

Korrekturbedarf bei der Ermittlung von risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie

Erstellt von:

Prof. Dr. Andreas Hoffjan (Lehrstuhl Unternehmensrechnung und Controlling)

Prof. Dr. Peter N. Posch (Professur Finance)

TU Dortmund

In Zusammenarbeit mit der



September 2015

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis.....	1
Zusammenfassung.....	2
1 Auftrag und Vorgehensweise	5
2 Bisherige Praxis der BNetzA zur EK-Zinsfestlegung mittels CAPM	7
2.1. Grundlogik CAPM	
2.2. Inkonsistenzen der bisherigen BNetzA-Logik	
2.3. Auswirkungen der Finanz- und Eurokrise	
2.4. Fehlende Berücksichtigung der Verhältnisse des nationalen Kapitalmarktes	
3 Zusammenhang zwischen risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie	19
3.1. Spezifikation der verwendeten Datenbasis und Länderauswahl	
3.2. Spezifikation der Zeitstruktur	
3.3. Länderspezifische und laufzeitdifferenzierte Analyse der Korrelationsstrukturen	
3.4. Prognose der Auswirkungen von Basiszinsänderungen und der Marktrisikoprämie	
3.5. Terminstrukturkurven	
4 Anderweitige EK-Zinsfestlegung in Theorie und Praxis	37
4.1. Erkenntnisse der Kapitalmarkttheorie	
4.2. Aktuelle Praxis in der Unternehmensbewertung und Argumentation des IDW	
5 Fazit.....	43
6 Literaturverzeichnis.....	45

Zusammenfassung

- Mit dem vorliegenden Gutachten wird mit Blick auf die zukünftige Festlegung des Eigenkapitalzinssatzes durch die BNetzA bestehender Korrekturbedarf ermittelt. Insbesondere wird untersucht, ob eine inverse Korrelation von Basiszinssatz und Marktrisikoprämie am Finanzmarkt besteht.
- Das Vorgehen der BNetzA zur Festlegung des EKI-Zinses ist von drei Inkonsistenzen geprägt: den abweichenden Beobachtungszeiträumen für den risikolosen Zinssatz und die Marktrisikoprämie, der Ableitung beider Größen von jeweils unterschiedlichen Märkten (Heimatmarkt bzw. Weltmarkt) und den unterschiedlichen Restlaufzeiten zur Schätzung des risikolosen Zinssatzes. Eine weitere Inkonsistenz resultiert aus der Verwendung von Anleihen öffentlicher Emittenten bei der Ermittlung des EKII-Zinssatzes nach §7 Abs. 7 Strom/GasNEV.
- Die Finanz- und Eurokrise verschärft die Inkonsistenzen über drei Effekte: das Absinken von risikolosem Zinssatz bei gleichzeitigem Anstieg der impliziten Risikoprämie, die steilere Zinsstrukturkurve und der angestiegene Renditeunterschied zwischen öffentlichen und privaten Anleihen.
- Insbesondere Deutschland ist als „sicherer Hafen“ von sehr niedrigen und zum Teil negativen Renditen auf Staatsanleihen betroffen. Vor diesem Hintergrund ist den besonderen Verhältnissen eines nationalen Kapitalmarktes durch das Heranziehen eines entsprechenden Referenzmarktes bei der Bestimmung des risikolosen Zinssatzes bzw. der Marktrisikoprämie Rechnung zu tragen. Der in der Strom/GasNEV (§ 7, Absatz 5) zu berücksichtigende internationale Kapitalmarkt eignet sich daher nur zur Verprobung der sich insgesamt ergebenden EK-Verzinsungshöhe.
- Der Zusammenhang zwischen risikolosem Basiszinssatz und der Marktrisikoprämie wird empirisch geprüft. Dafür werden auf Basis historischer Kapitalmarktdaten die Korrelationsstrukturen für verschiedene Länder und Laufzeiten untersucht sowie die zu erwartenden Auswirkungen einer Veränderung des Basiszinses auf die Marktrisikoprämie prognostiziert.
- Die Korrelation zwischen risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie lässt sich analytisch zurückführen auf die Korrelation zwischen dem risikolosen Basiszins und der Marktrendite abzüglich der Varianz des Basiszinses.
- Risikoloser Basiszinssatz und Marktrisikoprämie korrelieren historisch betrachtet länderunabhängig leicht negativ. Diese negative Korrelation ist für Deutschland

statistisch signifikant, für die von der BNetzA angewendete Kombination von Welt-Marktrisikoprämie und deutschem Basiszins schwach signifikant.

- Für die Zukunft ist in allen betrachteten Ländern für den Fall einer Zinssenkung eine positive Wirkung auf die Marktrisikoprämie zu erwarten. Eine Zinssenkung um einen Prozentpunkt führt zu einer Erhöhung der Marktrisikoprämie um 1,3 (1,286; 0,699) Prozentpunkte in Deutschland (USA; Welt). Kombiniert man entsprechend der letzten Zinsfestlegung die Welt-MRP mit dem deutschen Basiszinsatz so ergäbe sich bei einer Zinssenkung um einen Prozentpunkt eine Erhöhung der Marktrisikoprämie um 1,1 Prozentpunkte.
- In der kapitalmarkttheoretischen Literatur wird überwiegend die Verwendung langer Schätzperioden empfohlen und die Annahme einer konstanten Risikoprämie im Grundsatz als nicht zutreffend angesehen.
- Als Reaktion auf die Finanzmarktkrise empfiehlt das IDW seit 2012 bei der Ermittlung objektiver Unternehmenswerte zur Bemessung der Marktrisikoprämie eine höhere Bandbreite von aktuell 5,5-7% statt zuvor 4,5-5,5%.
- Zur Vermeidung einer inkonsistenten EK-Zinsfestlegung und der damit einhergehenden Gefahr einer Unterschätzung der Kapitalkosten besteht zwingend Korrekturbedarf im regulatorischen Vorgehen.
- Für die 3. Regulierungsperiode halten wir folgende, in sich konsistente Vorgehensweise zur EK-Zinsfestlegung für sachgerecht:
 - Die Schätzperioden für den risikolosen Zinssatz und die Marktrisikoprämie sollten möglichst angenähert werden. Um stabile Ergebnisse zu generieren, sollten die Erhebungszeiträume dabei möglichst lang gewählt werden.
 - Die Berechnung von risikolosem Zinssatz und Marktrisikoprämie sollten sich grundsätzlich auf den gleichen Referenzmarkt beziehen, da die Konsistenz des zugrundeliegenden CAPM Modell die Nutzung des gleichen Marktes erfordert. Da die Nutzung des deutschen Basiszinses von der Strom/Gas NEV bereits vorgegeben ist, sollten auch bei der Bestimmung der Marktrisikoprämie die Verhältnisse des deutschen Kapitalmarktes stärker berücksichtigt werden, weil andernfalls der in Deutschland derzeit erfolgende Rückgang des risikofreien Basiszinses nicht durch einen korrespondierenden Anstieg der Marktrisikoprämie kompensiert wird.

- Der langen Kapitalbindung in den Strom- und Gasnetzen sollte durch möglichst lange Restlaufzeiten beim risikolosen Zinssatz Rechnung getragen werden.

1 Auftrag und Vorgehensweise

Im Auftrag des BDEW haben wir die Vorgehensweise der Bundesnetzagentur zur Ermittlung von risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie auf ihre Schlüssigkeit hin analysiert. Im Kern wurden dazu auf Basis bis zum Stichtag 23.04.2015 verfügbarer Kapitalmarktdaten für unterschiedliche Länder und Laufzeiten die Korrelationsstrukturen empirisch untersucht.

Ausgangspunkt der vorliegenden Studie ist das CAPM-Modell als etablierter Ansatz zur Bestimmung der Renditen risikobehafteter Anlagen. An der im Abschnitt 2.1 dargestellten Grundlogik des CAPM wird die bisherige Praxis der Bundesnetzagentur zur Bestimmung der Eigenkapitalkosten gespiegelt. Dabei werden in Abschnitt 2.2 wesentliche Inkonsistenzen in der bisherigen BNetzA-Logik aufgezeigt. Diese sind in Verbindung mit der massiv verzerrten Kapitalmarktsituation durch die Finanz- und Eurokrise – wie in Abschnitt 2.3 dargestellt – besonders relevant. Im engen Zusammenhang dazu ist auch die in Abschnitt 2.4 problematisierte fehlende Berücksichtigung der Verhältnisse des nationalen Kapitalmarktes zu sehen.

Diese Inkonsistenzen berücksichtigend untersucht Kapitel 3 den Zusammenhang zwischen dem risikolosen Basiszinssatz und der Marktrisikoprämie. Bevor die verschiedenen Korrelationen überprüft werden, ist zunächst der zugrunde liegende Datensatz näher zu spezifizieren. Dies betrifft zum einen die Länderauswahl (Abschnitt 3.1) und zum anderen die Zeitstruktur (Abschnitt 3.2). Im Anschluss werden in Abschnitt 3.3 die laufzeitdifferenzierten und länderspezifischen Analysen der historischen Korrelationsstrukturen vorgestellt. In einem prospektiven Sinne nimmt dann Abschnitt 3.4 eine Prognose der Auswirkungen von Basiszinsänderungen und der Marktrisikoprämie vor. Um weiter differenzierte Aussagen über das zukünftige Zinsniveau treffen zu können werden auch die Terminstrukturkurven näher betrachtet.

Kapitel 4 ordnet unabhängig vom konkreten Vorgehen der BNetzA die Überlegungen zur EK-Zinsfestlegung in einen breiteren theoretischen und praktischen Zusammenhang ein. Konkret wird im Abschnitt 4.1 der gewählte Betrachtungszeitraum auf Grundlage von Erkenntnissen der Kapitalmarktforschung und dem Vorgehen in anderen Bereichen erör-

tert. Abschnitt 4.2 reflektiert die aktuelle Praxis der Unternehmensbewertung und die Argumentation des Instituts der Wirtschaftsprüfer (IDW).

Im Fazit (Kapitel 5) werden die Schlussfolgerungen aus den aufgezeigten Inkonsistenzen in der BNetzA-Logik, den empirischen Ergebnissen zur inversen Korrelation von risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie sowie dem aktuellen Stand der Forschung und den in der betrieblichen Praxis Anwendung findenden Bewertungsansätzen gezogen. Die Studie schließt mit Gestaltungsempfehlungen für ein sachgerechteres Vorgehen zur regulatorischen EK-Zinsfestlegung.

2 Bisherige Praxis der BNetzA zur EK-Zinsfestlegung mittels CAPM

2.1. Grundlogik CAPM

Das Capital-Asset Pricing Model (CAPM) ist das gängige Modell zur Ermittlung der Renditen von risikobehafteten Anlagen. Es wurde bereits in den 1960er Jahren entwickelt und erfreut sich, trotz der theoretischen und empirischen Schwächen, großer Verbreitung und Beliebtheit. Das Modell geht davon aus, dass die erwartete Rendite einer risikobehafteten Anlage μ_i (*mü*) über dem risikolosen Basiszins i_f durch einen Faktor getrieben wird, weshalb diese Modellklasse als Ein-Faktor Modell bezeichnet wird. Dieser eine Faktor ist die Marktrisikoprämie (MRP, im englischen *equity risk premium ERP*). Die MRP ist definiert als die erwartete Rendite des gesamten Marktes über dem risikolosen Basiszins: $MRP = \mu_m - i_f$. Das CAPM ergibt sich hieraus als:

$$\text{Erwartete Rendite} = \text{Basiszins} + \text{BetaFaktor} * \text{MRP} \quad (1)$$

$$\mu_i = i_f + \beta_i(\mu_m - i_f)$$

wobei der einzelne Faktor β_i der risikobehafteten Anlage definiert ist durch die Sensitivität der erwarteten Überrendite, das ist die zusätzliche Rendite über der risikolosen Anlage, der risikobehafteten Anlage zu der erwarteten Markt-Überrendite:

$$\beta_i = \frac{COV[\mu_i, \mu_m]}{VAR[\mu_m]} \quad (2)$$

hierbei bezeichnet $COV[]$ die Kovarianz und $VAR[]$ die Varianz.

Wie jedes Modell unterliegt auch das CAPM einer Reihe von Annahmen. So unterstellt das Modell einen informationseffizienten Kapitalmarkt auf welchem Handel ohne Transaktionskosten (oder Steuern) ohne Preisbeeinflussung möglich ist. Ferner sind Akteure im Rahmen des CAPM risikoavers, rational und breit diversifiziert. Sie haben homogene Erwartungen und können beliebig Geld zu dem risikolosen Zinssatz aufnehmen oder anlegen. In der Literatur der vergangenen fast 60 Jahre wurden diese Annahmen kritisch diskutiert und zum Teil in Modellerweiterungen aufgehoben. Das schlechte Abschneiden des Modells bei empirischen Überprüfungen führte zur Entwicklung von Mehrfaktormodellen.

Für den Verlauf der weiteren Untersuchungen in diesem Gutachten ist jedoch eine Annahme des Modells zentral. Das CAPM misst Risiko durch die Varianz der Renditen, so dass $VAR[\mu_m]$ ein Maß für das Risiko des Gesamtmarktes¹ ist. Dies impliziert, dass Renditen in einer bestimmten Weise verteilt sind und Investoren keiner Verlustaversion unterliegen, beide Annahmen können empirisch nicht klar validiert werden.

Für den Zusammenhang von Eigenkapital (EK)-Renditen, welche als μ_i aus dem Modell abgeleitet werden können, gilt eine empirisch wichtige Unterscheidung hinsichtlich des β_i . Nach dem Modell gilt: $\mu_i = i_f + \beta_i(\mu_m - i_f)$, welches für ein gegebenes β umformuliert werden kann zu $\mu_i = (1 - \beta)i_f + \beta\mu_m$. Hiernach ergibt sich der EK-Zins als Gewichtung aus dem Basiszins und der Marktrendite. Für $\beta < 1$ hat der Basiszins den größeren und positiven Einfluss auf die EK-Rendite. Hierbei ist zu bemerken, dass „positiv“ sich auf die Richtung des Einflusses bezieht, ein negativer Basiszins würde zu einer Reduktion der EK-Kosten führen.

Für den Fall $\beta > 1$ ist die Einflussrichtung des Basiszinses negativ, d.h. höhere Basiszinssätze reduzieren die EK-Rendite. Auch ist zu bemerken, dass zwar die im Modell erwartete Marktrendite μ_m positiv ist, realisierte also historisch beobachtete Marktrenditen aber durchaus negative Werte aufweisen können.

Im Folgenden betrachten und kommentieren wir zunächst die bisherige Vorgehensweise der Bundesnetzagentur und stellen diese in den Kontext des Modells. Hierauf führen wir eine umfassende empirische Analyse zu den gewonnenen Erkenntnissen bezüglich des Zusammenhangs von Basiszins und Marktrisikoprämie durch.

2.2. Inkonsistenzen der bisherigen BNetzA-Logik

Die Energienetzbetreiber in Deutschland sehen sich derzeit mit einem erheblichen Aus- und Umstrukturierungsbedarf ihrer Energienetze konfrontiert. Erforderlich macht diese Investitionen eine Wende in der Energiepolitik, die verstärkt eine netzseitige Integration von Erzeugungsanlagen auf Basis erneuerbarer Energien bedingt. Vor diesem Hintergrund sind sich sowohl Netzbetreiber als auch Behörden einig, dass die Verbesserung der Inves-

¹ Hierbei ist zu beachten, dass es sich um eine sehr breite Definition des Begriffes „Gesamtmarkt“ handelt, also insbesondere nicht nur auf Aktienmarktrenditen abgestellt werden kann.

titionsrahmenbedingungen ein wichtiger Baustein für ein erfolgreiches Gelingen der Energiewende darstellt. Negative Auswirkungen auf den Ausbau von leistungsfähigen Energienetzen sind zu vermeiden. Ziel des Netzbbaus sollte es sein, dass in Deutschland auch weiterhin die Versorgungsqualität überdurchschnittlich hoch bleibt. Zentral für den Umfang der Investitionen sind aus Sicht der Kapitalgeber die zu erwartenden Renditen. Die Kapitalkosten sind der wesentliche Maßstab für die Beurteilung der Auskömmlichkeit unter den regulatorischen Investitionsbedingungen. Eigenkapitalgeber fordern eine marktübliche, aber aufgrund der besonders langen Kapitalbindung im Zeitablauf möglichst stabile (regulatorische) Verzinsung.

Die für die Bestimmung der Höhe der regulatorischen Verzinsung von der Bundesnetzagentur eingesetzte Methodik zeigt wesentliche Unschärfen. Bei detaillierter Betrachtung des Vorgehens lassen sich folgende Inkonsistenzen ausmachen, die vertiefend erörtert werden sollen:

1. Variierende Beobachtungszeiträume für den risikolosen Zinssatz und die Marktrisikoprämie,
2. Ableitung beider Größen von jeweils unterschiedlichen Märkten (Heimat- vs. Weltmarkt) (vgl. dazu separat Abschnitt 2.4),
3. unterschiedliche Restlaufzeiten zur Schätzung des risikolosen Zinssatzes und
4. Verwendung von Anleihen öffentlicher und privater Emittenten zur Schätzung des risikolosen Zinssatzes und des EKII-Zinssatzes.

Variierende Beobachtungszeiträume für risikolosen Zinssatz und Marktrisikoprämie

Die gewählten Betrachtungszeiträume zur Ermittlung des risikofreien Basiszinses und der Marktrisikoprämie sind nicht deckungsgleich.² Der Berechnung des risikolosen Basiszinses liegt die Zinsentwicklung als gleitender Durchschnitt der vergangenen zehn Jahre zugrunde (vgl. §7 Abs. 4 Strom/GasNEV). Demgegenüber basiert die Berechnung der Marktrisikoprämie auf einem langfristigen Zeitraum von mehr als hundert Jahren. In Zeiten stabiler Finanzmarktverhältnisse führt die differierende Länge der Betrachtungszeiträume nur zu einem geringen und damit vertretbaren Fehler bei der Berechnung der EK-

² Unter Beobachtungszeitraum, oder bei der empirischen Analyse auch Fensterbreite genannt, verstehen wir die Dauer des Rückblicks zur Ermittlung der relevanten Parameter. Ein Beobachtungszeitraum/eine Fensterbreite von 36 Monaten, beispielsweise, entspricht einem Rückblick in den Datensatz von 2012-2014.

Zinsen. Dieser Fehler steigt aber in Zeiten instabiler Märkte auf ein nicht mehr tolerables Maß an. Wie im Abschnitt 3 des Gutachtens noch zu zeigen sein wird, ist gemäß unserer Analyse die inverse Korrelation zwischen risikolosem Basiszins und Marktrisikoprämie, sprich mit fallenden risikolosen Zinssätzen gehen steigende Risikoprämien einher, dafür verantwortlich.

Wenn die beiden Zinssatzkomponenten über unterschiedliche Betrachtungszeiträume weitgehend unabhängig voneinander ermittelt werden, fließt diese inverse Korrelation nicht im resultierenden Eigenkapitalzinssatz ein. Während die Berechnung des risikolosen Basiszinssatzes zeitlich nahezu vollständig in die Eurokrise hineinfällt und dadurch dominiert wird, spielen Krisen im langen Zeitraum der Ermittlung der Marktrisikoprämie nur eine untergeordnete Rolle. Als Konsequenz daraus gehen die risikolosen Zinssätze mit dem ca. zehnfachen Gewicht der zeitlich korrespondierenden Werte der Marktrisikoprämie in die Berechnung ein.

Aufgrund dieser zeitlichen Inkongruenz werden starke Bewegungen auf den Finanzmärkten mit einem zu großen Gewicht im risikolosen Basiszins repliziert. Sollte eine inverse Korrelation von risikolosem Basiszins und Risikoprämie empirisch festgestellt werden, wäre diese grundsätzlich bei der EK-Zinsermittlung zu berücksichtigen. Augenblicklich aber wird sie durch die mangelnde Fristenkongruenz von Basiszins und Risikoprämie überdeckt. Aus finanzwirtschaftlicher Perspektive wäre eine zeitlich konsistente Ermittlung von risikofreiem Zinssatz, Marktrisikoprämie und auch weiterer zinsbestimmender Parameter geboten. So hält beispielsweise NERA (2011, S. 9) eine Konsistenz des Betrachtungszeitraums bei der Berechnung der einzelnen Parameterwerte für zentral. Dies gilt im Besonderen für den risikolosen Zinssatz und die Marktrisikoprämie, die hinsichtlich der erwarteten makroökonomischen Konditionen in der Regulierungsperiode stimmig berechnet werden sollten.

Unterschiedliche Restlaufzeiten zur Schätzung des risikolosen Zinssatzes

Der risikolose Zinssatz ergibt sich nach § 7 (4) Strom/GasNEV als Durchschnitt der von der Bundesbank veröffentlichten Umlaufrenditen festverzinslicher Wertpapiere inländischer Emittenten. Die Verordnungen spezifizieren die Art des Emittenten und die Restlaufzeit der zugrunde zu legenden inländischen festverzinslichen Wertpapiere nicht weiter. Die BNetzA bestimmt den risikolosen Zinssatz anhand der durchschnittlichen Rendite von

festverzinslichen Wertpapieren aller inländischen Emittenten („Zeitreihe BBK01.WU0017: Umlaufrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen / Insgesamt / Monatsdurchschnitte“). Konkret werden Restlaufzeiten von mindestens vier Jahren und Ursprungslaufzeiten von mindestens zehn Jahren berücksichtigt. Faktisch fließen damit unterschiedliche Restlaufzeiten in die Schätzung des risikolosen Zinssatzes ein. Ökonomisch richtig wäre es aber für Netzinvestitionen bei der Berechnung des Basiszinssatzes nicht alle, sondern nur die langen Restlaufzeiten zu berücksichtigen (vgl. NERA 2011, S. 15). Genauer gesagt sollte zur Vermeidung von Zinsänderungsrisiken die Laufzeit der zugrundeliegenden Wertpapiere bei der Berechnung des Basiszinssatzes dem Anlagehorizont des Investors bzw. dem Kapitalbindungshorizont entsprechen (vgl. Rowoldt/Pillen 2015, S. 116; Pedell 2007, S. 41; IDW S1).

Dies gebieten allein schon die etablierten horizontalen Finanzierungsregeln zur optimalen Kapitalstruktur eines Unternehmens. Nach der goldenen Bilanzregel soll langfristiges Vermögen auch langfristig finanziert sein. Für eine Laufzeitäquivalenz sind daher die betriebsgewöhnlichen Nutzungsdauern der Anlagegegenstände zu berücksichtigen. Bei der Mittelverwendung der Netzbetreiber machen Anlagen mit kurzen Nutzungsdauern nur einen verschwindend kleinen Anteil aus. Ihr Kapital ist vornehmlich beim Gasnetz in den Verdichteranlagen und Rohrleitungen bzw. für Strom in den Fortleitungs- und Verteilanlagen gebunden. Die festgesetzten Nutzungsdauern liegen hier zwischen 25 und 55 Jahren. Kontinuierliche Investitionen unterstellt, dürfte dann die mit den Anschaffungskosten gewichtete Restnutzungsdauer des Anlagevermögens zwischen 15 und 20 Jahren liegen. Der gegenwärtige Ausbaubedarf der Netze wird den Anteil jüngerer Anlagen mit langen Restlaufzeiten noch weiter erhöhen. Aus diesem Grunde sollten der Ermittlung des risikolosen Zinses nicht mehr alle Restlaufzeiten, sondern ausschließlich Wertpapiere mit langen Restlaufzeiten zugrunde liegen. Zur Gewährleistung der Laufzeitäquivalenz von Investition und Finanzierung sind möglichst langfristige Restlaufzeiten zu präferieren. Mit einer mittleren Restlaufzeit von 15-20 Jahren würde dem Kapitalbindungshorizont sicher besser entsprochen werden, als mit einem breiten Portfolio von Anleihen mit Restlaufzeiten, die dann anlagenspezifisch sehr kurze aber auch sehr lange Zeiträume umfassen müssten. In der folgenden empirischen Untersuchung werden wir sowohl die von der BNetzA genutzte Vorgehensweise replizieren als auch den Effekt längerer Restlaufzeiten untersuchen (vgl. Kapitel 3).

Verwendung von Anleihen öffentlicher und privater Emittenten zur Schätzung des risikolosen Zinssatzes und des EKII-Zinssatzes

Zur Schätzung des risikolosen Zinssatzes als auch des EKII-Zinssatzes werden Anleihen öffentlicher und privater Emittenten verwandt. Diese Unschärfe wird nicht dem spezifischen Charakter der beiden Zinssätze gerecht, auch wenn sich ihre Effekte für die Strom- und Gasnetzbetreiber in Teilen kompensieren. Die Verwendung eines Mischzinssatzes ist für die betroffenen Unternehmen im Falle des risikolosen Zinssatzes vorteilhaft, hat aber infolge des sehr geringen Anteils von Anleihen privater Emittenten in der Umlaufrendite nur einen marginalen Effekt. Beim EK-II-Zinssatz hingegen wirkt sich der Mischzinssatz nachteilig aus. Unabhängig von der Wirkungsrichtung erscheint in beiden Fällen die Ermittlung nicht sachgerecht. Bei dem sogenannten EK-II-Zinssatz handelt es sich um den Zinssatz für das die Eigenkapitalquote von 40% übersteigende Eigenkapital. Der ursprünglichen Intention der Strom-/GasNEV folgend soll das 40% übersteigende Eigenkapital in gleicher Höhe wie reales Fremdkapital verzinst werden. In die Berechnung dieses Zinssatzes gehen jedoch zu zwei Drittel quasi-risikofreie Anleihen ein, konkret Umlaufrenditen der Anleihen der öffentlichen Hand und von Hypothekendarlehen. Risikobehaftete Renditen werden nur zu einem Drittel in Form von Umlaufrenditen von Unternehmensanleihen berücksichtigt. Ein kapitalmarktgerechter, risikoadäquater Fremdkapitalzinssatz würde ausschließlich Anleihen privater Emittenten berücksichtigen.

2.3. Auswirkungen der Finanz- und Eurokrise

Die Finanz- und Eurokrise stellt einen Strukturbruch dar. Infolge der Staatsschuldenkrise flüchteten risikoaverse Investoren in den sicheren Hafen der Bundesanleihen. Als Konsequenz stiegen die Kurse von Bundesanleihen und sanken deren Umlaufrenditen auf historische Tiefststände. Diese massiv verzerrte Kapitalmarktsituation führt zu drei zentralen Auswirkungen, die jeweils die im Abschnitt 2.1. aufgezeigten Inkonsistenzen besonders betreffen:

1. Absinken von risikolosem Zinssatz und Anstieg impliziter Risikoprämie,
2. steilere Zinsstrukturkurve und
3. größerer Renditeunterschied zwischen öffentlichen und privaten Anleihen.

Absinken von risikolosem Zinssatz und Anstieg impliziter Risikoprämie

Die Finanz- und Eurokrise zeigt sich insbesondere an der Realverzinsung deutscher Bundesanleihen, die gegenwärtig weit unterhalb langjähriger Mittelwerte liegt. Umgekehrt kam es zeitweilig zu Überrenditen im Vergleich zu einer risikolosen Rendite in bisher unbekannter Höhe (vgl. Jonas 2009, S. 543). Die höhere Marktrisikoprämie begründet sich konkret in der gestiegenen Volatilität der Aktienkurse und der damit einhergehenden Varianz der Kursgewinne bzw.-verluste und der deutlich erhöhten Unsicherheit auf den Finanzmärkten. Im Ergebnis gelten durch die Finanz- und Eurokrise wesentliche Parameter bei der Bestimmung von Kapitalkosten als verzerrt (vgl. Zeidler/Tschöpel/Bertram 2012, S. 79). Mit zeitlich großem Abstand auftretende Extremsituationen der Kapitalmärkte wie die Schuldenkrise werden in den üblichen Bandbreiten der Marktrisikoprämien jedoch nicht hinreichend reflektiert (vgl. Zeidler/Tschöpel/Bertram 2012, S. 73).

Diese sich in einem „Zinstal“ konkretisierende Sondersituation kann nicht als repräsentativ für die weitere Zukunft angesehen werden. Auch wenn die EZB an ihrer expansiven Geldpolitik zunächst festhalten sollte, so ist bei Rückkehr auf einen höheren Wachstumspfad innerhalb Europas eine steigende Inflation zu befürchten und demzufolge auch ein Anziehen der Basiszinsen zu erwarten. Die unreflektierte Projektion eines vergangenheitsbezogenen zehnjährigen gleitenden Durchschnitts auf eine zukünftige Regulierungsperiode kann dazu führen, dass für Zeiten mit voraussichtlich höheren Basiszinsen ein zu niedriger genehmigter Zinssatz angenommen wird. Ursächlich für diese Problematik sind die unterschiedlichen Betrachtungszeiträume von risikolosem Zinssatz und Marktrisikoprämie.

Während die auf Basis eines zehnjährigen Zeitraums ermittelten absinkenden risikofreien Zinssätze übermäßig stark in die Berechnung des regulatorischen EK-Zinssatzes eingehen, fallen die über einen mehr als hundertjährigen Zeitraum berechneten steigenden Risikoprämien bei dem langen Betrachtungszeitraum kaum ins Gewicht.

Nach den Vorgaben der Strom/GasNEV wird der Zinssatz für das EK-I der nächsten Regulierungsperiode auf Basis des Betrachtungszeitraums 2006-2015 ermittelt. Sollte man sich zu stark am aktuellen niedrigen Zinsniveau ausrichten, besteht die erhebliche Gefahr der zukünftigen Unterschätzung der Kapitalkosten. Vielmehr sollte der EK-Zinssatz in der Anreizregulierung prospektiv die Marktkonditionen für den Zeitraum 2018-2023 abbilden. Historisch einmalige Zinsniveaus infolge der expansiven Geldpolitik der EZB können nicht Grundlage für die 3. Regulierungsperiode sein. Es ist nicht zu erwarten, dass die Zinsen im Zeitraum 2018-2023 so niedrig sein werden wie beim relevanten Vergleichsmaßstab dem 10-Jahresdurchschnitt 2006-2015. Infolge der kurzzeitigen Anomalien ist bei der Bestimmung der Eigenkapitalzinssätze eine längerfristige Betrachtung beim risikolosen Basiszins zugrunde zu legen, so dass die Effekte der Finanzkrise geglättet werden. Mittelfristig dürfte es zu einem „Rückverschieben“ der gesamten Zinsstrukturkurve in den empirisch beobachtbaren langfristig durchschnittlichen Zinskorridor kommen. Insofern ist auch schon jetzt zu berücksichtigen, dass die Sondersituation auch auf die 4. Regulierungsperiode ausstrahlt, wenn die Bundesnetzagentur ihre Berechnungsmethodik beibehält. Die Eigenkapitalzinssätze für den Zeitraum 2023-2028 würden auf Basis der Jahre 2011-2020 berechnet, so dass das historisch niedrige Zinsniveau wieder einfließen würde.

Um Verzerrungen in den beiden folgenden Regulierungsperioden zu vermeiden bedarf es also einer gegenüber der aktuellen BNetzA-Praxis modifizierten Ermittlung von Basiszinssatz und Marktrisikoprämie. Den energiewirtschaftlichen Erfordernissen nach einem möglichst stabilen regulatorischen Zinssatz für das langfristige Netzgeschäft würde eine robuste, von Sondersituationen des Kapitalmarktes weitgehend unbeeinflusste Berechnung der EK-Zinskomponenten am besten gerecht. Für eine sich möglicherweise anbietende Verlängerung des Referenzzeitraums des risikolosen Zinssatzes wäre aber eine Änderung in §7 Abs. 4 Strom/GasNEV erforderlich.

Dieses Erfordernis sehen aber selbst die durch die Bundesnetzagentur beauftragten Gutachter. So berücksichtigen Frontier/IGES (2013, S. 18ff.) in ihrem für die Bundesnetza-

agentur erstellten Gutachten zu den Kapitalkosten für Eisenbahninfrastrukturunternehmen die Auswirkungen der Finanzmarktkrise in ihrer Kapitalkostenermittlung. Zum Umgang mit der auch von ihnen beobachteten Spreizung der Renditen bei lang- und kurzfristigen Anleihen schlagen sie eine Erhöhung der Betrachtungszeiträume und Restlaufzeiten um 50% vor. Konkret sollen Bundesanleihen mit fünfzehn statt zehn Jahren Restlaufzeit herangezogen und die Durchschnittsbildung auf Restlaufzeiten von drei statt zwei Jahren ausgedehnt werden (Frontier/IGES 2013, S. 19f.).

Steilere Zinsstrukturkurve

Die deutlich gesunkene Rendite der als besonders sicher eingestuften Bundesanleihen geht mit einer zweiten zentralen Entwicklung auf dem deutschen Kapitalmarkt einher. Anleihen mit Restlaufzeiten von zehn Jahren oder länger werfen deutlich höhere Renditen ab als kurzfristige Anleihen. Finanzmarktexperten konstatieren einen steileren Verlauf der Zinsstrukturkurven (Kemper/Ragu/Rüthers 2012, S. 645; Bassemir/Gebhardt/Ruffing 2012, S. 882). Diese laufzeitabhängige Spreizung der Renditen ist ein deutliches Anzeichen dafür, dass die Märkte langfristig wieder mit steigenden Zinssätzen rechnen.

Im Hinblick auf die entgeltregulierten Energienetze vergrößert sich mit dieser Zinsstrukturkurve der Fehler aus der Verwendung unterschiedlicher Restlaufzeiten zur Schätzung des risikolosen Zinssatzes. Während der Anteil unsachgerecht einbezogener Anleihen mit kurzen Laufzeiten gleich bleibt, vergrößert sich die absolute Fehlerhöhe durch die Multiplikation mit dem nunmehr weitaus größeren Zinsunterschied. Die steilere Zinsstrukturkurve verschlimmert für die Netzbetreiber somit im Ergebnis die monetären Folgen der Inkonsistenzen im Vorgehen der Bundesnetzagentur.

Auch im anglo-amerikanischen Raum finden in jüngster Zeit daher vermehrt längere Laufzeiten bis hin zu einer Laufzeitkongruenz Anwendung. In der US-amerikanischen Bewertungspraxis entfernt man sich zunehmend von dem früher üblichen Vorgehen zur Bestimmung des risikofreien Basiszinssatzes auf kurze Laufzeiten zu setzen (Jonas 2009, S. 542). Stattdessen empfiehlt man deutlich längere Laufzeiten von 20-30 Jahren. In der aktuellen Festlegung für das Übertragungsnetz für den Zeitraum 2013-2021 berechnet auch der britische Regulierer OFGEM den Basiszins und die Marktrisikoprämie auf Grundlage einer einheitlichen und langfristigen Zeitreihe (vgl. OFGEM 2011, S. 31ff.).

Größerer Renditeunterschied zwischen öffentlichen und privaten Anleihen.

Die Finanzmarktkrise zeigt neben dem Zinstal und dem damit verbundenen Anstieg der impliziten Risikoprämie sowie der steileren Zinsstrukturkurve noch einen dritten Effekt, der verzerrenden Einfluss auf die EK-Zinsermittlung nach derzeitiger Methodik hat. Ursächlich dafür ist der aktuell größere Renditeunterschied zwischen Anleihen privater und öffentlicher Emittenten (vgl. Jonas 2014, S. 369 und 377). Dies betrifft im Rahmen der Anreizregulierung besonders das die 40%-Quote übersteigende Eigenkapital. Die in der dritten Regulierungsperiode berechneten Zinssätze für EK-II liegen systematisch unter den in diesem Zeitraum am Kapitalmarkt zu erwartenden Zinssätzen. Während in normalen Kapitalmarktphasen der Mittelwert aus Zinssätzen von Anleihen öffentlicher und privater Emittenten noch eine vertretbare Approximation zur Schätzung des EK-II-Zinssatzes darstellen kann, wird infolge des Spread der Zinssatz deutlich unterschätzt. In dieser Kapitalmarktsituation erscheint es besonders geboten, für den EK-II-Zinssatz die Renditen der sachlich richtigen privaten Anleiheemittenten heranzuziehen.

2.4. Fehlende Berücksichtigung der Verhältnisse des nationalen Kapitalmarktes

Mögliche besondere Verhältnisse eines nationalen Kapitalmarktes sollten bei der Berechnungen von risikolosem Zinssatz und Marktrisikoprämie in einer räumlichen Äquivalenz Rechnung getragen werden. Dies erfordert auch die gegenwärtige Rechtslage, nach der der Wagniszuschlag auch auf Basis der nationalen Verhältnisse auf den Kapitalmärkten zu ermitteln ist (Strom-/GasNEV § 7 Abs. 5 Nr. 1).

Für den risikolosen Basiszinssatz wird die Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere inländischer Emittenten verwendet. Länderspezifische risikofreie Basiszinssätze können auf speziellen Umweltfaktoren und wirtschaftlichen Entwicklungen innerhalb eines Landes beruhen. Demgegenüber greift die BNetzA für die Ableitung der Marktrisikoprämie auf die umfangreichste verfügbare Datenbasis, die historischen Zeitreihen von Dimson/Marsh/Staunton (DMS) zurück. Diese inkludiert Daten aus 17 Ländern, im Einzelnen Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Irland, Italien, Japan, Kanada, Niederlande, Norwegen, Österreich, Schweden, Schweiz, Spanien, Südafrika und den USA.

Die in Strom/GasNEV § 7 Abs. 5 Nr. 1 angelegten Auslegungsspielräume bei der Marktrisikoprämie werden somit von der BNetzA zugunsten einer Priorisierung der internationalen Kapitalmärkte umgesetzt. Den besonderen Verhältnissen des nationalen Kapitalmarktes kann mit dieser Untergewichtung in der Marktrisikoprämie kaum Rechnung getragen werden. Dabei sind die Unterschiede, z.B. die mit dem starken Mittelstand in Deutschland einhergehende schwächere Kapitalmarktorientierung der Unternehmenslandschaft im Vergleich zum anglo-amerikanischen Raum, evident. Umgekehrt inkludiert die Weltmarktrisikoprämie mit der Gewichtung von Daten aus 17 Ländern Fragen, wie z.B. die Währungsumrechnung, die sich bei der Ermittlung einer nationalen Marktrisikoprämie so nicht stellen würden.

Aus Gründen der Konsistenz sollte der Bestimmung des risikolosen Zinssatzes und der Bestimmung der Marktrisikoprämie der gleiche Referenzmarkt zugrunde liegen. Wenn der risikolose Basiszinssatz auf Grundlage des Heimatmarktes ermittelt wird, wäre die Berücksichtigung eines möglichst breiten nationalen Marktindexes angemessen. Sollte hingegen wie im Vorgehen der Bundesnetzagentur bei der Bestimmung der Marktrisikoprämie von einer globalen Perspektive ausgegangen werden, müsste konsequenterweise auch bei der Ermittlung der risikolosen Rendite der Weltmarkt zugrunde gelegt werden. Dem könnte man entgegenhalten, dass die Entscheidung des Investors entweder darin besteht das globale risikobehaftete Portfolio (Weltmarkt) zu halten oder in die lokale risikolose Alternative zu investieren. Im letzteren Fall müsste man dann jedoch weiterhin die Marktrisikoprämie mit dem gleichen lokalen Zins berechnen. Dies gilt in der Formel für die EK-Rendite $\mu_i = i_f + \beta_i(\mu_m - i_f)$ sowohl vorne beim Zins als auch hinten bei der Marktrisikoprämie. Der entscheidende Punkt unter der Maßgabe einer räumlich konsistenten Bestimmung der beiden Zinssätze bleibt aber die Frage nach dem richtigen Referenzmarkt. Dabei kann es sich entweder um den nationalen oder den globalen Kapitalmarkt handeln. Vom gesamten Euro-Raum als möglichen Referenzmarkt wird infolge der mangelnden zeitlichen Stabilität der Mitgliedsländer und der damit fehlenden Kontinuität in der Berechnung des risikolosen Basiszinssatzes abgesehen.

Der Referenzmarkt umfasst die relevanten Alternativenanlagen eines in deutsche Energienetze anlegenden Investors. Empirisch ist in allen nationalen Märkten eine Heimatmarktpreferenz zu beobachten. Europäische Investmentfonds übergewichten Aktien aus dem Heimatland und anderen Ländern der Eurozone (vgl. Chan/Covrig/Ng 2005, S. 1510). Es

wäre aber vorschnell aus der beobachtbaren Präferenz für den Heimatmarkt abzuleiten, dass sich damit eine weltweite Einbeziehung der Finanzmärkte in die Ermittlung der Marktrisikoprämie verbiete. Aus theoretischer Perspektive ist zunächst zu klären, ob dieser im Anlegerverhalten zu beobachtende „Home Bias“ ökonomisch rational ist. Wenn ja, sollte sich das in der Auswahl des relevanten Marktes widerspiegeln. Handelt es sich dabei hingegen nur um eine Irrationalität im Anlegerverhalten, sollte diese nicht von der Anreizregulierung nachgebildet werden. Solange eine mögliche ökonomische Irrationalität nicht klar belegt ist, sollte der empirisch beobachteten Dominanz des Heimatmarkts im Anlegerverhalten Rechnung getragen werden. Da gemäß Strom/GasNEV nationale und internationale Sicht zumindest gleichwertig nebeneinander stehen, sollten dann aber in einer auf den nationalen Kapitalmarkt bezogenen Berechnung die Ergebnisse der bisher global ermittelten Marktrisikoprämie zur Verprobung herangezogen werden. Diese global abgesicherte, im Kern aber national berechnete Marktrisikoprämie kann die Erwartungen der Kapitalgeber bei einer Investition in Deutschland angemessen berücksichtigen.

3 Zusammenhang zwischen risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie

Für die empirische Untersuchung des Zusammenhangs von risikolosem Basiszinssatz (im Modell i_f) und der Marktrisikoprämie MRP ($\mu_m - i_f$) stellen sich folgende Implikationen aus dem CAPM Modell heraus (vgl. Kapitel 2.1):

Da die risikolose Anlage annahmegemäß kein Risiko enthält und Risiko im Rahmen des CAPM durch die Varianz gemessen wird, folgt, dass die Varianz des risikolosen Basiszinssatzes Null ist: $VAR[i_f] = 0$. Das Beta der risikolosen Anlage ist ebenfalls Null (man setze in obige Gleichung $\mu_i = r_f$). Hieraus folgt mit der Definition des Beta, dass die Kovarianz des risikolosen Zinses und der erwarteten Markttrendite Null ist: $Cov[i_f, \mu_m] = 0$. Eine Korrelation zwischen risikolosem Basiszinssatz und der Markttrendite (oder der Marktrisikoprämie vgl. Gleichung (3)) existiert daher im **theoretischen** Modellrahmen des CAPM nicht. Empirisch jedoch ist die Varianz der risikolosen Anlage, gewonnen aus den Renditen von Staatsanleihen, von Null verschieden.

Die Quelle für eine Korrelation (ρ rho) zwischen der Marktrisikoprämie und dem Basiszinssatz ergibt sich gemäß der Definition als:

$$\rho(i_f, \mu_m - i_f) = \frac{COV[i_f, \mu_m - i_f]}{VAR[i_f]^{0.5} VAR[\mu_m - i_f]^{0.5}} \quad (3)$$

Hierbei ist der Nenner des Bruchs immer positiv, da die Varianzen positiv sind. Damit bestimmt der Zähler das Vorzeichen der Korrelation. Dieser kann einfach umgeformt werden zu:³

$$COV[i_f, \mu_m - i_f] = COV[i_f, \mu_m] - VAR[i_f] \quad (4)$$

Diese Umformung lässt folgende Fallunterscheidungen bezüglich der Korrelation zwischen Basiszins und Marktrisikoprämie zu:

(1) Die Kovarianz zwischen dem risikolosen Zins und der Markttrendite ist negativ: $COV[i_f, \mu_m] < 0$. Es folgt hieraus eine negative Korrelation zwischen Basiszins und

³ Vgl. Anhang.

Marktrisikoprämie. Ökonomisch bedeutet dies, dass eine Zinssenkung mit einer steigenden erwarteten Markttrendite korreliert.

(2) Die Kovarianz ist positiv $COV[i_f, \mu_m] > 0$,

- a) Im Betrag jedoch kleiner als die Varianz der risikolosen Anlage: $|COV[i_f, \mu_m]| < VAR[i_f]$. In diesem Fall ist die Korrelation weiterhin negativ. Da die Varianz der „risikolosen“ Anlage betragsmäßig klein ist, gilt dieser Fall dann, wenn der Wirkungszusammenhang von „risikoloser“ Anlage und Markttrendite sehr gering ist.
- b) Im Betrag größer als die Varianz der risikolosen Anlage: $|COV[i_f, \mu_m]| > VAR[i_f]$. In diesem Fall liegt eine positive Korrelation vor. Ökonomisch bedeutet dieser Fall, dass sowohl die Rendite der risikolosen Anlage fällt, als auch die erwartete Markttrendite. Geldpolitisch formuliert führt eine Zinssenkung dazu, dass risikoaverse Investoren in den Markt investieren, die Preise dort steigen und entsprechend die erwartete Markttrendite sinkt.

Zusammenfassend bedeutet dies, dass die Korrelation zwischen risikolosem Zins und der Marktrisikoprämie zurückzuführen ist auf die Korrelation zwischen dem risikolosen Zins und der Markttrendite abzüglich der Varianz des „risikolosen“ Zinses. In der folgenden empirischen Untersuchung verdeutlicht dies den Wirkungszusammenhang der gefundenen Ergebnisse.

Mit diesen modellbasierten Ausführungen leiten wir nun zu einer empirischen Untersuchung der Zusammenhänge über. Das CAPM macht als Ein-Perioden Modell keine Aussagen über das Verhalten der Variablen im Zeitablauf. Beim Übergang zu einer empirischen Untersuchung sind Annahmen darüber zu treffen wie die relevanten Parameter spezifiziert werden. Üblicherweise nutzt man als risikolosen Zins die Rendite von Staatsanleihen. Nicht zuletzt die Staatsschuldenkrise in Europa hat gezeigt, dass auch die Anleihen entwickelter Volkswirtschaften aus Investorensicht durchaus unterschiedliche Risikoprofile aufweisen. Für die empirische Untersuchung bedeutet dies, dass Renditen von Staatsanleihen nicht unbedingt einfach verglichen werden können (vgl. hierzu auch die Ausführungen des Kapitels 2).

Als Markttrendite wird die historische Rendite eines möglichst breiten Marktindexes genutzt, wobei viele Autoren hier auf öffentlich notierte Unternehmen und damit auf Aktien-

und Anleiheindizes zurückgreifen. Dies ist für Länder mit einem sehr breiten Kapitalmarkt, wie die USA, unproblematischer als für Länder deren öffentliche Marktkapitalisierung nur einen Bruchteil der wirtschaftlichen Aktivität abdeckt, wie beispielsweise Deutschland mit einem sehr starken Mittelstand, der nicht börsennotiert ist und sich auch weniger stark über öffentliche Anleihen finanziert. Ferner schränkt die Nutzung der Marktindizes die Rendite auf kapitalmarktgehandelte Produkte ein und schließt alternative Anlagen, wie beispielsweise Immobilien aus.

Zusammenfassend kann die zu untersuchende Größe der Korrelation (ρ) zwischen dem Basiszinssatz und der Marktisikoprämie empirisch approximiert werden durch die Renditen von Staatsanleihen r_f sowie den empirischen Marktrenditen r_m , also

$$\rho(\text{Basiszins}, \text{MRP}) = \rho(r_f, r_m - r_f) = \frac{\text{COV}[r_f, r_m - r_f]}{\text{VAR}[r_f]^{0.5} \text{VAR}[r_m - r_f]^{0.5}} \quad (5)$$

3.1 Spezifikation der verwendeten Datenbasis und Länderauswahl

Die Definition der Variablen der Korrelationsgleichung und damit die Dimension der Länder, ist die nächste wichtige Modellierungsentscheidung.

Dem Vorgehen der BNetzA folgend inkludieren wir auf Länderebene die Welt als Gesamtmarkt. Die BNetzA nutzt die Welt-Marktisikoprämie als Ausgangsbasis für die Bestimmung der EK-Rendite. Auf Länderebene betrachten wir neben Deutschland als Heimatmarkt noch die USA als Referenz für den größten Kapitalmarkt. Wir erwarten, dass die Effekte der Korrelation in einem stark kapitalmarktorientierten Land deutlich schwächer ausfallen als in weniger kapitalmarktorientierten.

Wiederum analog zu dem Vorgehen der BNetzA wählen wir einen möglichst langen Beobachtungszeitraum, d.h. wir beschränken unsere Datenbasis vorab nicht künstlich sondern nutzen sämtliche verfügbaren Informationen. Zur Ermittlung stabiler Aussagen über den Verlauf der zu untersuchenden Korrelation über die Zeit verwenden wir eine ausführliche Zeitreihenanalyse, die im folgenden Kapitel näher erörtert wird.

Die Länderauswahl und Laufzeiten für den risikolosen Basiszinssatz stellen die nächste Modellierungsentscheidung dar. Als risikoloser Basiszins i_f üblich werden die Renditen r_f von börsennotierten Bundeswertpapieren (Deutschland) oder T-Bonds (USA) verwendet. Diese Renditen werden von den Zentralbanken der Länder erfasst und täglich veröffentlicht. Hierbei ist zu beachten, dass die Ermittlung für verschiedene Restlaufzeiten erfolgt. Modellkonsistent mit dem CAPM ist die Nutzung der gleichen Renditelaufzeit für die Ermittlung der Markttrisikoprämie und dem Basiszinssatz. Abweichend davon verwenden wir die von der BNetzA genutzte Restlaufzeit für Deutschland und äquivalente Laufzeiten für die ausländischen Märkte. Darüber hinaus quantifizieren wir den Effekt der Laufzeiten für die Korrelationen in der Betrachtung der Zinsstrukturkurve.

Die Markttrisikoprämie bestimmt sich als Differenz der erwarteten Marktrendite μ_m und dem risikolosen Zinssatz. Die erwartete Marktrendite könnte aus den Erwartungen der Marktteilnehmer ermittelt werden. Konkret gibt es Autoren die Analystenschätzungen zu einer Markterwartung zusammenführen, so stellen beispielsweise Fernandez/Ortiz/Acin jährlich die Ergebnisse einer breiten Umfrage von genutzten Markttrisikoprämien zusammen.⁴ Hiernach liegen die 2015 genutzten Werte für die relevanten Parameter wie folgt:

Land	MRP
Deutschland	5.30%
England	5.20%
Frankreich	5.60%
USA	5.50%

Tab. 1: Vergleich von Markttrisikoprämien versch. Länder (Fernandez et. al. 2015)

Dies verdeutlicht, dass bei allen Unterschieden in den Ländern für vergleichbare Volkswirtschaften im Mittel ähnliche Markttrisikoprämien genutzt werden, sagt jedoch nicht, dass die genutzten Prämien auch den erwarteten Prämien entsprechen. Die Frage nach den erwarteten Prämien wäre konsistent mit dem Modell, wird aber in der Praxis aus zwei Gründen selten genutzt. Zum einen ist unklar wie man eine nötige Häufigkeit dieser Einschätzungen mit einer hinreichend hohen Beteiligung erreichen kann. Man müsste ja in sehr regelmäßigen Abständen möglichst viele Marktteilnehmer zu ihrer Einschätzung befragen und hierbei hinsichtlich des Marktes eine Repräsentativität erreichen. Zum zweiten

⁴ Discount Rate (Risk-Free Rate and Market Risk Premium) used for 41 countries in 2015: a survey

nutzen Analysten zur Erlangung ihrer Markteinschätzung historische Analysen, so dass man üblicherweise direkt auf historische oder realisierte Renditen zurückgreift.⁵

Aufgrund der sehr breiten Akzeptanz der Daten von Fama/French fokussieren sich die Berechnungen auf deren Datensatz bei der Analyse der Ausgangswerte für den Basiszins und die Marktrendite. Der Datensatz von Dimson/Marsh/Staunton (DMS) nutzt größtenteils die gleiche Quellenlage wie unsere Untersuchung, veröffentlicht aber keine detaillierten Basisdaten in hoher Auflösung, weshalb ein direkter Einbezug nicht möglich ist.⁶

Die realisierten Renditen können über jeden Zeitraum berechnet werden als die Preisveränderung der zugrundeliegenden Marktindizes zwischen dem Anfangs- und Endzeitpunkt. Im elektronischen Handel gibt es also sekundliche realisierte Renditen, im Gesamtmarkt realisieren sich einige Transaktionen jedoch deutlich seltener. Grundsätzlich sind kurzfristige Renditen volatiler, da die Preisfindung einer größeren Unsicherheit unterliegt. Auf der anderen Seite ermöglicht eine höhere Anzahl von Beobachtungen eine genauere Schätzung. Üblicherweise verwendet man daher Monatsrenditen.

Zur Ermittlung der Marktrisikoprämie werden also monatliche Renditen berechnet auf Kapitalmarktindizes und monatliche Renditen von Staatsanleihen verwendet. Dies spiegelt die Investitionsentscheidung des Anlegers wider, sein Geld entweder für einen Monat in die sichere Staatsanleihe zu investieren oder in den risikobehafteten Gesamtmarkt zu investieren und hierfür die Risikoprämie zu erlangen.

Bei der Berechnung der Eigenkapitalkosten muss nach IDW S1 der Basiszinssatz ein fristadäquater Zinssatz sein (vgl. Tz. 288)⁷ und nach §7 Abs. 4 der Strom/GasNEV darf der Eigenkapitalzinssatz „den auf die letzten zehn abgeschlossenen Kalenderjahre bezogenen

⁵ Eine dritte Herangehensweise wäre die Schätzung der erwarteten Rendite basierend auf den Dividendenerwartungen (sog. „Dividend-Growth-Model“). Diese Vorgehensweise unterliegt den gleichen Problemen wie der beschriebenen Umfrage der Markterwartungen, zusätzlich sind Dividenden nur ein Teil der ex-post realisierten Rendite, so dass mit der Verwendung eines solchen Modelles zur Spezifikation der MRP man sich weiter von der Modellwelt des CAPM wegbewegt.

⁶ Ein Vergleich auf Google Scholar liefert für „Fama French“ 80.600 Resultate, während für „Dimson Marsh Staunton“ (DMS) nur 1.840 Resultate gefunden werden. Dies zeigt die ganz deutlich stärkere Verbreitung der von Kenneth French genutzten Datenbasis. Zu den genutzten Daten und den Vergleich zu DMS vergleiche auch den Datenanhang.

⁷ Hierfür werden die kuponbehafteten Renditen von Staatsanleihen in Nullkupon-Anleihen mittels der Svensson Methode überführt. Die Zentralbanken der Länder stellen hierfür die Parameter der Svensson Gleichung zur Verfügung, die nach dem Arbeitskreis Unternehmensbewertung des IDW zu nutzen sind.

Durchschnitt der von der Deutschen Bundesbank veröffentlichten Umlaufrenditen festverzinslicher Wertpapiere inländischer Emittenten zuzüglich eines angemessenen Zuschlags zur Abdeckung netzbetriebsspezifischer unternehmerischer Wagnisse nach Absatz 5 nicht überschreiten.“ Dies bedeutet, dass für die Nutzung des CAPM zur Ermittlung der erforderlichen Eigenkapitalrendite auf einen langfristigen Zins abzustellen ist (vgl. auch die Praxis in anderen Regulierungsrahmen etwa Frontier/IGES (2013)). Wir folgen dieser Praxis der BNetzA und nutzen für den Basiszinssatz langlaufende Anleihen. Tabelle 2 gibt einen Überblick über die in dieser Studie verwendeten Quellen, die detaillierten Quellen finden sich im Datenanhang.

Beschreibung	Zeitraum	Quelle
Risikoloser Basiszins		
Deutschland	1954-2015	Bundesbank ⁸
USA	1954-2015	FED ⁹
Marktrendite		
Deutschland	1954-2014	Stehle et. al. 2014
Deutschland	1962-2012	CFR Köln ¹⁰
USA	1926-2015	Fama/French
Welt	1990-2015	Fama/French

Tab. 2: Überblick über die verwendete Datenbasis

3.2 Spezifikation der Zeitstruktur

Nachdem unsere Datenauswahl einen möglichst langen Beobachtungszeitraum und eine sinnvolle Häufigkeit der Beobachtungen (monatliche Renditen) als Ausgangspunkt hatte, sind nunmehr Entscheidungen über die Bestimmung der Korrelation zu treffen. Für die Berechnung dieser Größe gibt es auf der Zeitachse drei unterschiedliche Möglichkeiten:

1. Über den gesamten Beobachtungszeitraum. Hieraus bestimmt sich eine mittlere Korrelation über den Zeitraum. Historisch jüngere Entwicklungen werden im Vergleich mit der Historie jedoch relativ untergewichtet. Nimmt man an, dass der gesamte Beobachtungszeitraum für den zu untersuchenden Zusammenhang repräsentativ ist und insbe-

⁸ <http://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Service/service.html>

⁹ <http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data.htm>

¹⁰ http://cfr-cologne.de/download/data/monthly_factors.zip

sondere keine strukturellen Änderungen aufgetreten sind, so ist dies die bevorzugte Betrachtungsweise, da alle zur Verfügung stehenden Daten genutzt werden. Hat man jedoch Anzeichen für eine Änderung im Zeitablauf, wie beispielsweise die diskutierten Besonderheiten der Eurokrise (vgl. Kapitel 2), stellen die folgenden Verfahren Alternativen dar.

2. In rollierenden Fenstern mit fester Breite. Hierbei wird zu jedem Berechnungszeitpunkt ein Berechnungsfenster mit fester Breite (in Zeiteinheiten, z.B. Monate) festgelegt und die Korrelation in diesem Zeitraum bestimmt. Zu jedem Zeitpunkt betrachtet man also eine feste Historie und ermittelt auf dieser die Korrelation. Dieses Vorgehen entspricht der diskutierten Vorgehensweise der BNetzA (vgl. Kapitel 2).
3. Historisch mit wachsendem Fenster. Hierbei vergrößert sich das Fenster im Zeitablauf, der letzte Beobachtungspunkt fällt damit mit dem gesamten Beobachtungszeitraum (vgl. Alternative 1) zusammen. Dieser Ansatz entspricht der Variante 1 im historischen Zeitablauf.

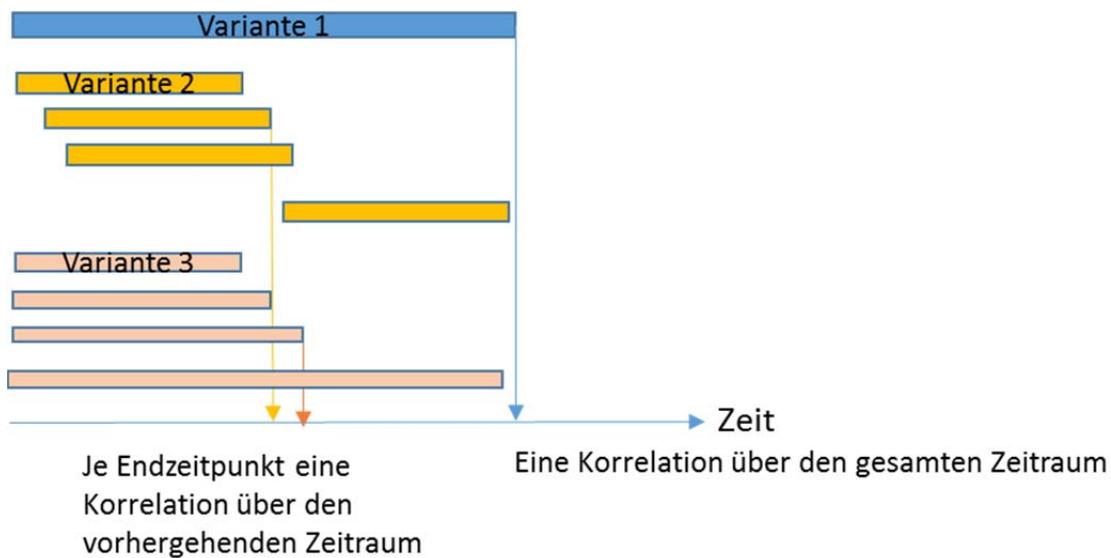
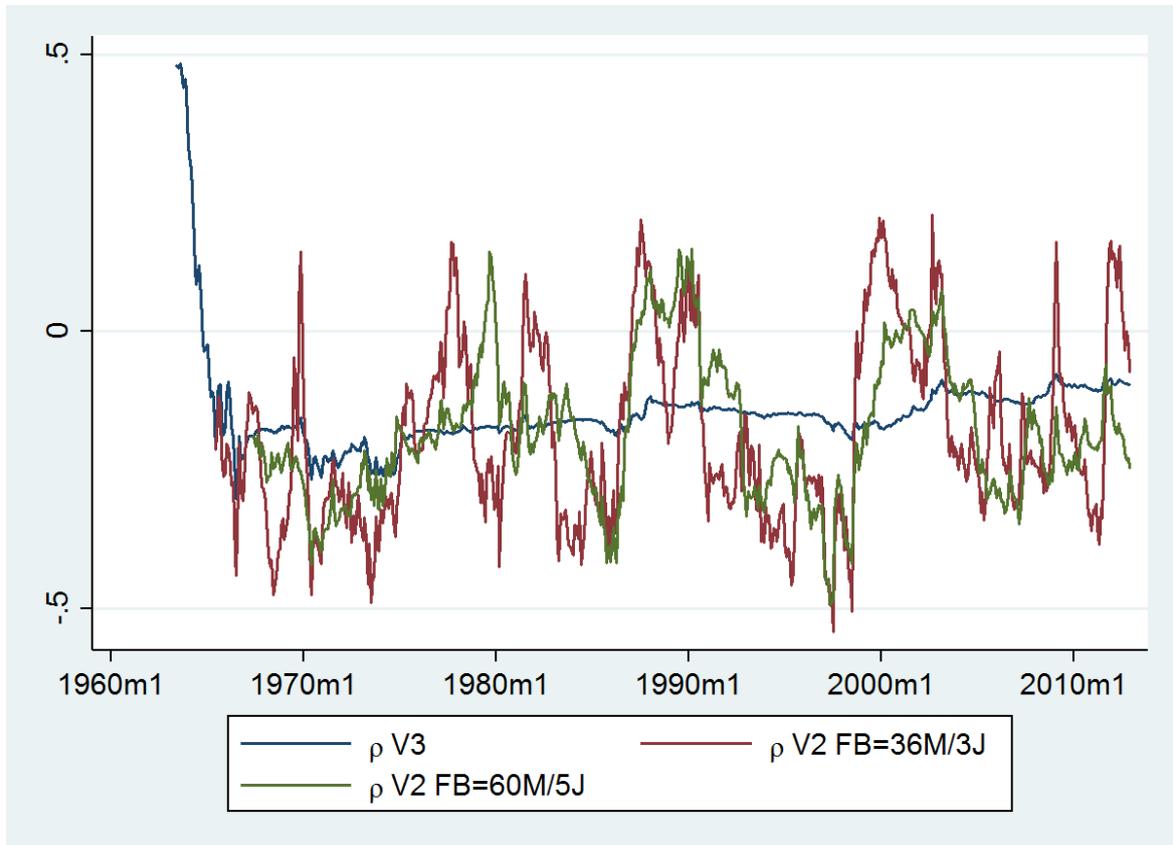


Abb. 1: Alternative Zeiträume zur Berechnung der Korrelationen

Bei Variante 2 muss zusätzlich die Fensterbreite festgelegt werden. Eine größere Fensterbreite bezieht mehr Vergangenheitswerte mit ein und präzisiert die Schätzung. Auf der anderen Seite werden jüngere Änderungen mit steigender Fensterbreite relativ untergewichtet. Im Folgenden werden die Analysen mit Fensterbreiten von 12, 24, 36, 48 und 60 Monaten durchgeführt.

3.3 Länderspezifische und laufzeitdifferenzierte Analyse der Korrelationsstrukturen

3.3.1 Deutschland



Die Abbildung zeigt Variante 2 mit Fensterbreiten (FB) von 3 Jahren (36 Monaten) bzw. 5 Jahren (60 Monate), sowie Variante 3 (blaue Linie) in der Berechnung der Korrelation. Es ist deutlich der überwiegend negative Zusammenhang zu erkennen, der nur in manchen Jahren positiv wird. Über den gesamten Zeitraum (Variante 1) liegt die Korrelation bei -0.0966 (Fehlerniveau (p-Wert)¹¹: 0.0174).

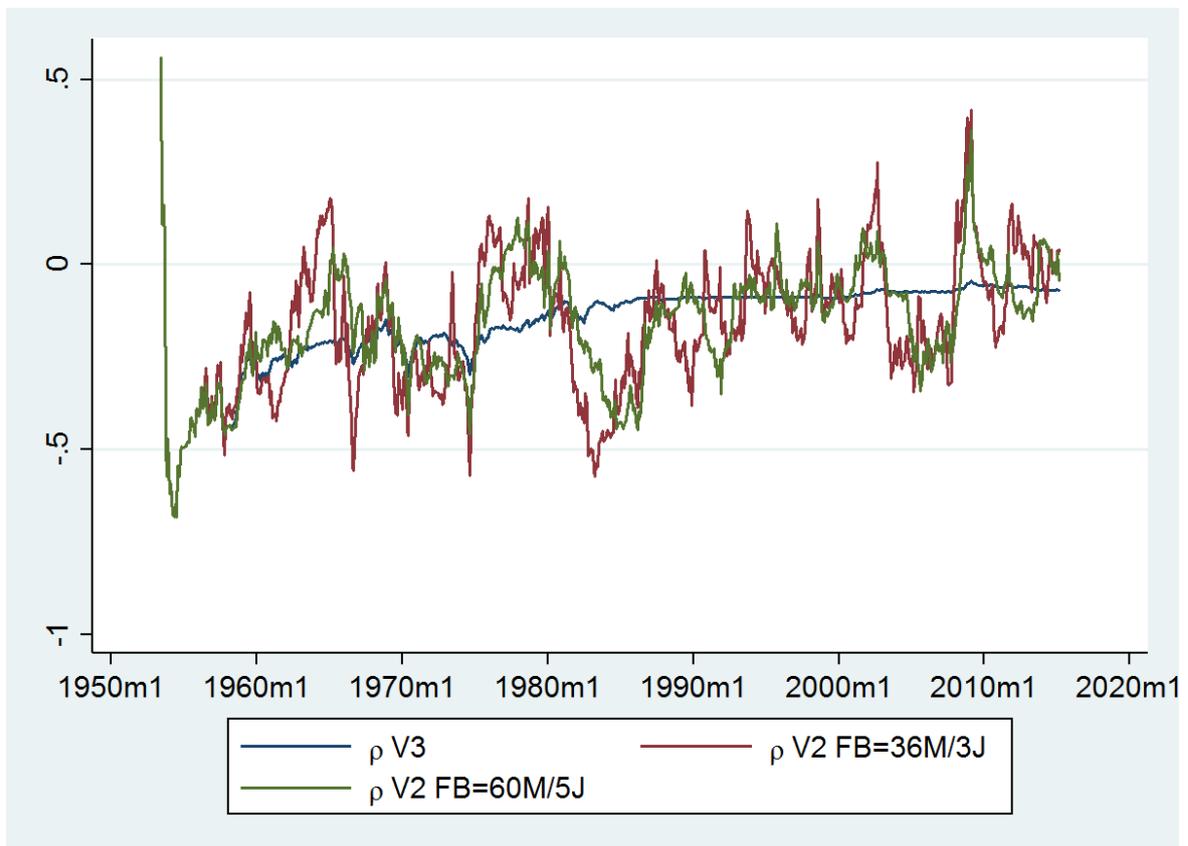
Vergleicht man unterschiedliche Zinsdefinitionen bezüglich der Restlaufzeit so ergeben sich innerhalb der Zinsdefinitionen durchaus Unterschiede, die jedoch innerhalb des statistischen Unsicherheitsniveaus liegen. Die folgende Tabelle zeigt als Heat-Map in den Spalten die diskutierten Restlaufzeiten und Zinsdefinitionen und in den Zeilen die Variante 3 sowie die Fensterbreiten der Variante 2:

¹¹ Der p-Wert gibt, grob gesprochen, die Irrtumswahrscheinlichkeit an wenn man die Nullhypothese nicht verwirft. Die Nullhypothese lautet, dass eine Korrelation von Null vorliegt. Ein niedriger p-Wert bedeutet, dass die Nullhypothese gut verworfen werden kann, d.h. die Korrelation statistisch signifikant von Null verschieden ist.

	Umlaufrenditen inländischer Inhaberschuldverschreibungen			
	8-15 Rest- laufzeit	15-30J Rest- laufzeit	öffentliche Emittenten	Gesamt
Variante 3	-0.0853	-0.1451	-0.1441	-0.1264
Variante 2 B=12	-0.1523	-0.1392	-0.1529	-0.1456
FB=24	-0.1536	-0.1438	-0.1775	-0.1692
FB=36	-0.1526	-0.1547	-0.1863	-0.1755
FB=48	-0.1553	-0.1678	-0.1852	-0.1741
FB=60	-0.1520	-0.1677	-0.1797	-0.1696

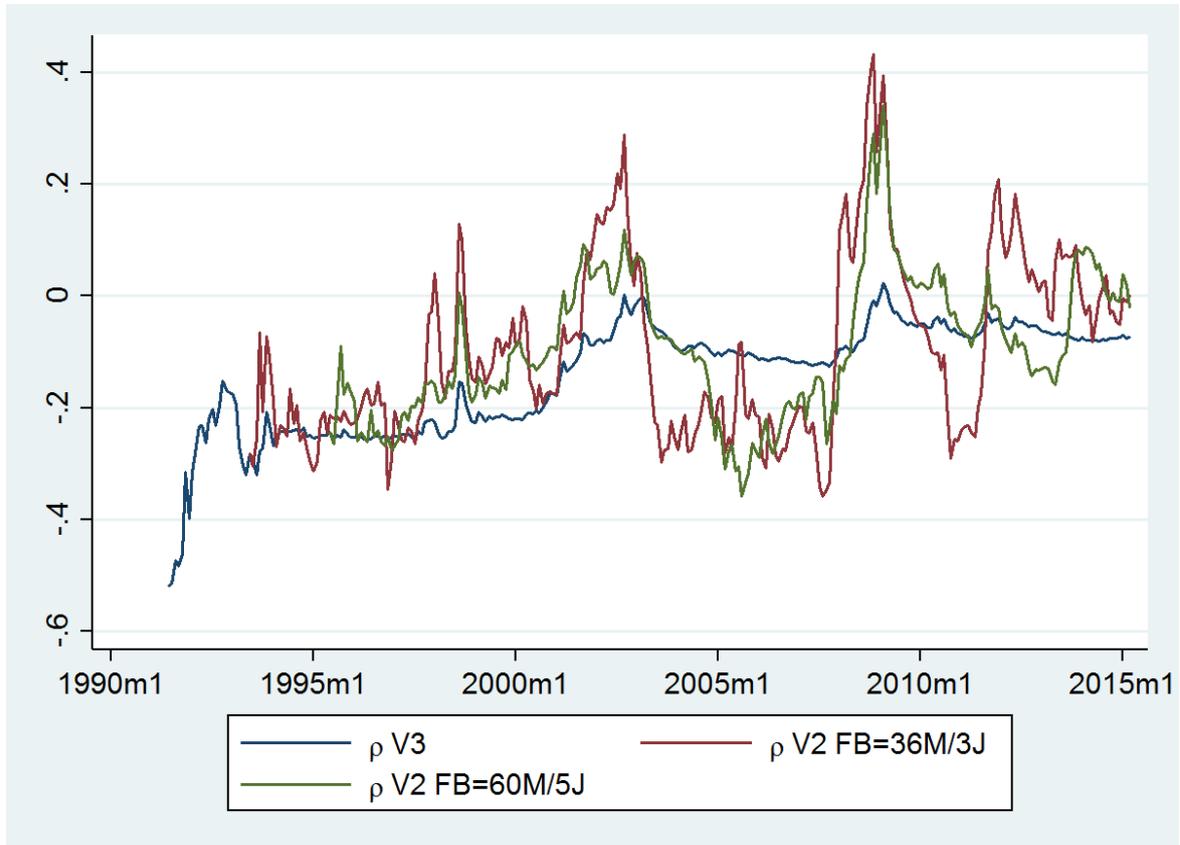
Die stärkste negative Korrelation findet sich für die Fensterbreite von 36 Monaten bei der von der BNetzA genutzten Zinsdefinition.

3.3.2 USA



Das Bild der USA zeigt einen deutlicheren Gleichlauf der Korrelationen beider Fensterbreiten. Auch hier wechseln sich Perioden negativer und positiver Korrelation ab, insbesondere nach der Finanzkrise sehen wir, erwartungsgemäß für eine Marktkrise, einen Gleichlauf der Korrelation. Über den gesamten Zeitraum (Variante 1) liegt die Korrelation bei -0.07 (p-Wert: 0.0565), ein Wert der statistisch knapp signifikant ist.

3.3.3 Welt

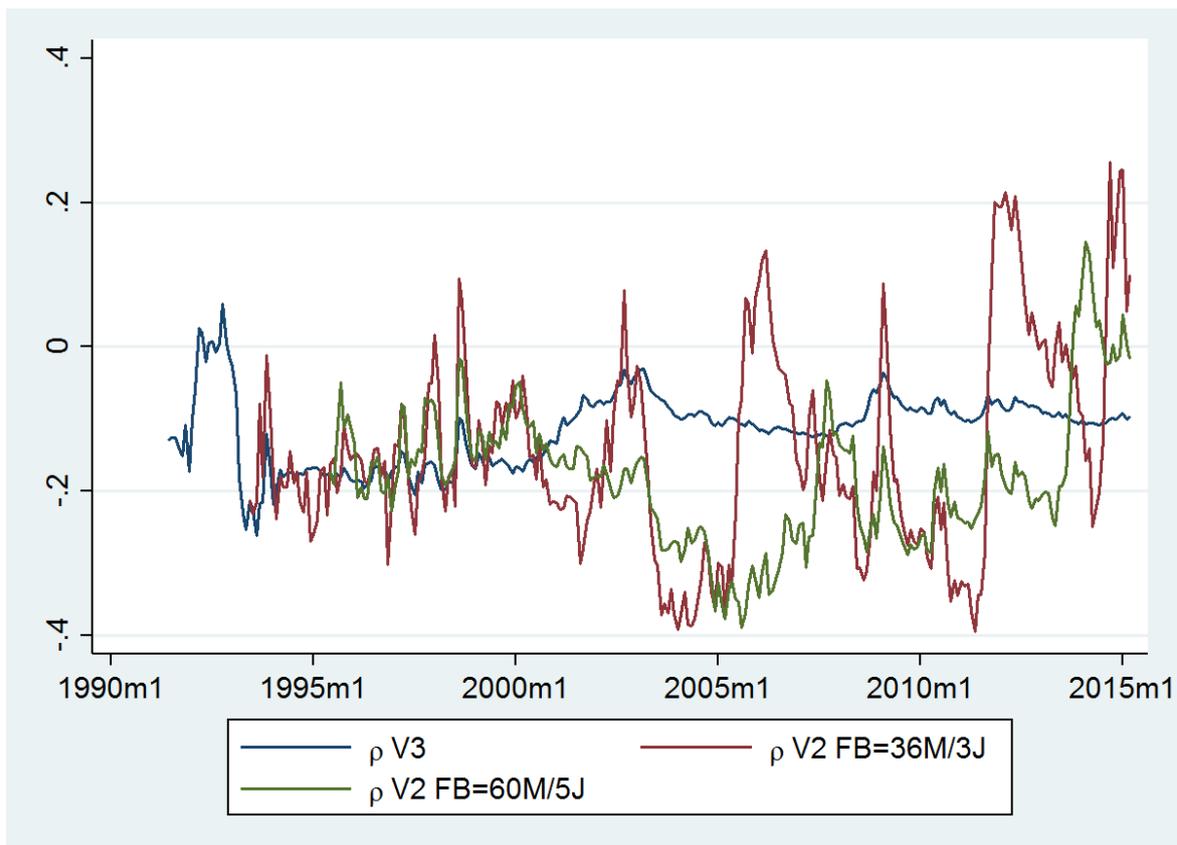


Bei der Berechnung der Korrelation der Marktrisikoprämie der Welt zum risikolosen Zins ist zu beachten, dass kein Weltzins existiert. Daher bestehen verschiedene Möglichkeiten diesen zu berechnen. Aufgrund der Dominanz der USA und der herausragenden Stellung des US-Dollars als Weltreservewährung, wird meist der amerikanische Zins genutzt, so sowohl bei dem DMS als auch im Fama/French Datensatz. Das Bild zeigt wiederum deutlich die Finanz- und Staatsschuldenkrise, die sich in einer positiven Korrelation niederschlägt. Die gesamte Korrelation ist insignifikant bei -0.0742 (p-Wert: 0.203).

3.3.4 Welt mit deutschem Basiszins

Gemäß § 7 Abs. 5 Nr. 1 Strom-/GasNEV zur kalkulatorischen Eigenkapitalverzinsung soll die Höhe des Zuschlags zur Abdeckung netzbetriebsspezifischer unternehmerischer Wagnisse insbesondere unter Berücksichtigung der Verhältnisse auf den nationalen und internationalen Kapitalmärkten ermittelt werden. Diese im Verordnungsrahmen angelegte uneindeutige Vorgabe wird nach Ansicht der Bundesnetzagentur mit einer Kombination aus

Marktrisikoprämie der Welt mit dem deutschen Basiszins erfüllt. Dies widerspricht dem CAPM, da hier der Basiszins für die Berechnung der Marktrisikoprämie und der Überrendite der gleiche Zinssatz ist. Abweichend von der Modellwelt und damit in Übereinstimmung mit der BNetzA betrachten wir nun die Korrelation der Welt-MRP (berechnet mit dem US Zins) und dem Basiszins Deutschlands.



Bei dieser Analyse fällt sofort die deutlich stärkere negative Korrelation im Vergleich zur (konsistenten) Betrachtung oben auf. Die Korrelation über den gesamten Zeitraum ist mit -0.0970 (p-Wert: 0.0949) zwar nur leicht niedriger als zuvor, allerdings nunmehr zumindest schwach signifikant. Grenzt man den Zeitraum der Betrachtung auf die letzten 15 Jahre ein (seit 2000), so wird eine signifikante Korrelation von -0.1581 (p-Wert: 0.0388) erreicht.

Insgesamt kann also bei den untersuchten Länderblöcken eine leicht negative Korrelation ermittelt werden, die allerdings nur für Deutschland statistisch signifikant ist. Folgt man der (inkonsistenten) Berechnung der BNetzA und verknüpft Weltmarktrisikoprämien mit deutschen Basiszinsen, so lässt sich hier ein ähnlicher Effekt wie in Deutschland feststel-

len. Gerade bei dieser der Berechnung der Eigenkapitalverzinsung durch die BNetzA zugrundeliegenden Kombination ist aktuell eine inverse Korrelation empirisch signifikant zu beobachten. Auch wenn grundsätzlich die Korrelation in allen betrachteten Ländern in gewissen Zeiträumen signifikant positiv oder negativ sein kann, kommt somit speziell für die Berechnungslogik der BNetzA in dem für die 3. Regulierungsperiode relevanten Zeitraum (2006-2015) die negative Korrelation zwischen risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie voll zum Tragen.

Die Ergebnisse ändern sich auch bei Betrachtung von Veränderungen der Basiszinsen und Marktrisikoprämien nicht qualitativ.

3.4 Prognose der Auswirkung von Basiszinsänderungen und der Marktrisikoprämie

Zur Prognose der Auswirkungen einer Zinsänderung auf die Marktrisikoprämie untersuchen wir im Folgenden die Sensitivität der Basiszinsen auf die Marktrisikoprämie. Hierbei spielt die Korrelation weiterhin die Hauptrolle, nur ermöglicht die Berechnung der Sensitivität im Rahmen eines Regressionsmodells Aussagen über die Höhe des Wirkungszusammenhanges und damit der Prognose der Änderungen. Das Modell lautet nunmehr

$$MRP = \alpha + \gamma \text{ Basiszins} + \epsilon \quad (6)$$

Hierbei ist α (alpha) die Regressionskonstante und γ (gamma) gibt den Koeffizienten der Basiszinsen in der Wirkung auf die Marktrisikoprämie an. Geschätzt wird das Modell mittels der Kleinste-Quadrate-Schätzung, was die Definition des Störterms ϵ betrifft. Der geschätzte Koeffizient $\hat{\gamma}$ gibt die „Zinssensitivität“ der Marktrisikoprämie an, also wie reagiert die Marktrisikoprämie auf eine Veränderung des Basiszinses. Ziel dieses Modells ist nicht die Marktrisikoprämie zu erklären, hierfür würden weitere Kontrollvariablen gebraucht, sondern den isolierten Effekt der Basiszinsen als Variante der Korrelation zu ermitteln.¹²

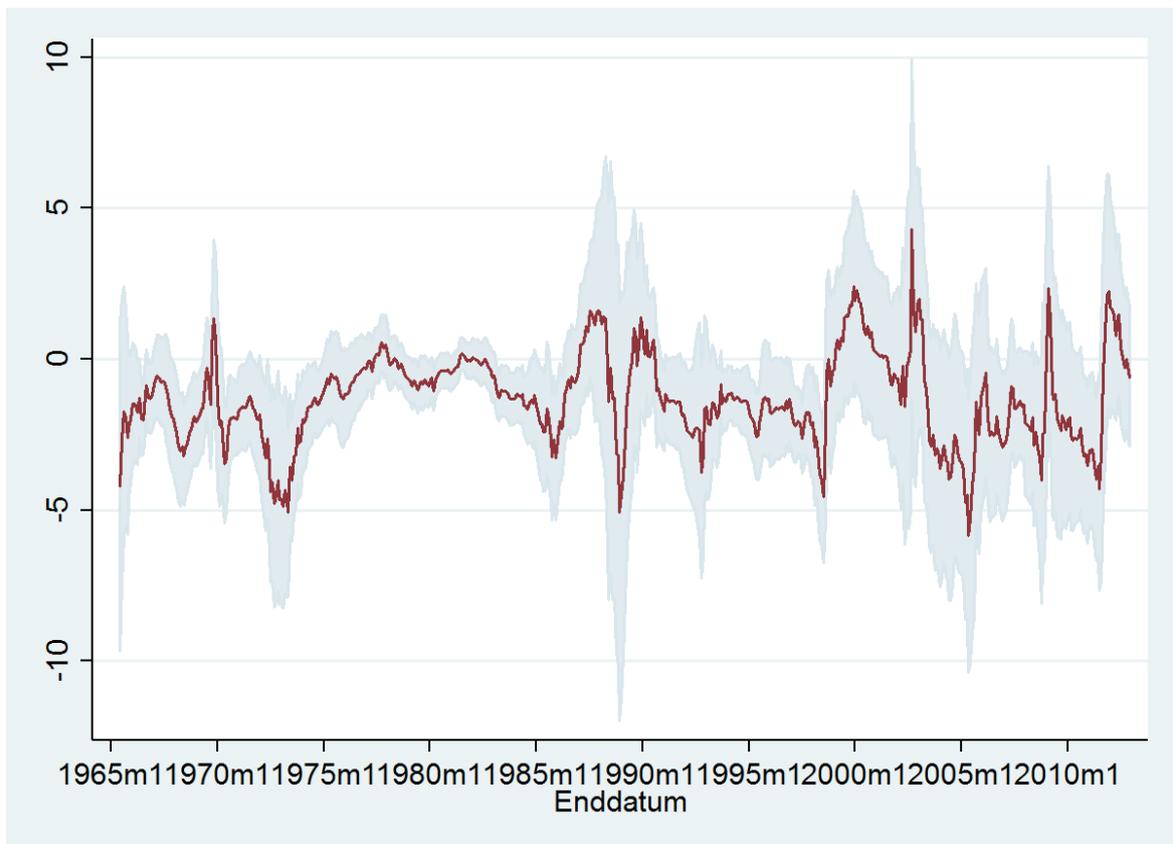
Analog zur Fensterbreite bei der Bestimmung der Korrelation werden auch hier rollierende Regressionen durchgeführt. Da das Ziel die Bestimmung der Zinssensitivität auf die

¹² Die Korrelation zwischen der Marktrisikoprämie und dem Basiszins ergibt sich aus der Schätzggleichung als Quadratwurzel der erklärten Varianz (Bestimmtheitsmaß R^2) und dem Vorzeichen des geschätzten Koeffizienten $\hat{\gamma}$.

Marktrisikoprämie und hieraus eine Prognose der Änderungen ist, ist die Bestimmung über den gesamten Zeitraum sowie die wachsenden Fenster nur beschränkt hilfreich, da beide davon ausgehen, dass sich in Zukunft der mittlere Zusammenhang aus der kompletten Historie fortsetzt und dies insbesondere aufgrund der starken strukturellen Änderungen eine starke Annahme darstellt.

Die folgenden Graphiken visualisieren die Zinssensitivität γ zusammen mit einem 90%-Konfidenzintervall, berechnet als 36 Monate Fenster. Positive Werte bedeuten, dass eine Zinssteigerung eine erwartete positive Wirkung auf die Marktrisikoprämie haben wird. Hierbei ist die Höhe der Sensitivität als direkte (marginale) Auswirkung interpretierbar.

3.4.1 Deutschland



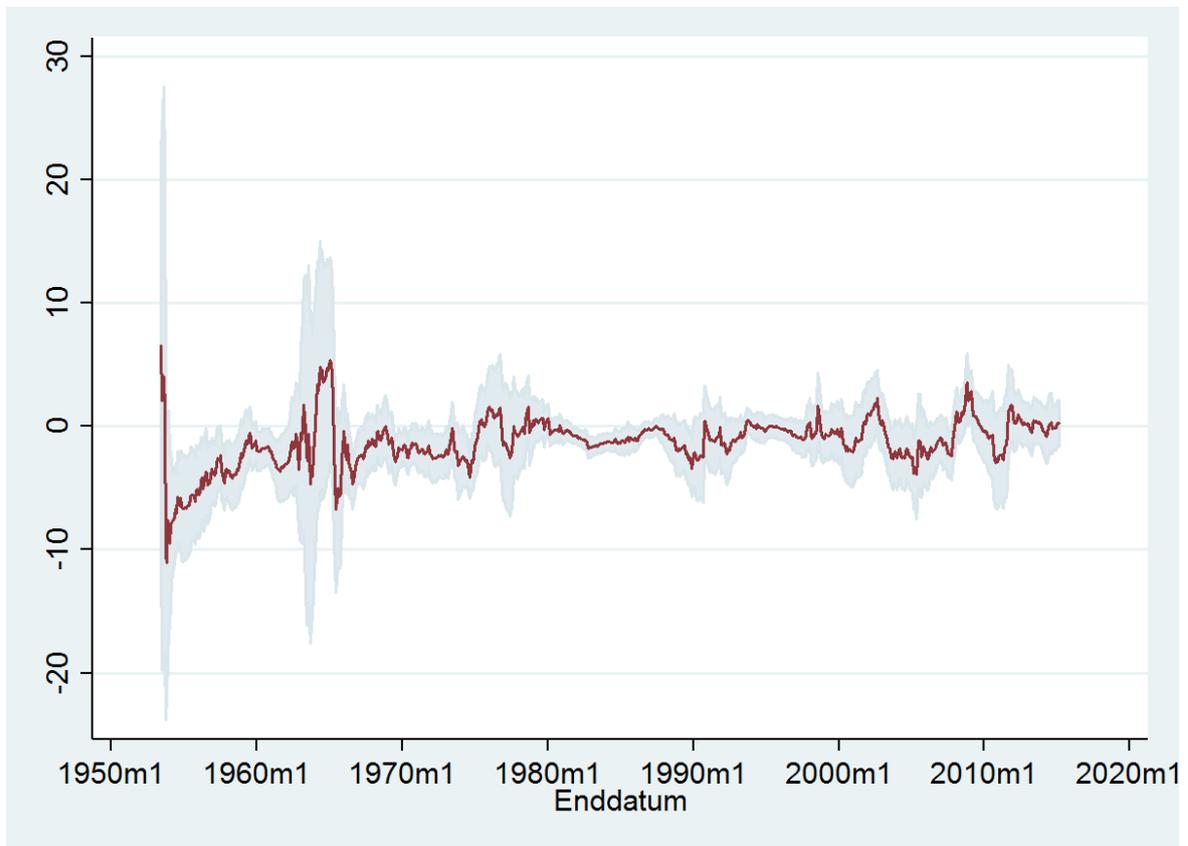
Die durchschnittliche Zinssensitivität über das rollierende 36 Monats Fenster beträgt im Beobachtungszeitraum -1.3018 (Standardabweichung: 1.4709). Dies bedeutet, dass im Mittel über die Zeiträume eine Reduktion der Zinsen um einen Prozentpunkt zu einer Erhöhung der Marktrisikoprämie um 1.3 Prozentpunkte ausgelöst hat. Die Zinssensitivität variiert nur leicht über die Fensterbreite, wie Tabelle 3 veranschaulicht:

Fensterbreite	Mittlere Sensitivität	Standardabweichung
12 Monate	-1.971	7.734
24 Monate	-1.689	2.970
36 Monate	-1.302	1.471
48 Monate	-1.125	1.062
60 Monate	-1.028	0.933

Tab. 3: Zinssensitivität bei verschiedenen Fensterbreiten (D)

Es ist allerdings zu bemerken, dass statistisch gesehen die Zinssensitivität nur selten von Null verschieden ist.¹³

3.4.2 USA



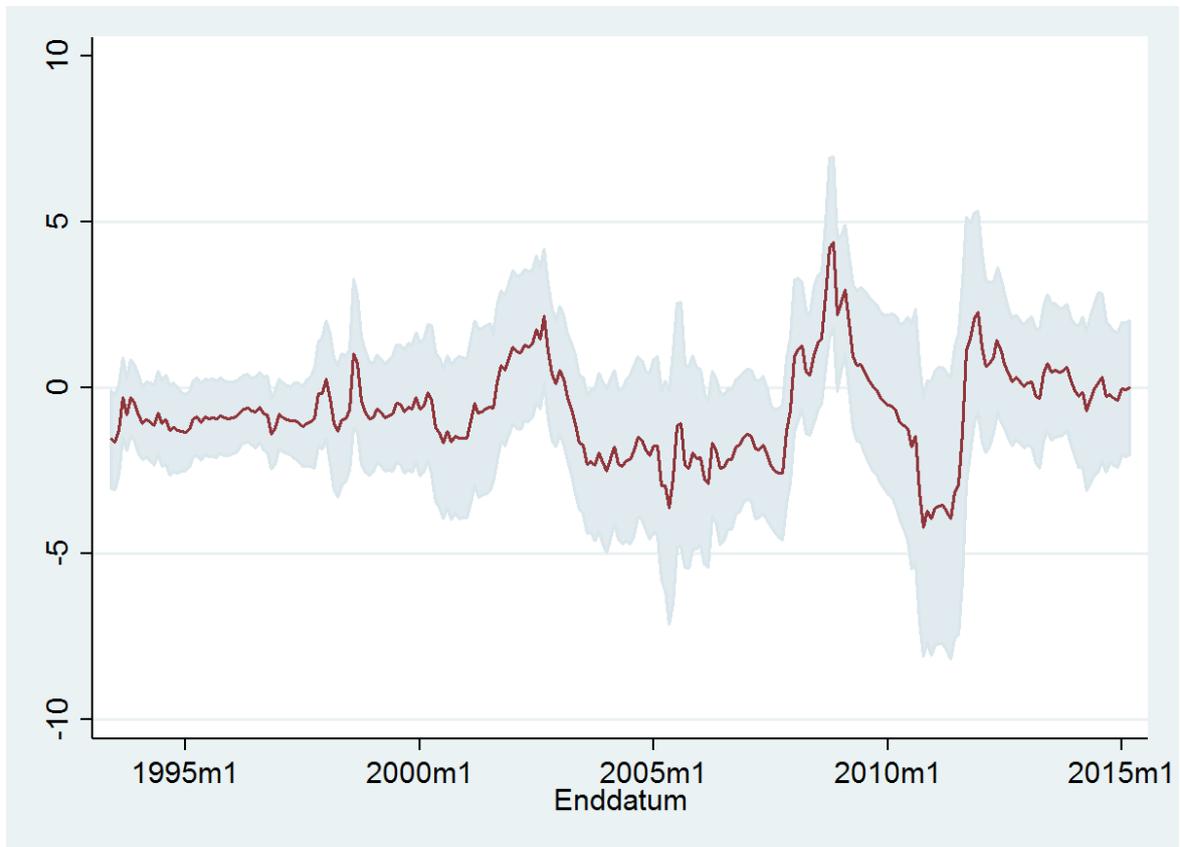
Für die USA sind die Auswirkungen ähnlich stark wie in Deutschland und im Mittel nicht signifikant von Null verschieden. Der Vergleichswert für das 36 Monatsfenster liegt im Mittel bei -1.286 (Standardabweichung: 1.956).

¹³ Wann immer der Konfidenzbereich, in der Graphik grau-blau, die Null-Linie inkludiert, ist die geschätzte Zinssensitivität statistisch zu dem Konfidenzniveau nicht von Null zu unterscheiden.

Fensterbreite	Mittlere Sensitivität	Standardabweichung
12 Monate	-1.998	5.702
24 Monate	-1.532	2.477
36 Monate	-1.286	1.956
48 Monate	-1.169	1.751
60 Monate	-1.118	1.626

Tab. 4: Zinssensitivität bei verschiedenen Fensterbreiten (USA)

3.4.3 Welt



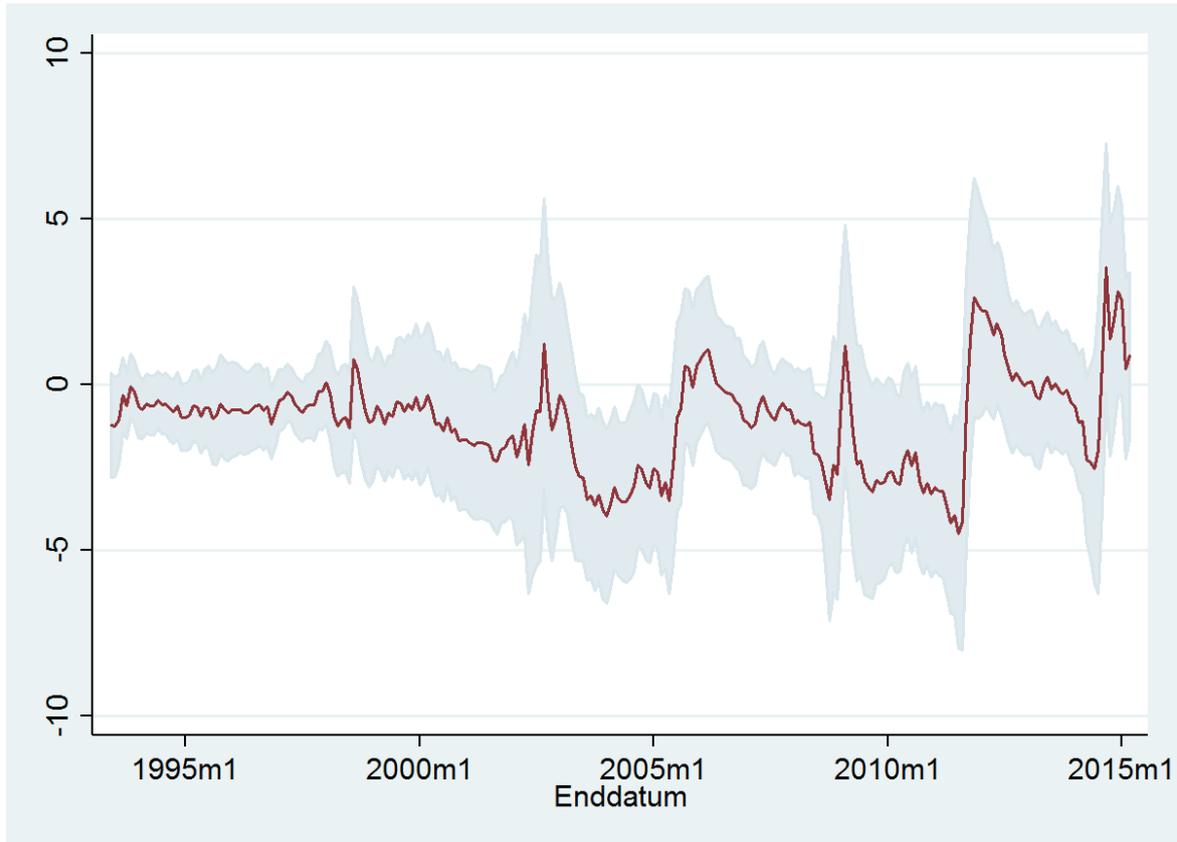
Die Werte für den Weltdatensatz liegen nunmehr zwischen den Ergebnissen für Deutschland und den USA. Für die Vergleichsbreite von 36 Monaten führt eine Zinssenkung um einen Prozentpunkt im Mittel zu einer um 0.699 Prozentpunkte (Standardabweichung: 1.373) höheren Marktrisikoprämie.

Fensterbreite	Mittlere Sensitivität	Standardabweichung
12 Monate	-1.531	3.366
24 Monate	-0.815	1.686
36 Monate	-0.699	1.373

48 Monate	-0.609	1.041
60 Monate	-0.530	0.911

Tab. 5: Zinssensitivität bei verschiedenen Fensterbreiten (Welt)

3.4.4 Welt mit deutschem Basiszins



Fensterbreite	Mittlere Sensitivität	Standardabweichung
12 Monate	-1.127	4.791
24 Monate	-0.958	1.855
36 Monate	-1.103	1.410
48 Monate	-1.235	0.993
60 Monate	-1.263	0.829

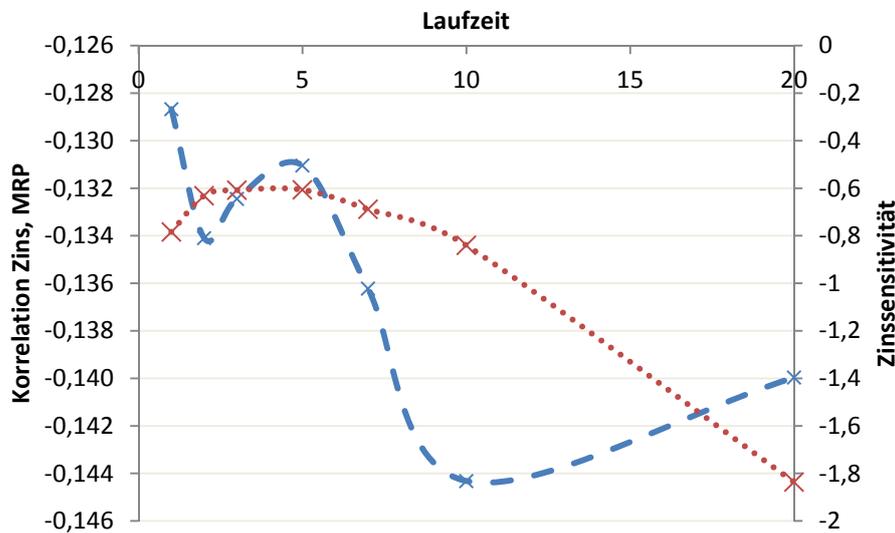
Tab. 6: Zinssensitivität bei verschiedenen Fensterbreiten (Welt mit deutschem Basiszins)

Kombiniert man nunmehr die Welt-MRP mit dem deutschen Basiszinssatz so ergibt sich, mit Ausnahme des kurzen Fensters, eine höhere Sensitivität. Über den gesamten Zeitraum

liegt diese bei -0.204 (p-Wert: 0.095), für das 36 Monatsfenster im Mittel bei -1.103 (Standardabweichung: 1.410).

3.5 Terminstrukturkurven

Bei der Wahl der Basiszinsen können die Terminstrukturkurven, also das Abtragen der Zinsen gegen die Laufzeit, Auskünfte über zukünftige erwartete Zinsänderungen und das zukünftige Zinsniveau geben. Die Terminstrukturkurven werden zur Ermittlung von Forward-Zinsen genutzt, so dass diese Erwartungen über zukünftige Kassa-Zinsen enthalten. Im Folgenden wird dieses für Deutschland durchgeführt.



Die Graphik zeigt die Korrelation für verschiedene Laufzeiten (horizontale Achse) der Zinsen als blaue gestrichelte Linie auf der linken Achse sowie die Zinssensitivität als rote gepunktete Linie auf der rechten Achse. Berechnet wurde mittels der Variante 2 mit einer Fensterbreite von 36 Monaten. Je stärker negativ die Zinssensitivität ausfällt, umso höher wäre bei sinkenden Zinsen die erwartete Änderung der Marktrisikoprämie. Das Minimum ist für den 20 jährigen Basiszins bei etwa -1.8 erreicht: Einer Reduktion des 20 jährigen Basiszinses um einen Prozentpunkt folgt demnach in Erwartung eine Steigerung der Marktrisikoprämie um 1.8 Prozentpunkte.

Es kann festgestellt werden, dass für unterschiedliche Betrachtungszeiträume, Definition der Zinsen und Länder der Zusammenhang zwischen dem Basiszins und der Marktrisikoprämie variiert. Grundsätzlich zeigt sich jedoch ein negativer Zusammenhang in

Deutschland sowie in der Kombination der Welt-MRP mit dem deutschen Basiszins. Auch wenn dieser Zusammenhang nicht durchgängig statistisch signifikant ist, kann die Analyse unter Einbezug dieser Unsicherheit zur Prognose der notwendigen Korrektur der Marktrisikoprämie verwendet werden.

4 Anderweitige EK-Zinsfestlegung in Theorie und Praxis

4.1 Erkenntnisse der Kapitalmarkttheorie

Als wesentliche Inkonsistenz der bisherigen BNetzA-Methodik zur Ermittlung der Eigenkapitalkosten sind in Abschnitt zwei die divergierenden Betrachtungszeiträume zur Ermittlung des risikofreien Basiszinses und der Marktrisikoprämie identifiziert worden. Ergänzend zu den obigen empirischen Ergebnissen zur inversen Korrelation beider Größen wird im Folgenden insbesondere der gewählte Betrachtungszeitraum auf Grundlage von Erkenntnissen der Kapitalmarktforschung und dem Vorgehen in anderen Bereichen diskutiert.

Nach Ansicht von Pedell (2007, S. 42) lässt sich die angemessene Länge der Schätzperiode für den Basiszinssatz theoretisch nicht endgültig bestimmen. Grundsätzlich gilt, dass die erwartete durchschnittliche Eigenkapitalverzinsung einschließlich des risikolosen Zinssatzes für die Dauer der nächsten Regulierungsperiode zu schätzen ist. Erwartete Zinsänderungen jenseits dieses Zeitraums sind bei späteren Entgeltanpassungen zu berücksichtigen. Hiervon abweichend kann ein regulatorisches Ziel sein, die Netzentgelte von Schwankungen des risikolosen Zinssatzes abzukoppeln und den erwarteten durchschnittlichen risikolosen Zinssatz über die gesamte Nutzungsdauer auf Basis einer langen Schätzperiode zu bestimmen (vgl. Pedell 2007, S. 42).

Eine ähnliche Argumentation zur Funktion des kalkulatorischen Zinssatzes findet sich in der Gebührenrechtsprechung (vgl. VG Düsseldorf, 28. Mai 2014, AZ 5 K 828/14 in Bezugnahme auf die ständige Rechtsprechung des OVG NRW). Danach bestimmt sich der Zinssatz nicht nach den in der jeweiligen Gebührenperiode am Kapitalmarkt (voraussichtlich) herrschenden Verhältnissen. Denn die in der Gebühr zu berücksichtigende kalkulatorische Verzinsung gleicht die finanzielle Belastung für das in der Anlage langfristig gebundene Kapital aus, das sich im gesamten Restbuchwert widerspiegelt. Dieser Wert erfasst allerdings Anlagegüter unterschiedlichsten Alters und damit unterschiedliche Kapitalbindungsdauern. Daher sollen die langfristigen Durchschnittsverhältnisse am Kapitalmarkt maßgebend sein, welche am langjährigen Durchschnitt der Emissionsrenditen für festverzinsliche Wertpapiere inländischer öffentlicher Emittenten abgelesen werden können.

Ein weiteres Argument für die Verwendung langer Schätzperioden ist, dass der Zinssatz für eine mehrjährige zukünftige Periode festgelegt wird und ein aktueller Zinssatz zwar bestimmt, zu welchen Kosten ein Netzbetreiber im Moment Kapital beschaffen kann, Zinssätze sich im Zeitverlauf aber dem langfristigen Durchschnittswerten wieder annähern (vgl. Gerke 2003, S. 40; Mayer/Jenkinson 2000, S. 16). Für eine Glättung der Entgelte bei regulierten Unternehmen spricht des Weiteren, dass bei nicht regulierten Unternehmen schwankende Kapitalkosten im Regelfall kaum an die Kunden weitergegeben werden (Mayer/Jenkinson 2000, S. 16).

Befürworter kurzfristiger Schätzperioden argumentieren hingegen, dass bei effizienten Kapitalmärkten der jetzige Preis einer Anleihe die gesamten Informationen der Marktteilnehmer enthält und daher die Durchschnittsbildung nicht zu lange zurückreichen sollte (vgl. Frontier/IGES 2013, S. 18). Nach Frontier/IGES stellt eine Durchschnittsbildung über ein bis fünf Jahre einen guten Kompromiss zwischen der Berücksichtigung aktueller Markterwartungen und einer erforderlichen Glättung kurzfristiger Ausschläge dar. Sofern effiziente Kapitalmärkte angenommen werden und aktuelle Markterwartungen für die nächste Regulierungsperiode berücksichtigt werden sollen, stellt sich die Frage, wieso zur Schätzung der Marktrisikoprämie hiervon abweichend auf möglichst lange Betrachtungszeiträume abgestellt werden soll. Eine Begründung hierfür ist, dass die Schwankungen, denen die historisch realisierten Renditen immer unterliegen, so gut wie möglich ausgeglichen werden (Frontier/IGES 2013, S. 22). Die zugrundeliegende Annahme der historischen Methodik ist, dass die Marktrisikoprämie im Zeitverlauf konstant ist (vgl. Stehle 2010, S. 100). Stehle ergänzt, dass die Risikoprämie wahrscheinlich im Zeitverlauf schwankt, dies aber zum einen nicht beobachtbar ist und zum anderen die Schwankungen geringer als bei dem sicheren Zinssatz sein dürften. Daher stelle die Annahme eines konstanten Risikozuschlags eine gute Ausgangshypothese dar.

Nach Ansicht von Damodaran (2005, S. 106) ist hingegen die Annahme einer konstanten Risikoprämie ein Mythos, da diese sowohl die wirtschaftlichen Fundamentaldaten als auch die Risikoaversion der Investoren reflektiert und beide Faktoren im Zeitverlauf schwanken. Eine Verbindung zwischen Fundamentaldaten und Risikoprämie stellen anhand empirischer Daten beispielsweise Lettau/Ludvigson/Wachter her (2008, S. 1654). Diese verwenden als Variable für das makroökonomische Risiko die Standardabweichung des

Wachstums des Bruttoinlandsproduktes eines 10-Jahres-Zeitraums und zeigen einen Zusammenhang mit dem durchschnittlichen Dividenden-Kurs-Verhältnis für den gleichen Zeitraum auf, das als einfacher Proxy für die implizite Risikoprämie dient.

Eine Erklärung für eine zeitvariable (relative) Risikoaversion liefert das konsumbasierte Kapitalmarktmodell von Campbell/Cochrane (1999), welches sich mittlerweile als ein Standardmodell etabliert hat (vgl. Auer 2011, S. 331). In diesem wird die traditionelle exponentielle Nutzenfunktion durch einen so genannten Gewohnheitskonsumparameter erweitert, welcher sich nur langsam anpasst. Dies hat zur Folge, dass wenn der Konsum in einer Rezession sinkt, die Krümmung der Nutzenfunktion und damit die Risikoaversion steigen (vgl. Seiler 2006, S. 5). Dies erklärt, warum die Marktrisikoprämie, wie alle anderen Risikoprämien, in Rezessionszeiten ansteigt (vgl. Siegel 2005, S. 67).

Die Annahme einer konstanten Risikoprämie ist daher im Grundsatz nicht zutreffend. Hiervon zeugen auch empirische Studien von impliziten Risikoprämien im Zeitverlauf (vgl. beispielsweise Damodaran 2015, S. 78). In einer Meta-Analyse zur Marktrisikoprämie stellen van Ewijk/Groot/Santing (2012, S. 830) zusammenfassend fest, dass die Risikoprämie dazu neigt, in Perioden und Ländern mit stärkerer volkswirtschaftlicher Volatilität höher zu sein. Des Weiteren korreliert die Höhe der Risikoprämie nach ihren Ergebnissen eindeutig negativ mit dem Zinsniveau. Dies indiziert, dass die erwartete Eigenkapitalrendite nicht parallel zum Basiszinssatz schwankt und daher die Eigenkapitalrendite nicht bestimmt werden kann, indem auf einen im Zeitverlauf variierenden Basiszins eine konstante Risikoprämie aufgeschlagen wird (vgl. van Ewijk/Groot/Santing 2012, S. 830).¹⁴

Die Methodik, eine nahezu konstante, auf Basis langfristiger Zeitreihen abgeleitete Marktrisikoprämie auf einen kurzfristig schwankenden Basiszinssatz aufzuschlagen, wäre trotz dieser Erkenntnisse begründet, sofern die historische Risikoprämie der beste Schätzer für die zukünftige Risikoprämie ist. Empirische Untersuchungen lassen allerdings vermuten, dass implizit gemessene Risikoprämien eine höhere Erklärungskraft haben (vgl. Campbell/Thompson 2008; Damodaran 2015, S. 103ff).

¹⁴ Angemerkt sei, dass Damodaran (2015, S. 83ff) für die USA keinen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen impliziter Risikoprämie und Zinsniveau feststellen kann.

4.2 Aktuelle Praxis in der Unternehmensbewertung und Argumentation des IDW

Analog zur Ermittlung der Eigenkapitalkosten in der Anreizregulierung stellt die Zerlegung des Kapitalisierungszinssatzes in einen risikolosen Basiszinssatz und eine Risikoprämie für das unternehmerische Risiko mit Hilfe des CAPM das Standardverfahren zur Ermittlung objektiver Unternehmenswerte dar (vgl. IDW 2008, S. 23f). Ebenso werden der Basiszinssatz und die Risikoprämie auf Basis unterschiedlicher Beobachtungszeiträume geschätzt. Der Basiszinssatz wird ausgehend von aktuellen Zinsstrukturkurven öffentlicher Anleihen abgeleitet (vgl. IDW 2008, S. 24). Der Rückgriff auf aktuelle Erwartungen ist im Rahmen der Unternehmensbewertung durch das Stichtagsprinzip der Bewertung begründet. Die Marktrisikoprämie wird jedoch mangels Beobachtungsmöglichkeiten der aktuellen Renditeerwartung grundsätzlich auf Basis historischer Durchschnittswerte unter Berücksichtigung von langfristigen Trendentwicklungen ermittelt (vgl. FAUB 2012, S. 1). Nach Ansicht des Fachausschuss für Unternehmensbewertung und Betriebswirtschaft (FAUB) ist dieses Vorgehen in Zeiten stabiler wirtschaftlicher Entwicklungen angebracht, da in diesem Falle die historische Differenz zwischen der realisierten Marktrendite und der risikofreien Rendite ein guter Schätzer für die erwartete Marktrisikoprämie ist (vgl. FAUB 2012, S. 1). Auf Grundlage verschiedener empirischer Untersuchungen, insbesondere der Arbeiten von Stehle, erachtete das IDW vor der aktuellen Kapitalmarktsituation eine Marktrisikoprämie in Höhe von 4,5% bis 5,5% vor Einkommensteuer für angemessen (vgl. Zeidler/Tschöpel/Bertram 2012, S. 73).

In Anbetracht der Finanzmarktkrise hat der FAUB seine bis dahin geltenden Empfehlungen abgeändert. Zwar sei die Methodik zur Ermittlung des Kapitalisierungszinssatzes und seiner Komponenten unverändert sachgerecht, allerdings lasse sich aufgrund einer veränderten Risikotoleranz eine im Vergleich zu den letzten Jahren aktuell höhere Marktrisikoprämie rechtfertigen (vgl. FAUB 2012, S. 2). Entsprechend rät das Expertengremium sich bei der Bemessung der Marktrisikoprämie nicht mehr an der zuvor angelegten Bandbreite von 4,5-5,5%, sondern an einer Bandbreite von 5,5-7% zu orientieren.

Die Kernaussage des FAUB, dass die bisherige Methodik in der derzeitigen Kapitalmarktsituation den Kapitalisierungszinssatz unterschätzt, trifft auf große Zustimmung in der Unternehmensbewertungsliteratur. Unterschiede zwischen den Autoren gibt es im Wesentlichen nur hinsichtlich der Begründungen, die zu dieser qualitativen Aussage führen.

Eine These ist, dass das aktuelle Renditeniveau deutscher Bundesanleihen durch die Finanz- und Schuldenkrise stark verzerrt ist (vgl. Zeidler/Tschöpel/Bertram 2012, S. 76; Kohl/König 2012, S. 609). Eine ähnliche Argumentation findet sich kurz nach Beginn der Finanzmarktkrise bei Zwirner/Reinholdt (2009, S. 391). Die These wird unter anderem damit begründet, dass die Realverzinsung in einzigartiger Weise nicht nur deutlich unter ihrem langjährigen Mittel liegt, sondern sogar negative Realzinsen zu beobachten sind (vgl. Zeidler/Tschöpel/Bertram 2012, S. 75). Angemerkt sei, dass aus diesem Grund auch die britische Regulierungspraxis von den aktuell negativen realen Marktzinsen losgelöst eine Realverzinsung von 2% angesetzt hat (vgl. Jonas 2014, S. 373).

Eine zweite These analog zum FAUB ist, dass die Marktrisikoprämie angestiegen ist (vgl. Wagner et al. 2013, S. 958; Hachmeister/Ruthardt 2012, S. 187; Bassemir/Gebhardt/ Ruffing 2012, S. 882; Ihlau/Gödecke 2012, S. 891; Zeidler/Tschöpel/Bertram 2012, S. 76). Der Hauptgrund hierfür wird in einer gestiegenen Risikoaversion gesehen (vgl. Zeidler/Tschöpel/Bertram 2012, S. 76; Bassemir/Gebhardt/ Ruffing 2012, S. 886; Wagner et al. 2013, S. 952). Als Nachweis dienen die empirisch beobachtbaren höheren impliziten Marktrisikoprämien. Insgesamt führt dies zu einer Glättung der impliziten Gesamtkapitalkosten. Teilweise wird sogar eine Überkompensation nachgewiesen (Wagner et al. 2013, S. 957).

Jonas (2014, S. 376) merkt kritisch an, dass beide Thesen auf dem klassischen CAPM beruhen. Da seiner Ansicht nach allerdings eine Verzerrung der risikofreien Rendite nicht plausibel ist und der Anstieg der Marktrisikoprämie nicht nachweisbar ist, müssten Anwender des klassischen CAPM letztlich die Parameter unverändert ermitteln. Seine These ist hingegen, dass die Annahme, Kapitalmarktteilnehmer können sich zum risikofreien Zinssatz verschulden, seit der Finanzmarktkrise signifikant unrealistischer geworden ist (vgl. Jonas 2014, S. 378). Entsprechend modelliere das sogenannte Zero Beta CAPM die derzeitige Finanzmarktsituation methodisch besser. Im Ergebnis gelangt Jonas (2014, S. 384) aber zu ähnlichen Anpassungen wie die möglicherweise pragmatische Empfehlung des FAUB.

Auch in der Praxis der Unternehmensbewertung ist eine Tendenz zur Glättung der Eigenkapitalkosten nachweisbar. So beobachtet Zwirner (2014, S. 386) in seiner jüngsten Analyse der Kapitalisierungszinssätze in der Unternehmensbewertung einen Rückgang des

Basiszinssatzes bei gleichzeitigem Anstieg der Marktrisikoprämie. Im Durchschnitt zeigt seine Empirie sogar eine leichte Überkompensation, so dass sich der bewertungsrelevante Kapitalisierungszinssatz sogar leicht erhöht hat auf einen gewichteten Zinssatz in Höhe von 10,5% für den Median bzw. 10,69% für das arithmetische Mittel (vgl. Zwirner 2014, S. 385). Zu ähnlichen Ergebnissen kommen Rowoldt/Pillen (2015) in ihrer Analyse der von H-DAX-Unternehmen im Zeitraum 2008 bis 2013 im Zusammenhang mit Goodwill-Impairment-Tests ermittelten Kapitalkostenparameter. Sie beobachten die Abbildung des allgemein sinkenden Zinsniveaus über den Basiszinssatz sowie eine Anpassung der Erwartungen hinsichtlich einer erhöhten Risikoprämie (vgl. Rowoldt/Pillen 2015, S. 129).

5 Fazit

Die gutachterliche Stellungnahme hat die bestehenden Inkonsistenzen im Vorgehen der BNetzA zur Eigenkapital-Zinsfestlegung aufgezeigt. Es wurde länderübergreifend eine leicht negative Korrelation von risikolosem Basiszinssatz und Marktrisikoprämie nachgewiesen, die für Deutschland statistisch signifikant ist. Insbesondere für die in der Praxis der BNetzA genutzte Kombination von weltweiter Marktrisikoprämie mit deutschem Basiszins findet sich eine schwach signifikante Korrelation über den gesamten Untersuchungszeitraum. Für den engeren Zeitraum 2000-2015 ergibt sich hier sogar eine signifikant negative Korrelation. Ein ökonomischer Grund liegt in der Sondersituation Deutschlands in Folge der Finanz- und Staatsschuldenkrise. Während dieser Marktturbulenzen suchten Anleger einen „sicheren Hafen“ und fragten vermehrt deutsche Staatsanleihen nach. In Folge hiervon stiegen die Preise dieser Anleihen und die Renditen sanken entsprechend.

Um zukünftig eine inkonsistente Eigenkapital-Zinsfestlegung zu vermeiden und damit die Gefahr falsch eingeschätzter Kapitalkosten zu verringern, ist das regulatorische Vorgehen zwingend anzupassen. Ein sachgerechtes Vorgehen zur regulatorischen Eigenkapital-Zinsfestlegung sollte dabei auch die aktuellen Erkenntnisse der kapitalmarkttheoretischen Literatur und die Empfehlungen des IDW zur Bemessung der Marktrisikoprämie berücksichtigen.

Bei der Eigenkapital-Zinsfestlegung für die 3. Regulierungsperiode der Strom- und Gasnetzbetreiber sind vor allem die folgenden Punkte zu beachten:

- Die Schätzperioden für den risikolosen Zinssatz und die Marktrisikoprämie sollten möglichst angenähert werden. Um stabile Ergebnisse zu generieren, sollten die Erhebungszeiträume dabei möglichst lang gewählt werden, da anders die nachgewiesene inverse Korrelation bei den Größen nicht ausreichend berücksichtigt wird.
- Die Berechnung von risikolosem Zinssatz und Marktrisikoprämie sollten sich grundsätzlich auf den gleichen Referenzmarkt beziehen, da die Konsistenz des zugrundeliegenden CAPM Modell die Nutzung des gleichen Marktes erfordert. Da die Nutzung des deutschen Basiszinses von der Strom/Gas NEV bereits vorgegeben ist, sollten auch bei der Bestimmung der Marktrisikoprämie die Verhältnisse des deutschen Kapitalmarktes stärker berücksichtigt werden, weil andernfalls der

in Deutschland derzeit erfolgende Rückgang des risikofreien Basiszinses nicht durch einen korrespondierenden Anstieg der Marktrisikoprämie kompensiert wird.

- Der langen Kapitalbindung in den Strom- und Gasnetzen sollte durch möglichst lange Restlaufzeiten beim risikolosen Zinssatz Rechnung getragen werden.

Dortmund, 16.09.2015

Prof. Dr. Andreas Hoffjan

Prof. Dr. Peter N. Posch

5 Literaturverzeichnis

Auer, Benjamin R. (2011): Konsumbasierte Kapitalmarktmodelle und globale Rezessionsindikatoren, in: Corporate Finance, 2. Jg. (2011), Heft 5, S. 331-337.

Bassemir, Moritz/Gebhardt, Günther/Ruffing, Patricia (2012): Zur Diskussion um die (Nicht-) Berücksichtigung der Finanz- und Schuldenkrisen bei der Ermittlung der Kapitalkosten, in: Die Wirtschaftsprüfung, 65. Jg. (2012), Heft 16, S. 882-892.

Campbell, John Y./Cochrane John H. (1999): By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior, in: Journal of Political Economy, 107. Jg. (1999), Heft 2, S. 205-251.

Campbell, John Y./Thompson Samuel B. (2008): Predictive Excess Stock Returns Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average?, in: Review of Financial Studies, 21. Jg. (2008), Heft 4, S. 1509-1531.

Chan, Kalok/Covrig, Vicentiu/Ng, Lilian (2005): What Determines the Domestic Bias and Foreign Bias? Evidence from Mutual Fund Equity Allocations Worldwide, in: The Journal of Finance, 60. Jg. (2005), Heft 3, S. 1495-1534.

Damodaran, Aswath: Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation and Implications – The 2015 Edition, Working Paper.

FAUB (2012): Hinweise des FAUB zur Berücksichtigung der Finanzmarktkrise bei der Ermittlung des Kapitalisierungszinssatzes in der Unternehmensbewertung.

Frontier Economics / IGES Institut GmbH (2013): Gutachten zur Bestimmung der Kapitalkosten für Eisenbahninfrastrukturunternehmen unter den besonderen Bedingungen des deutschen Eisenbahnsektors – Aktualisierung 2013, Ein Bericht für die Bundesnetzagentur, London Juni 2013.

Gerke, Wolfgang (2003): Risikoadjustierte Bestimmung des Kalkulationszinssatzes in der Stromnetzkalkulation - Gutachten, Frankfurt am Main [u. a.].

Hachmeister, Dirk/Ruthardt, Frederik (2012): Kapitalmarktorientierte Ermittlung des Kapitalisierungszinnsatzes zur Beteiligungsbewertung – Risikozuschlag, in: Controlling & management review: Zeitschrift für Controlling & Management, 56. Jg. (2012), Heft 3, S. 186-191.

IDW (2008): IDW-Standard: Grundsätze zur Durchführung von Unternehmensbewertungen (IDW S 1 i.d.F. 2008).

Ihlauf, Susann/Gödecke, Steffen (2012): M&A-Transaktionen in volatilen Märkten, in: Betriebs-Berater, 67. Jg. (2012), Heft 14, S. 887-892.

Jonas, Martin (2009): Unternehmensbewertung in der Krise, in: Finanzbetrieb, 11. Jg. (2009), Heft 10, S. 541-546.

Jonas, Martin (2014): Kapitalmarktgestützte Bewertungsmodelle in Zeiten von Kapitalmarktverwerfungen, in: Dobler, Michael/Hachmeister, Dirk/Kühner, Christoph/Rammert, Stefan (Hrsg.): Rechnungslegung, Prüfung und Unternehmensbewertung, Stuttgart.

Kemper, Thomas/Ragu, Bastian/Rüthers, Torben (2012): Eigenkapitalkosten in der Finanzkrise, in: Der Betrieb, 65. Jg. (2012), Heft 12, S. 645-650.

König, Torsten/Kohl, Jan (2012): Das vereinfachte Ertragswertverfahren im Lichte des aktuellen Kapitalmarktumfeldes, in: Betriebs-Berater, 67. Jg. (2012), Heft 10, S. 607-611.

Lettau, Martin/Ludvigson, Sedney C./Wachter, Jessica A. (2008): The Declining Equity Premium: What Role Does Macroeconomic Risk Play? in: Review of the Financial Studies, 21. Jg. (2008), Heft 4, S. 1653-1687.

Mayer, Colins/Jenkinson, Tim (2000): The Cost of Capital Debate, in: The Utilities Journal, 3. Jg. (2000), Heft 1, S. 16-21.

NERA Economic Consulting (2011): Die kalkulatorischen Eigenkapitalzinssätze für Gasnetze in Deutschland, Gutachten im Auftrag des BDEW, London 21.04.2011.

OFGEM (2011): Decision on strategy for the next transmission and gas distribution price controls- RIIO-T1 and GD1 Financial issues, London 31.03.2011.

Pedell, Burkhard (2007): Kapitalmarktbasierete Ermittlung des Kapitalkostensatzes für Zwecke der Entgeltregulierung, in: Zeitschrift für Planung & Unternehmenssteuerung, 18. Jg. (2007), Heft 1, S. 35-60.

Rowoldt, Maximilian/Pillen, Christopher (2015): Anwendung des CAPM in der Unternehmenspraxis – Eine Analyse vor dem Hintergrund praxisbezogener Empfehlungen, in: Corporate Finance, 6. Jg. (2015), Heft 4, S. 115-129.

Seiler, Yvonne (2006): Konsum, Dividenden und Aktienmarkt, Wiesbaden.

Siegel, Jeremy J. (2005): Perspectives on the Equity Risk Premium, in: Financial Analysts Journal, 61. Jg. (2005), Heft 6, S. 61-73.

Stehle, Richard (2010): Wissenschaftliches Gutachten zur Ermittlung des kalkulatorischen Zinssatzes, der den spezifischen Risiken des Breitbandausbaus Rechnung trägt, Berlin 24.10.2010.

Van Ewijk, Casper/de Groot, Henri L. F./Santing, Coos A. J. (2012): A meta-analysis of the equity premium, in: Journal of Empirical Finance, 19. Jg. (2012), Heft 5, S. 819-830.

Wagner, Wolfgang/Mackenstedt, Andreas/Schieszl, Sven/Lenckner, Christian/ Willershausen, Timo (2013): Auswirkungen der Finanzmarktkrise auf die Ermittlung des Kapitalisierungszinssatzes in der Unternehmensbewertung, in: Die Wirtschaftsprüfung, 66. Jg. (2013), Heft 19, S. 948-959.

WAR: Wissenschaftlicher Arbeitskreis für Regulierungsfragen bei der Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahnen (2011): Eigenkapitalverzinsung: Festlegung im Bereich Gas und Strom für die zweite Regulierungsperiode, Bonn 24.10.2011.

Zeidler, Gernot/Tschöpel, Andreas/Bertram, Ingo (2012): Kapitalkosten in Zeiten der Finanz- und Schuldenkrise – Überlegungen zu empirischen Kapitalmarktparametern in Unternehmensbewertungskalkülen, in: Corporate Finance, 3. Jg. (2012), Heft 2, S. 70-80.

Zwirner, Christian/Reinholdt, Ago (2009): Unternehmensbewertung im Zeichen der Finanzmarktkrise vor dem Hintergrund der neuen erbschaftsteuerlichen Regelungen – Anmerkungen zu einer angemessenen Zinssatzermittlung, in: Finanz Betrieb, 11. Jg. (2009), Heft 7-8, S. 389-393.

Zwirner, Christian (2014): Kapitalisierungszinssätze in der Unternehmensbewertung – Eine empirische Analyse inländischer IFRS-Konzernabschlüsse 2013, in: Corporate Finance, 5. Jg. (2014), Heft 9, S. 381-386.

Anhang

Herleitung von Gleichung (4)

Für die Kovarianz zweier Zweitreihen/Zufallsvariablen X, Y und einer reellen Zahl a gilt:

$$(1) \text{COV}[aX, Y] = a\text{COV}[X, Y]$$

$$(2) \text{COV}[X, Y + Z] = \text{COV}[X, Y] + \text{COV}[X, Z]$$

$$(3) \text{COV}[X, X] = \text{VAR}[X]$$

Hieraus folgt:

$$\text{COV}[i_f, \mu_m - i_f] =^{(2)} \text{COV}[i_f, \mu_m] + \text{COV}[i_f, -i_f] =^{(1,3)} \text{COV}[i_f, \mu_m] - \text{VAR}[i_f]$$

Vergleich der Datenquellen

	DMS	Dieses Gutachten
Deutschland	1900 – 53: Ronges (2002) Rekonstruktion des DAX; 1914 – 1918: Daten von Gielen (1994) 1954 – 94: Stehles Index Ab 1995: CDAX	1954 – 2014: Stehle 1962 – 2012: CFR Köln
USA	1900 – 25: Wilson-Jones index 1926 – 61: Center for Research in Security Prices (CRSP) von NYSE, AMEX, Nasdaq Aktien 1962 – 70: CRSP capitalization-weighted index von NYSE, AMEX, Nasdaq Aktien Ab 1971: Dow Jones Wilshire 5000 Index	1929 – 2015: Fama/French: Wertgewichtete Renditen aller CRSP US-Firmen, die an der NYSE, AMEX, oder NASDAQ gelistet sind (CRSP share code von 10 oder 11)
Welt	Vor 1959: Goldsmith (1985), Hannah (2007), Moore (2012), Musacchio (2012), Neymarck (1903, 1911), Rajan und Zingales (2003) und verschiedene Landesquellen 1959 – 92: Morgan Stanley Capital International Ab 1993: Gewichtung für die FTSE All-World series	1990 – 2015: Fama/French, basierend auf Bloomberg, Datastream und Worldscope