

Ist die Marktrisikoprämie in Deutschland zeitstabil?

*Holger Hinz & Sebastian Vollmer**

1 Problemstellung

Die Ermittlung eines Marktpreises für Risiko ist interessant, weil dadurch der Handel mit risikobehafteten Verträgen ermöglicht wird: Marktteilnehmer (Individuen, Unternehmen) mit zu viel Risiko verkaufen es an solche, die bereit sind, es gern zu absorbieren.

Für einen gesamten, etwa nationalen Kapitalmarkt lässt sich eine charakteristische Marktrisikoprämie als Durchschnittspreis für die Übernahme des Finanzierungsrisikos ermitteln. Die Marktrisikoprämie (MRP) stellt hier die Differenz der von Investoren erwarteten Rendite eines risikobehafteten Marktportfolios $E[r_M]$ und eines risikolosen Zinssatzes r_f dar (Ballwieser, 2011; Drukarczyk & Schüler, 2009; Kruschwitz & Löffler 2008):

$$MRP = E[r_M] - r_f.$$

Sofern man sich für Zwecke der Unternehmensbewertung für die Anlage in Aktien oder den Kauf ganzer Unternehmen interessiert, werden faire Renditeforderungen häufig aus dem Capital Asset Pricing Modell (CAPM) aus Marktrisikoprämien abgeleitet (Ballwieser, 2011) und zur Abzinsung eines geschätzten zukünftigen Free Cash-Flow des zu bewertenden Unternehmens eingesetzt: Je höher die Renditeforderung bei gegebener Cash-Flow Schätzung, desto niedriger der Unternehmenswert. Diese Renditeforderungen betreffen die Zukunft.

In Deutschland veröffentlicht das Institut der Wirtschaftsprüfer in Deutschland e. V. (IDW) regelmäßig Marktrisikoprämien für Orientierungszwecke in methodischer Anlehnung an eine Untersuchung von Stehle (Wenger, 2005; Stehle, 2004), in der historische Marktrenditen als Ausgangsbasis für die Prognose zukünftiger Marktrisikoprämien verwendet werden. Zusätzlich liefert der IDW Schwan-

* *Holger Hinz*: Professor für Finanzwirtschaft am Internationalen Institut für Management und ökonomische Bildung, Europa-Universität Flensburg. E-Mail: hinz@uni-flensburg.de
Sebastian Vollmer: Post-Doc am Department of Entrepreneurship and Relationship Management, University of Southern Denmark. E-Mail: vollmer@sam.sdu.dk

kungsbreiten, die im Einzelfall ausgeschöpft werden können. Sowohl die Methodik als auch die veröffentlichten Werte werden allerdings kontrovers diskutiert.

Im September 2012 hat sich der Fachausschuss Unternehmensbewertung (FAUB) des IDW in seiner Mitteilung zur Marktrisikoprämie einer durch die Finanzmarktkrise geänderten Kapitalmarktsituation angenommen. Aufgrund offenbar krisenbedingt veränderter „Risikotoleranz“ schien sich die Marktrisikoprämie im Vergleich zu den Vorkrisenjahren erhöht zu haben und man empfiehlt, für die Marktrisikoprämie eine Bandbreite von 5,5 % bis 7,0 % vor persönlicher Steuer anzusetzen (IDW, 2012).

Wir wollen uns im Folgenden nun der Frage widmen, in wie weit für die Schätzung aktueller Marktrisikoprämien historische Zeitreihen als Grundlage geeignet sind und ob von Stationarität der historischen Zeitreihen ausgegangen werden kann. Hierzu skizzieren wir kurz einige empirische Untersuchungen, bevor wir für Deutschland eine empirische Analyse der zugrundeliegenden Zeitreihen vornehmen.

2 Einige empirische Untersuchungen

Veröffentlichte Untersuchungen weisen deutlich unterschiedliche Ergebnisse auf, was neben methodischen Ursachen auch auf die Auswahl der Länge der Schätzhistorie zurückgeführt werden kann.¹

Nach Stehle (2004) sind die Ergebnisse von Studien, die der Annahme einer zeitlich variierenden erwarteten Risikoprämie unterliegen, „höchst strittig“. Darüber hinaus betragen vorgefundene Änderungen im Zeitverlauf weniger als 1 %, weshalb eine Ausgangshypothese zeitlich konstanter Marktrisikoprämien „zweckmäßiger“ sei (Stehle, 2004). Hiernach darf ein zeitkonstanter Erwartungswert für eine erwartete Überrendite des gesamten Marktes über dem risikofreien Zins angenommen werden:

$$E[r_{M,t}] - r_{f,t} = \mu_{MRP}.$$

Stehle sieht weiterhin einen Vorteil in der Verwendung von historischen Renditezeiträumen, da die Annahmen leicht verständlich und die Daten leicht verfügbar seien (Stehle, 2004). Kruschwitz und Löffler (2008) argumentieren, dass auch davon ausgegangen werden kann, dass ein Investor einen historisch „beobachteten Durchschnittswert als Orientierung für seine gegenwärtige Erwartung verwendet.“ (Kruschwitz & Löffler, 2008).

¹ Vgl. zur historischen Schätzung von Marktrisikoprämien in Deutschland z.B.: Drukarczyk und Schüler (2009) oder Ballwieser (2011). Stehle (2004) hat für den CDAX eine mittlere jährliche Rendite von 12,4 % und für den DAX eine Rendite von 12,96 % ermittelt. Der dazugehörige risikolose Zins beträgt für den DAX und CDAX 6,94 %.

In der Anwendung besteht danach die ökonometrische Schätzvariante aus einer zeitkonstanten Marktüberschussrendite und empirische Realisationen stellen Schwankungen im Sinne von Residuen um den gesuchten Erwartungswert der Marktrisikoprämie dar:

$$r_{M,t} - r_{f,t} = \mu_{MRP} + \varepsilon_t.$$

Zur Eignung von historisch realisierten Renditen für die Herleitung der von Marktteilnehmern aktuell erwarteten Renditen besteht nach Creutzmann und Heuer (2010) die Annahme, dass die Marktrisikoprämie zeitlich konstant ist „oder sich zumindest nicht nennenswert ändert.“ (ebd., S. 1301). Stehles Argument einer leichteren Verfügbarkeit von historischen Renditen lässt erkennen, dass das Verfahren im Sinne einer ‚Best-Practice-Lösung‘ diejenige Alternative darstellt, die sich im Diskurs von Praxis, Wissenschaft und Rechtsprechung gebildet hat und vor allem mit einer praktischen Umsetzbarkeit begründet wird.

Die methodische Umsetzung der Verwendung historisch realisierter Renditen setzt streng genommen voraus, dass die zukünftigen Renditen identische Verteilungseigenschaften besitzen wie ihre Historie. Die Auswahl der zur Schätzung verwendeten historischen Daten soll dieser Voraussetzung möglichst gerecht werden und es sind geeignete Parametrisierungen hinsichtlich der marktabbildenden Indexe, der Renditeintervalle und der Schätzperiodenlänge vorzunehmen.

Als geeignete Abbildung des Marktportfolios wird der DAX und CDAX erachtet, wobei vor allem der CDAX „wegen seiner größeren Marktbreite“ geeignete Schätzwerte liefert (Stehle, 2004, S. 921). Stehle (2004) verwendet als Approximation des zeitlichen Verlaufs des risikolosen Zinssatzes den deutschen Rentenindex REXP. Als Renditeintervall werden für DAX, CDAX und REXP Jahresrenditen herangezogen.² Die Zeitspanne der Stehle-Untersuchung beginnt im Jahr 1955, was mit den Besonderheiten der Nachkriegszeit des Zweiten Weltkrieges und die durch die Währungsreform in 1948 ausgelösten Kursbewegungen begründet wird (Stehle, 2004).

Wir wollen im Folgenden die Zulässigkeit der Verwendung historischer Beobachtungen und die Bestimmung einer geeigneten historischen Betrachtungszeitspanne für den deutschen Markt untersuchen.

3 Schätzung der Marktrisikoprämie in Deutschland

3.1 Daten

Der zugrundeliegende Datensatz für die Jahre 1949-2011 besteht aus Jahresrenditen der Indexe CDAX und REXP sowie deren Rückberechnungen basierend auf Stehles Veröffentlichungen. Der REXP für die Jahre 2010 und 2011 wurde Ver-

² Die Zusammensetzung von CDAX ist zu finden unter Deutsche Börse AG (2013).

öffentlichungen der Börse Frankfurt entnommen. Für die Jahre 1949-1955 wurden außerdem Werte aus einer Veröffentlichung Wengers (2005) hinzugenommen.³

3.2 Konstante Marktrisikoprämien und Stationarität

Häufig wird davon ausgegangen, dass sich Investoren an historischen Durchschnitten für gegenwärtige Erwartungen orientieren (Kruschwitz & Löffler, 2008). Mit dieser Begründung werden im Schätzmodell Erwartungswerte durch historische Renditerealisationen ersetzt. Eine als stationär bezeichnete Zeitreihe besitzt einen konstanten Erwartungswert sowie eine konstante Varianz und Kovarianz. Für den stochastischen Prozess der Folge von Marktüberschussrenditen kann bei signifikanter Stationarität die notwendige Zeitkonstanz des Erwartungswertes bestätigt werden. Als statistische Testvariante dient der Dickey-Fuller-Test auf Stationarität (Kruschwitz & Löffler, 2008).

Die getestete Hypothese zur Marktrisikoprämie lautet wie folgt:

- Historische Renditerealisationen der Marktrisikoprämie als Differenz von CDAX und REXP unterliegen einem konstanten Erwartungswert und einer konstanten Varianz.

In der Stehle Untersuchung wird 1955 als Beginn der Zeitreihe gewählt, andere Autoren befürworteten hingegen, die Jahre vor 1961 auszuschließen. Die sachlogischen Argumentationen dieses Ausschlusses lassen sich mit einer nachkriegsbedingten Ökonomie in Deutschland begründen, die für die Gegenwart keine Gültigkeit mehr besitzt. Der Test auf Stationarität wird daher für den Beginn der Zeitreihe von 1955 und 1961 durchgeführt.⁴

In *Tabelle 1* sind die Testergebnisse für den Beginn der Jahre 1955 und 1961 bis zum Zeitraum der Stehle-Untersuchung 2003 und für die Aktualisierung bis 2011 dargestellt.

³ Vgl. für die Stehle-Daten CDAX und REXP bis 2011 Stehle (2011) und für REXP für die Jahre 2010 und 2011 Deutsche Börse AG (2017). Vgl. zur Rückberechnung die Erstveröffentlichung: Stehle und Hartmond (1991). Weiterführende Berechnungen und Korrekturen sind zu finden in: Stehle, Huber, und Maier (1996) und Stehle, Wulff und Richter (1999). Für die Jahre 1949-1955: vgl. Wenger (2005).

⁴ Formal lauten die zu testenden Hypothesen $H_0: a_1 = 1$ und $H_1: |a_1| < 1$, die auf der Darstellung der Renditezeitreihe MRP_t als autoregressiven Prozess beruhen: $\varepsilon_t = MRP_t - \alpha_1 MRP_{t-1} - \dots - \alpha_p MRP_{t-p}$. Stationarität kann bei Ablehnung der Nullhypothese zu Gunsten von $|a_1| < 1$ als signifikant aufgezeigt werden.

Tabelle 1: Augmented Dickey-Fuller Test für Zeiträume von 1955-2011.

Zeitraum	1955 - 2003	1961 - 2003	1955 - 2003	1961 - 2011
DF-Teststatistik	-3,6476	-3,0841	-4,1173	-3,8314
Lag	3	3	3	3
p-Wert	0,039	0,146	0,011	0,024

Für die These zur Konstanz von Erwartungswert und Varianz sowie Unabhängigkeit der historischen Marktrisikoprämie kann für drei der vier betrachteten Zeitspannen ein statistisch signifikanter Nachweis erbracht werden. Für den Beginn der DAX-Reihe ab 1955 bis 2003 und 2011 werden die Nullhypothesen abgelehnt und Stationarität liegt für diese historischen Renditereihen signifikant vor. Wird die Zeitreihe ab 1961 betrachtet, liegt für den Zeitraum bis 2011 eine signifikante Stationarität vor. Nur für die Rückbetrachtung der Jahre 1961 bis 2003 kann diese nicht bestätigt werden.

3.3 Schätzperiodenlänge und Chow-Test

Neben der Schätzmethode an sich ist die Länge der Historie zu bestimmen, innerhalb derer die beobachteten Renditen die Datenbasis zur Schätzung bilden. Eine Verlängerung des Zeitraumes bewirkt zwar einen oftmals vorteilhaft erhöhten Stichprobenumfang, kann allerdings auch zu Lasten der Repräsentativität gehen. So kann z.B. die Eigenschaft der Erwartungstreue des Schätzers verletzt sein, wenn sich maßgebliche Kapitalmarktverhältnisse innerhalb des Zeitraums geändert haben und ältere Renditerealisationen keine ausreichende Prognosekraft besitzen.

Der Ausschluss der Jahre vor 1955 wird z.B. von Stehle (2004) befürwortet und mit den außergewöhnlichen Kursbewegungen im Zusammenhang „mit dem Zweiten Weltkrieg und seinen Folgelasten“ (Stehle, 2004, S. 920) begründet. Nach Wenger (2005) sind die Jahre vor 1961 ebenfalls auszuschließen.

Aus stichprobentheoretischer Sicht wäre die Frage zu beantworten, ob nun in der historischen Zeitreihe als Stichprobe ein Strukturbruch vorliegt. Wäre dies der Fall besteht die Gefahr einer Fehlaussage für Prognosezwecke (z.B. Ruiz de Vargas, 2012). Für die Identifikation von Strukturbrüchen in den historischen Marktrenditen eignet sich der Chow-Test. Dieser wird in der Literatur als ökonometrische Variante vorgeschlagen und ermöglicht, die Festlegung der Schätzperiodenlänge durch ein objektives Kriterium zu plausibilisieren.

Der Chow-Test beruht auf sukzessiven linearen Regressionen der Zeitreihe für verschiedene Periodenlängen. Um einen signifikanten Strukturbruch zu ermitteln, wird die Regression der Zeitreihe schrittweise um eine weitere Periode in die Vergangenheit verlängert. Als Testkriterium wird dann geprüft, ob die Aufnahme einer zusätzlichen Periode signifikante Änderungen in der linearen Regression aufweist. Für das Prüfkriterium der Anpassungsfähigkeit einer zusätzlichen Zeitperiode an die gesamte Regression hat Chow (1960) die folgende Teststatistik vorgeschlagen (Chow, 1960):⁵

$$\text{Chow Teststatistik:} = \frac{SS_T - SS_{T-1}}{SS_{T-1}/(T - k - 1)} \sim F_{k; T-k-1}.$$

Die Teststatistik ist nach Chow F-verteilt mit den Freiheitsgraden k und $T-k-1$. Nach der zu testenden Nullhypothese $H_0: \beta_T = \beta_{T-1}$ sind die Koeffizienten der linearen Regression bei einer Verlängerung um eine Periode konstant. Signifikante Strukturbrüche sind ein Indiz dafür, dass zeitlich frühere Werte nicht in der Datenmenge enthalten sein sollten und keine ausreichende Prognosefähigkeit besitzen.

Wenger argumentiert für den zusätzlichen Ausschluss der Jahre bis 1960 anhand eines Ländervergleichs mit Japan und der Schweiz. Der deutsche Aktienmarkt zeigt eine deutliche Überperformance gegenüber dem Schweizer Aktienmarkt auf, welche durch eine kriegsbedingte Aufholung der Wirtschaft in den fünfziger Jahren verursacht wurde und in Japan in ähnlicher Weise vorzufinden ist. Wenger schlussfolgert, dass die Kursentwicklung in den fünfziger Jahren durch den vorrausgegangenen Krieg bedingt sei und somit keine für die Zukunft ausreichende Prognosequalität besitzt. Als ökonomisch bedeutsames Ereignis wird die Errichtung der innerdeutschen Grenze genannt. Ein bis dahin anhaltender Flüchtlingsstrom qualifizierbarer, integrierbarer Arbeitskräfte führte auch zu einer positiveren Ertragssituation von Aktien in den Jahren vor 1961 (Wenger, 2005).

Die zu untersuchenden Hypothesen lauten daher:

- Der deutsche Aktienmarkt unterliegt im Jahr 1954 einem Strukturbruch.
- Der deutsche Aktienmarkt unterliegt im Jahr 1960 einem Strukturbruch.

In *Tabelle 2* sind der logarithmierte Stehle-CDAX und die Signifikanzergebnisse des Chow-Tests für das Signifikanzniveau $\alpha = 0,05$ dargestellt.

⁵ Mit T : Anzahl der Beobachtungen, SST : Quadratsumme der Residuen einer Regression mit Periodenlänge T , und k : Anzahl der Steigungskoeffizienten der linearen Regression (hier 1; Kriedel, 2006). Für den hier vorliegenden Fall kleiner Teilstichproben – die zusätzliche Stichprobengröße beträgt eins – wird der adjustierte Chow-Forecast-Test verwendet. Detaillierte Testangaben hierzu sind Wengers (2005) Ausführungen nicht zu entnehmen.

Tabelle 2: Chow Test, F-Statistiken und p-Werte für den logarithmierten Stehle-Dax. Die getesteten Perioden des Stehle DAX sind 1949-2003 und 1949-2011.

Jahr	Stehle DAX	Stehle DAX logarithmiert	1949-2003		1949-2011	
			F-Statistik	p-Wert	F-Statistik	p-Wert
1953	231,8	5,446	5,292	0,026	6,367	0,014
1954	429,0	6,061	0,555	0,460	0,900	0,347
1960	1997,9	7,600	6,519	0,014	5,421	0,024
1961	1841,7	7,518	5,244	0,027	3,900	0,054
1969	2703,7	7,902	4,380	0,044	1,806	0,186
1981	3832,6	8,251	2,502	0,129	4,339	0,046
1982	4586,1	8,431	2,674	0,118	4,545	0,042

Es sind zwar mehrere signifikante Strukturbrüche vorzufinden, wodurch die Auswahl der geeigneten Schätzperiodenlänge erschwert wird. Nach Kriedel (2006) ist bei Vorliegen mehrerer signifikanter Jahre ein Strukturbruch in dem Zeitpunkt zu verorten, der den höchsten Wert der F-Statistik liefert. Dies ist bei Betrachtung bis 2003 für das Jahr 1960 der Fall.

In *Abbildung 1* sind diese Ergebnisse der Signifikanztests unter Hinzunahme der Jahre 2004-2011 zusammen mit dem Stehle-DAX grafisch dargestellt. Der höchst-signifikante Strukturbruch im Jahr 1960 ist für den Stehle-DAX erkennbar.

Für Stehles Argumentation eines kriegsbedingten Aufholens der deutschen Wirtschaft in den Folgejahren des Zweiten Weltkrieges können signifikante Strukturbrüche für die Jahre 1952 und 1953 nachgewiesen werden. Die Hinzunahme des Jahres 1954 führt dagegen nicht zu einem signifikanten Strukturbruch in der Zeitreihe und aus statistischer Sicht besteht kein Anlass für den Ausschluss des Jahres 1954.⁶

Für das in der Literatur vorgebrachte Argument, dass die Jahre vor 1961 aufgrund der Errichtung der innerdeutschen Grenze aus den Betrachtungen auszuschließen seien, liegt ein statistisch signifikanter Nachweis vor (p-Wert = 0,014). Auch bei einer Hinzunahme der Jahre nach 2003 kann ein Strukturbruch in 1961 als signifikant nachgewiesen werden (p-Wert = 0,024).

⁶ Der Ausschluss des Jahres 1954 wird von Stehle mit einem andernfalls zu hohen Schätzwert der Marktrisikoprämie begründet, jedoch nicht weiter ausgeführt (Stehle, 2004).

Stehle-DAX und Chow-Test

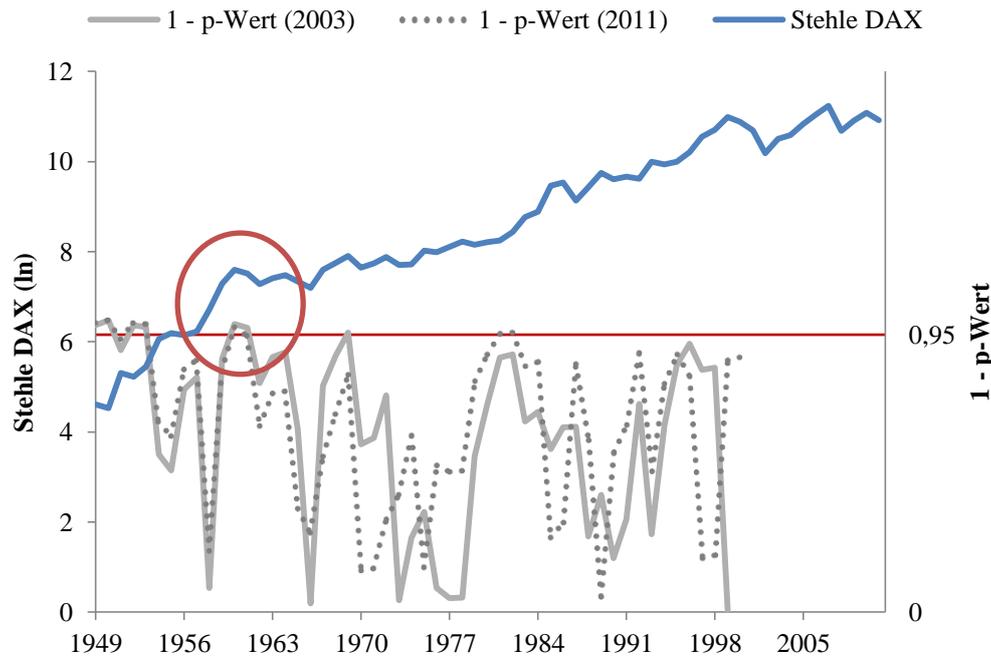


Abbildung 1: Stehle-DAX (blau) und Signifikanzen für Strukturbrüche gemäß Chow-Test für die Perioden 1949-2003 (grau) und 1949-2011 (grau gepunktet).

Mit diesen Ergebnissen kann zur Schätzung einer prognosefähigen Marktrisikoprämie über sachlogische Argumentationen hinaus ein statistisches Argument für einen Ausschluss der Jahre vor 1961 erbracht werden. Die Zeitspanne 1955-1960 besitzt eine hohe Überperformance. Bei Schätzung der Jahre bis 2011 ist die Marktrisikoprämie um 2,5 % niedriger, wenn die Jahre vor 1961 ausgeschlossen werden, bei einer Betrachtung bis 2003 beträgt die Differenz 2,9 %. Insofern kann die Auswahl der Schätzperiodenlänge die Marktrisikoprämie und die daraus resultierenden Kapitalkosten erheblich beeinflussen. Da das von Stehle ausgeschlossene Jahr 1954 eine hohe Rendite aufweist (ca. 85 %), bedingt der Ausschluss eine Verringerung der geschätzten Marktrisikoprämie, was zu höheren Unternehmenswerten führt.

4 Fazit

In dieser Untersuchung wurden die Anforderungen an die praktische Schätzung der Marktrisikoprämie in Deutschland aufgezeigt und die Zulässigkeit einer in der Literatur vorzufindenden Schätzmethode wird anhand signifikanter Stationarität bestätigt. Für die Bestimmung der empirischen Historie kann mittels Chow-Test eine Rückbetrachtung der Renditereihen bis mindestens 1961 als geeignet angesehen werden.

In *Tabelle 3* sind die Schätzwerte der historischen Marktrisikoprämien und deren Standardfehler für die in Frage kommenden Zeiträume dargestellt.

Tabelle 3: Arithmetisches Mittel und Standardfehler der Jahresrenditen der Marktrisikoprämie sowie des CDAX und REXP.

Zeitraum	Marktrisikoprämie	Standardfehler	Arithmetisches Mittel CDAX	Arithmetisches Mittel REXP
1955-2003	5,46 %	3,62 %	12,40 %	6,94 %
1961-2003	2,54 %	3,62 %	9,6 %	7,06 %
1955-2011	5,16 %	3,37 %	11,84 %	6,68 %
1961-2011	2,66 %	3,37 %	9,42 %	6,75 %

Literatur

- Ballwieser, W. (2011). *Unternehmensbewertung - Prozeß, Methoden und Probleme*. Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Chow, G. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3), 591-605.
- Creutzmann, A. & Heuer, A. (2010). Der Risikozuschlag beim vereinfachten Ertragswertverfahren. *Der Betrieb*, 24, 1301.
- Drukarczyk, J. & Schüler, A. (2009). *Unternehmensbewertung*. München, Wien: Vahlen.
- Deutsche Börse AG (2013). Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse. Verfügbar unter: http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Leitfaden_Aktienindizes.pdf (18.11.2015).
- Deutsche Börse AG (2017). REX Gesamt Performance. Verfügbar unter http://www.boerse-frankfurt.de/de/aktien/indizes/rex+performance+DE0008469115/kurs_und_umsatzhistorie/historische+kursdaten (26.11. 2015).
- Institut der Wirtschaftsprüfer in Deutschland e.V. (IDW) (2012). Hinweise des FAUB zur Berücksichtigung der Finanzmarktkrise bei der Ermittlung des Kapitalisierungszinssatzes in der Unternehmensbewertung. *IDW Fachnachrichten*, 10, 568-569.
- Kriedel, N. (2006). Die Datierung von Strukturbrüchen in ökonomischen Zeitreihen - Das Beispiel der Geldnachfragefunktion in Großbritannien. *WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 6, 345-349.
- Kruschwitz, L. & Löffler, A. (2008). Kapitalkosten aus theoretischer und praktischer Perspektive. *Die Wirtschaftsprüfung*, 17, 803-810.
- Ruiz de Vargas, S. (2012). Bestimmung der historischen Marktrisikoprämie im Rahmen von Unternehmensbewertungen. *Der Betrieb*, 15, 813-819.
- Schlittgen, R. & Streitberg, H.J. (2001). *Zeitreihenanalyse*. München, Wien: Oldenbourg.

- Stehle, R. & Hartmond, A. (1991). Durchschnittsrenditen deutscher Aktien 1954-1988. *Kredit und Kapital*, 24, 371-411.
- Stehle, R., Huber, R. & Maier, J. (1996). Rückberechnung des DAX für die Jahre 1955 bis 1987. *Kredit und Kapital*, 29, 277-304.
- Stehle, R., Wulff, C. & Richter, Y. (1999). Die Rendite deutscher Blue-Chip-Aktien in der Nachkriegszeit – Rückberechnung des DAX für die Jahre 1948 bis 1954. Humboldt-Universität zu Berlin - Lehrstuhl für Bank- und Börsenwesen – Papers. Berlin: Humboldt-Universität zu Berlin.
- Stehle, R. (2004). Die Festlegung der Risikoprämie von Aktien im Rahmen der Schätzung des Wertes von börsennotierten Kapitalgesellschaften. *Die Wirtschaftsprüfung*, 17, 906-927.
- Stehle, R. (2011). Data Library. Verfügbar unter <https://www.wiwi.hu-berlin.de/de/professuren/bwl/bb/data> (18.11. 2015).
- Wenger, E. (2005). Verzinsungsparameter in der Unternehmensbewertung – Betrachtungen aus theoretischer und empirischer Sicht. *Die Aktiengesellschaft*, 50, 9 -22.