+1]$ gilt somit folgendes:

$$V(t+1) = \exp(\eta(t+1))V(t) \quad (\text{Gleichung 3.4})$$

Die Reservequote $RQ(t) = R(t)/P(t)$ ergibt sich grundsätzlich als Anteil der kollektiven Reserve am Gesamtvermögen. Wie zuvor angemerkt, wird im Rahmen des kollektiven Sparmodells jedoch auf die Log-Reservequote $\rho(t)$ abgestellt. Wir definieren:

$$\rho(t) := \ln\left(\frac{P(t)}{V(t)}\right) = -\ln\left(1 - \frac{R(t)}{P(t)}\right) \quad (\text{Gleichung 3.5})$$

Es gilt $RQ(t) \leq \rho(t) \leq R(t)/V(t)$; für kleine Werte $\rho(t)$ entspricht also die Log-Reservequote der „normalen“ Reservequote $RQ(t)$. Die Log-Reservequote $\rho(t)$ nimmt eine Schlüsselgröße bei der Steuerung des kollektiven Sparprozesses ein. Die Log-Reservequote wird im Folgenden schlicht als „Reservequote“ bezeichnet.

Zwischen der Portfolioverzinsung, der Deklaration und der Veränderung der Reservequote besteht folgender Zusammenhang:

$$\rho(t+1) - \rho(t) = \xi(t+1) - \eta(t+1) \quad (\text{Gleichung 3.6})$$

Die Reservequote verändert sich genau um die Differenz zwischen der Portfolioverzinsung und der Guthabenverzinsung. Übersteigt die Portfolioverzinsung die Guthabenverzinsung, wird die Reserve aufgebaut. Wird dagegen mehr deklariert, als am Kapitalmarkt tatsächlich erzielt werden kann, geht dies zu Lasten der Reserve.

3.2 ALM-Strategien

Der kollektive Sparprozess wird durch die Aktienquote β und die Deklaration η gesteuert. Im Zuge des *Asset Liability Management* (ALM)-Prozesses werden Regeln festgelegt, die für jeden Zeitpunkt t die beiden Steuerungsparameter bis zum nächsten Zeitintervall $t+1$ bestimmen.

Für die Bestimmung der taktischen Aktienquote $\beta(t)$ sind zunächst die strategische Aktienquote β_s sowie die strategische Zielreservequote ρ_s festzulegen.²⁰ Nach der ersten ALM-Regel bestimmt sich dann abhängig von der zum Zeitpunkt t beobachteten Reservequote $\rho(t)$ die taktische Aktienquote:

$$\beta(t) = \beta_s + a(\rho(t) - \rho_s) \quad (\text{ALM 1})$$

Hierbei steuert der konstante Parameter $a \geq 0$ die Anpassungsgeschwindigkeit an die aktuelle Reservesituation. Für $a=0$ hat diese Regel eine gleichbleibende Asset-Allokation zur Folge. Der Parameter $a > 0$ bedeutet demgegenüber eine prozyklische Asset-Allokation. Es wird vorsichtiger (risikoreicher) angelegt, wenn die aktuelle Reservequote unterhalb (oberhalb) der strategischen Zielreservequote liegt. Diese Vorgehensweise steht im Einklang mit einer Wertsicherungsstrategie.²¹

²⁰ Die Festlegung von strategischen Werten dient der grundsätzlichen und langfristigen Modellausrichtung. Hiervon ausgehend erfolgen im taktischen Bereich kurzfristige Anpassungen an die aktuelle Reservesituation.

²¹ Vgl. Debus / Heinze, Wertsicherungsfonds (2017).

Der zweite Parameter η bezeichnet den Deklarationsatz, welcher die Fortschreibung der individuellen Guthaben festlegt. Es handelt sich dabei um eine Vorausdeklaration für die Folgeperiode. Durch die Deklaration werden die Anleger am Kapitalanlageergebnis beteiligt, wobei auch hier eine Anpassung an die Reservesituation vorgenommen wird:

$$\eta(t+1) = \mu_\beta(t) + \theta(\rho(t) - \rho_s) \quad (\text{ALM } 2)$$

Die Deklaration orientiert sich grundsätzlich an der erwarteten Portfoliorendite $\mu_\beta(t)$. Dies ist als faire Regelung zu werten, da die Anleger grundsätzlich in dem Umfang beteiligt werden, wie am Kapitalmarkt Erträge erwartet werden. Stimmen die aktuelle Reservequote und die strategische Zielreservequote überein, wird exakt in Höhe von $\mu_\beta(t)$ deklariert. Ansonsten wird die Deklaration herauf- bzw. herabgesetzt, um die Reserve ab- bzw. aufzubauen. Die zweite *ALM*-Regel beinhaltet einen konstanten Parameter θ , der die Anpassungsgeschwindigkeit steuert. Neben der strikten Anwendung von *ALM 2* wird im Folgenden auch eine *BRS*G-konforme Variante betrachtet. Hierbei wird die Deklaration am Ende des jeweiligen Monats bei Bedarf (retrospektiv) so angepasst, dass die Reservequote nicht negativ ist. Der nötige Ausgleich zum Verhindern einer negativen Reserve geht damit unmittelbar zu Lasten der Deklaration. Diese kann daher auch stark negativ ausfallen und den Wert der individuellen Guthaben reduzieren.

4 Backtesting des kollektiven Sparmodells

4.1 Kalibrierung des Backtesting-Modells

Den zuvor allgemein vorgestellten Modellparametern sind für das Backtesting bestimmte Werte zuzuweisen. Diese Kalibrierung ist in Tabelle 2 dargestellt, die einen Überblick über das Backtesting-Modell gibt. Es handelt sich dabei um die Ausgangsbasis bzw. das Standardmodell für das Backtesting. Bei den nachfolgenden Untersuchungen und Berechnungen werden die Werte teils variiert.

	Deutschland	USA
Backtesting-Periode		
Startzeitpunkt	31.12.1957	31.12.1957
Endzeitpunkt	31.12.2017	31.12.2017
Zeitraum	60 Jahre = 720 Monate	60 Jahre = 720 Monate
Zeitreihen		
Aktienportfolio	DAX	S&P 500 TR
Rentenportfolio	DEU_RPX10	USA_RPX10
Sicherer Zins $\bar{\mu}(t)$	60% des 10-jährigen Durchschnitts der Renditen 10-jähriger deutscher Staatsanleihen	60% des 10-jährigen Durchschnitts der Renditen 10-jähriger US-amerikanischer Staatsanleihen
Inflation	Kalender- und saisonbereinigter VPI	Kalender- und saisonbereinigter VPI
Parameter		
Strategische Aktienquote β_s	50 %	50 %
Strategische Reservequote ρ_s	20 %	20 %
Startreservequote $\rho(0)$	20 %	20 %
Marktrisikoprämie ERP	4,5 %	4,5 %
Parameter a zur Asset-Allokation	0	0
Parameter θ zur Deklaration	0,3	0,3
BRSK-Konformität	Nein	Nein

Tabelle 2: Überblick zum Backtesting-Standardmodell

Im Folgenden wird die Wahl der obigen Werte begründet. Hinsichtlich des Aktien- und Rentenportfolios sowie des sicheren Zinses enthält Kapitel 2 bereits entsprechende Erläuterungen. Im Hinblick auf den sicheren Zins ist zu ergänzen, dass 60% des 10-jährigen Durchschnitts der Rendite 10-jähriger Staatsanleihen herangezogen werden.²² Durch die Durchschnittsbildung wird die Verzinsung geglättet; der Anteil von 60 % dient der Berücksichtigung eines Puffers. Der Wert wurde gewählt, da sich der Höchstzinssatz für die Berechnung der Deckungsrückstellung nach § 2 Abs. 1 Deckungsrückstellungsverordnung (DeckRV) an diesem Wert orientiert.²³

²² In den ersten zehn Jahren von Dezember 1957 bis November 1967 wird bei der Durchschnittsbildung jeweils die zurückliegende Zeit bis Dezember 1957 berücksichtigt. Ab Dezember 1967 werden immer die zurückliegenden zehn Jahre herangezogen.

²³ Die Wahl des sicheren Zinses, d. h. auch die Berücksichtigung eines Prozentsatzes an der Rendite 10-jähriger Staatsanleihen, hat letztlich nur vergleichsweise geringe Auswirkungen auf die Wertentwicklung der individuellen Guthaben (vgl. Anhang 5).

Die strategische Aktienquote β_s wird mit 50% angenommen. Eine pauschale Festlegung gestaltet sich schwierig, da diese vor allem von der Risikoaversion des Anlegers abhängig ist. Standardmäßig wird von einer hälftigen Aufteilung ausgegangen, um (strategisch) keine Assetklasse über- oder unterzugewichten. Diese ausgewogene Portfoliostruktur wird typischerweise wachstumsorientierten Anlegern zugeschrieben.²⁴

Die strategische Reservequote ρ_s wird auf 20% gesetzt. Die Startreservequote $\rho(0)$ beträgt ebenfalls 20%, da von einem bereits existierenden System ausgegangen wird. Die Werte von jeweils 20% werden in Fortführung der bisherigen Forschung zum kollektiven Sparen verwendet. Hierbei ist grundsätzlich zu bedenken, dass die Kalibrierung von ρ_s in Abhängigkeit von β_s erfolgen sollte, d. h. bei steigender strategischer Aktienquote sollte auch die strategische Reservequote erhöht werden. Der Aufbau eines Systems ausgehend von $\rho(0) = 0\%$, d. h. ohne bereits zur Verfügung stehende Reserve, stellt eine Variation des Standardmodells dar.

Die Bestimmung der Marktrisikoprämie *ERP* ist schwierig, da entsprechende Werte nicht direkt am Kapitalmarkt abgelesen werden können, sondern geschätzt werden müssen. Die Schätzung der Marktrisikoprämie erfolgt meist auf Basis eines Vergleichs der Renditen nationaler Aktienindizes mit den Renditen langlaufender Staatsanleihen. Je nach untersuchtem Land, dem Betrachtungszeitraum, der Datengrundlage und der angewandten Methodik ergibt sich für die Risikoprämie eine beträchtliche Spannweite von ca. 2 – 9%.²⁵ STEHLE (2010) zieht für die Schätzung der Risikoprämien umfassend geprüfte Datensätze heran und bildet das Mittel aus arithmetischen und geometrischen Mittelwert („Mittel der Mittel“). Für die USA kommt er so auf eine Risikoprämie von 4,64% (Zeitraum 1871 – 2009) bzw. 5,19% (1926 – 2009) und für Deutschland auf einen Wert von 4,35% (1955 – 2009).²⁶ DIMSON, MARSH und STAUNTON (2017) geben die Risikoprämie für Deutschland mit 5,0% und für die USA mit 4,3% an (Zeitraum jeweils 1900 – 2016).²⁷ Ein Wert für die *ERP* von 4,5% kann daher als angemessen betrachtet werden. Auf eine Unterscheidung zwischen Deutschland und den USA wird verzichtet, um die Vergleichbarkeit zu erhöhen.

²⁴ Vgl. Weisser, *Anlagestrategien* (1998), S. 38.

²⁵ Vgl. Stehle, *Marktrisikoprämie* (2016), S. 95 f.

Für weitergehende Informationen zu geeigneten Zeitreihen, Schätzverfahren und Problemen bei der Bestimmung der Marktrisikoprämie sei auf dieses Gutachten verwiesen.

²⁶ Vgl. Stehle, *Ermittlung des kalkulatorischen Zinssatzes* (2010), S. 106-109.

²⁷ Vgl. Dimson / Marsh / Staunton, *Investment Returns Yearbook* (2017), S. 32 und 46.

Der Anpassungsparameter für *ALM 1* wird standardmäßig auf $a=0$ gesetzt. Dies bedeutet, dass $\beta(t) = \beta_s$ für alle t gilt und die Aktienquote somit über die Zeit konstant bleibt (*Constant Mix-Strategie*). Für den Anpassungsparameter von *ALM 2* wird in Fortführung der bisherigen Forschung ein Wert von $\theta=0,3$ gewählt.

4.2 Konkrete Entwicklung der zentralen Modellgrößen

Auf Basis der zuvor eingeführten Werte für die verschiedenen Parameter soll im Folgenden die zahlenmäßige, konkrete Entwicklung der in Kapitel 3 vorgestellten Modellgrößen betrachtet werden. Dies ermöglicht einen besseren Überblick über die dem Modell zugrunde liegenden Wirkungszusammenhänge.

Abbildung 5 stellt die Reservequote der monatlichen Deklaration gegenüber und zeigt sowohl die Wertentwicklung der Sparguthaben beim kollektiven als auch beim individuellen Sparen. Die Reservequote ρ und die Deklaration als monatliche Zinsintensität η verlaufen relativ synchron. Dies liegt daran, dass die Höhe der Deklaration stets an die aktuelle Reservesituation angepasst wird. Sowohl für Deutschland als auch für die USA liegen kritische Zeitpunkte mit einer negativen Reservequote vor. Diese Krisenzeiten werden im Folgenden genauer untersucht. Durch den Auf- und Abbau der Reserve ergibt sich beim kollektiven Sparen ein kontinuierlicher Verlauf der individuellen Guthaben V , während diese beim individuellen Sparen stärker schwanken. Insbesondere aufgrund der deutlich höheren Deklarationen für Deutschland von 1957 bis 1962 weisen die deutschen Guthaben über mehrere Jahrzehnte hinweg einen höheren Wert auf. Erst durch die vor allem zwischen 1987 und 1993 höheren Deklarationen für die USA haben sich die Wertentwicklungen für die beiden Länder etwa ab 1993 aneinander angepasst.

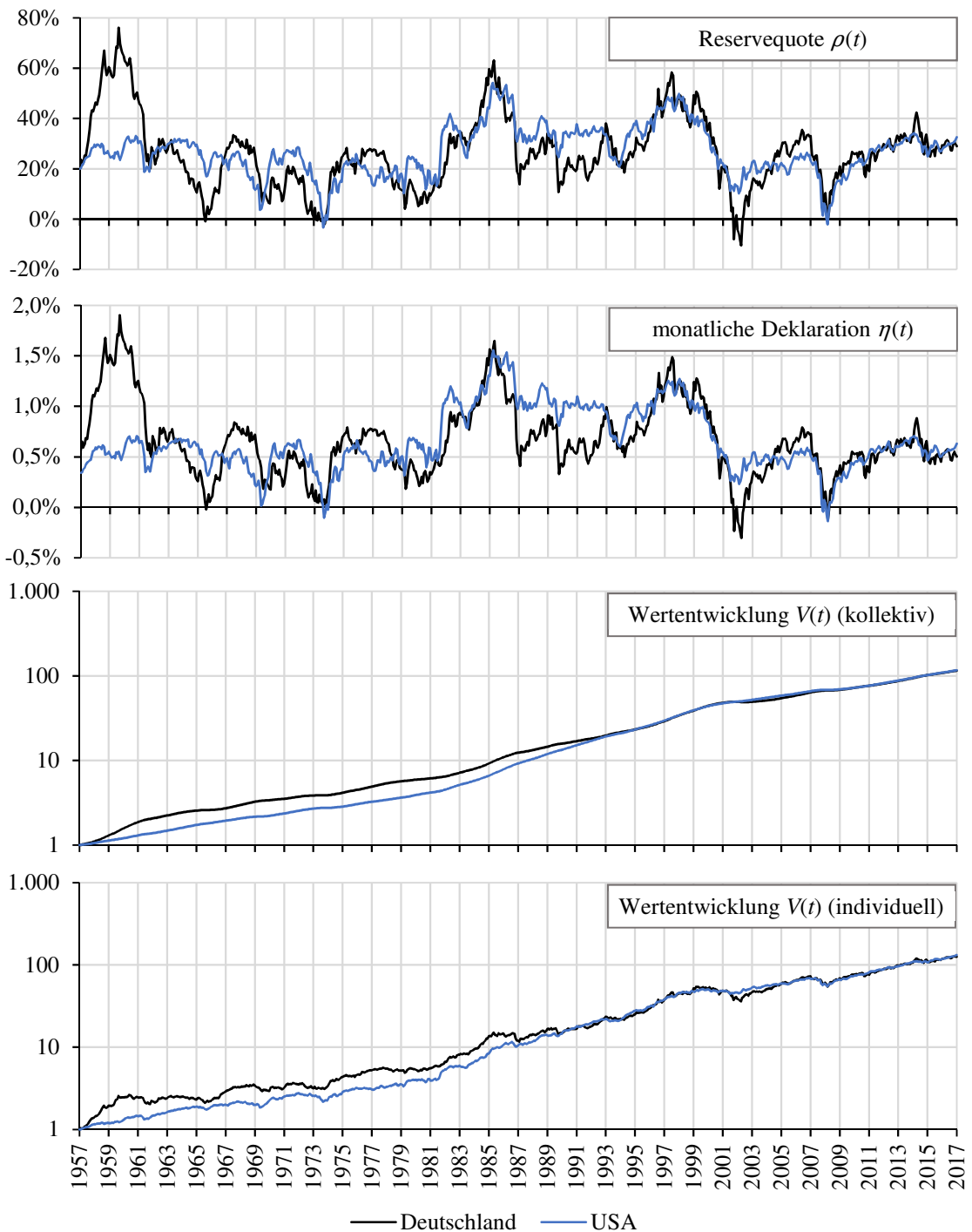


Abbildung 5: Verlauf der Reservequote, der Deklaration und der Wertentwicklung der individuellen Guthaben im Standardmodell (Jahresangaben zum 31.12.)

4.3 Analyse der Resilienz gegen Kapitalmarktschocks

4.3.1 Resilienzbegriff im Kontext der Alterssicherung

Der Begriff der Resilienz wird in verschiedenen Disziplinen genutzt und sehr unterschiedlich aufgefasst. Im Hinblick auf die Verringerung des Katastrophenrisikos definiert das *United Nations Office for Disaster Risk Reduction (UNISDR)* Resilienz wie folgt:

„The ability of a system, community or society exposed to hazards to resist, absorb, accommodate to and recover from the effects of a hazard in a timely and efficient manner, including through the preservation and restoration of its essential basic structures and functions.“²⁸

Resilienz in Bezug auf die Alterssicherung umfasst zum einen die Abfederung ökonomischer Schocks, wie beispielsweise der Dotcom- oder der Finanzkrise. Diese Schocks wirken temporär und sollten daher die Alterssicherung nicht in stärkerem Umfang beeinflussen. Insbesondere sollten unter dem Gesichtspunkt der Generationengerechtigkeit die Personen, deren Renteneintritt *zufällig* mit einer Kapitalmarktkrise zusammenfällt, nicht erheblich schlechter gestellt werden als diejenigen, die auf dem Höhepunkt eines Kapitalmarktzyklus ihr Versorgungskapital verrenten. Zum anderen schließt der Resilienzbe- griff die Anpassungsfähigkeit an veränderte Rahmenbedingungen mit ein. Hierzu zählt z. B. ein längerfristig niedriges Zinsniveau, wie es in Deutschland seit etwa dem Jahr 2012 anhält.²⁹ Ein resilientes System muss sich an solch grundlegende Veränderungen flexibel anpassen können.³⁰

4.3.2 Auswertung des Standardmodells unter Rendite- und Risikoaspekten

Zur Betrachtung des Rendite-Risiko-Profiles wird nachfolgend der Renditeverlauf über den gesamten Backtesting-Zeitraum bei den verschiedenen Sparformen anhand verschie- dener Kennzahlen analysiert. Dabei wird das Standardmodell verwendet und zusätzlich die *BRSG-konforme* Variante betrachtet.

Die annualisierte Rendite entspricht der geometrisch durchschnittlichen Jahresrendite. Die Pfad-Volatilität gibt die annualisierte Standardabweichung des Renditeverlaufs auf Basis der monatlichen Zinsintensitäten an. Hier ist anzumerken, dass die Volatilität Schwankungen nach oben und unten gleichermaßen berücksichtigt. Während Ausschläge nach unten für den Sparer ein Risiko darstellen, dürfte dies bei Ausschlägen nach oben nicht der Fall sein. Die Pfad-Volatilität wird zwar im Folgenden als Risikokennzahl ge- braucht, jedoch ist die zuvor genannte Eigenschaft bei der Analyse stets zu bedenken. Der *Maximum Drawdown* (MDD, in %) stellt den maximalen kumulierten Wertverlust bei der

²⁸ UNISDR, Terminology (2009), S. 24.

²⁹ Die Rendite der jeweils jüngsten Bundesanleihe mit einer Laufzeit von zehn Jahren liegt seit März 2012 unter 2% (mit Ausnahme eines Zeitraums von etwa einer Woche) und seit Juni 2015 unter 1%; vgl. Deutsche Bundesbank, Zeitreihe BBK01.WT1010 (URL).

³⁰ Vgl. Goecke, Anwendung des Resilienzkonzepts (2017), S. 15.

jeweiligen Anlageform dar. Die *Maximum Recovery Time* (MRT) bezeichnet die längste Zeitspanne, die erforderlich ist, bis ein zuvor erreichtes Maximum wieder erreicht wird.

Die Kennzahl *MonthsDown* (MD, in %) zeigt an, welchen Anteil die Monate mit negativer Wertveränderung (Reduzierung der individuellen Guthaben im Vergleich zum Vormonat) an der Gesamtzahl der Monate ausmachen, d. h. den Anteil der Monate mit negativer Wertveränderung. Die Kennzahl *MonthsDown* dient hier als Indikator für die Frustration eines Anlegers.³¹ Die Kennzahlen *MaxMonthsUp* (MMU) bzw. *MaxMonthsDown* (MMD) zeigen die maximale Anzahl aufeinanderfolgender Monate mit ausschließlich positiver bzw. negativer Wertveränderung an.³² Tabelle 3 zeigt die Kennzahlen zum Renditeverlauf für die verschiedenen Anlageformen.

	Deutschland			USA		
	Individuelles Sparen	Kollektives Sparen BRSG-konform		Individuelles Sparen	Kollektives Sparen BRSG-konform	
		nein	ja		nein	ja
Ann. Rendite	8,40%	8,24%	8,23%	8,48%	8,26%	8,25%
Pfad-Volatilität	10,23%	1,24%	1,72%	7,02%	1,06%	1,21%
MDD	-33,44%	-1,22%	-10,71%	-21,27%	-0,21%	-3,34%
MRT (Monate)	74	15	32	39	6	14
MD	38,89%	1,39%	1,53%	33,19%	0,83%	0,69%
MMU (Monate)	18	433	335	15	406	409
MMD (Monate)	7	5	3	5	2	2

Tabelle 3: Rendite- und Risikokennzahlen für den Zeitraum 12/1957–12/2017

Die annualisierten Renditen liegen für beide Länder beim individuellen Sparen nur leicht oberhalb derer beim kollektiven Sparen. Hierbei ist zu beachten, dass beim kollektiven Sparen die Reservequote im Dezember 2017 höher ist als im Dezember 1957 und die Vergleichbarkeit zum individuellen Sparen somit erschwert wird. Beim kollektiven Sparen ist also in Form der zusätzlich aufgebauten Reserve noch ungenutztes Renditepotenzial vorhanden, das nicht in der annualisierten Rendite berücksichtigt wurde. Während beide Länder mit einer Reservequote von jeweils 20 % starten, beträgt diese zum Backtesting-Ende für Deutschland 29,0 % und für die USA 32,6 %.

³¹ Psychologische Untersuchungen zeigen, dass Menschen Verluste tendenziell stärker gewichten als Gewinne in gleicher Höhe. Sie sind daher bestrebt, Verluste zu vermeiden (Verlustaversion). Vgl. Kahneman / Tversky, *Choices* (1984), S. 342.

³² Im Gegensatz zu den allgemein gebräuchlichen Bezeichnungen wie *Maximum Drawdown* oder *Maximum Recovery Time* wurden die Bezeichnungen *MonthsDown*, *MaxMonthsUp* und *MaxMonthDown* selbst gewählt.

Dieser Effekt kann bereinigt werden, indem man die letzte Deklaration vor dem Ende des Backtesting-Zeitraums so erhöht oder vermindert, dass die Endreservequote genau der Startreservequote entspricht. Bei Anwendung dieses Verfahrens wird ersichtlich, dass bei identischer Start- und Endreservequote die annualisierte Rendite für das individuelle und die für das kollektive Sparen exakt einander entsprechen. Hierdurch wird deutlich, dass das kollektive Sparmodell ein reines Umverteilungsinstrument darstellt. Insgesamt wird weder Rendite eingebüßt noch zusätzliche Rendite erzeugt.

Die Volatilität ist beim kollektiven Sparen jeweils erheblich geringer. Der beim individuellen Sparen um rund 3,2 %-Punkte geringere Wert bei den USA ist darauf zurückzuführen, dass der *S&P 500 TR* im Vergleich zum *DAX* eine geringere Volatilität aufweist. Auch der maximale Wertverlust fällt für beide Länder beim kollektiven Sparen deutlich geringer aus. Allerdings ist dieser in der *BRSG-konformen* Variante vor allem für Deutschland mit rund -10,7% ebenfalls deutlich.

In beiden Ländern und für beide Varianten hat sich hier der Wert der Guthaben in rund 99% der betrachteten Monate positiv entwickelt. Zusammen mit der längsten Zeitspanne ohne Wertverlust von rund 36 Jahren bzw. 28 Jahren (Deutschland) sowie 34 Jahren (USA) stellt dies einen deutlichen Beleg für die Beständigkeit der Wertentwicklung beim kollektiven Sparen dar. In Deutschland wurde die kontinuierliche Steigerung der Guthaben lediglich in den Jahren 1966 (Wirtschaftskrise in Deutschland), 2002 (Dotcom-Krise) und 2009 (Finanzkrise) jeweils durch einen kurzzeitigen Rückgang unterbrochen. In der *BRSG-konformen* Variante kam es zusätzlich im Jahr 1974 (erste Ölpreiskrise) zu einer Guthabensenkung. In den USA wurde die positive Wertentwicklung in beiden Varianten jeweils nur in den Jahren 1974 (erste Ölpreiskrise), 2008 und 2009 (Finanzkrise) für kurze Zeit gestoppt.

4.3.3 Untersuchung langfristiger Sparprozesse

Im Folgenden wird anhand der für die Altersvorsorge charakteristischen Sparpläne untersucht, wie resilient das kollektive Sparmodell in der Vergangenheit gewesen wäre. Die Sparpläne sind durch die wiederkehrende, vorschüssige Anlage eines monatlichen Sparbetrags über einen langfristigen Zeitraum gekennzeichnet.³³ Es wird zwischen 10- und

³³ In 2017 stammten von den insgesamt an Lebensversicherungen, Pensionskassen und Pensionsfonds gezahlten Beiträgen 70,8% aus laufender Beitragszahlung und 29,2% aus Einmalbeiträgen, vgl. GDV, Statistisches Taschenbuch (2018), S. 34.

30-jährigen Sparplänen unterschieden, um mehrere typische Sparzeiträume zu berücksichtigen. Die Untersuchung erfolgt anhand der jeweils erzielten Ablaufrenditen. Dabei ist zu beachten, dass die Ablaufrenditen jeweils von der vorhergegangenen Kapitalmarktentwicklung über einen Zeitraum von 10 bzw. 30 Jahren vor dem jeweils dargestellten Zeitpunkt abhängig sind. Beispielsweise gehen bei einem 30-jährigen Sparplan in die Ablaufrendite zum 31.12.1987 Daten ab dem 31.12.1957 ein. Um die Auswirkungen der Inflation aufzuzeigen werden neben den nominalen auch die realen Ablaufrenditen angegeben. Hier sei nochmals auf die Annahme hingewiesen, dass die Summe der zufließenden und die der ausgezahlten Sparguthaben einander entsprechen. Aufgrund des begrenzten Umfangs beschränkt sich diese Arbeit im Übrigen auf die Nominalwerte.

Analyse der Ablaufrenditen im gesamten Backtesting-Zeitraum

Tabelle 4 zeigt zunächst die durchschnittlichen, minimalen und maximalen Ablaufrenditen sowie die jeweilige Standardabweichung über den gesamten Backtesting-Zeitraum.

		Nominalwerte (exkl. Inflation)				Realwerte (inkl. Inflation)			
		Deutschland		USA		Deutschland		USA	
		Ind.	Koll.	Ind.	Koll.	Ind.	Koll.	Ind.	Koll.
10-jährige Sparpläne	MW	7,94%	7,78%	8,65%	8,58%	5,15%	4,99%	4,43%	4,36%
	Min	1,00%	4,43%	0,45%	4,58%	-3,77%	-0,76%	-5,56%	-3,31%
	Max	17,18%	12,33%	17,45%	14,30%	13,93%	10,61%	12,67%	10,17%
	SD	3,32%	2,22%	4,06%	3,35%	3,74%	2,94%	4,49%	4,12%
30-jährige Sparpläne	MW	8,71%	8,57%	10,07%	9,98%	6,10%	5,98%	5,96%	5,92%
	Min	7,34%	7,33%	7,70%	7,78%	3,92%	4,62%	3,37%	2,89%
	Max	11,31%	10,06%	12,59%	11,70%	8,57%	7,48%	8,11%	7,57%
	SD	1,00%	0,73%	1,34%	1,14%	1,03%	0,91%	1,15%	1,30%

Tabelle 4: Kennzahlen nominaler und realer Ablaufrenditen für 10- und 30-jährige Sparpläne (n=601 Sparpläne bei 10-, n=361 Sparpläne bei 30-jähriger Laufzeit)

Die durchschnittliche nominale Ablaufrendite ist für die USA beim individuellen und kollektiven Sparen höher als für Deutschland. Berücksichtigt man die Inflation, so kehrt sich dieses Bild um. Aufgrund der für die USA höheren Inflationsraten fallen die realen Ablaufrenditen für beide Sparzeiträume geringer aus als für Deutschland. Kritisch sind insbesondere die 1970er und der Anfang der 1980er Jahre, als die Inflationsrate für die USA bis zu 14,6% betrug. Hierdurch fallen die realen Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne teils deutlich negativ aus. Bei den 30-jährigen Sparplänen sind die nominalen und realen Ablaufrenditen für beide Länder durchgängig positiv. Das Risiko für den Sparer, kaufkraftbereinigt einen Wertverlust hinnehmen zu müssen, sinkt also durch die höhere Spardauer.

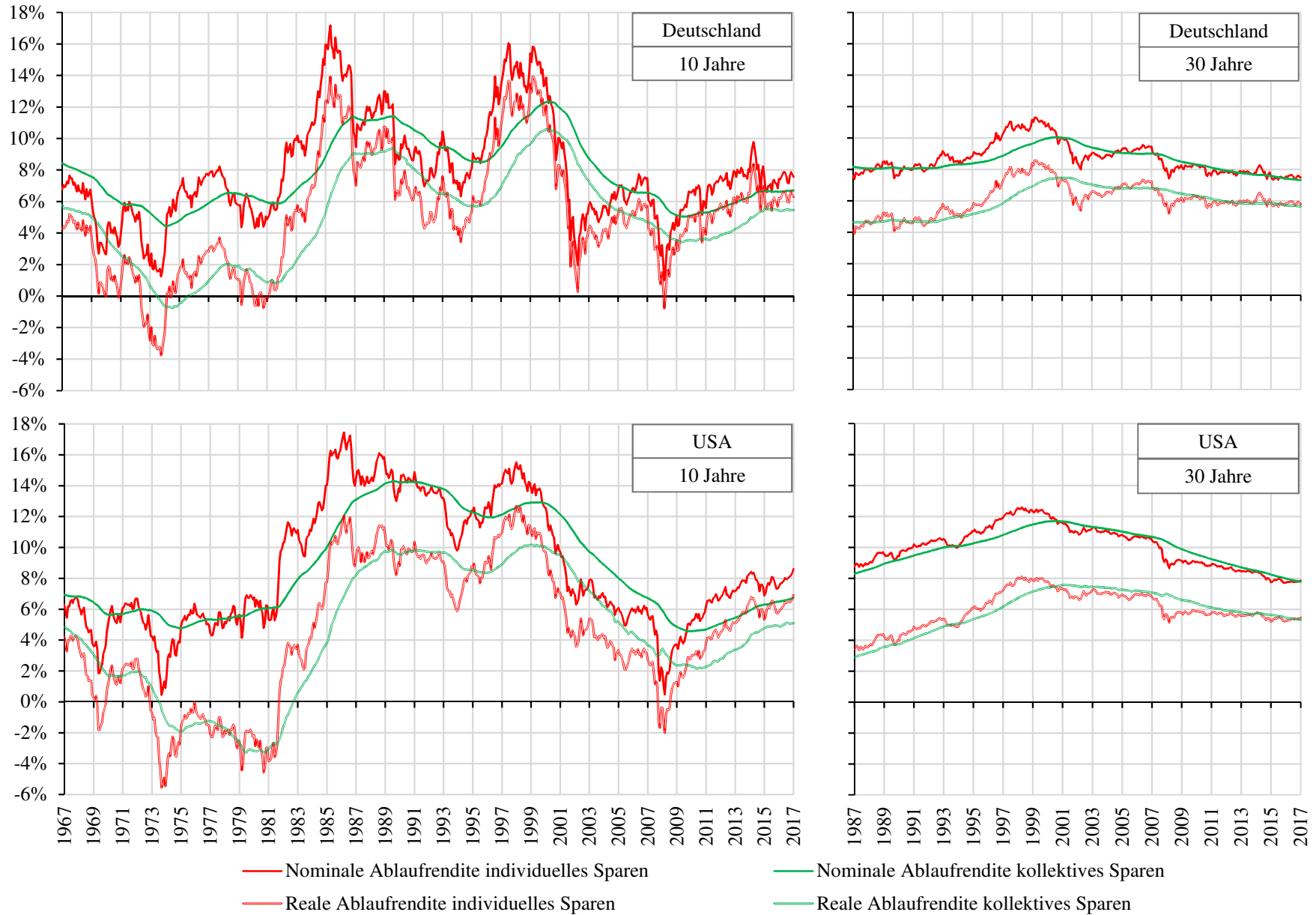


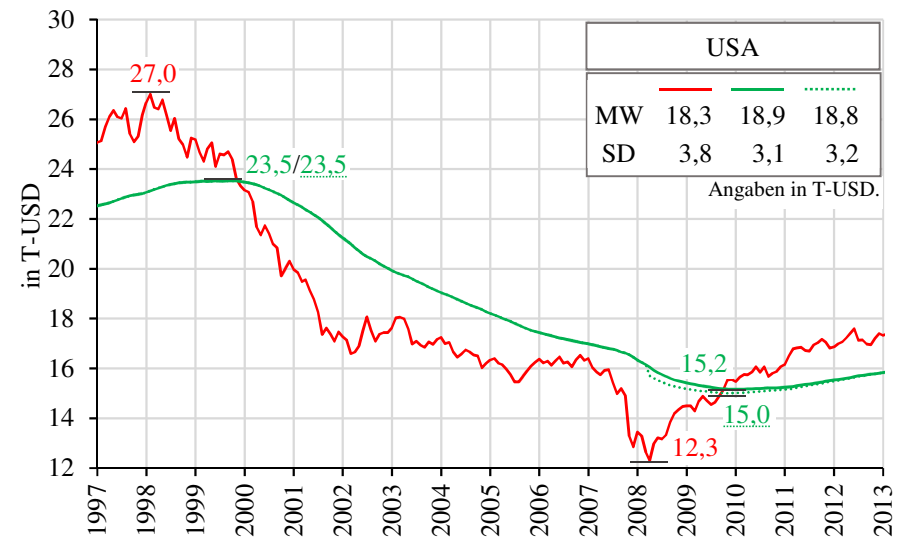
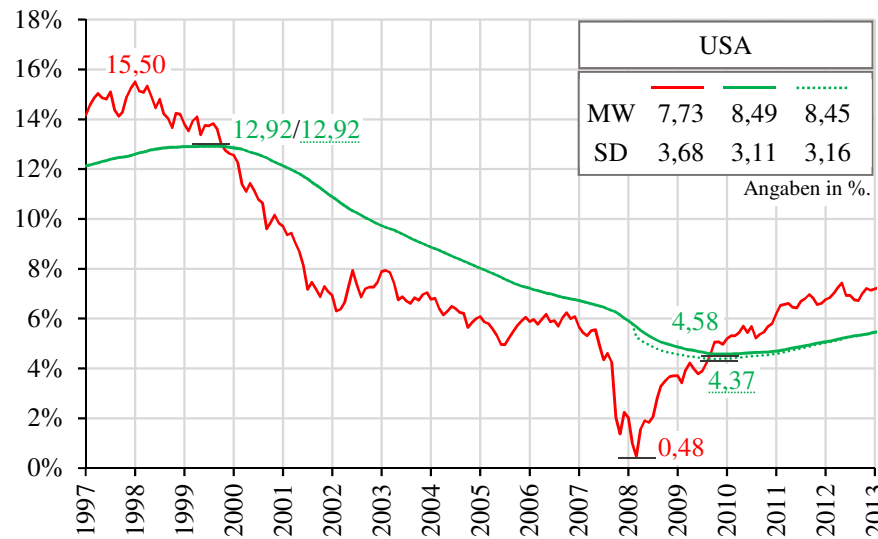
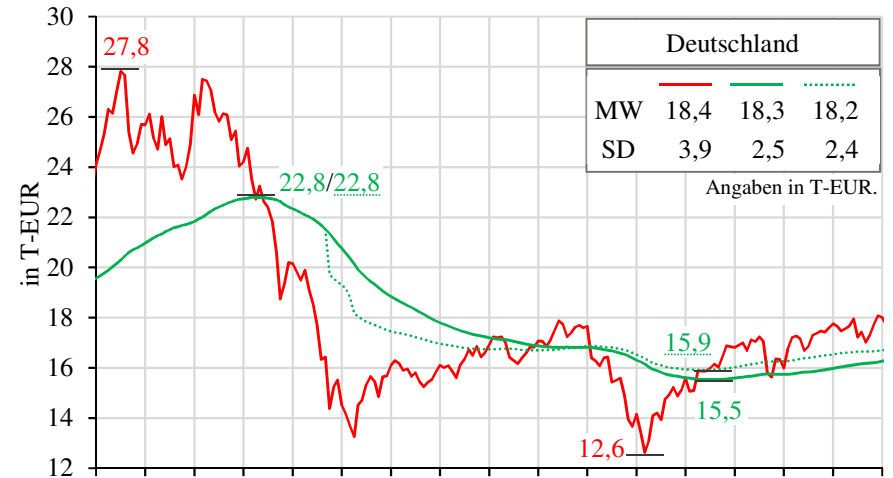
Abbildung 6: Verlauf der nominalen und realen Ablaufrenditen für 10- und 30-jährige Sparpläne im Standardmodell (Jahresangaben zum 31.12.)

Abbildung 6 stellt den Verlauf der nominalen und realen Ablaufrenditen grafisch dar. Im Vordergrund steht zunächst der Vergleich zwischen den nominalen und den realen Ablaufrenditen. Es ist ersichtlich, dass sich die Verläufe der Ablaufrenditen für beide Länder grundsätzlich ähneln. Bei der längeren Spardauer von 30 Jahren ist zu erkennen, dass die zwischenzeitlichen Schwankungen sowie die Spannbreite zwischen der niedrigsten und der höchsten beobachteten Ablaufrendite deutlich geringer sind als bei der 10-jährigen Spardauer. Zudem nähern sich die nominalen und realen Ablaufrenditen im Zeitablauf einander an, da die Inflation tendenziell gesunken ist. Ferner zeigt sich, dass das kollektive Sparen sowohl nominal als auch real zu einer deutlichen Glättung der Ablaufrenditen führt.

Analyse der Ablaufrenditen 1997 – 2013

Eine genauere Analyse der Resilienz des kollektiven Sparmodells wird nachfolgend anhand der Dotcom-Krise (2001 – 2003) und der Finanzkrise (2007 – 2009) vorgenommen, wobei hier ausschließlich Nominalwerte betrachtet werden.³⁴ Ausgehend von Abbildung 7 sind für die Realwerte keine grundlegenden Unterschiede zu erwarten – die Ablaufrenditen liegen lediglich auf einem geringeren Niveau. Die Auswahl dieser beiden Krisen bietet den Vorteil, dass eine ausreichend lange Vorlaufzeit mit zahlreichen Datenpunkten zu Analysezwecken zur Verfügung steht. Die Abbildungen 7 und 8 stellen die Entwicklung der Ablaufrenditen (in %) und der Ablaufleistungen (in Euro (EUR) bzw. US-Dollar (USD)) für die verschiedenen Sparformen im Zeitraum von Dezember 1997 bis Dezember 2013 gegenüber. Bezogen auf die jeweiligen Tiefstände am Aktienmarkt enthält dieser Zeitraum die beiden Krisen mit einer Vor- und Nachlaufzeit von etwa fünf Jahren. In Ergänzung zu Abbildung 7 wird zudem die *BRSG-konforme* Variante berücksichtigt. Anhang 4 zeigt die nominalen Ablaufrenditen 10- und 30-jähriger Sparpläne im gesamten Backtesting-Zeitraum.

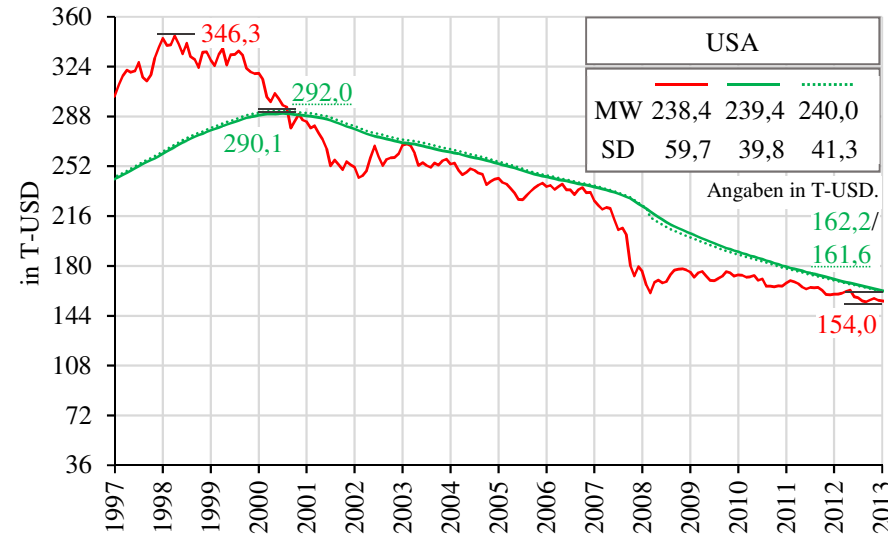
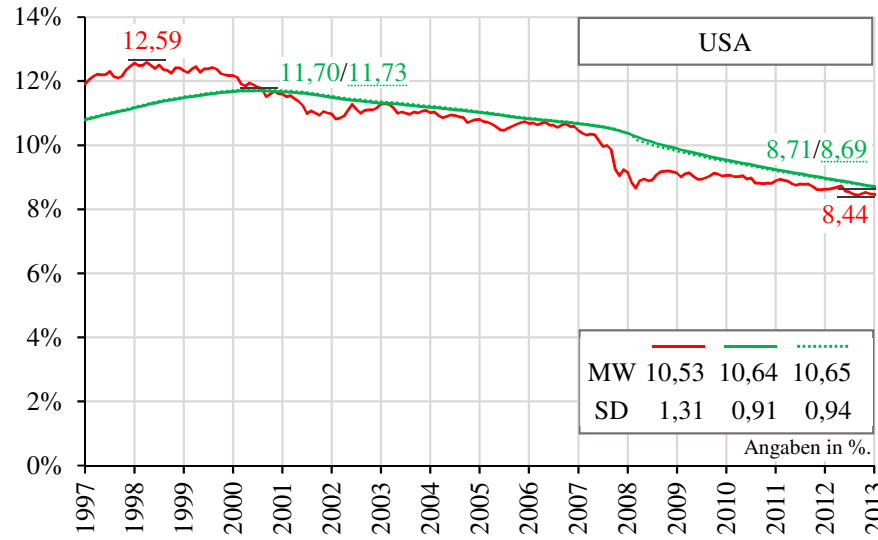
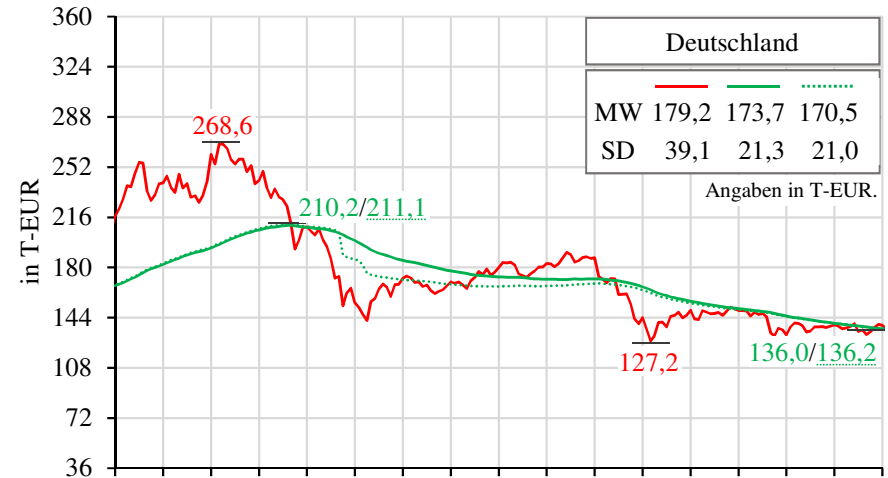
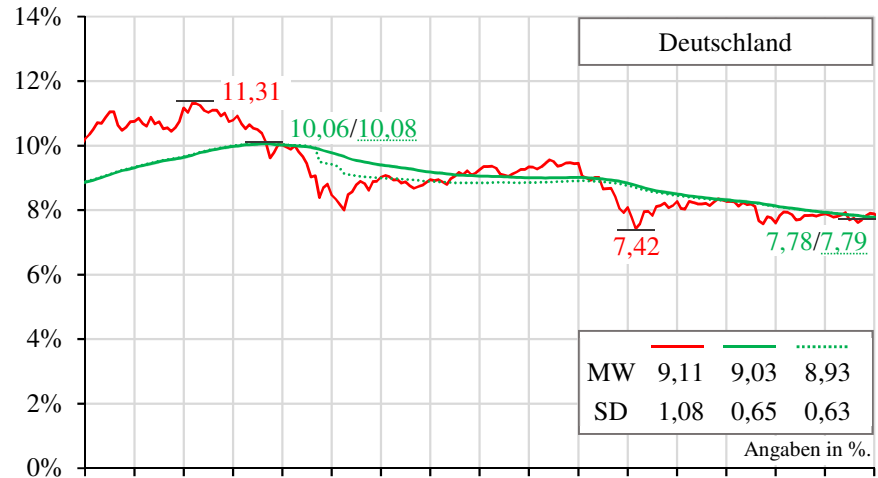
³⁴ Auf der im Modell unterstellten Monatsbasis berechnet sank der *DAX* zwischen Februar 2000 und März 2003 (37 Monate) um 68,3 % sowie zwischen Dezember 2007 und Februar 2009 (14 Monate) um 52,4 %. Der *S&P 500 TR* sank zwischen Juli 2000 und Januar 2003 (30 Monate) um 41,6 % sowie zwischen September 2007 und Februar 2009 (17 Monate) um 49,1 %. Auf Tagesbasis fallen die Verluste noch größer aus.



— Ablaufrendite individuelles Sparen
 — Ablaufrendite kollektives Sparen (nicht BRSG-konform)
 Ablaufrendite kollektives Sparen (BRSG-konform)

— Ablaufleistung individuelles Sparen
 — Ablaufleistung kollektives Sparen (nicht BRSG-konform)
 Ablaufleistung kollektives Sparen (BRSG-konform)

Abbildung 7: Ablaufwerte 10-jähriger Sparpläne mit vorschüssig 100 EUR/USD Monatsbeitrag im Zeitraum 12/1997– 12/2013 (Jahresangaben zum 31.12.)



- Ablaufrendite individuelles Sparen
- Ablaufrendite kollektives Sparen (nicht BRSG-konform)
- Ablaufrendite kollektives Sparen (BRSG-konform)

Abbildung 8: Ablaufwerte 30-jähriger Sparpläne mit vorschüssig 100 EUR/USD Monatsbeitrag im Zeitraum 12/1997–12/2013 (Jahresangaben zum 31.12.)

Zunächst ist festzustellen, dass unabhängig von der Anlageform, dem Land und der untersuchten Laufzeit dem Sparer am Laufzeitende immer mehr als die Summe der eingezahlten Beiträge zur Verfügung steht. Bei 10-jähriger Spardauer wurde die Beitragssumme (\cong Rendite = 0 %) im schlechtesten Fall in der Finanzkrise beim individuellen Sparen mit 1,00% (Deutschland) bzw. 0,48% jährlicher Rendite (USA) nur relativ knapp überschritten. Dagegen bestand bei der längeren Laufzeit von 30 Jahren nicht annähernd die Gefahr, dass die Ablaufleistung die Beitragssumme unterschreitet. Selbst wenn der Sparplan exakt zum Tiefstand des *DAX* bzw. des *S&P 500 TR* in der Dotcom- oder der Finanzkrise geendet hätte, wären dem Anleger also keine seiner eingezahlten Beiträge verloren gegangen. Diese Beobachtung bezieht sich immer auf den Zeitpunkt zum Laufzeitende – über den Vertragsverlauf bis zum Laufzeitende wird nach der weitergehenden Erläuterung der obigen Abbildungen eingegangen.

Bei 10-jährigen Sparplänen liegen beim individuellen Sparen zwischen der best- und schlechtmöglichen Ablaufrendite für beide Länder jeweils rund 15,0 %-Punkte. Dagegen kann die Spannbreite durch das kollektive Sparen deutlich reduziert werden. Diese beträgt für Deutschland rund 7,3 %-Punkte und für die USA rund 8,3 %-Punkte.³⁵ Beim kollektiven Sparen können zwar nicht die Ablaufwerte wie beim individuellen Sparen erreicht werden, dafür haben sowohl die Dotcom- als auch die Finanzkrise deutlich geringere negative Konsequenzen. Beispielsweise sinkt die Ablaufleistung für Deutschland im März 2003 auf 13.253 EUR beim individuellen Sparen gegenüber 20.144 EUR (*nicht BRSG-konform*) bzw. 18.180 EUR (*BRSG-konform*) beim kollektiven Sparen. Während der Finanzkrise im Februar 2009 erhalten individuelle Sparer in den USA mit 12.295 USD nur etwas mehr als die eingezahlten Beiträge. Demgegenüber können kollektive Sparer mit einer Ablaufleistung von 16.047 USD (*nicht BRSG-konform*) bzw. 15.711 USD (*BRSG-konform*) eine deutliche Wertsteigerung verzeichnen.

Durch das kollektive Sparen werden nicht nur die Dotcom- und die Finanzkrise abgefedert und die Verzinsung langfristig geglättet, sondern auch die über den gesamten Betrachtungszeitraum auftretenden kurzfristigen Schwankungen werden fast vollständig eliminiert. Eine Ausnahme stellt die Situation dar, wenn bei der *BRSG-konformen* Variante negative Deklarationen erforderlich sind, um eine negative Reserve zu verhindern. So sinkt die Ablaufrendite für Deutschland zwischen August 2002 und März 2003 um

³⁵ Sofern nicht anders gekennzeichnet, handelt es sich bei den Werten zum „kollektiven Sparen“ um die *nicht BRSG-konforme* Variante.

rund 3,2 %-Punkte, während diese bei zulässiger negativer Reserve nur um rund 1,3 %-Punkte fällt. Daher kann das Resilienzmerkmal der Abfederung ökonomischer Schocks von der *nicht BRSG-konformen* Variante besser erfüllt werden. Ab Oktober 2007 werden bei der *BRSG-konformen* Variante höhere Ablaufwerte erreicht. Dies ist darauf zurückzuführen, dass der Reserveaufbau nach der Dotcom-Krise bei der *nicht BRSG-konformen* Variante ausgehend von einer negativen Reserve erfolgt. Hier muss die Reserve in höherem Umfang aufgebaut werden als bei der *BRSG-konformen* Variante, die bei $\rho(t) = 0\%$ startet. Daher fallen die Deklarationen in der *nicht BRSG-konformen* Variante geringer aus und dementsprechend auch die Ablaufwerte. Für die USA kommt es erst durch die Finanzkrise zu einem Unterschied zwischen beiden Varianten, welcher jedoch geringer ist als für Deutschland.

Betrachtet man die Renditedifferenzen zwischen dem individuellen Sparen und jeweils den beiden Varianten des kollektiven Sparens, so fällt auf, dass diese für die *BRSG-konforme* Variante meist geringer ausfallen. Des Weiteren ist der Korrelationskoeffizient r zwischen den Ablaufwerten des individuellen Sparens und denen in der *BRSG-konformen* Variante (z. B. $r=0,74$ bzgl. der Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne, Deutschland) stets höher als der zwischen den Ablaufrenditen des individuellen Sparens und denen in der *nicht BRSG-konformen* Variante ($r=0,69$). Das Resilienzmerkmal der flexiblen Anpassung des Systems an veränderte Rahmenbedingungen ist in der *BRSG-konformen* Variante somit besser erfüllt, da sich das System schneller an Kapitalmarktveränderungen anpasst. Insgesamt ergibt sich daher für keine der beiden Varianten einen eindeutigen Vorteil im Hinblick auf die bessere Erfüllung der beiden Resilienzkomponenten. Tendenziell ist aber der deutlich besseren Abfederung ökonomischer Schocks bei der *nicht BRSG-konformen* Variante ein höheres Gewicht einzuräumen.

Bei den Sparplänen mit 30-jähriger Laufzeit lassen sich hinsichtlich der Glättungseffekte durch das kollektive Sparen ähnliche Beobachtungen machen. Der Renditeabstand sowie die Standardabweichung ist hier für beide Länder und für alle Sparformen deutlich geringer. Aufgrund der sehr langen Laufzeit ist jedoch zu bedenken, dass geringe Unterschiede bei den jährlichen Ablaufrenditen hohe Unterschiede in absoluten Geldeinheiten zur Folge haben können. Die Standardabweichung kann durch das kollektive Sparen für Deutschland stärker reduziert werden als für die USA. Für Deutschland ist also ein stärkerer Glättungseffekt zu konstatieren.

Die (arithmetisch) durchschnittlichen Ablaufrenditen sind bei der 30-jährigen Laufzeit für beide Länder und alle Sparformen deutlich höher.³⁶ Es lässt sich daher grundsätzlich festhalten, dass für den Anleger insbesondere längerfristige Sparzeiträume in der Vergangenheit sehr rentabel waren. Mit Ausnahme des individuellen Sparens bei 10-jährigen Sparplänen können für die USA jeweils höhere durchschnittliche Ablaufwerte beobachtet werden. Dies lässt sich vorrangig mit der besseren Performance des *S&P 500 TR* im Vergleich zum *DAX* erklären. Der sichere Zins als maßgeblicher Bestandteil der Deklaration hat dagegen nur sehr geringe Auswirkungen auf die Unterschiede.³⁷ Zwar ist der sichere Zins für die USA meist höher, aber über *ALM 2* profitiert der Sparer von der ceteris paribus höheren Reserve für Deutschland.

Bei 10-jährigen Sparplänen liegen die durchschnittlichen Renditen beim kollektiven Sparen – insbesondere für die USA – vergleichsweise deutlich oberhalb derer beim individuellen Sparen. Dies kann damit begründet werden, dass vor dem Beobachtungszeitraum relativ hohe Reserven aufgebaut werden, aus denen in den betrachteten Krisenzeiten Mittel entnommen werden können. Für die USA fällt die zuvor aufgebaute Reserve höher aus als für Deutschland. So betrug die Reservequote in den zehn Jahren vor Dezember 1997 für die USA durchschnittlich 33,8 %, während Deutschland auf einen Wert von lediglich 26,8 % kommt.

Der Auf- und Abbau der Reserve dient auch als Begründung, weshalb die Ablaufwerte beim kollektiven Sparen im Vergleich zum individuellen Sparen mit einer Verzögerung reagieren. Während die Ablaufwerte beim individuellen Sparen aufgrund der Dotcom-Krise bereits sanken, stiegen sie beim kollektiven Sparen zunächst noch weiter an. Umgekehrt erholten sich die deutschen Werte zwischen 2003 und 2007 beim individuellen Sparen wieder, während sie beim kollektiven Sparen weiter sanken. Für die USA lassen sich diesbezüglich ähnliche Beobachtungen machen. Allerdings ist der Verlauf der Dotcom-Krise weniger durch einen plötzlichen Einbruch und anschließende Erholung, sondern vielmehr durch eine kontinuierliche Abwärtsbewegung gekennzeichnet.

³⁶ Es ist zu beachten, dass die durchschnittliche Ablaufrendite und die durchschnittliche Ablaufleistung nicht einander entsprechen. Zudem kann es vorkommen, dass die durchschnittliche Ablaufleistung beim individuellen Sparen am höchsten ist, während bei der Ablaufrendite das kollektive Sparen den höchsten Wert aufweist. Dies liegt daran, dass beim individuellen Sparen vermehrt sehr hohe Ablaufrenditen auftreten, durch welche die Ablaufleistungen überproportional groß ausfallen.

³⁷ Anhang 5 zeigt die Reservequote und Wertentwicklung der individuellen Guthaben für verschiedene Repräsentanten des sicheren Zinses.

Analyse des Verlaufs einzelner Sparpläne

Es wurde bereits dargestellt, dass der Sparer am Laufzeitende unabhängig von der Sparform durchweg mehr als seine eingezahlten Beiträge erhält. Trotz dieser Tatsache kann die Vertragsentwicklung *bis* zum Laufzeitende durchaus problematisch sein. Als kritisch können vor allem die Situationen bezeichnet werden, in denen der Wert des Sparvertrages trotz regelmäßiger Einzahlungen sinkt. Abbildung 9 zeigt die Wertentwicklung eines einzelnen 10-jährigen Sparplanes für die USA, bei dem zum Laufzeitende die Ablaufleistungen beim individuellen und kollektiven Sparen nahezu übereinstimmen.

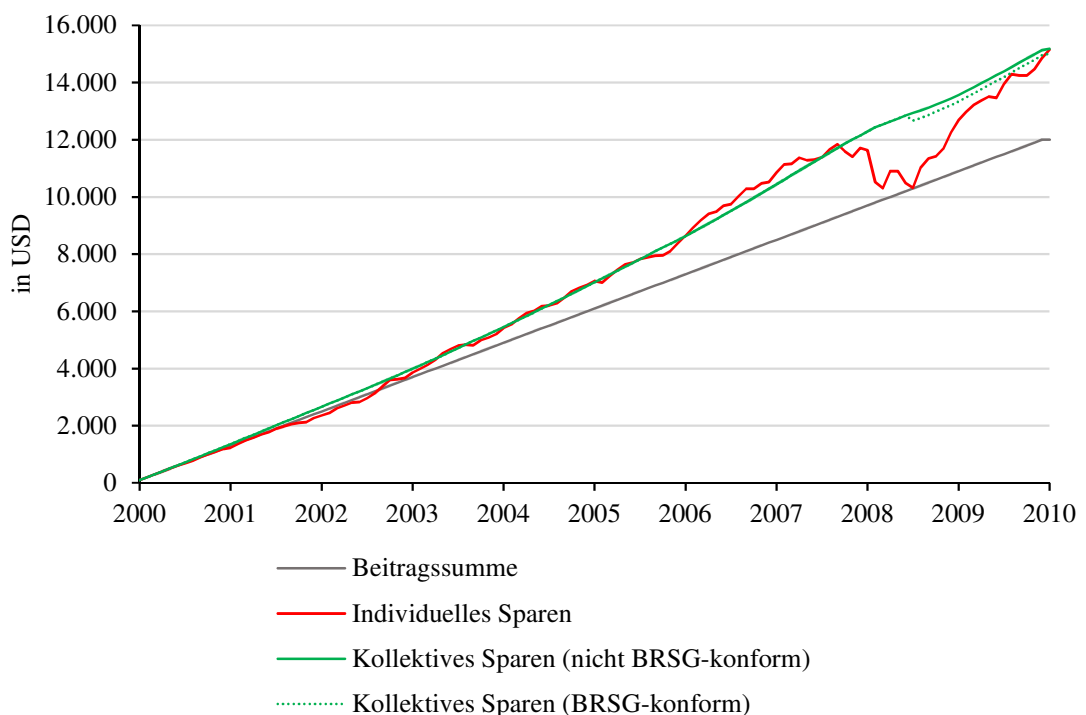


Abbildung 9: Wertentwicklung eines 10-jährigen Sparplans (USA) mit vorschüssig 100 USD Monatsbeitrag im Zeitraum 08/2000 – 08/2010 (Jahresangaben zum 31.08.)

Es wird ersichtlich, dass bei vergleichbarer Ablaufleistung die Wertentwicklung beim kollektiven Sparen deutlich gleichmäßiger verläuft. Beim individuellen Sparen ergeben sich aufgrund der Finanzkrise trotz regelmäßiger Einzahlungen zwischenzeitlich Wertverluste, die zu einem erhöhten Anlegerstress führen. Bis zum Laufzeitende konnten die Verluste zwar wieder ausgeglichen werden, der Anleger dürfte das kollektive Sparen aber als angenehmer bzw. stressfreier empfunden haben.

4.4 Analyse ausgewählter Modellparameter

4.4.1 Wahl des Startzeitpunkts

Im Folgenden wird untersucht, welchen Stellenwert der Startzeitpunkt für den Verlauf der zentralen Modellgrößen sowie für Rendite- und Risikokennzahlen einnimmt. Dabei werden vorrangig die kritischen Werte in Form der minimalen Reservequote und Deklaration betrachtet, um ein *Worst Case*-Szenario zu erhalten. Neben der standardmäßigen Startreservequote von 20 % wird alternativ eine Startreservequote von 0 % gewählt. Dies ist dann relevant, wenn in der Praxis beim Aufbau des Systems keine anfängliche Reserve zur Verfügung steht. Abbildung 10 zeigt die minimale Reservequote und Deklaration vom jeweiligen Startzeitpunkt bis Dezember 2017 in der *nicht BRSG-konformen* Variante. In der *BRSG-konformen* Variante beträgt die minimale Reservequote immer mindestens 0 %, wodurch die minimale Deklaration geringer ausfällt.

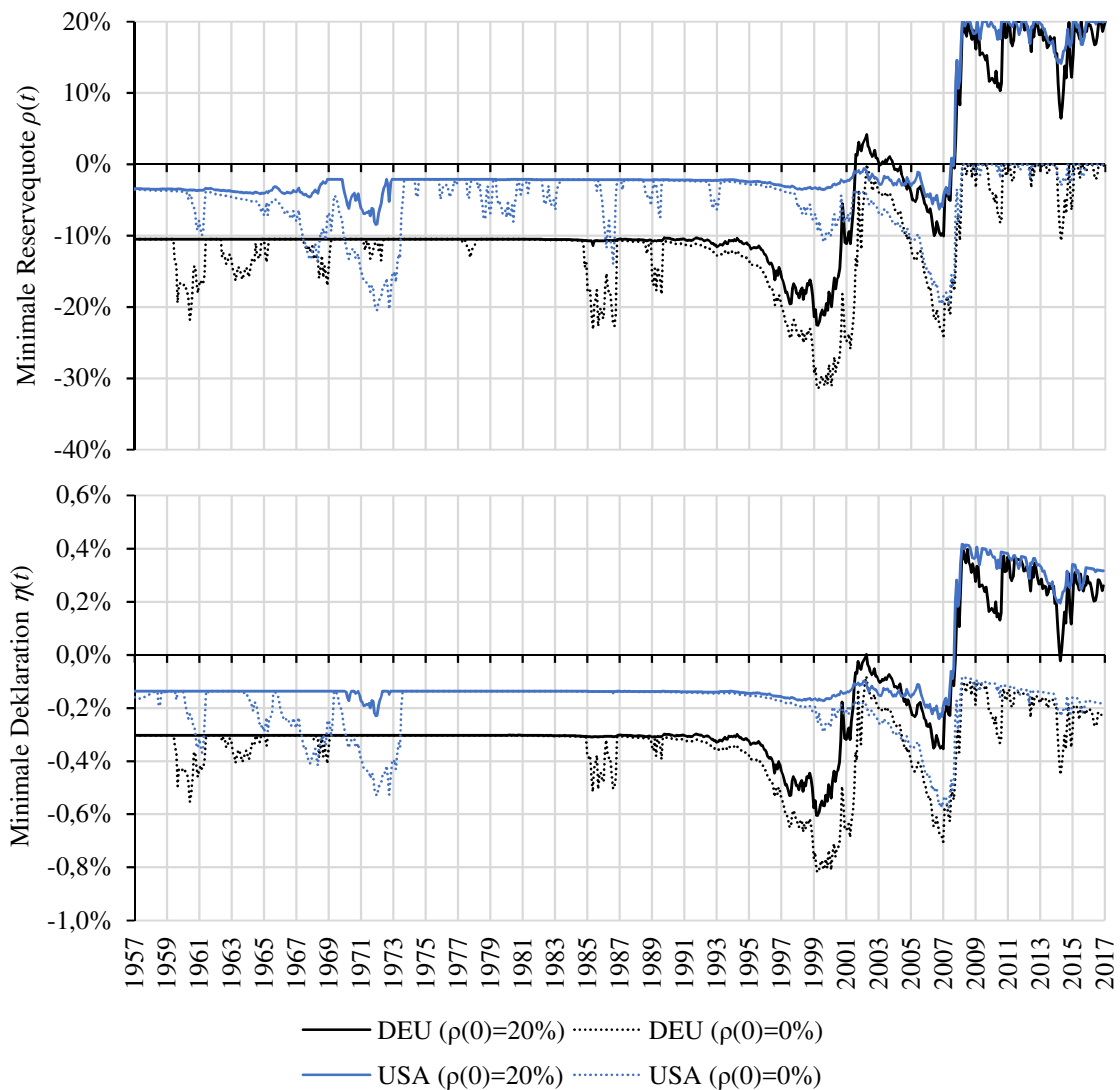


Abbildung 10: Minimale Reservequote und Deklaration als monatliche Zinsintensität in Abhängigkeit vom Startdatum (Jahresangaben zum 31.12.)

Im Standardmodell mit $\rho(0) = 20\%$ liegt die minimale Reservequote für Deutschland bei Startzeitpunkten zwischen Dezember 1957 und September 1996 zwischen $-10,5\%$ und $-12,0\%$. Diese Werte werden fast ausschließlich durch die Dotcom-Krise verursacht. Bis März 2000 fällt die minimale Reservequote weiter ab und erreicht dort ihren geringsten Wert von $-22,6\%$. Im Gegensatz zu den vorherigen Zeitpunkten konnte hier keine höhere Reserve aufgebaut werden, bevor die Dotcom-Blase kollabierte. Daher kann die kurz darauffolgende Krise deutlich schlechter abgedeckt werden. Startet man dagegen rund um den *DAX*-Tiefstand zwischen Juli 2002 und Oktober 2004, so kommt es in der Folgezeit – insbesondere während der Finanzkrise – zu gar keiner negativen Reserve. Anschließend fallen die Reservequoten aufgrund des bereits bei der Dotcom-Krise beobachteten Effekts, dass vor dem Marktzusammenbruch keine ausreichend hohe Reserve aufgebaut werden konnte, wieder ab. Bei Startzeitpunkten ab September 2008 sind die

Reserven stets positiv. Die minimalen Deklarationen verlaufen in etwa synchron zur Entwicklung der minimalen Reservequoten.

Für die USA sind die minimalen Reservequoten fast durchweg höher als für Deutschland. Sie liegen für die meisten Startzeitpunkte zwischen -2,1 % und -2,5 % und werden nicht durch die Dotcom-, sondern durch die Finanzkrise verursacht. Ein weiterer Unterschied besteht darin, dass die minimale Reservequote für die USA ihren geringsten Wert bei Start im November 1972 mit -8,4 % vor der ersten Ölpreiskrise erreicht. Die für Deutschland genannte Begründung für eine stark negative minimale Reserve bei einem Startzeitpunkt *vor* dem Eintreten einer Krise trifft auch hier zu.

Startet man mit $\rho(0)=0\%$, d. h. ohne Startreserve, so sind die minimalen Reservequoten für beide Länder erwartungsgemäß niedriger. Problematisch sind vor allem die minimalen Reservequoten von -31,4 % bzw. -24,1 % bei Start vor der Dotcom- bzw. Finanzkrise. Zudem können aufgrund des fehlenden Puffers auch bei „kleineren“ Krisen Ausschläge nach unten beobachtet werden. In Bezug auf den Aufbau eines kollektiven Sparsystems wird deutlich, dass eine bereits zu Beginn vorhandene Reserve wichtig ist, um kurz darauf eintretende Krisen besser abfedern zu können. Allerdings sind auch bei vorhandener Startreserve die Reservequoten teils deutlich negativ. Um negative Reserven zu vermeiden bzw. zu begrenzen reicht eine hohe Startreserve im Standardmodell also alleine nicht aus. Auch der Ausschluss einer negativen Reserve gemäß der *BRSG-konformen* Variante erweist sich als problematisch, da der nötige Ausgleich durch stark negative Deklarationen erfolgen muss. Ein wirksames Instrument kann dagegen ein positiver Anpassungsparameter a darstellen, um frühzeitig in sichere Anlagen umzuschichten (vgl. Kapitel 4.4.3). Beispielsweise erhöht sich für $a=0,5$ bei Start im März 2000 die minimale Reservequote von -31,4 % auf -18,0 % ($\rho(0)=20\%$) bzw. von -22,6 % auf -13,3 % ($\rho(0)=0\%$).

Im nächsten Schritt wird untersucht, wie sich die Wahl des Startzeitpunkts auf die Rendite- und Risikokennziffern auswirken. Abbildung 11 zeigt diese in Abhängigkeit vom Startzeitpunkt jeweils für den nachfolgenden Zeitraum bis Dezember 2017. Es ist zu beachten, dass die Aussagekraft aufgrund der sich stetig verkürzenden Zeiträume zunehmend eingeschränkt wird. Dies betrifft insbesondere die sehr kurzen Zeiträume unmittelbar vor Ende 2017.

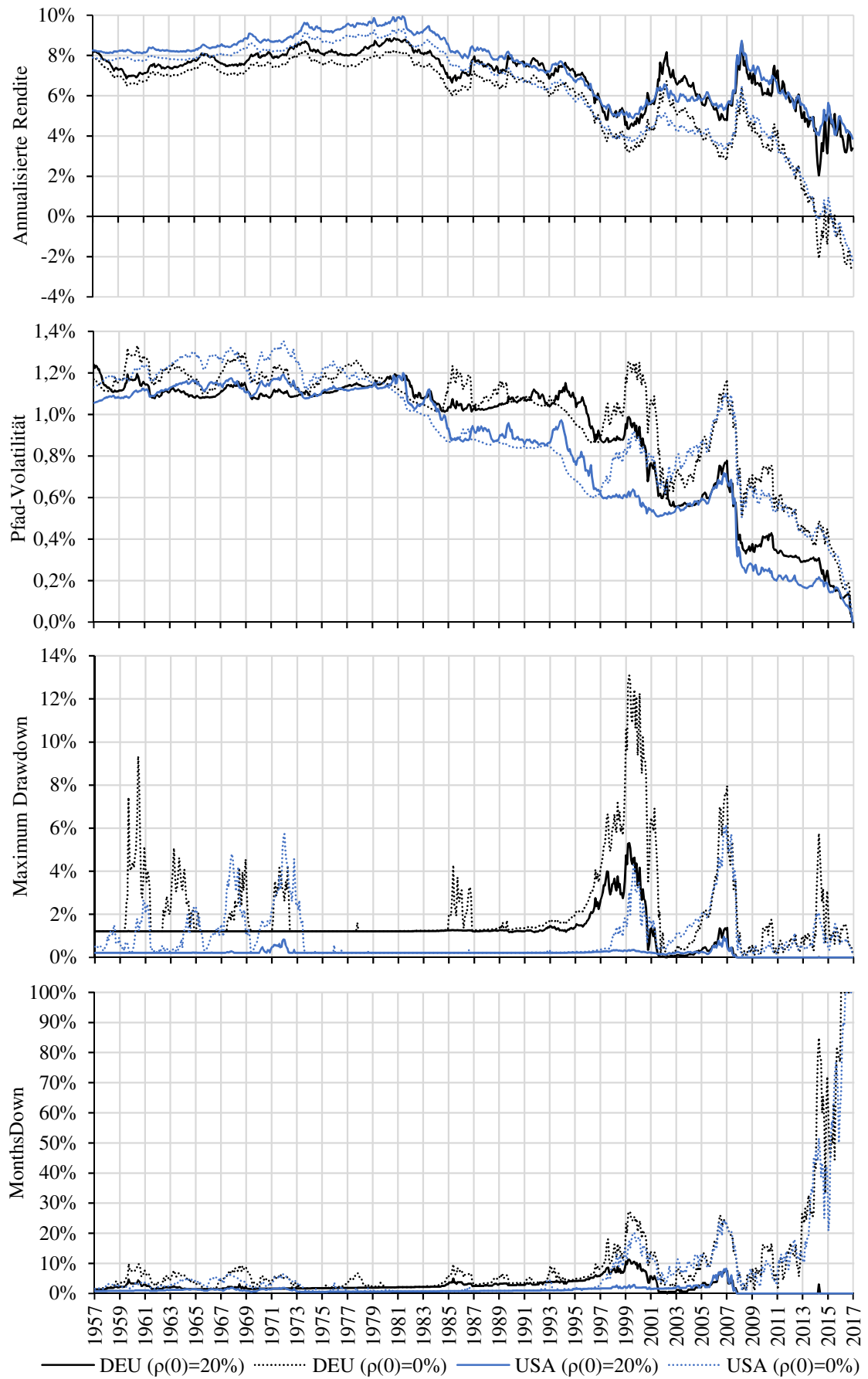


Abbildung 11: Rendite- und Risikokennzahlen in Abhängigkeit vom Startdatum
(Jahresangaben zum 31.12.)

Eine wichtige Erkenntnis ist, dass die annualisierten Renditen unabhängig vom Startzeitpunkt im Standardmodell stets positiv sind. Die Schwankungsbreite zwischen der höchsten und niedrigsten Rendite liegt jedoch bei 6,8 %-Punkten (Deutschland) bzw. 6,1 %-Punkten (USA), sodass dem Startzeitpunkt ein wesentlicher Beitrag zur Renditeerzielung beigemessen werden kann. Wie bereits zuvor bei der Analyse der Reserve und der Deklaration dargestellt erweist sich ein Startzeitpunkt unmittelbar nach einer Krise als sehr vorteilhaft, während ein Start davor negative Auswirkungen auf die Rendite hat. Korrespondierend mit den geringeren Renditen weisen die Risikokennzahlen stärkere Ausschläge nach oben auf, wenn das kollektive Sparsystem unmittelbar vor einer Krise gestartet wird. Allerdings fällt auch beim schlechtestmöglichen Startzeitpunkt im März 2000 der *Maximum Drawdown* mit 5,3 % deutlich geringer aus als beim individuellen Sparen (33,4 %). Für die USA ergibt sich gemessen an den obigen Kennzahlen ein tendenziell geringeres Risiko bei einer bis ca. 1990 höheren und danach einer mit Deutschland in etwa vergleichbaren Rendite. Startet man ohne Reserve, so sind die Renditen durchweg geringer und die Risikokennzahlen Pfad-Volatilität, *Maximum Drawdown* und *Months-Down* meist höher. Für Startzeitpunkte ab Januar 2015 sind die Renditen negativ. Hier fällt der anfängliche Reserveaufbau von 0 % auf 20 % Zielreserve jeweils komplett in diese relativ kurzen Zeiträume bis Dezember 2017, sodass die Deklarationen und damit die Renditen geringer ausfallen.

Zuletzt werden Sparpläne betrachtet, welche durch die wiederkehrende Zahlung eines festen Anlagebetrages gekennzeichnet sind. Um für möglichst viele Startzeitpunkte die Renditen abbilden zu können, werden dabei 10-jährige Sparpläne herangezogen. Abbildung 12 stellt die durchschnittlichen, minimalen und maximalen Ablaufrenditen dieser Sparpläne in Abhängigkeit vom Startdatum dar.

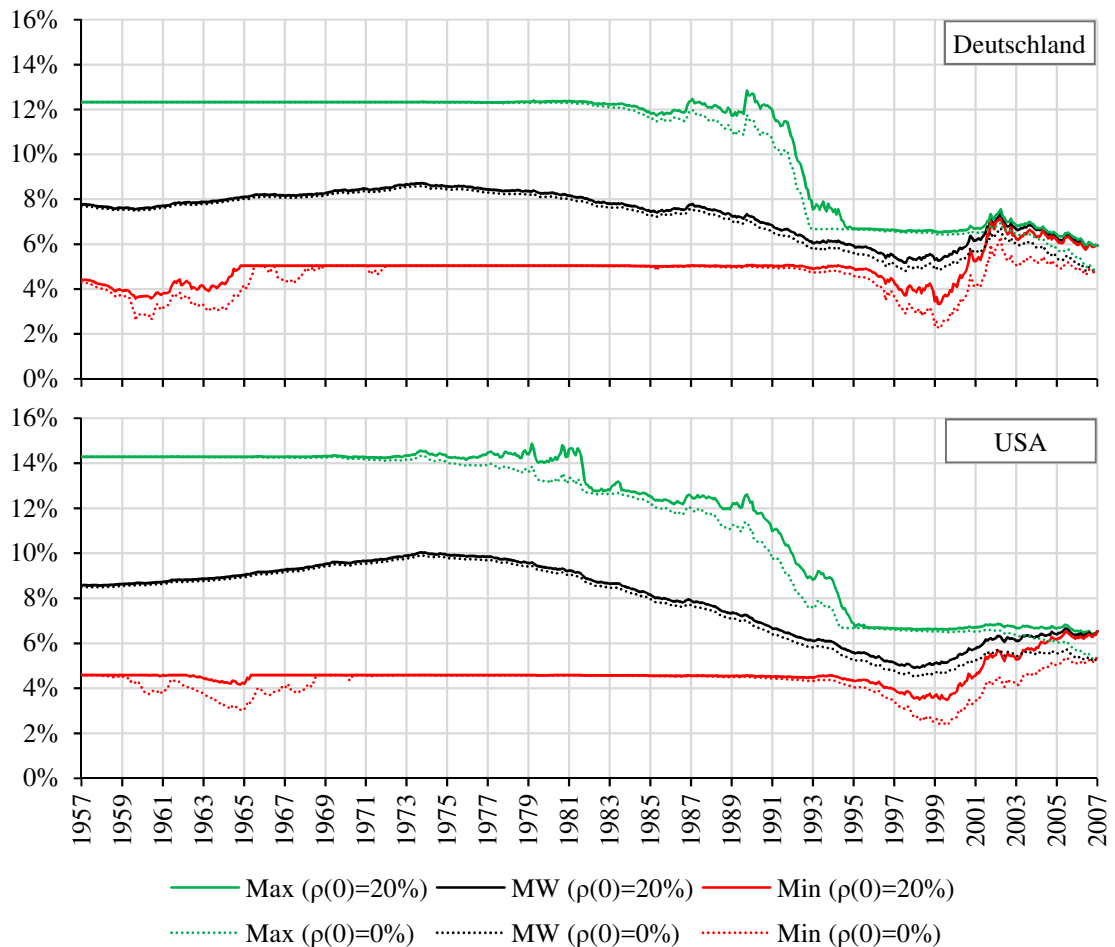


Abbildung 12: Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne in Abhängigkeit vom Startdatum
(Jahresangaben zum 31.12.)

Aus den Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne wird ein zusätzlicher Effekt ersichtlich. Die maximal erzielbare Ablaufrendite liegt für Startzeitpunkte bis Mitte der 1980er Jahre mit über 12 % (Deutschland) bzw. über 14 % (USA) auf einem sehr hohen Niveau. Für darauffolgende Startzeitpunkte sinkt sie jeweils ab und stabilisiert sich erst für Startzeitpunkte ab ca. 1995 bei Werten zwischen 6,0 % und 7,5 %. Für frühere Startzeitpunkte konnten in der Spitze also deutlich höhere Ablaufrenditen erzielt werden. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass sich die Anzahl der in die Berechnung eingehenden Sparpläne zunehmend verkürzt. Hierdurch verringert sich sukzessive der Abstand zwischen durchschnittlicher, minimaler und maximaler Rendite bis diese im Dezember 2007 einander entsprechen, da zu diesem Zeitpunkt nur *ein* 10-jähriger Sparplan berechnet werden kann (Dezember 2007 bis Dezember 2017).

Die durchschnittliche Ablaufrendite steigt für Startzeitpunkte zwischen 1957 und 1974 zunächst von 7,8 % auf 8,7 % (Deutschland) bzw. von 8,6 % auf 10,0 % (USA) an. Anschließend sinken die Durchschnittsrenditen für Startzeitpunkte bis 1998 auf jeweils rund

5,0% ab, bevor sie danach wieder ansteigen. Die minimalen Ablaufrenditen liegen unabhängig vom Startdatum für beide Länder stets oberhalb von 3,8%, sodass in jedem Fall deutlich mehr als die eingezahlten Beiträge wieder ausgezahlt werden. Startet man ohne Reserve, so fallen die Renditen erwartungsgemäß teils etwas geringer aus. Obwohl die zugrunde liegende Datenbasis permanent abnimmt, lässt sich auch nach Betrachtung der 10-jährigen Sparpläne festhalten, dass die Wahl des Startzeitpunkts spürbare Auswirkungen auf die untersuchten Kennzahlen hat.

4.4.2 Wahl der Aktienquote

Bislang wurde standardmäßig von einer *Constant Mix*-Strategie mit einer Aktienquote β von 50% ausgegangen. Nachfolgend werden die Ergebnisse analysiert, wenn die Aktienquote geringer oder höher ausfällt. Abbildung 13 zeigt zunächst die Auswirkungen auf die Reservequote und die Deklaration.

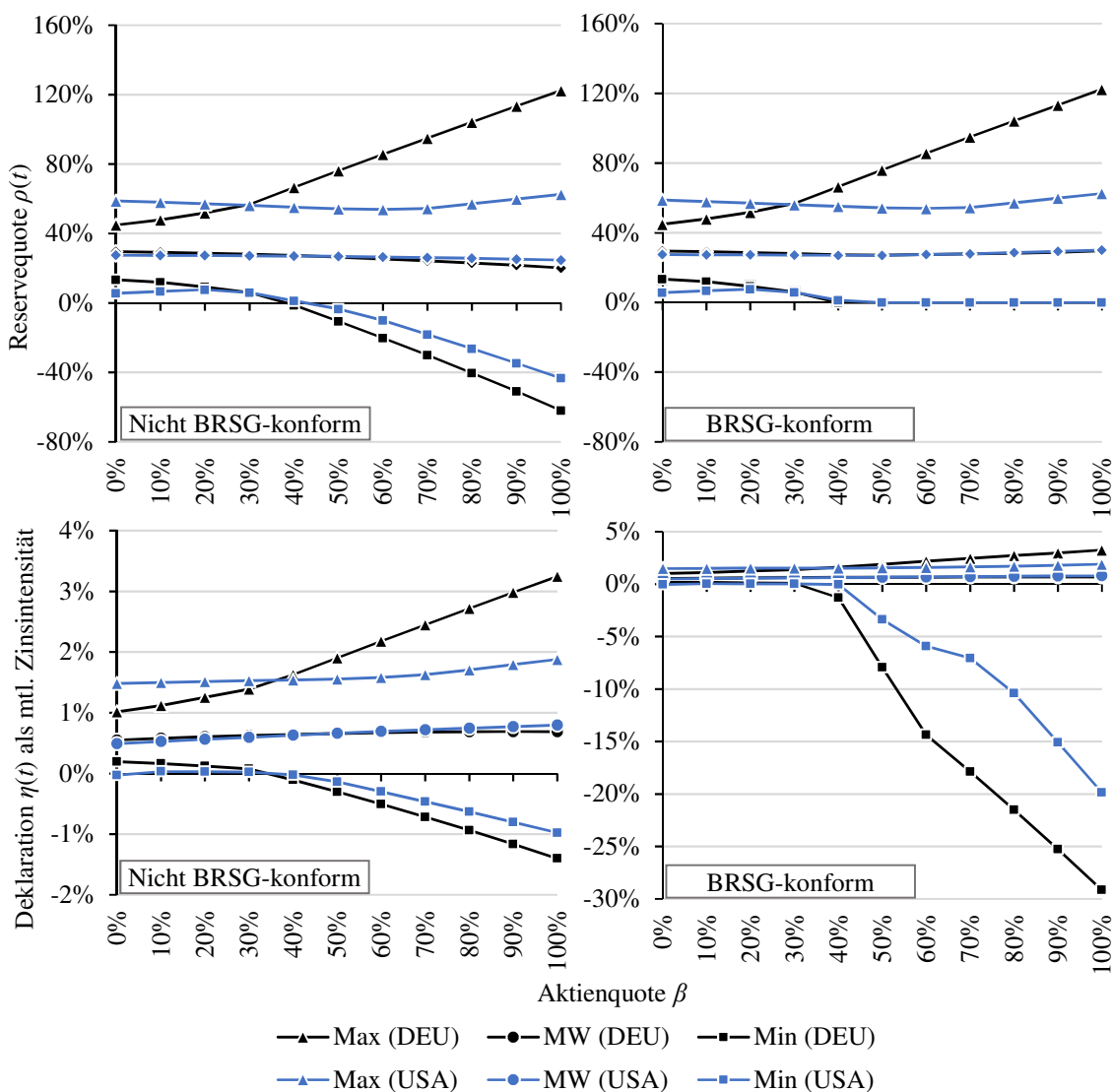


Abbildung 13: Reservequote und Deklaration bei Variation der Aktienquote

Die durchschnittliche Reservequote nimmt mit steigender Aktienquote leicht ab. Gleichzeitig erhöht sich die Spannbreite zwischen der maximalen und minimalen Reservequote. Während bei Aktienquoten bis 50 % (Deutschland) bzw. 60 % (USA) die minimale Reservequote mit jeweils bis zu rund -10 % einen noch vertretbaren *Worst Case*-Wert annimmt, fällt diese bei höheren Aktienquoten tendenziell zu gering aus. Umgekehrt sollte nach oben hin die Reservequote nicht unbegrenzt hoch ausfallen, sondern stets in einem angemessenen Verhältnis zu ihrem Sicherungszweck stehen. Die konkrete Festlegung einer Obergrenze erscheint jedoch schwieriger als die einer Untergrenze. Dabei sollte beachtet werden, dass in der Praxis ein erhöhter Erklärungsbedarf gegenüber Anlegern zu erwarten ist, warum eine extrem hohe Reserve vorgehalten werden muss und nicht für die Auszahlung an Anleger zur Verfügung steht.

Die Deklaration verläuft ähnlich zur Reservequote. Mit steigender Aktienquote nimmt die maximale Deklaration zu und die minimale Deklaration ab. Zum Verhindern einer negativen Reserve sind in der *BRSG-konformen* Variante für Aktienquoten über 50 % stark negative Deklarationen erforderlich, welche als nicht mehr vertretbar erscheinen. Diese negativen Deklarationen machen sich auch bei den Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne bemerkbar, die in Abbildung 14 dargestellt werden.

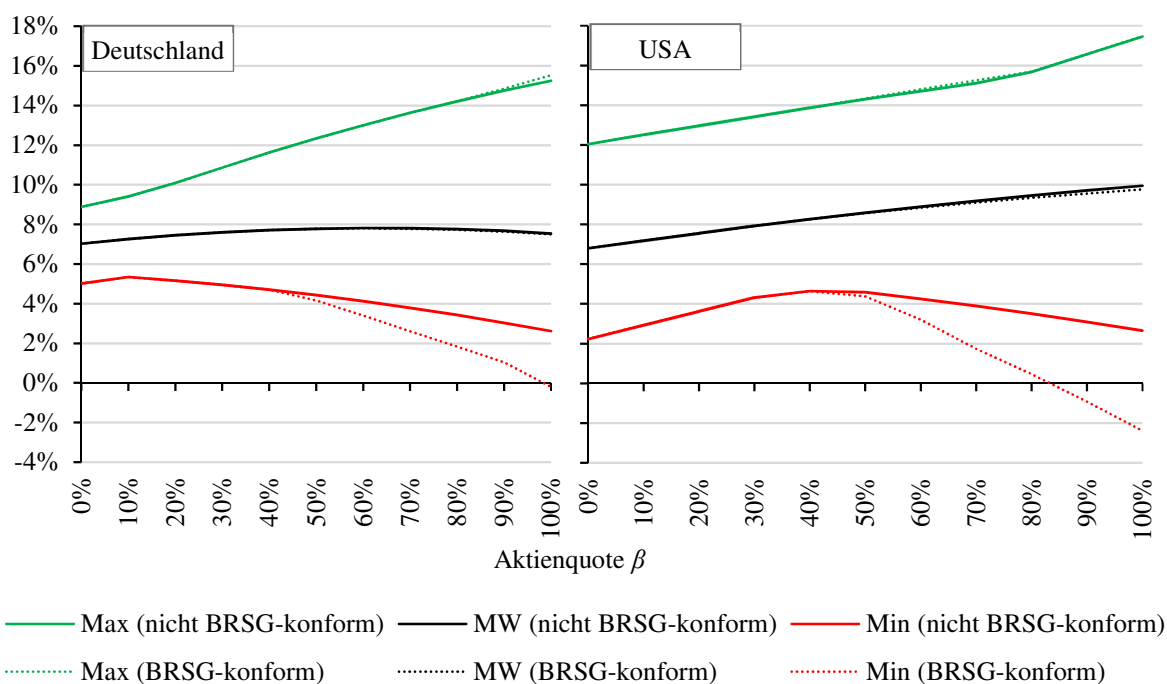


Abbildung 14: Ablaufrenditen 10-jähriger Sparpläne bei Variation der Aktienquote

Ab einer Aktienquote zwischen 40% und 50% unterschreitet die minimale Ablaufrendite für die *BRSG-konforme* Variante diejenige für die *nicht BRSG-konforme* Variante. Bei einer Aktienquote von 100% ist die minimale Ablaufrendite für Deutschland in der *BRSG-konformen* Variante sogar negativ, während sie für die andere Variante deutlich positiv ausfällt. Für die USA ist die minimale Ablaufrendite bereits ab einer Aktienquote zwischen 80% und 90% negativ. Dies macht deutlich, dass sich die Wahl der *BRSG-konformen* Variante für Aktienquoten von mehr als 50% sehr nachteilig auf die Ablaufwerte auswirken kann.

Als nächstes wird der Zusammenhang zwischen Rendite und Risiko für verschiedene, jeweils konstante Aktienquoten untersucht. Abbildung 15 stellt die annualisierte Rendite den Risikokennzahlen Pfad-Volatilität, *Maximum Drawdown*, *Maximum Recovery Time* und *MonthsDown* gegenüber. Dabei wird jeweils das individuelle Sparen mit der *nicht BRSG-konformen* Variante des kollektiven Sparens im gesamten Backtesting-Zeitraum verglichen.

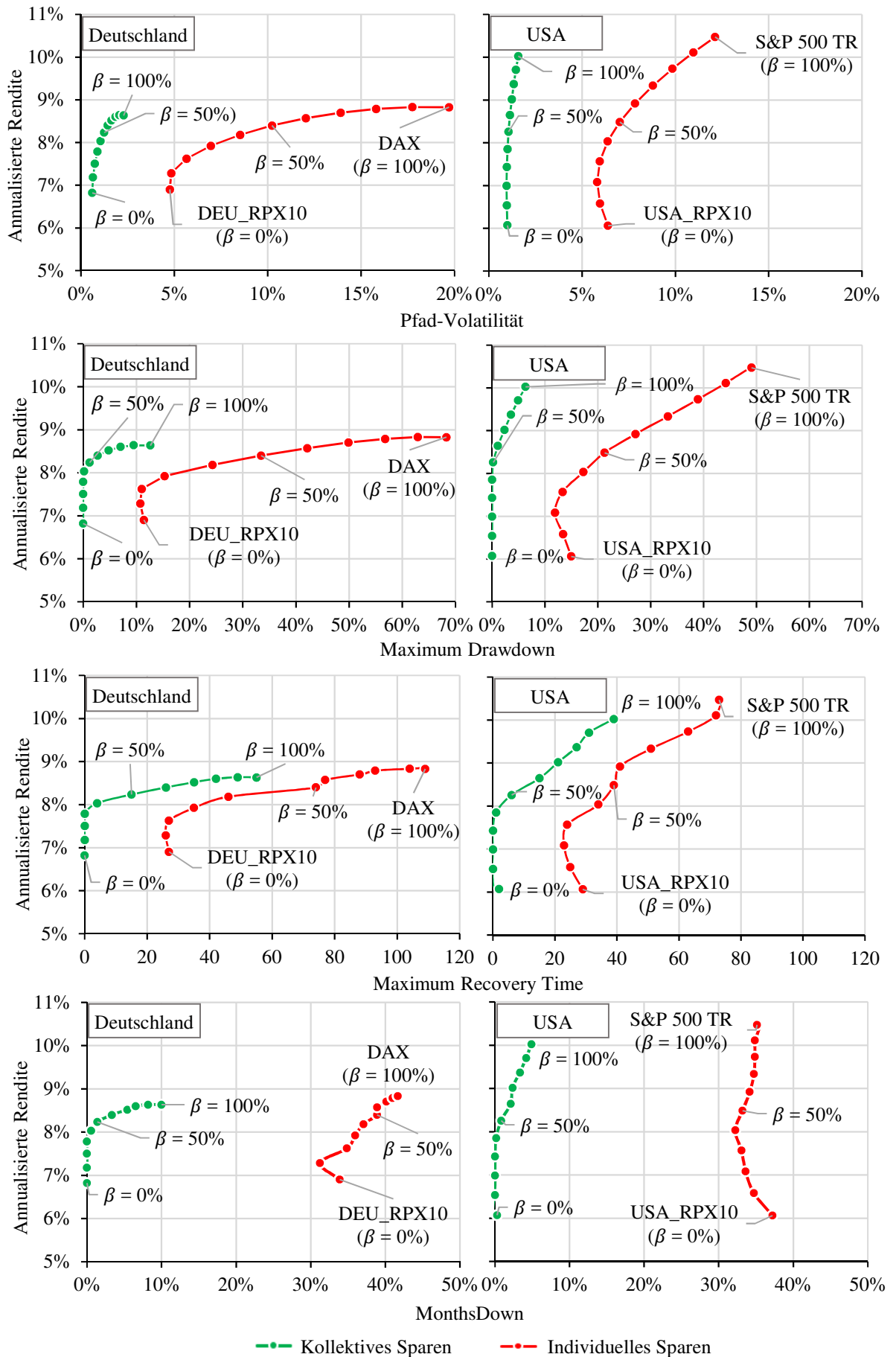


Abbildung 15: Rendite-Risiko-Profil bei Variation der Aktienquote

Für beide Länder gilt, dass das Risiko über alle Aktienquoten hinweg beim kollektiven Sparen erheblich geringer ausfällt. Im Vergleich dazu weist die annualisierte Rendite beim individuellen Sparen nur geringfügig höhere Werte auf. Wie bereits in Kapitel 4.3.2 beschrieben ist beim Vergleich der annualisierten Renditen auch die Reservequote zum Start- und Endzeitpunkt des Backtesting-Zeitraums zu beachten. Während beide Länder mit jeweils 20 % Reservequote starten, beträgt diese für Deutschland zum Backtesting-Ende je nach Aktienquote zwischen 24,6 % ($\beta=0\%$) und 30,8 % ($\beta=100\%$). Für die USA ist bei einer Aktienquote von 0 % die Reservequote im Dezember 2017 mit 19,5 % etwas geringer. Dies stellt allerdings eine Ausnahme dar, da für höhere Aktienquoten bis $\beta=100\%$ die Endreservequote auf bis zu 44,3 % ansteigt. Zum Ende des Backtesting-Zeitraums ist beim kollektiven Sparen also i. d. R. noch weiteres Renditepotenzial vorhanden.

Die Pfad-Volatilität nimmt für Deutschland beim kollektiven Sparen mit steigender Aktienquote nur begrenzt zu. Dagegen steigt die Rendite fast im gleichen Umfang wie beim individuellen Sparen. Für die USA sind bei beiden Sparformen ineffiziente Rendite-Risiko-Kombinationen vorhanden. Beispielsweise beträgt beim kollektiven Sparen die Rendite für $\beta=0\%$ rund 6,1 % bei einer Pfad-Volatilität von 0,99 %. Dagegen kann die Rendite für $\beta=40\%$ bei nahezu identischer Pfad-Volatilität auf rund 7,9 % gesteigert werden. Auch die übrigen Kennzahlen zeigen, dass die Aktienquote 40 % bis 50 % betragen kann, ohne den *Maximum Drawdown*, die *Maximum Recovery Time* oder *MonthsDown* nennenswert zu erhöhen. Höhere Aktienquoten wirken sich negativ auf die Risikokennzahlen aus.

4.4.3 Wahl des Parameters a

Der Parameter a steuert gemäß *ALM 2* die Anpassungsgeschwindigkeit an die aktuelle Reservesituation. Die im Standardmodell vorgesehene *Constant Mix*-Strategie mit $a=0$ wird nun dahingehend modifiziert, dass die Asset-Allokation mit $a>0$ prozyklisch gestaltet wird. Es soll untersucht werden, wie sich verschiedene Variationen von a auf die Reserve- und Aktienquote sowie die Deklaration auswirken. Darüber hinaus werden Rendite- und Risikokennzahlen über den gesamten Backtesting-Zeitraum betrachtet. Abbildung 16 zeigt die durchschnittlichen, maximalen und minimalen Werte der Aktienquote, der Reservequote sowie der monatlichen Deklaration, wenn der Parameter a variiert wird.

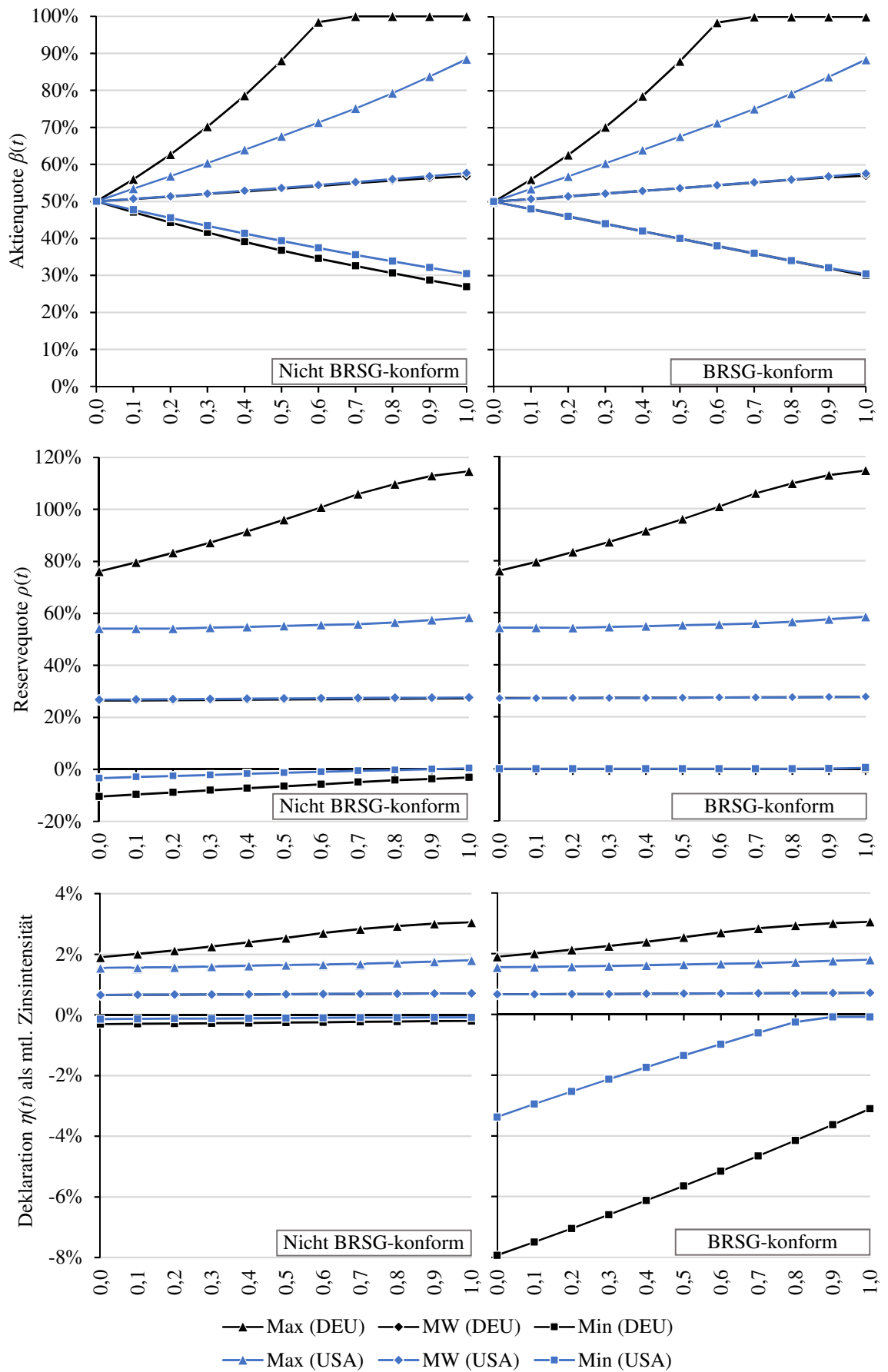


Abbildung 16: Aktienquote, Reservequote und Deklaration bei Variation des Parameters a

Mit steigender Anpassungsgeschwindigkeit nehmen mit Ausnahme der minimalen Aktienquote und der minimalen Reservequote (*BRSG-konforme* Variante) die untersuchten Werte zu. Die durchschnittlichen Aktienquoten sind für beide Länder in etwa gleich hoch. Sie nehmen bei einer Erhöhung von a ebenso zu wie die Spannbreite zwischen minimaler und maximaler Aktienquote. Diese ist für Deutschland allerdings deutlich ausgeprägter als für die USA. Während die maximale Aktienquote für Deutschland ab $a = 0,7$ 100 % beträgt, wird dieser Wert für die USA nicht einmal für $a = 1$ erreicht. Demgegenüber liegt zu keinem Zeitpunkt eine vollständige Anlage in sichere Rentenpapiere vor.

Dieses Ungleichgewicht, dass einerseits teils vollständig in Aktien investiert, andererseits aber nie vollständig in Renten, kann durch die teils sehr hohen Reservequoten erklärt werden. Teils betragen sie ein Vielfaches der Zielreservequote ρ_s von 20 %, liegen aber im Vergleich dazu nur relativ wenig darunter. Dies ist grundsätzlich als positiv zu werten. Allerdings ist anzumerken, dass sich hier die Ausrichtung des Modells auf die logarithmierte Reservequote $\rho(t)$ anstatt auf die übliche Reservequote $RQ(t)$ bemerkbar macht. Während die beiden Größen für kleine Werte fast einander entsprechen, weichen sie für größere Werte zunehmend voneinander ab. Dies bewirkt, dass die Aktienquote schneller nach oben als nach unten hin angepasst wird. Beispielsweise beträgt für $a = 0,5$ die maximale Reservequote $\rho(t) = 95,95\%$ (dies entspricht $RQ(t) = 61,69\%$). Nach *ALM 1* resultiert hieraus eine Aktienquote $\beta(t) = 87,97\%$. Würde sich *ALM 1* stattdessen an $RQ(t)$ orientieren, so ergäbe sich hieraus eine deutlich geringere Aktienquote von 70,85 %. Je größer a , desto stärker fällt dieser Effekt aus. Die Begrenzung nach unten wird besonders gut anhand der *BRSG-konformen* Variante ersichtlich. Da $\rho(t)$ hier minimal 0 % beträgt, sinkt gemäß *ALM 1* die Aktienquote $\beta(t)$ für $a = 1$ maximal um 20 %-Punkte, sodass sie zu jedem Zeitpunkt mindestens 30 % beträgt. Es ist somit zu jedem Zeitpunkt ein bedeutender Anteil in Aktien investiert, während der minimale Rentenanteil geringer ausfällt.

Die höhere maximale Aktienquote für Deutschland steht im Einklang mit den ebenfalls höheren Werten für die maximale Reservequote und die Deklaration. Insbesondere in der *BRSG-konformen* Variante wird ersichtlich, dass nicht nur die maximale, sondern auch die minimale Deklaration durch eine Erhöhung von a deutlich größer ausfällt. Es ist somit festzuhalten, dass aufgrund der steigenden durchschnittlichen Aktienquote für beide Länder mit zunehmendem a die Deklaration ansteigt. Gleichzeitig erhöhen sich die minimalen Reservequoten. Letzteres kommt dadurch zustande, dass bei sinkender Reservequote schneller in sichere Anlagen umgeschichtet wird und weitere Verluste somit begrenzt

werden können. Abbildung 17 stellt ausgewählte Rendite- und Risikokennzahlen bei Variation des Parameters a dar.

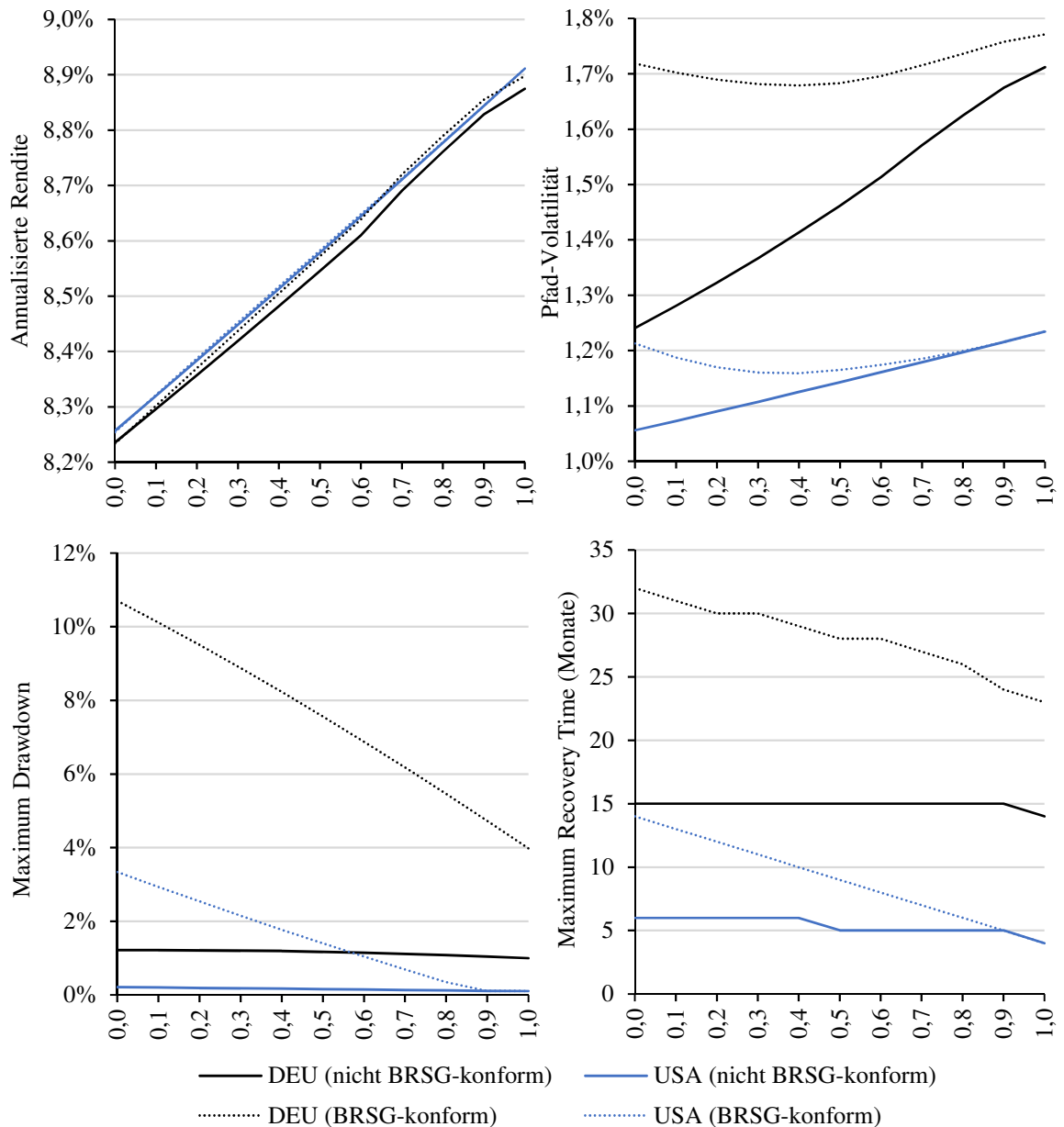


Abbildung 17: Rendite- und Risikokennzahlen bei Variation des Parameters a

Aufgrund der bei Erhöhung von a ansteigenden Deklarationen erhöht sich auch die über den gesamten Backtesting-Zeitraum berechnete annualisierte Rendite. Das anhand der Pfad-Volatilität gemessene Risiko erhöht sich zwar, gleichzeitig verringern sich aber sowohl der *Maximum Drawdown* als auch die *Maximum Recovery Time*. In der *BRSG-konformen* Variante ist zudem für beide Länder ein Absinken der Pfad-Volatilität bis $a=0,4$ zu beobachten, bevor sie sich erhöht. Der Anteil der Monate mit positiver Wertentwicklung (*MonthsUp*) verändert sich jeweils nur unwesentlich. Tendenziell hätte sich somit in der Vergangenheit ein hoher Anpassungsparameter a für den Sparer hinsichtlich

Rendite und Risiko positiv ausgewirkt. Zudem konnte die minimale Reservequote durch ein höheres a erhöht werden, z. B. für Deutschland von $-10,5\%$ ($a=0$) auf $-3,1\%$ ($a=1$).

5 Fazit

Das kollektive Sparen ermöglicht eine faire Verteilung von Kapitalanlagerisiken auf verschiedene Sparergenerationen. Durch den Verzicht auf eine Garantieverzinsung im BRSG kann die Kapitalanlage stärker realwertorientiert ausgerichtet werden, um dem Sparer höhere Renditen zu ermöglichen. Gleichzeitig bewirkt der Auf- und Abbau der kollektiven Reserve, dass die Guthaben der Sparer durch ökonomische Krisen nicht drastisch reduziert werden müssen. Im Gegenzug bedeutet dies aber auch, dass Sparer in guten Kapitalmarktzeiten auf Rendite verzichten müssen, damit Verluste in Krisenzeiten ausgeglichen werden können. Es handelt sich also um einen Sicherungsmechanismus, der positive wie negative Renditespitzen abfängt und die Verzinsung für den Sparer deutlich glättet. Dabei nähern sich nicht nur die Renditen bzw. Sparguthaben zum Ende des Sparzeitraums im Zeitablauf einander an, sondern auch für den einzelnen Sparvertrag ist eine kontinuierliche Wertentwicklung zu beobachten. Dies ist insbesondere für die rentennahe Jahrgänge von besonderer Bedeutung, da starke Wertverluste kurz vor Rentenbeginn i. d. R. nicht mehr anderweitig ausgeglichen werden können.

Die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Analysen zeigen, dass das kollektive Sparen nicht nur für Deutschland, sondern auch für die USA in der Vergangenheit für die Anleger einen erheblichen Nutzen gestiftet hätte. Auf Basis realer Kapitalmarktdaten wurde das Prinzip des kollektiven Sparens in zwei unterschiedlichen Währungsräumen über einen Zeitraum der letzten 60 Jahre dargestellt. Zwar handelt es sich letztlich nur um zwei Pfade, was im Vergleich zu einer stochastischen Simulation eine geringe Anzahl darstellt. Dafür bilden diese beiden Pfade die Realität ab und resultieren nicht aus zufallsgenerierten Werten. Zudem handelt es sich beim betrachteten Backtesting-Zeitraum um eine lange Zeitspanne mit zahlreichen Krisen. Dies spricht dafür, dass sich das kollektive Sparen auch in der Zukunft bewähren und einen echten Nutzen generieren kann.

Daneben wurde in Erweiterung zur bisherigen Forschung aufgezeigt, dass auch unter Berücksichtigung der Inflation das kollektive Sparen Vorteile gegenüber der individuellen Anlage bietet. Anhand von Sparplänen wurde deutlich, dass die Inflation die nominalen Ablaufrenditen erheblich reduzieren kann. Nominale Beitragsgarantien liefern dem Sparer somit tendenziell keinen Mehrwert. Zum einen sind basierend auf dem Backtesting

die nominalen Ablaufrenditen von Sparverträgen selbst in Krisenzeiten ohnehin im positiven Bereich. Zum anderen bieten nominale Beitragsgarantien keinen Schutz, wenn es zu höheren Inflationsraten kommt und der Sparer kaufkraftbereinigt Verluste hinnehmen muss.

Die Analyse der Modellparameter zeigt, welche Auswirkungen variierende Werte auf die Rendite und das Risiko des kollektiven Sparens in der Vergangenheit gehabt hätten. Hier-von ausgehend kann man ableiten, wie das kollektive Sparmodell kalibriert werden sollte, um ein möglichst angemessenes Verhältnis von Rendite und Risiko zu erreichen. Die Untersuchung des Startzeitpunkts zeigt, dass sich die Risikokennzahlen erhöhen, wenn das kollektive Sparsystem unmittelbar vor einer Krise startet. Der Zeitpunkt des Systemstarts beeinflusst somit erheblich die anfängliche Entwicklung der Reservesituation und insbesondere in der *BMSG-konformen* Variante die Wertentwicklung. Die annualisierten Renditen sind allerdings im Standardmodell unabhängig vom Startzeitpunkt (nominal) stets positiv.

Bei einer *Constant Mix*-Strategie hätten sich die Risikokennzahlen in der Vergangenheit erst ab einer Aktienquote von mehr als 40 % bis 50 % nennenswert erhöht bzw. sich die minimalen Ablaufrenditen von Sparplänen deutlich verringert. Bis zu diesen Werten konnten die Renditen durch eine Erhöhung der Aktienquote ohne nachteilige Konsequenzen auf das gemessene Risiko gesteigert werden. Gleichzeitig zeigen sich erst ab Aktienquoten von 40 % bis 50 % unverhältnismäßig geringe wie hohe Reservequoten. Eine zyklische Gestaltung der Asset-Allokation mit $a > 0$ hat sich in der Vergangenheit als vorteilhafter im Vergleich zu einer *Constant Mix*-Strategie erwiesen. Mit steigendem Parameter a erhöhen sich nicht nur die annualisierten Renditen, sondern reduzieren sich tendenziell auch die Risikokennzahlen. Zudem erhöhen sich die minimalen Reservequoten, da bei einer abnehmenden Reservequote schneller in sichere Rentenpapiere umgeschichtet wird und weitere Verluste begrenzt werden können.

Anhang 1

Berechnung eines Performanceindex für ein Bond-Portfolio (*DEU_RPX10* bzw. *USA_RPX10*)

Datenbasis

Für das Verfahren zur Berechnung der Rentenperformanceindizes werden die Renditen 10-jähriger Staatsanleihen für Deutschland³⁸ bzw. für die USA³⁹ herangezogen.

Verfahren

Zu Beginn jeden Monats wird das gesamte Vermögen in eine 10-jährige Kuponanleihe investiert. Das Portfolio besteht daher nur aus dieser 10-jährigen Staatsanleihe. Am Ende des Monats wird die Anleihe verkauft und dabei mit dem aktuellen Zins bewertet (Annahme: flache Zinsstrukturkurve). Der Verkaufserlös einschließlich des Kupons wird nun wieder in eine neue 10-jährige Staatsanleihe investiert.

³⁸ Vgl. OECD, Long-term interest rates (URL).

³⁹ Vgl. Federal Reserve Bank of St. Louis, 10-year Treasury Rate (URL).

Anhang 2

Daten zur Inflation

Zur Messung des Kaufkraftverlustes durch Inflation in Deutschland wird der kalender- und saisonbereinigte Verbraucherpreisindex (VPI) verwendet, der von der Deutschen Bundesbank berechnet wird.⁴⁰ Die von der Deutschen Bundesbank vorgenommene Saisonbereinigung basiert auf Ursprungswerten des Statistischen Bundesamtes.⁴¹ Für die Inflationsmessung in den USA wird die vom *Bureau of Labor Statistics (BLS)*⁴² veröffentlichte kalender- und saisonbereinigte Zeitreihe zum Verbraucherpreisindex (*Consumer Price Index, CPI*) herangezogen.⁴³

Es werden jeweils kalender- und saisonbereinigte Verbraucherpreisindizes für die Messung der Inflation ausgewählt, damit sich die Vergleichbarkeit zwischen den Staaten erhöht. Durch die vorgenommene Bereinigung werden saisonale Schwankungen eliminiert. Da sich zum einen die Berechnungsmethoden der Indizes zwischen Deutschland und den USA unterscheiden und sich diese zum anderen auch innerhalb der beiden Länder im Zeitablauf verändert haben, wird die Vergleichbarkeit an dieser Stelle eingeschränkt. Aufgrund des begrenzten Umfangs dieser Arbeit wird auf die jeweilige Berechnungsmethodik nicht weiter eingegangen.⁴⁴ Aus der Veränderung der Verbraucherpreisindizes ergibt sich die jährliche Inflationsrate.

⁴⁰ Vgl. Deutsche Bundesbank, Zeitreihe BBDP1.M.DE.Y.VPI.C.A00000.I10.L (URL).

⁴¹ Vgl. Statistisches Bundesamt, Verbraucherpreisindizes (2019), S. 6-23.

⁴² Das *BLS* ist für Arbeitsmarktstatistiken und die Messung von Preisveränderungen verantwortlich. Es ist dem US-amerikanischen Arbeitsministerium zugeordnet.

⁴³ Vgl. BLS, Series ID CUSR0000SA0 (URL).

⁴⁴ Für nähere Informationen zur Berechnungsmethodik vgl. Statistisches Bundesamt, Verbraucherpreisindex (2018) sowie BLS, Consumer Price Index (2018).

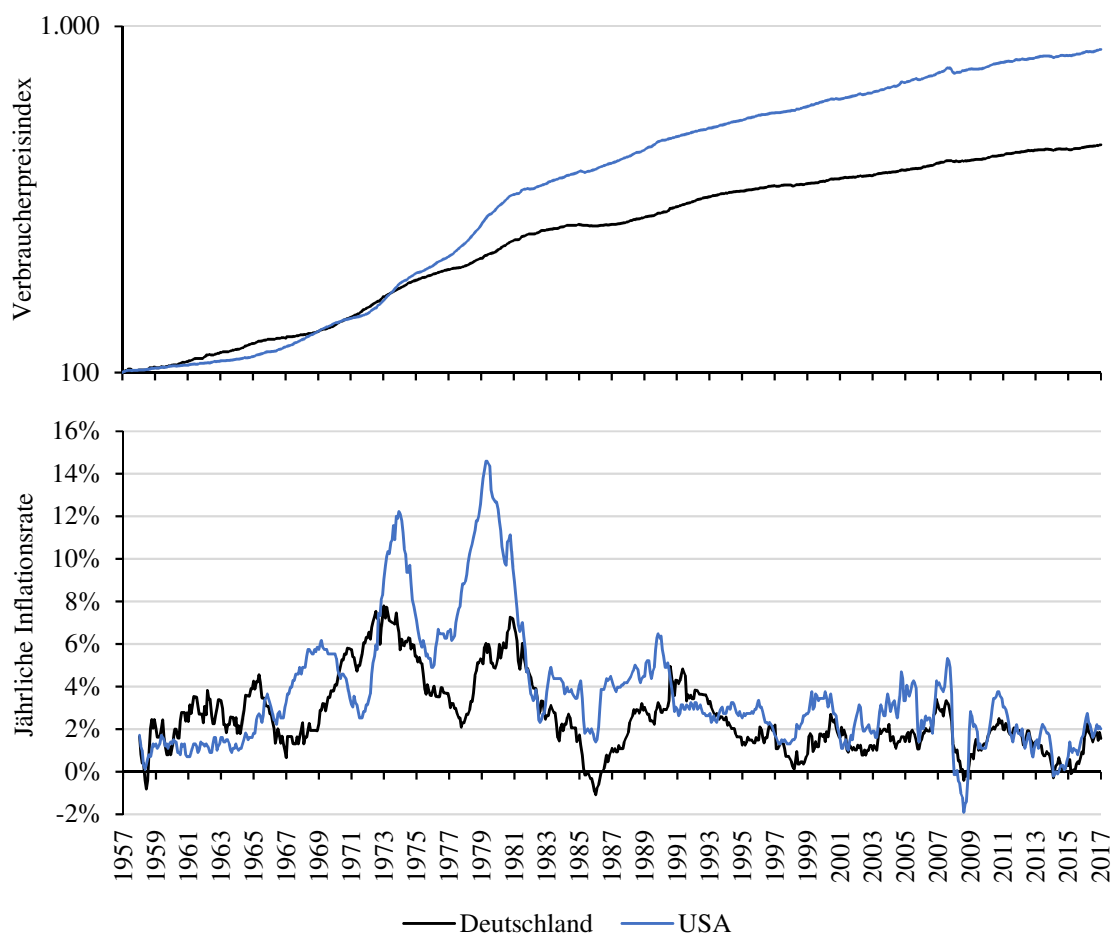


Abbildung A2: Verlauf der Verbraucherpreisindizes und der jährlichen Inflationsrate (Dez. vs. Dez.), norm. Startwert zu 12/1957 = 100 (Jahresangaben zum 31.12.)

Anhang 3

Berechnung des Performanceindex S&P 500 Total Return (TR)

Datenbasis

Berechnungsbasis sind die von SHILLER bereitgestellten Daten zum *S&P 500* Kursindex sowie den jeweiligen Dividenden.⁴⁵

Berechnung

Bei der Berechnung eines Performanceindex sind sowohl die Kursveränderung als auch die gutgeschriebene Dividende zu berücksichtigen. Die Berechnung des *S&P 500 TR* erfolgt daher gemäß folgender Formel:

$$SP_i^{TR} = SP_{i-1}^{TR} \cdot \frac{SP_i^P}{SP_{i-1}^P} \cdot \left(1 + \frac{D_i}{SP_i^P} \right)^{1/12} \quad (\text{Gleichung A3.1})$$

mit

SP_i^{TR} = S&P 500 TR zum Zeitpunkt i

$SP_0^{TR} = SP_{31.12.1957}^{TR} = 100$

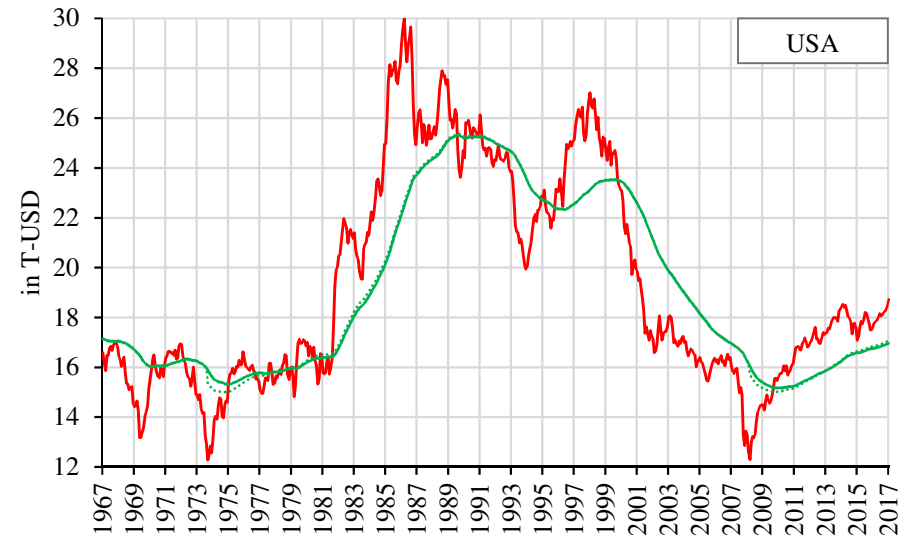
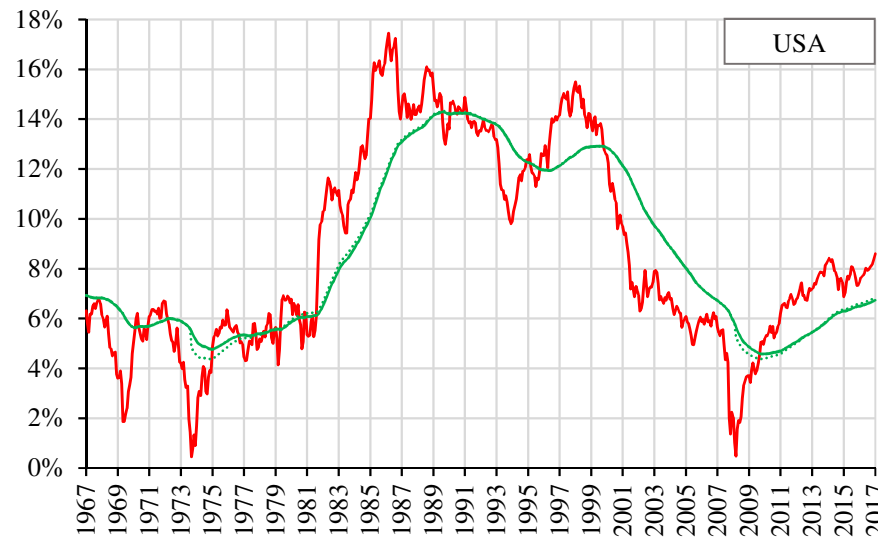
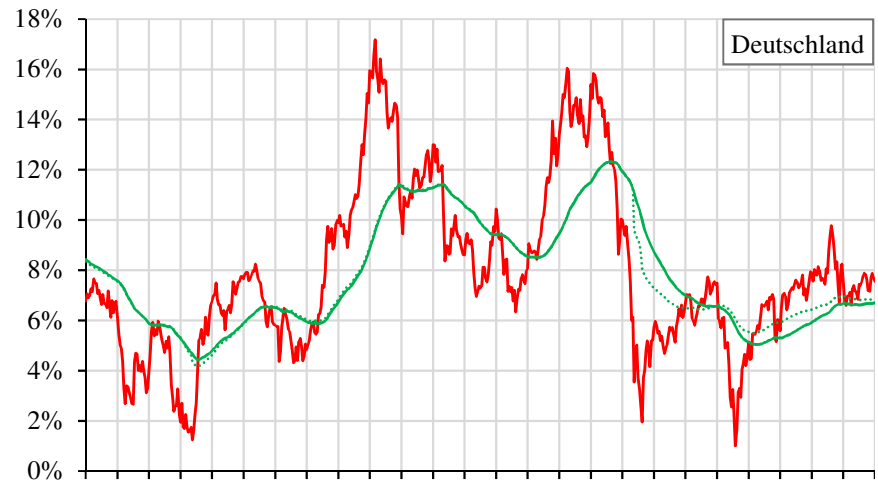
SP_i^P = S&P 500 Kursindex (Price Index) zum Zeitpunkt i (nach SHILLER)

D = (Jahres-)Dividende zum Zeitpunkt i (nach SHILLER)

⁴⁵ Vgl. Shiller, U.S. Stock Markets (URL).

Anhang 4

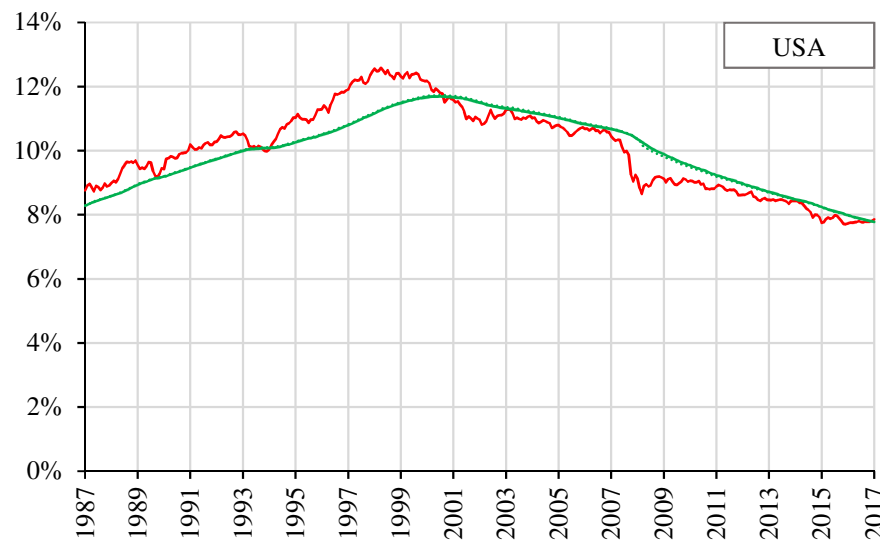
Nominale Ablaufrenditen und Ablaufleistungen bei 10- und 30-jährigen Sparplänen für individuelles und kollektives Sparen über den gesamten Backtesting-Zeitraum



- Ablaufrendite individuelles Sparen
- Ablaufrendite kollektives Sparen (nicht BRSG-konform)
- Ablaufrendite kollektives Sparen (BRSG-konform)

- Ablaufleistung individuelles Sparen
- Ablaufleistung kollektives Sparen (nicht BRSG-konform)
- Ablaufleistung kollektives Sparen (BRSG-konform)

Abbildung A4.1: Nominale Ablaufwerte 10-jähriger Sparpläne im gesamten Backtesting-Zeitraum (1967–2017) (Jahresangaben zum 31.12)



- Ablaufrendite individuelles Sparen
- Ablaufrendite kollektives Sparen (nicht BRSG-konform)
- Ablaufrendite kollektives Sparen (BRSG-konform)

- Ablaufleistung individuelles Sparen
- Ablaufleistung kollektives Sparen (nicht BRSG-konform)
- Ablaufleistung kollektives Sparen (BRSG-konform)

Abbildung A4.2: Nominale Ablaufwerte 30-jähriger Sparpläne im gesamten Backtesting-Zeitraum (1987–2017) (Jahresangaben zum 31.12)

Anhang 5

Wahl des sicheren Zinses

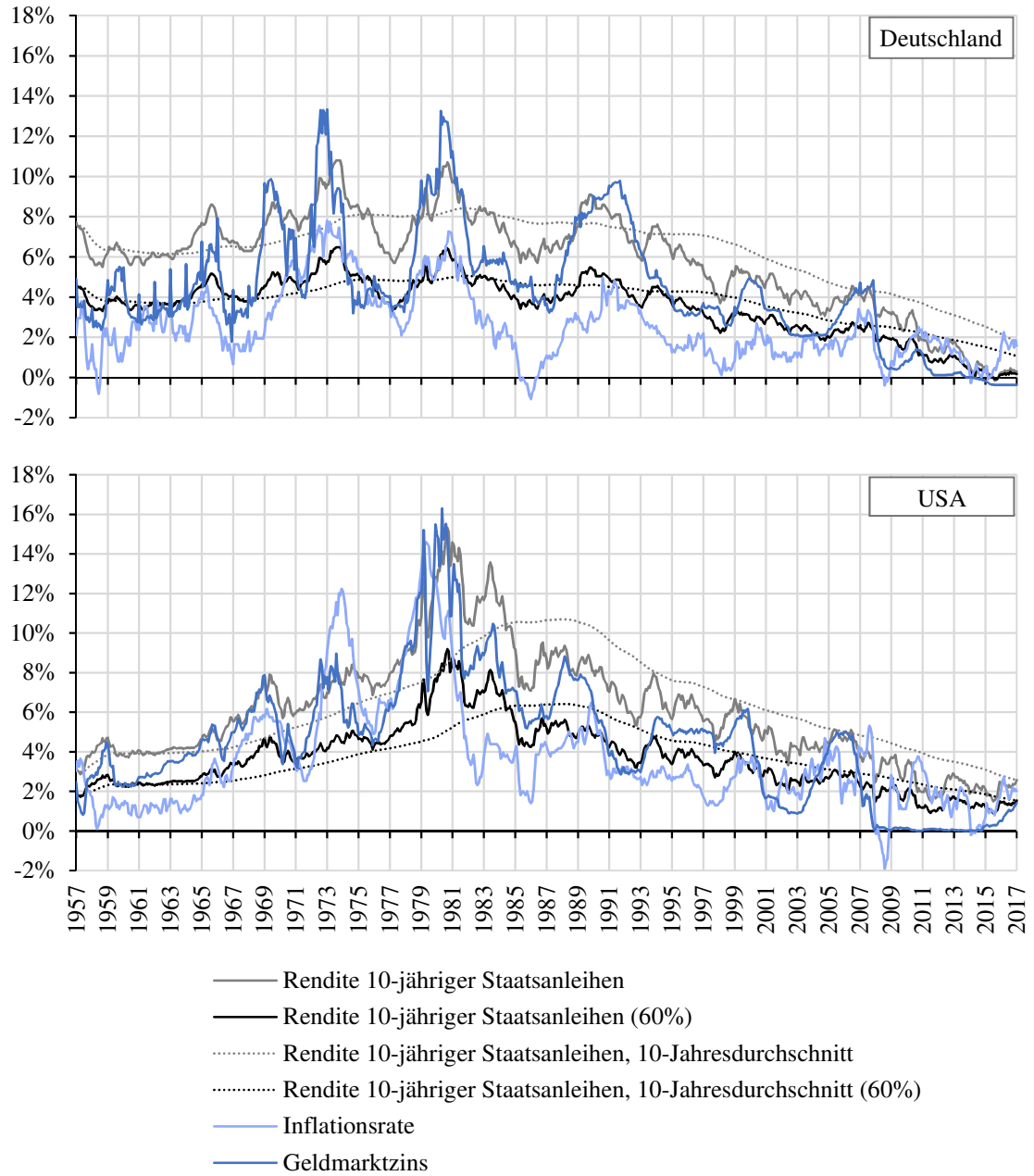


Abbildung A5.1: Zeitreihen als Repräsentant für den sicheren Zins im Vergleich (Jahresangaben zum 31.12.)

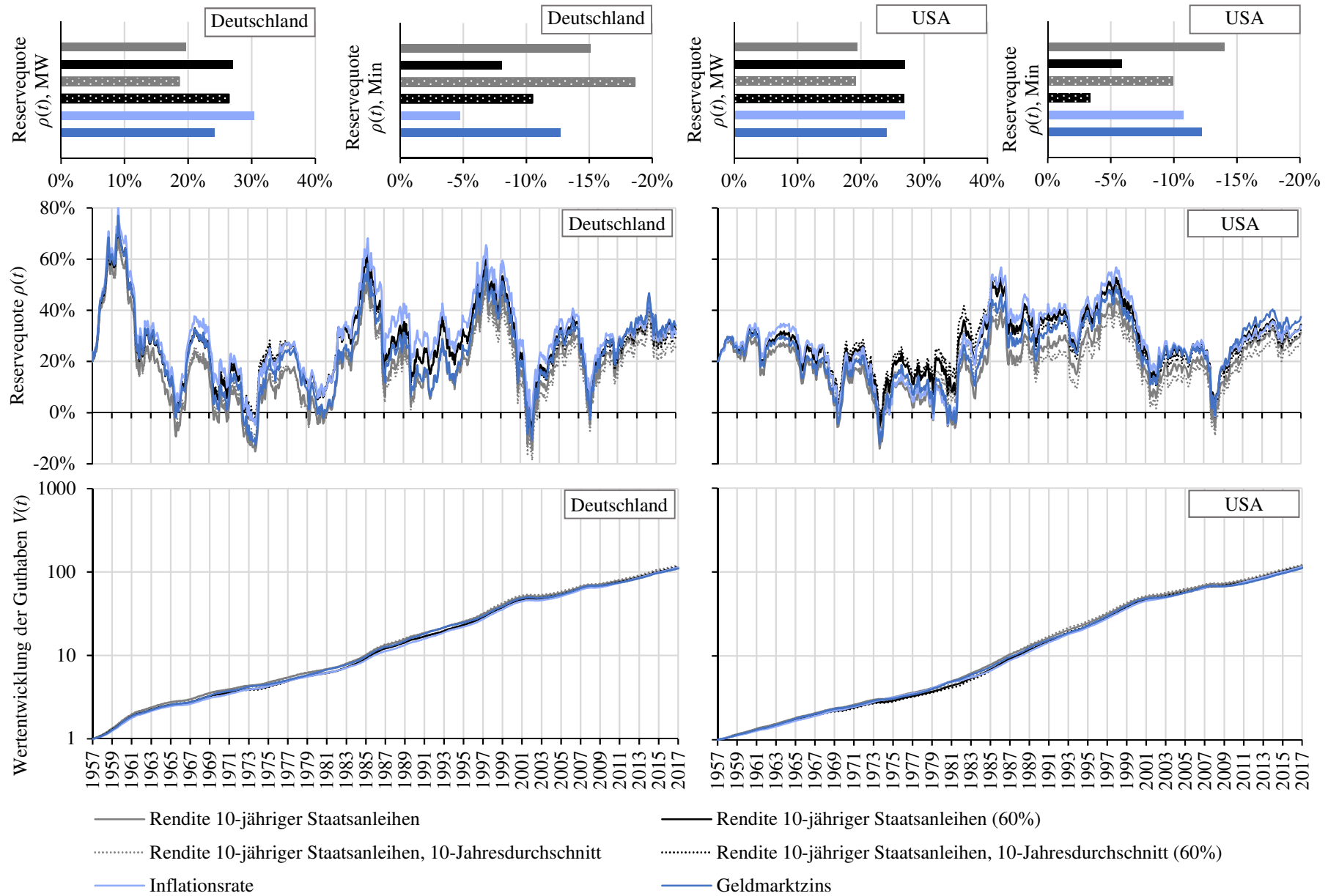


Abbildung A5.2 Reservequote und Wertentwicklung der individuellen Guthaben für verschiedene Repräsentanten des sicheren Zinses (Jahresangaben zum 31.12.)

Datenquellen für den Geldmarktzins

Für Deutschland wird das Monatsgeld in Frankfurt am Main gemäß den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank (Mittelwert aus dem angegebenen niedrigsten und höchsten Wert, 12/1957 – 11/1959)⁴⁶, das Monatsgeld am Frankfurter Bankplatz (12/1959 – 12/1998)⁴⁷ sowie das *Euro InterBank Offered Rate (EURIBOR)* Einmonatsgeld (01/1999 – 12/2017)⁴⁸ verwendet. Da für die USA keine ausreichend langen Zeitreihen für das Einmonatsgeld zur Verfügung stehen, wird stattdessen die *3-Month Treasury Bill Rate* als Repräsentant für den sicheren Zins genutzt.⁴⁹

⁴⁶ Vgl. Deutsche Bundesbank, Monatsbericht Dezember 1958 (1958), S. 68; vgl. Deutsche Bundesbank, Monatsbericht Dezember 1959 (1959), S. 56.

⁴⁷ Vgl. Deutsche Bundesbank, Zeitreihe BBK01.SU0104 (URL).

⁴⁸ Vgl. Deutsche Bundesbank, Zeitreihe BBK01.SU0310 (URL).

⁴⁹ Vgl. Federal Reserve Bank of St. Louis, 3-Month Treasury Bill Rate (URL).

Literaturverzeichnis

- Bureau of Labor Statistics (BLS) (2018), *Handbook of Methods*, Chapter 17: The *Consumer Price Index*, Washington, D.C. 2018. URL:
<https://www.bls.gov/opub/hom/pdf/homch17.pdf> (01.06.2019).
- Debus, N. / Heinze, T. (2017), Solvency-II-neutrale *Wertsicherungsfonds*, in: *Der Aktuar*, Ausgabe 4, 23. Jahrgang, 2017, S. 200-205.
- Deutsche Börse (2018), Leitfaden zu den *REX-Indizes*, Frankfurt 2017. URL:
https://www.dax-indices.com/document/Resources/Guides/REX_Leitfaden.pdf
 (01.06.2019).
- Deutsche Bundesbank, *Monatsbericht Dezember 1958*, Frankfurt am Main 1958. URL:
<https://www.bundesbank.de/resource/blob/690448/427052e2accfc0df3590138d5e2d971b/mL/1958-12-monatsbericht-data.pdf> (01.06.2019).
- Deutsche Bundesbank, *Monatsbericht Dezember 1959*, Frankfurt am Main 1959. URL:
<https://www.bundesbank.de/resource/blob/690484/3b01a435af09beeada11b37eb2e230f4/mL/1959-12-monatsbericht-data.pdf> (01.06.2019).
- Dimson, E. / Marsh, P. / Staunton, M. (2017), *The Credit Suisse Global Investment Returns Yearbook 2017 – Summary Edition*, Zürich 2017. URL:
<http://publications.credit-suisse.com/tasks/render/file/index.cfm?fileid=B8FDD84D-A4CD-D983-12840F52F61BA0B4> (01.06.2019).
- Downes, J. / Goodman, J. E. (2010), *Dictionary of Finance and Investment Terms*, 8. Auflage, Hauppauge 2010.
- Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft e. V. (GDV), *Statistisches Taschenbuch der Versicherungswirtschaft 2018*, Berlin 2018. URL:
<https://www.gdv.de/resource/blob/34962/935b53a18990cf9a613b6df765971d9f/download-statistisches-taschenbuch-2018-data.pdf> (01.06.2019).
- Goecke, O. (2011), *Sparprozesse mit kollektivem Risikoausgleich*, Forschung am IVW Köln, Band 1/2011, Köln 2011. URL:
https://cos.bibl.th-koeln.de/files/1/COS_Forschung_am_IVW_Koeln_1_2011_Goecke.pdf (01.06.2019).

- Goecke, O. (2012), Sparprozesse mit kollektivem Risikoausgleich - Simulationsrechnungen, Forschung am IVW Köln, Band 5/2012, Köln 2012. URL: https://cos.bibl.th-koeln.de/files/6/Forschung_am_IVW_Koeln_5_2012.pdf (01.06.2019).
- Goecke, O. (2013a), Pension saving schemes with return smoothing mechanism, in: Insurance: Mathematics and Economics 53, 2013, S. 678-689.
- Goecke, O. (2013b), Sparprozesse mit kollektivem Risikoausgleich - Backtesting, Forschung am IVW Köln, Band 7/2013, Köln 2013. URL: https://cos.bibl.th-koeln.de/files/30/7_2013_Web.pdf (01.06.2019).
- Goecke, O. (2016), Collective Defined Contribution Plans – Backtesting based on German capital market data 1955 - 2015, Forschung am IVW Köln, Band 5/2016, Köln 2016. URL: https://www.th-koeln.de/mam/downloads/deutsch/hochschule/fakultaeten/wirtschafts_und_rechtswissenschaften/5_2016_preprint.pdf (01.06.2019).
- Goecke, O. (2017), Die *Anwendung des Resilienzkonzepts* im Versicherungswesen, in: Goecke, O. (Hrsg.), Risiko und Resilienz, Proceedings zum 11. FaRis & DAV Symposium am 9. Dezember 2016 in Köln, Forschung am ivwKöln, Band 6/2017, Köln 2017. URL: https://cos.bibl.th-koeln.de/frontdoor/deliver/index/docId/564/file/6_2017.pdf (01.06.2019).
- Goecke, O. / Muders, S., Betriebsrentenstärkungsgesetz – Risiko und Resilienz kollektiver Sparprozesse (2018), in: Der Aktuar, Ausgabe 2, 24. Jahrgang, 2018, S. 81-86.
- Kahneman, D. / Tversky, A. (1984), *Choices, Values, and Frames*, in: American Psychologist, 39. Jg., Nr. 4, 1984, S. 341-350.
- Kemp, M. (2009), *Market Consistency – Model Calibration in Imperfect Markets*, Chichester 2009.
- Standard & Poor's (S&P) (2019), *Factsheet S&P 500*, New York 2019. URL: https://us.spindices.com/idsenhancedfactsheet/file.pdf?calcFrequency=M&force_download=true&hostIdentifier=48190c8c-42c4-46af-8d1a-0cd5db894797&indexId=340 (01.06.2019).

Statistisches Bundesamt (2018), Preise: *Verbraucherpreisindex* für Deutschland / Qualitätsbericht, Wiesbaden 2018. URL:

https://www.destatis.de/DE/Methoden/Qualitaet/Qualitaetsberichte/Preise/verbraucherpreis.pdf?__blob=publicationFile&v=3 (01.06.2019).

Statistisches Bundesamt (2019), Preise: *Verbraucherpreisindizes* für Deutschland / Lange Reihen ab 1948 / April 2019, Wiesbaden 2019. URL:

https://www.destatis.de/DE/Themen/Wirtschaft/Preise/Verbraucherpreisindex/Publikationen/Downloads-Verbraucherpreise/verbraucherpreisindex-lange-reihen-pdf-5611103.pdf?__blob=publicationFile&v=9 (01.06.2019).

Stehle, R. (2010), Wissenschaftliches Gutachten zur *Ermittlung des kalkulatorischen Zinssatzes*, der den spezifischen Risiken des Breitbandausbaus Rechnung trägt, Berlin 2010. URL:

https://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Telekommunikation/Unternehmen_Institutionen/Marktregulierung/Massstaebe_Methoden/Kapitalkostensatz/Gutachten_gesamt_241110.pdf?__blob=publicationFile&v=3 (01.06.2019).

Stehle, R. (2016), Wissenschaftliches Gutachten zur Schätzung der *Marktrisikoprämie* (Equity risk premium) im Rahmen der Entgeltregulierung, Berlin 2016. URL:

https://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Telekommunikation/Unternehmen_Institutionen/Marktregulierung/Massstaebe_Methoden/Kapitalkostensatz/Stehle_MRP-Gutachten_April_2016.pdf?__blob=publicationFile&v=4 (01.06.2019).

Stehle, R. / Huber, R. / Maier, J. (1996), *Rückberechnung des DAX* für die Jahre 1955 bis 1987, in: Kredit und Kapital, 29. Jahrgang, Heft 2, 1996, S. 277-304.

United Nations Office for Disaster Risk Reduction (UNISDR) (2009), *UNISDR Terminology on Disaster Risk Reduction*, Genf 2009. URL:

https://www.unisdr.org/files/7817_UNISDRTerminologyEnglish.pdf (01.06.2019).

Weisser, G. (1998), *Anlagestrategien* für private Anleger, Köln 1998.

Rechtsquellenverzeichnis

Betriebsrentengesetz (BetrAVG) vom 19. Dezember 1974, in: BGBl. I S. 3610, zuletzt geändert durch Artikel 6 Absatz 3 des Gesetzes vom 19. Dezember 2018 (BGBl. I S. 2672).

Betriebsrentenstärkungsgesetz (BRSG) vom 17. August 2017, in: BGBl. I S. 3214.

Deckungsrückstellungsverordnung (DeckRV) vom 18. April 2016, in: BGBl. I S. 767, zuletzt geändert durch Artikel 1 der Verordnung vom 10. Oktober 2018 (BGBl. I S. 1653).

Pensionsfonds-Aufsichtsverordnung (PFAV) vom 18. April 2016, in: BGBl. I S. 842, zuletzt geändert durch Artikel 14 des Gesetzes vom 25. März 2019 (BGBl. I S. 357).

Versicherungsaufsichtsgesetz (VAG) vom 1. April 2015, in: BGBl. I S. 434, zuletzt geändert durch Artikel 10 des Gesetzes vom 25. März 2019 (BGBl. I S. 357).

Sonstige Quellen

Bureau of Labor Statistics (BLS), *Series ID CUSR0000SA0* / All items in U.S. city average, all urban consumers, seasonally adjusted. URL:

<https://data.bls.gov/timeseries/CUSR0000SA0> (01.06.2019).

Deutsche Börse, Deutsche Börse startet neue *DAX Net Return-Indizes*. URL:

<https://deutsche-boerse.com/dbg-de/media/pressemitteilungen/Deutsche-B-rse-startet-neue-DAX-Net-Return-Indizes-150310> (01.06.2019).

Deutsche Bundesbank, *Zeitreihe BBDP1.M.DE.Y.VPI.C.A00000.I10.L*: Verbraucherpreisindex / Deutschland / kalender- und saisonbereinigt / Insgesamt. URL:

https://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Unternehmen_und_Private_Haushalte/unternehmen_und_private_haushalte_details_value_node.html?https=1&https=1&https=1&listId=www_s311_lr_vpi&tsId=BBDP1.M.DE.Y.VPI.C.A00000.I10.L (01.06.2019).

Deutsche Bundesbank, URL: *Zeitreihe BBK01.SU0104*: Geldmarktsätze am Frankfurter Bankplatz / Monatsgeld / Monatsdurchschnitt. URL:

https://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Makrooekonomische_Zeitreihen/its_details_value_node.html?tsId=BBK01.SU0104 (01.06.2019).

Deutsche Bundesbank, *Zeitreihe BBK01.SU0310*: Geldmarktsätze / EURIBOR Einmonatsgeld / Monatsdurchschnitt. URL:

https://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Makrooekonomische_Zeitreihen/its_details_value_node.html?tsId=BBK01.SU0310 (01.06.2019).

Deutsche Bundesbank, *Zeitreihe BBK01.WT1010*: Rendite der jeweils jüngsten Bundesanleihe mit einer vereinbarten Laufzeit von 10 Jahren. URL:

https://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Geld_und_Kapitalmaerkte/geld_und_kapitalmaerkte_details_value_node.html?tsId=BBK01.WT1010&listId=www_skms_it02f (01.06.2019).

Deutsche Bundesbank, *Zeitreihe BBK01.WU3141*: DAX Performanceindex / Basis: Ultimo 1987 = 1000 / Monatsendstand. URL:

https://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Geld_und_Kapitalmaerkte/geld_und_kapitalmaerkte_details_value_node.html?tsId=BBK01.WU3141&listId=www_skms_mb05 (01.06.2019).

Federal Reserve Bank of St. Louis, *3-Month Treasury Bill: Secondary Market Rate* (TB3MS). URL: <https://fred.stlouisfed.org/series/TB3MS> (01.06.2019).

Federal Reserve Bank of St. Louis, *10-Year Treasury Constant Maturity Rate* (GS10). URL: <https://fred.stlouisfed.org/series/GS10> (01.06.2019).

Fitch Ratings, *Fitch Affirms Germany at 'AAA'*; Outlook Stable. Artikel vom 25. Januar 2019. URL: <https://www.fitchratings.com/site/pr/10060458> (01.06.2019).

Fitch Ratings, *Fitch Affirms United States at 'AAA'*; Outlook Stable. Artikel vom 2. April 2019. URL: <https://www.fitchratings.com/site/pr/10068351> (01.06.2019).

Moody's, Rating Action: *Moody's affirms Germany's Aaa ratings*; maintains stable outlook. Artikel vom 25. Januar 2019. URL: https://www.moodys.com/research/Moodys-affirms-Germanys-Aaa-ratings-maintains-stable-outlook--PR_393634 (01.06.2019).

Moody's, Rating Action: *Moody's affirms United States' Aaa rating*; maintains stable outlook. Artikel vom 25. April 2018. URL: https://www.moodys.com/research/Moodys-affirms-United-States-Aaa-rating-maintains-stable-outlook--PR_382024 (01.06.2019).

Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD), *Long-term interest rates* / doi: 10.1787/662d712c-en. URL: <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm> (01.06.2019).

Shiller, R. J., *U.S. Stock Markets 1871-Present and CAPE Ratio*. URL: http://www.econ.yale.edu/~shiller/data/ie_data.xls (01.06.2019).

Standard & Poor's (S&P), *U.S. 'AA+/A-1+' Ratings Affirmed*; Outlook Remains Stable. Artikel vom 26. Juni 2018. URL (verfügbar nach Login): https://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/article/-/view/type/HTML/id/2062845 (01.06.2019).

Standard & Poor's (S&P), *Sovereign Ratings History*. Letzte Aktualisierung vom 6. April 2018. URL:

https://www.capitaliq.com/CIQDotNet/CreditResearch/RenderArticle.aspx?articleId=2017497&SctArtId=452135&from=CM&nsl_code=LIME&sourceObjectId=10497984&sourceRevId=1&fee_ind=N&exp_date=20280415-19:55:23 (01.06.2019).

Standard & Poor's (S&P), *Germany 'AAA/A-I+' Ratings Affirmed; Outlook Stable*. Artikel vom 12. April 2019. URL (verfügbar nach Login):

https://www.standardandpoors.com/en_US/web/guest/article/-/view/type/HTML/id/2196237 (01.06.2019).

Impressum

Diese Veröffentlichung erscheint im Rahmen der Online-Publikationsreihe „Forschung am **ivwKöln**“.
Eine vollständige Übersicht aller bisher erschienenen Publikationen findet sich am Ende dieser
Publikation und kann [hier](#) abgerufen werden.

Forschung am ivwKöln, 5/2019
ISSN (online) 2192-8479

**Simon Muders: Risiko und Resilienz kollektiver Sparprozesse – Backtesting auf Basis
deutscher und US-amerikanischer Kapitalmarktdaten 1957-2017**

Köln, August 2019

Schriftleitung / editor's office:

Prof. Dr. Jürgen Strobel

Institut für Versicherungswesen /
Institute for Insurance Studies

Fakultät für Wirtschafts- und Rechtswissenschaften /
Faculty of Business, Economics and Law

Technische Hochschule Köln /
University of Applied Sciences

Gustav Heinemann-Ufer 54
50968 Köln

Tel. +49 221 8275-3270

Fax +49 221 8275-3277

Mail juergen.strobel@th-koeln.de

Web www.th-koeln.de

Herausgeber der Schriftenreihe / Series Editorship:

Prof. Dr. Lutz Reimers-Rawcliffe

Prof. Dr. Peter Schimikowski

Prof. Dr. Jürgen Strobel

Kontakt Autor / Contact author:

Simon Muders

Institut für Versicherungswesen /
Institute for Insurance Studies

Fakultät für Wirtschafts- und Rechtswissenschaften /
Faculty of Business, Economics and Law

Technische Hochschule Köln /
University of Applied Sciences

Gustav Heinemann-Ufer 54
50968 Köln

Tel. +49 221 8275-3271

Fax +49 221 8275-3277

Mail simon.muders@outlook.com

Publikationsreihe „Forschung am ivwKöln“

Die Veröffentlichungen der Online-Publikationsreihe "Forschung am ivwKöln" (ISSN: 2192-8479) werden üblicherweise über [Cologne Open Science](#) (Publikationsserver der TH Köln) veröffentlicht. Die Publikationen werden hierdurch über nationale und internationale Bibliothekskataloge, Suchmaschinen sowie andere Nachweisinstrumente erschlossen.

Alle Publikationen sind auch kostenlos abrufbar unter www.ivw-koeln.de.

2019

- 4/2019 Heep-Altiner, Berg: [Mikroökonomisches Produktionsmodell für Versicherungen. Teil 2: Renditemaximierung und Vergleich mit klassischen Optimierungsansätzen.](#)
- 3/2019 Völler, Müller-Peters: [InsurTech Karte ivwKöln 2019 - Beiträge zu InsurTechs und Innovation am ivwKöln](#)
- 2/2019 Rohlfs, Pütz, Morawetz: [Risiken des automatisierten Fahrens. Herausforderungen und Lösungsansätze für die Kfz-Versicherung. Proceedings zum 14. FaRis & DAV-Symposium am 7.12.2018 in Köln.](#)
- 1/2019 Institut für Versicherungswesen: [Forschungsbericht für das Jahr 2018](#)

2018

- 7/2018 Goecke: [Resilience and Intergenerational Fairness in Collective Defined Contribution Pension Funds](#)
- 6/2018 Miebs: [Kapitalanlagestrategien für die bAV – Herausforderungen für das Asset Management durch das Betriebsrentenstärkungsgesetz. Proceedings zum 13. FaRis & DAV Symposium am 8. Dezember 2017 in Köln](#)
- 5/2018 Goecke, Heep-Altiner, Knobloch, Schiegl, Schmidt (Hrsg.): [FaRis at ICA 2018 – Contributions to the International Congress of Actuaries 2018 in Berlin. Beiträge von FaRis Mitgliedern zum Weltkongress der Aktuarer vom 4. bis zum 8. Juni 2018 in Berlin](#)
- 4/2018 Knobloch: [Die Pfade einer bewerteten inhomogenen Markov-Kette - Fallbeispiele aus der betrieblichen Altersversorgung](#)
- 3/2018 Völler, Müller-Peters: [InsurTech Karte ivwKöln 1/2018 - Beiträge zu InsurTechs und Innovation am ivwKöln](#)
- 2/2018 Schmidt, Schulz: [InsurTech. Proceedings zum 12. FaRis & DAV Symposium am 9. Juni 2017 in Köln](#)
- 1/2018 Institut für Versicherungswesen: [Forschungsbericht für das Jahr 2017](#)

2017

- 8/2017 Materne, Pütz: [Alternative Capital und Basisrisiko in der Standardformel \(non-life\) von Solvency II](#)
- 7/2017 Knobloch: [Konstruktion einer unterjährlichen Markov-Kette aus einer jährlichen Markov-Kette - Eine Verallgemeinerung des linearen Ansatzes](#)
- 6/2017 Goecke, Oskar (Hrsg.): [Risiko und Resilienz. Proceedings zum 11. FaRis & DAV Symposium am 9. Dezember 2016 in Köln](#)
- 5/2017 Grundhöfer, Dreuw, Quint, Stegemann: [Bewertungsportale - eine neue Qualität der Konsumenteninformation?](#)
- 4/2017 Heep-Altiner, Mehring, Rohlfs: [Bewertung des verfügbaren Kapitals am Beispiel des Datenmodells der „IVW Privat AG“](#)
- 3/2017 Müller-Peters, Völler: [InsurTech Karte ivwKöln 1/2017 - Beiträge zu InsurTechs und Innovation am ivwKöln](#)
- 2/2017 Heep-Altiner, Müller-Peters, Schimikowski, Schnur (Hrsg.): [Big Data für Versicherungen. Proceedings zum 21. Kölner Versicherungssymposium am 3. 11. 2016 in Köln](#)
- 1/2017 Institut für Versicherungswesen: [Forschungsbericht für das Jahr 2016](#)

2016

- 13/2016 Völler: Erfolgsfaktoren eines Online-Portals für Akademiker
- 12/2016 Müller-Peters, Gatzert: Todsicher: Die Wahrnehmung und Fehlwahrnehmung von Alltagsrisiken in der Öffentlichkeit (erscheint 2017)
- 11/2016 Heep-Altiner, Penzel, Rohlf, Voßmann: Standardformel und weitere Anwendungen am Beispiel des durchgängigen Datenmodells der „IVW Leben AG“
- 10/2016 Heep-Altiner (Hrsg.): Big Data. Proceedings zum 10. FaRis & DAV Symposium am 10. Juni 2016 in Köln
- 9/2016 Materne, Pütz, Engling: Die Anforderungen an die Ereignisdefinition des Rückversicherungsvertrags: Eindeutigkeit und Konsistenz mit dem zugrundeliegenden Risiko
- 8/2016 Rohlf (Hrsg.): Quantitatives Risikomanagement. Proceedings zum 9. FaRis & DAV Symposium am 4. Dezember 2015 in Köln
- 7/2016 Eremuk, Heep-Altiner: Internes Modell am Beispiel des durchgängigen Datenmodells der „IVW Privat AG“
- 6/2016 Heep-Altiner, Rohlf, Dağoğlu, Pulido, Venter: Berichtspflichten und Prozessanforderungen nach Solvency II
- 5/2016 Goecke: Collective Defined Contribution Plans - Backtesting based on German capital market data 1955 - 2015
- 4/2016 Knobloch: Bewertete inhomogene Markov-Ketten - Spezielle unterjährliche und zeitstetige Modelle
- 3/2016 Völler (Hrsg.): Sozialisiert durch Google, Apple, Amazon, Facebook und Co. – Kundenerwartungen und –erfahrungen in der Assekuranz. Proceedings zum 20. Kölner Versicherungssymposium am 5. November 2015 in Köln
- 2/2016 Materne (Hrsg.): Jahresbericht 2015 des Forschungsschwerpunkts Rückversicherung
- 1/2016 Institut für Versicherungswesen: Forschungsbericht für das Jahr 2015

2015

- 11/2015 Goecke (Hrsg.): Kapitalanlagerisiken: Economic Scenario Generator und Liquiditätsmanagement. Proceedings zum 8. FaRis & DAV Symposium am 12. Juni 2015 in Köln
- 10/2015 Heep-Altiner, Rohlf: Standardformel und weitere Anwendungen am Beispiel des durchgängigen Datenmodells der „IVW Privat AG“ – Teil 2
- 9/2015 Goecke: Asset Liability Management in einem selbstfinanzierenden Pensionsfonds
- 8/2015 Strobel (Hrsg.): Management des Langlebigkeitsrisikos. Proceedings zum 7. FaRis & DAV Symposium am 5.12.2014 in Köln
- 7/2015 Völler, Wunder: Enterprise 2.0: Konzeption eines Wikis im Sinne des prozessorientierten Wissensmanagements
- 6/2015 Heep-Altiner, Rohlf: Standardformel und weitere Anwendungen am Beispiel des durchgängigen Datenmodells der „IVW Privat AG“
- 5/2015 Knobloch: Momente und charakteristische Funktion des Barwerts einer bewerteten inhomogenen Markov-Kette. Anwendung bei risikobehafteten Zahlungsströmen
- 4/2015 Heep-Altiner, Rohlf, Beier: Erneuerbare Energien und ALM eines Versicherungsunternehmens
- 3/2015 Dolgov: Calibration of Heston's stochastic volatility model to an empirical density using a genetic algorithm
- 2/2015 Heep-Altiner, Berg: Mikroökonomisches Produktionsmodell für Versicherungen
- 1/2015 Institut für Versicherungswesen: Forschungsbericht für das Jahr 2014

2014

- 10/2014 Müller-Peters, Völler (beide Hrsg.): Innovation in der Versicherungswirtschaft
- 9/2014 Knobloch: Zahlungsströme mit zinsunabhängigem Barwert
- 8/2014 Heep-Altiner, Münchow, Scuzzarello: Ausgleichsrechnungen mit Gauß Markow Modellen am Beispiel eines fiktiven Stornobestandes
- 7/2014 Grundhöfer, Röttger, Scherer: Wozu noch Papier? Einstellungen von Studierenden zu E-Books
- 6/2014 Heep-Altiner, Berg (beide Hrsg.): Katastrophenmodellierung - Naturkatastrophen, Man Made Risiken, Epidemien und mehr. Proceedings zum 6. FaRis & DAV Symposium am 13.06.2014 in Köln
- 5/2014 Goecke (Hrsg.): Modell und Wirklichkeit. Proceedings zum 5. FaRis & DAV Symposium am 6. Dezember 2013 in Köln
- 4/2014 Heep-Altiner, Hoos, Krahforst: Fair Value Bewertung von zedierten Reserven
- 3/2014 Heep-Altiner, Hoos: Vereinfachter Nat Cat Modellierungsansatz zur Rückversicherungsoptimierung
- 2/2014 Zimmermann: Frauen im Versicherungsvertrieb. Was sagen die Privatkunden dazu?
- 1/2014 Institut für Versicherungswesen: Forschungsbericht für das Jahr 2013

2013

- 11/2013 Heep-Altiner: Verlustabsorbierung durch latente Steuern nach Solvency II in der Schadenversicherung, Nr. 11/2013
- 10/2013 Müller-Peters: Kundenverhalten im Umbruch? Neue Informations- und Abschlusswege in der Kfz-Versicherung, Nr. 10/2013
- 9/2013 Knobloch: Risikomanagement in der betrieblichen Altersversorgung. Proceedings zum 4. FaRis & DAV-Symposium am 14. Juni 2013
- 8/2013 Strobel (Hrsg.): Rechnungsgrundlagen und Prämien in der Personen- und Schadenversicherung - Aktuelle Ansätze, Möglichkeiten und Grenzen. Proceedings zum 3. FaRis & DAV Symposium am 7. Dezember 2012
- 7/2013 Goecke: Sparprozesse mit kollektivem Risikoausgleich - Backtesting
- 6/2013 Knobloch: Konstruktion einer unterjährlichen Markov-Kette aus einer jährlichen Markov-Kette
- 5/2013 Heep-Altiner et al. (Hrsg.): Value-Based-Management in Non-Life Insurance
- 4/2013 Heep-Altiner: Vereinfachtes Formelwerk für den MCEV ohne Renewals in der Schadenversicherung
- 3/2013 Müller-Peters: Der vernetzte Autofahrer – Akzeptanz und Akzeptanzgrenzen von eCall, Werkstattvernetzung und Mehrwertdiensten im Automobilbereich
- 2/2013 Maier, Schimikowski (beide Hrsg.): Proceedings zum 6. Diskussionsforum Versicherungsrecht am 25. September 2012 an der FH Köln
- 1/2013 Institut für Versicherungswesen (Hrsg.): Forschungsbericht für das Jahr 2012

2012

- 11/2012 Goecke (Hrsg.): Alternative Zinsgarantien in der Lebensversicherung. Proceedings zum 2. FaRis & DAV-Symposiums am 1. Juni 2012
- 10/2012 Klatt, Schiegl: Quantitative Risikoanalyse und -bewertung technischer Systeme am Beispiel eines medizinischen Gerätes
- 9/2012 Müller-Peters: Vergleichsportale und Verbraucherwünsche
- 8/2012 Füllgraf, Völler: Social Media Reifegradmodell für die deutsche Versicherungswirtschaft
- 7/2012 Völler: Die Social Media Matrix - Orientierung für die Versicherungsbranche
- 6/2012 Knobloch: Bewertung von risikobehafteten Zahlungsströmen mithilfe von Markov-Ketten bei unterjährlicher Zahlweise
- 5/2012 Goecke: Sparprozesse mit kollektivem Risikoausgleich - Simulationsrechnungen
- 4/2012 Günther (Hrsg.): Privat versus Staat - Schussfahrt zur Zwangsversicherung? Tagungsband zum 16. Kölner Versicherungssymposium am 16. Oktober 2011
- 3/2012 Heep-Altiner/Krause: Der Embedded Value im Vergleich zum ökonomischen Kapital in der Schadenversicherung
- 2/2012 Heep-Altiner (Hrsg.): Der MCEV in der Lebens- und Schadenversicherung - geeignet für die Unternehmenssteuerung oder nicht? Proceedings zum 1. FaRis & DAV-Symposium am 02.12.2011 in Köln
- 1/2012 Institut für Versicherungswesen (Hrsg.): Forschungsbericht für das Jahr 2011

2011

- 5/2011 Reimers-Rawcliffe: Eine Darstellung von Rückversicherungsprogrammen mit Anwendung auf den Kompressionseffekt
- 4/2011 Knobloch: Ein Konzept zur Berechnung von einfachen Barwerten in der betrieblichen Altersversorgung mithilfe einer Markov-Kette
- 3/2011 Knobloch: Bewertung von risikobehafteten Zahlungsströmen mithilfe von Markov-Ketten
- 2/2011 Heep-Altiner: Performanceoptimierung des (Brutto) Neugeschäfts in der Schadenversicherung
- 1/2011 Goecke: Sparprozesse mit kollektivem Risikoausgleich