



**Diskussionspapier**

**# 2016 – 01**

**Die Marktrisikoprämie des DAX  
nach dem Dividenden- und Gewinnwachstumsmodell  
von Fama/French (2002)**

Universität Hohenheim  
Institut für Financial Management

Prof. Dr. Dirk Hachmeister

Kerstin Puchstein, M.Sc.

Patrick Seidler, M.Sc.

**Abstract**

Die Marktrisikoprämie ist eine der wichtigsten Kennzahlen in der Finanzwissenschaft, da sie elementarer Bestandteil der Kapitalkostenberechnung nach dem CAPM-Modell ist. Allerdings ist die Höhe der Marktrisikoprämie auch ein Politikum, da diese am Markt nicht direkt beobachtbar ist und lediglich auf Basis verschiedener Verfahren und Zeitreihen geschätzt werden kann. Die nicht nur in der deutschen Bewertungspraxis beliebte historische Methode hat dabei den Nachteil, dass sie maßgeblich von der Wahl des zugrundeliegenden Beobachtungszeitraums und zudem von den hohen Kurssteigerungen der letzten 30 Jahre bestimmt werden. Als mögliche Alternative wird im Folgenden ein Ansatz von Fama und French auf den DAX übertragen, bei dem die Marktrisikoprämie mithilfe fundamentaler Unternehmensdaten geschätzt wird. Das Dividenden- und das Gewinnwachstumsmodell nach Fama und French schätzt die erwartete Marktrisikoprämie auf Basis der historisch beobachteten Dividendenrendite sowie des Dividenden- bzw. Gewinnwachstums der einzelnen im Marktindex erfassten Unternehmen.

## Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis.....	1
Tabellenverzeichnis.....	3
Abbildungsverzeichnis .....	3
1 Problemstellung .....	4
2 Dividenden- und Gewinnwachstumsmodell nach Fama/French (2002).....	8
2.1 Methodische Betrachtung .....	8
2.2 Empirische Betrachtung .....	9
2.3 Kritische Würdigung der vorgestellten Verfahren.....	10
3 Empirische Untersuchung nach den Modellen von Fama/French (2002) .....	13
3.1 Datengrundlage und Ziele der Untersuchung .....	13
3.2 Untersuchung auf Stationarität.....	18
3.3 Ergebnisse der Schätzung für die erwartete Rendite des DAX.....	21
3.4 Plausibilitätsprüfung der Ergebnisse.....	25
3.4.1 Statistische Eigenschaften und Verteilungen der Schätzwerte .....	25
3.4.2 Untersuchung der Stabilität in verschiedenen Zeitintervallen und Einfluss von Krisen auf die erwartete Rendite .....	27
3.4.3 Stabilität der Risikoaversion in Form der Sharpe Ratio.....	30
3.4.4 Vergleich der durchschnittlichen Eigenkapitalrentabilität mit den erwarteten Eigenkapitalkosten .....	32
3.5 Vergleich der Ergebnisse mit korrespondierenden Studien.....	33
4 Thesenförmige Zusammenfassung .....	35
5 Literaturverzeichnis .....	37

## **Tabellenverzeichnis**

Tabelle 1: Empirische Ergebnisse nach dem Dividenden- und Gewinnwachstumsmodell .....	10
Tabelle 2: Berechnung und empirische Ausprägungen der realen historischen Kursänderung .....	14
Tabelle 3: Berechnung und empirische Ausprägungen des Dividenden/Preisverhältnisses....	15
Tabelle 4: Berechnung und empirische Ausprägungen des realen Dividendenwachstums .....	15
Tabelle 5: Berechnung und empirische Ausprägungen der realen Dividendenrendite .....	16
Tabelle 6: Berechnung und empirische Ausprägungen um Aktienrückkäufe adjustierter Kennzahlen .....	17
Tabelle 7: Berechnung und empirische Ausprägungen der Gewinnkennzahlen.....	18
Tabelle 8: Berechnung und empirische Ausprägungen des Gewinn/Preisverhältnisses.....	18
Tabelle 9: Teststatistiken für die Stationarität im Zeitraum 1988-2013 .....	19
Tabelle 10: Teststatistiken für die Stationarität im erweiterten Zeitraum 1973-2014 .....	21
Tabelle 11: Renditeschätzung und Kennzahlen für den DAX .....	23
Tabelle 12: Zusammenfassung der Schätzwerte .....	25
Tabelle 13: Statistische Eigenschaften der Schätzfunktionen.....	25
Tabelle 14: Statistische Eigenschaften der Schätzfunktionen bei Ausschluss der Jahre 2008-2010.....	27
Tabelle 15: Schätzergebnisse in unterschiedlichen Zeiträumen .....	27
Tabelle 16: Schätzwerte der Modelle während der Dot.com-Krise .....	28
Tabelle 17: Schätzwerte der Modelle während der Finanzmarktkrise .....	29
Tabelle 18: Sharpe Ratios im Zeitverlauf .....	30
Tabelle 19: Vergleich Kapitalkosten mit Eigenkapitalrentabilität.....	32

## **Abbildungsverzeichnis**

Abbildung 1: Methoden zur Schätzung der erwarteten Marktrendite.....	4
Abbildung 2: Histogramm der Renditeausprägungen.....	26

## 1 Problemstellung

Die Marktrisikoprämie ist eine der wichtigsten Kennzahlen in der Finanzwissenschaft, da sie elementarer Bestandteil der Kapitalkostenberechnung nach dem CAPM-Modell ist und somit maßgeblichen Einfluss auf den zu berechnenden Wert einer Investition hat.<sup>1</sup> Allerdings ist die Höhe der Marktrisikoprämie auch ein Politikum, da diese am Markt nicht direkt beobachtbar ist<sup>2</sup> und lediglich auf Basis verschiedener Verfahren und Zeitreihen geschätzt werden kann. In einer aktuellen Umfrage der IESE Business School unter mehr als 250 Professoren, Analysten und Unternehmen wird die Höhe der deutschen Marktrisikoprämie für das Jahr 2015 auf einen Wert zwischen 2,0% und 11,3% beziffert.<sup>3</sup> Diese Befragung illustriert die Ungewissheit über die Höhe der Marktrisikoprämie und die in der Praxis anzutreffende hohe Bandbreite der Schätzungen, welche sich aus den zahlreichen Freiheitsgraden bei den unterschiedlichen Schätzverfahren ergeben.

Abbildung 1 gibt einen Überblick zu verschiedenen Verfahren mit denen die Marktrisikoprämie geschätzt werden kann.

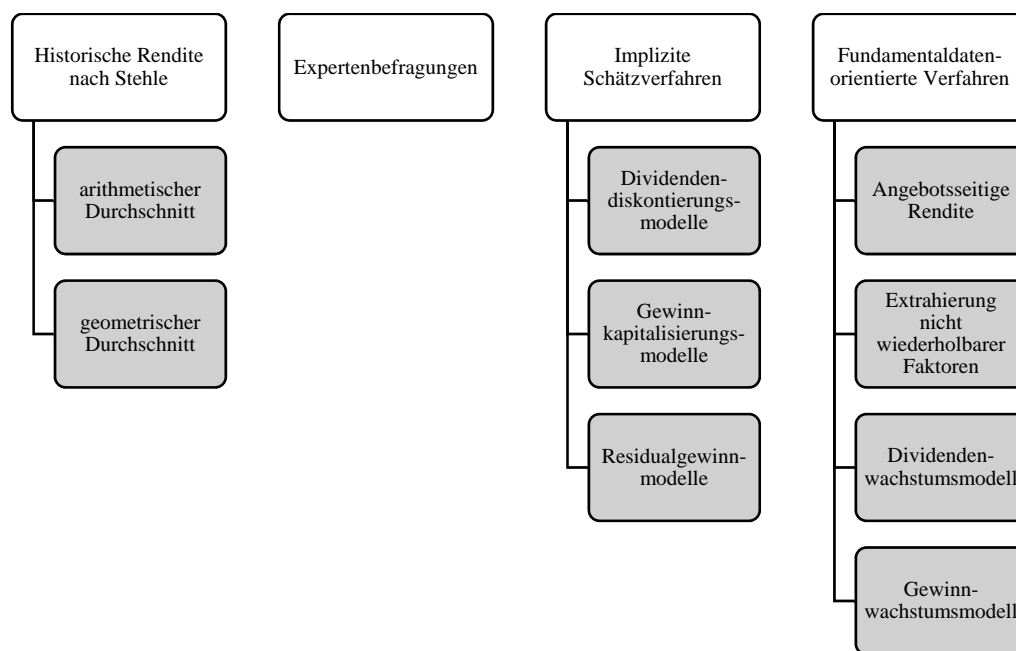


Abbildung 1: Methoden zur Schätzung der erwarteten Marktrendite

Bei der historischen Methode nach Stehle wird aus den in der Vergangenheit realisierten Marktrisikoprämien ein Mittelwert gebildet, welcher stellvertretend für die künftig zu erwar-

<sup>1</sup> Vgl. Welch (2000), S. 501 sowie Dimson/Marsh/Stauton (2000), S. 1.

<sup>2</sup> Vgl. Morningstar (2011), S. 53.

<sup>3</sup> Vgl. Fernandez/Ortiz/Acin (2015), S. 3.

tende Marktrisikoprämie stehen soll. Stehle empfiehlt für die Ermittlung der Marktrisikoprämie zu Unternehmensbewertungszwecken das *arithmetische Mittel*.<sup>4</sup>

Bei der Expertenbefragung und den impliziten Schätzverfahren handelt es hingegen um zukunftsorientierte Verfahren. Während bei der Expertenbefragung ausgewiesene Kapitalmarktexperten nach deren Erwartungen für die zukünftige Marktrisikoprämie befragt werden, ergibt sich der Schätzwert der impliziten Verfahren aus der Invertierung von Unternehmensbewertungsmodellen. Dabei wird der Unternehmenswert in Form der aktuellen Marktkapitalisierung als gegeben angenommen und die Bewertungsgleichung nach der im Unternehmenswert inbegriffenen Marktrisikoprämie aufgelöst. Abhängig von der Wahl des zugrunde liegenden Bewertungsmodells unterscheidet man zwischen den Dividendendiskontierungs-, Gewinnkapitalisierungs- und dem Residualgewinnmodell.<sup>5</sup>

Fundamentaldatenorientierte Verfahren basieren wie die historische Rendite-Methode nach Stehle auf in der Vergangenheit beobachteten Werten. Einige Verfahren orientieren sich dabei zunächst ebenfalls an der historischen Marktrendite, werden jedoch anschließend um nachfrageseitige<sup>6</sup> oder nicht wiederholbare Renditeeffekte<sup>7</sup> bereinigt. Weitere Ansätze betrachten Fundamentaldaten der Unternehmen (in einem Marktindex), um mithilfe dieser Kennzahlen die erwartete Aktienrendite einzelner Unternehmen oder die in einem Index zusammengefasste Marktrendite zu ermitteln.

Fama/French (2002) kritisieren die (in der deutschen Bewertungspraxis beliebte) historische Methode, weil insbesondere die Wahl des zugrundeliegenden Beobachtungszeitraums einen starken Einfluss auf die Höhe der Marktrisikoprämie hat. Abhängig vom gewählten Zeitraum stellen Sie dabei eine Schwankung der historischen Marktrisikoprämie auf dem US-Kapitalmarkt von mehr als 3%-Punkten fest und schlagen stattdessen das Dividenden bzw. das Gewinnwachstumsmodell zur Schätzung der Marktrisikoprämie vor. Das Dividenden- und das Gewinnwachstumsmodell nach Fama/French (2002) ist unabhängig von historischen Renditen am Kapitalmarkt und schätzt die erwartete Marktrisikoprämie auf Basis der historisch beobachteten Dividendenrendite sowie des Dividenden- bzw. Gewinnwachstums der einzelnen Unternehmen. Bei der Anwendung der von Fama/French vorgeschlagenen Metho-

---

<sup>4</sup> Vgl. Stehle (2004), S. 910.

<sup>5</sup> Vgl. Metz (2007), S. 223-236

<sup>6</sup> Vgl. für den deutschen Kapitalmarkt Hachmeister/Ruthardt/Autenrieth (2015), die die Idee einer sog. angebotsseitige Rendite ermittelt haben.

<sup>7</sup> Vgl. Dimson/Marsh/Staunton (2014), S. 29

dik schwankt die Marktrisikoprämie im selben Vergleichszeitraum lediglich um 1,62%-Punkte.<sup>8</sup>

Die empirische Studie von Fama/French (2002) für den amerikanischen und von Vivian (2007) für den britischen Markt liefert aber nicht nur „stabilere“ Schätzungen, sondern die mithilfe dieser beiden Schätzverfahren erwartete Marktrisikoprämien, liegt auch deutlich unter der historisch beobachteten Marktrisikoprämie. Dies führt zu der Schlussfolgerung, dass die beobachtete Rendite in diesen Ländern seit Ende des 2. Weltkriegs deutlich höher ausgefallen ist als man das in der Mitte des 20. Jahrhunderts hatte erwarten können. Eine Fortschreibung dieser über den Erwartungen ausgefallenen Aktienhausse auf die Zukunft nach der klassischen historischen Methode birgt somit die Gefahr der Überschätzung der künftigen Marktrisikoprämie.<sup>9</sup>

Das Modell nach Fama/French (2002) wird in diesem Beitrag erstmals für den deutschen Markt angewandt, um anhand dessen zunächst die deutsche Marktrendite ohne Berücksichtigung des risikofreien Zinses zu schätzen. Äquivalent zum amerikanischen Markt zeigt dieses Verfahren auch in Deutschland stabilere Ergebnissen im Zeitablauf und ist unabhängiger von nachfrageseitigen Einflüssen, wie beispielsweise einer veränderten Investorenerwartung. Die Marktrisikoprämie setzt sich aus den zwei Komponenten erwartete Marktrendite und risikofreier Zins zusammen. Im Rahmen dieser Arbeit soll die Frage nach dem risikofreien Zins nicht weiter vertieft werden und stattdessen das Hauptaugenmerk auf die erwartete Marktrendite gelegt werden.<sup>10</sup>

In dieser Arbeit wird die erwartete Rendite des DAX anhand des *Dividenden-* und des *Gewinnwachstumsmodells* nach Fama/French (2002) als arithmetischer Mittelwert geschätzt und mit der historischen Marktrendite verglichen. Zuvor wird dabei die für die Renditeschätzung erforderliche Stationarität des Dividenden/Preis- und des Gewinn/Preisverhältnis anhand des Augmented Dickey/Fuller-, Philips/Perron- und Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin-Tests überprüft. Um darüber hinaus der aktuellen Entwicklung in der Ausschüttungspolitik – Zunahmen von Aktienrückkäufen zulasten von Dividendenzahlungen – Rechnung zu tragen, werden auch Aktienrückkäufe als zusätzliche Ertragsquelle für Investoren berücksichtigt. In Anlehnung an die Arbeit von Fama/French (2002) wird neben der Gesamtperiode (1988-

---

<sup>8</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 641.

<sup>9</sup> Vgl. Dimson/Marsh/Staunton (2014), S. 29.

<sup>10</sup> Zur Ermittlung des risikofreien Basiszinses siehe u.a. Stehle (2004), S. 920 f.

2013) auch die Änderung der fundamentalorientierten Rendite mit der historischen Rendite im Zeitverlauf anhand von zwei Stichproben (1988-1999 sowie 2000-2013) untersucht.

Während sich die erwartete reale Rendite des *Dividenden-* und des *Gewinnwachstumsmodells* über die Gesamtlaufzeit mit 9,29% bzw. 9,54% nur geringfügig von der historischen Rendite in Höhe von 9,93% unterscheidet, zeigen sich in den beiden Stichproben Differenzen. So schwankt die historische Rendite zwischen den beiden Zeiträumen um 400%, während die Renditen nach den Modellen von Fama/French (2002) sich lediglich in einer Spanne zwischen 7,53% und 10,79% bewegen. Dabei zeigt sich ein unterschiedliches Verhalten der Schätzwerte bei der Zunahme von Marktschwankungen, speziell in einer Wirtschaftskrise. Zur Beurteilung der Aussagekraft der Ergebnisse wird darüber hinaus die Entwicklung der Sharpe Ratio betrachtet, welche als Indikator für die Risikoeinstellung der Kapitalmarktteilnehmer dient. Im Vergleich zur historischen Rendite ist diese bei den Dividenden- und des Gewinnwachstumsmodellen deutlich stabiler, was die Vermutung für robuste Ergebnisschätzungen nach dem Dividenden- und Gewinnwachstumsmodells weiter unterstützt.

## 2 Dividenden- und Gewinnwachstumsmodell nach Fama/French (2002)

### 2.1 Methodische Betrachtung

Nach der Grundidee der fundamentaldatenorientierten Verfahren spiegelt sich die erwartete Marktrendite im erzielten Gewinn der Unternehmen<sup>11</sup> Grundsätzlich gilt dabei, dass Investoren langfristig keine Rendite erwarten sollten, die wesentlich höher oder niedriger als die tatsächliche Wertschöpfung des Unternehmens ist.<sup>12</sup> Fama/French (2002) haben mit dem *Dividenden-* und dem *Gewinnwachstumsmodell* zwei Verfahren entwickelt, die anhand von fundamentalen Vergangenheitsdaten die unbedingte erwartete Aktienrendite schätzen.<sup>13</sup> Fama/French (2002) orientieren sich dabei an der beobachteten Wertschöpfung in Form von Dividenden bzw. Gewinnen. Dividenden- bzw. Gewinnwachstumsraten sind nach ihren Überlegungen dann eine geeignete Annäherung an beobachtete Kurssteigerungen, wenn die Stationarität bestimmter Verhältniskennzahlen gegeben ist.

Ihr Ansatz folgt zunächst der einfachen Logik, dass sich die durchschnittliche Aktienmarktrendite  $A(R_t)$  aus der durchschnittlichen Dividendenrendite  $A(D_t/P_{t-1})$  und der durchschnittlichen über die Dividende hinausgehende Kursänderung  $A(GP_t)$  zusammensetzt:<sup>14</sup>

$$A(R_t) = A(D_t/P_{t-1}) + A(GP_t) \quad (1)$$

Die Änderung des Aktienkurses  $A(GP_t)$  stellt dabei den Teil der Unternehmensgewinne dar, welcher über bzw. unter die Dividendenrendite hinaus erwirtschaftet worden ist und somit zu einer Erhöhung bzw. Senkung der Ausschüttungsgröße der führen kann. Unter der Voraussetzung, dass das *Dividenden/Preisverhältnis*  $(D_t/P_t)$  im Zeitverlauf einen konstanten Mittelwert hat (stationär ist), kann angenommen werden, dass die proportionale Änderung des Aktienpreises mit einer nahezu äquivalenten Änderung der Dividenden einhergehen muss.<sup>15</sup> In diesem Falle kann die durchschnittliche Kursänderung  $A(GP_t)$  mit der durchschnittlichen Dividendenwachstumsrate  $A(GD_t) = A((D_t/D_{t-1})/D_{t-1})$  ersetzt werden. Schließlich kann also die durchschnittliche Aktienmarktrendite anhand der durchschnittlichen Dividendenrendite und des Dividendenwachstums ausgedrückt werden:<sup>16</sup>

$$A(RD_t) = A(D_t/P_{t-1}) + A(GD_t) \quad (2)$$

<sup>11</sup> Vgl. Hachmeister/Ruthardt/Autenrieth (2015), S. 10.

<sup>12</sup> Vgl. Ibbotson/Chen (2003), S. 94.

<sup>13</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 638.

<sup>14</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 637.

<sup>15</sup> Vgl. Vivian (2007), S. 10.

<sup>16</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 638.



Sofern sich Unternehmen jedoch entscheiden, Eigenkapitalgeber nicht in Form von Dividenden, sondern z.B. durch Aktienrückkäufe, am Unternehmenserfolg zu beteiligen, ist die Stationarität des Dividenden/Preisverhältnisses nicht mehr gegeben. Um diesem Problem entgegen zu treten, haben Fama/French (2002) das durchschnittliche Dividendenwachstum mit dem durchschnittlichen Gewinnwachstum  $A(GY_t) = A((Y_t/Y_{t-1})/Y_{t-1})$  ersetzt. Sofern das Gewinn/Preisverhältnis  $Y_t/P_t$  stationär ist, liefert das durchschnittliche Gewinnwachstum einen geeigneten Schätzer für den erwarteten Kursgewinn. Die erwartete Rendite nach dem Gewinnwachstumsmodell  $A(RY_t)$  setzt sich demnach aus der durchschnittlichen Dividendenrendite und dem durchschnittlichen Gewinnwachstum  $A(GY_t)$  zusammen:<sup>17</sup>

$$A(RY_t) = A(D_t/P_{t-1}) + A(GY_t) \quad (3)$$

Da nach der Portfoliotheorie Konsum das primäre Ziel der Investoren ist, berechnen Fama/French (2002) die erwartete Marktrendite auf *realer* anstatt auf nominaler Basis.<sup>18</sup>

## 2.2 Empirische Betrachtung

Fama/French (2002) schätzen die erwartete Realrendite für den amerikanischen Finanzmarkt nach dem Dividenden- und Gewinnwachstumsmodell und stellen die Ergebnisse anschließend der historisch beobachteten Rendite gegenüber. Als Marktindex greifen Sie dabei auf den S&P 500 im Zeitraum zwischen 1872-2000 zurück. Sie berechnen die erwartete und beobachtete Rendite sowohl auf Basis des gesamten Zeitraums, als auch für die beiden Zwischenperioden 1872-1950 bzw. 1951-2000. Dabei stellen sie fest, dass im Zeitraum 1872-1950 die fundamentaldatenorientierte Rendite mit der historischen nahezu übereinstimmt. Für den anschließenden Zeitraum 1951-2000 weichen die ermittelten Renditen stark voneinander ab. Während die mithilfe des Dividendenwachstums kalkulierte reale Rendite über beide Zwischenperioden hinweg nahezu konstant bleibt, fällt die historische im zweiten Vergleichszeitraum deutlich höher als im vorhergehenden aus. Daraus schließen Fama/French (2002), dass Aktien während des Zeitraums 1950-2000 unerwartet starke Kursgewinne verzeichnen konnten.<sup>19</sup> Würde diese unerwartet positive Kursentwicklung in die Zukunft fortgeschrieben, wäre die erwartete Rendite nach oben hin verzerrt.

In einer späteren Studie ergänzen Cornell/Arnott/Moroz (2009) die von Fama/French (2002) entwickelten Modelle mit Kapitalmarktdaten bis zum Jahr 2008, womit sich in deren Daten-

<sup>17</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 638.

<sup>18</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 642.

<sup>19</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 658.

satz die Auswirkungen der Finanz- und Wirtschaftskrise wiederfinden. Die Kapitalmarktgeschehnisse in den ersten Jahren nach der Jahrtausendwende sorgen für eine sinkende beobachtete historische Rendite und zu einer sinkenden erwarteten Rendite nach dem Gewinnwachstumsmodell. Die erwartete Rendite nach dem Dividendenwachstumsmodell steigt dagegen an.<sup>20</sup>

Vivian (2007) hat das Dividendenwachstumsmodell auf den britischen Markt repliziert und als stellvertretende Indizes den Barclays Equity Index (1900-1962) bzw. den FTSE All-Share Index (1963-2002) gewählt. Wie Fama/French (2002) untersucht auch er sowohl den Gesamtzeitraum als auch zwei Zwischenperioden vor und nach 1950 und stellt die Ergebnisse anschließend der historisch beobachteten Rendite gegenüber. In Übereinstimmung mit Fama/French (2002) beobachtet Vivian (2007) eine relativ stabile erwartete Rendite nach dem Dividendenwachstumsmodell, während die beobachtete Rendite im zweiten Untersuchungszeitraum mehr als doppelt so hoch als im ersten Intervall ist.<sup>21</sup>

Tabelle 1 fasst die Ergebnisse der Studien für die ermittelte erwartete reale Markttrendite nach fundamentaldatenbasierten Schätzverfahren zusammen und stellt die Ergebnisse der historisch beobachteten Rendite gegenüber. Die dargestellten Markttrenditen wurden anhand der arithmetischen Mittelwertbildung bestimmt.

Autor	Markt	Schätzverfahren	Rendite Gesamtperiode	Rendite Periode I	Rendite Periode II
Fama/French (2002)	US	Historische Rendite	8,81%	8,30%	9,62%
		Dividendenwachstum	6,78%	8,07%	4,74%
		Gewinnwachstum	-	-	6,51%
Cornell/Arnott/Moroz (2009)	US	Historische Rendite	8,24%	-	7,95%
		Dividendenwachstum	6,87%	-	5,05%
		Gewinnwachstum	-	-	6,04%
Vivian (2007)	GB	Historische Rendite	6,98%	4,31%	9,46%
		Dividendenwachstum	5,59%	5,03%	6,10%

Tabelle 1: Empirische Ergebnisse nach dem Dividenden- und Gewinnwachstumsmodell<sup>22</sup>

### 2.3 Kritische Würdigung der vorgestellten Verfahren

Die Modelle von Fama/French (2002) gründen auf historischen Kennzahlen, welche leicht beobachtbar sind. Die Schätzungen basieren dabei auf einem relativ langen historischen Zeit-

<sup>20</sup> Vgl. Cornell/Arnott/Moroz (2009), S. 9.

<sup>21</sup> Vgl. Tabelle 1.

<sup>22</sup> Eigene Darstellung in Anlehnung Fama/French (2002), S. 641; Cornell/Arnott/Moroz (2009), S. 9; Vivian (2007), S. 40.

raum und sind somit gut belegbar. Probleme und mögliche Verzerrung, die sich beispielsweise bei der Verwendung von Analystenschätzungen im Rahmen der impliziten Bestimmung der Marktrisikoprämie ergeben, werden somit umgangen.<sup>23</sup> Durch die Orientierung an Gewinnkennzahlen basieren die beiden Verfahren von Fama/French (2002) auf der realen Wertschöpfung durch Unternehmen. Damit sind sie unabhängig von Aktienkursbewegungen, die aus Investorenerwartungsänderungen resultieren, was ein Kritikpunkt der historischen Methode nach Stehle ist. Ein weiterer Vorteil ist die relativ einfache Verständlichkeit und Implementierbarkeit der Verfahren, insbesondere im Vergleich zu den impliziten Verfahren. Ebenso entfällt die Problematik der Tautologie bzw. Zirkularität, welche sich bei der Anwendung der impliziten Verfahren ergibt.<sup>24</sup>

Gestützt auf empirisch beobachteten Daten nennen Fama/French (2002) drei wesentliche Vorteile des Dividenden- und Gewinnwachstumsmodells im Vergleich zur Methode der historischen Rendite. Erstens unterliegen die ermittelten Schätzwerte geringeren Schwankungen, wodurch sie präziser als der rein historische Renditedurchschnitt sind.<sup>25</sup> Zweitens unterstellt die historisch ermittelte Rendite einen verhältnismäßig starken Anstieg der Risikoaversion im Zeitverlauf, ohne dass eine Erklärung dafür vorliegt. Diese kann in Form der Sharpe Ratio gemessen werden, welche die Risikoprämie einer Anlage ins Verhältnis zu ihrer Standardabweichung setzt.<sup>26</sup> Die Schätzwerte Fama/Frenchs (2002) deuten hingegen auf eine konstante Risikoaversion hin.<sup>27</sup> Drittens ist die anhand des Dividenden- und Gewinnwachstumsmodells ermittelte Rendite besser vereinbar mit weiteren fundamentalen Kennzahlen, wie beispielsweise der Eigenkapitalrentabilität.<sup>28</sup>

Auf der anderen Seite bleibt jedoch fraglich, ob eine zuverlässige Voraussage künftiger Renditen auf Basis von lediglich zwei Kennzahlen (Dividendenrendite und Dividenden- bzw. Gewinnwachstum) tatsächlich möglich ist. Zudem bilden Dividenden nur einen Teil der Rückflüsse an die Kapitalgeber ab. Besonders in den letzten Jahren beteiligen Unternehmen ihre Kapitalgeber zunehmend über Aktienrückkäufe am Unternehmensgewinn.<sup>29</sup> Dividendenmodelle, die diese Renditekomponente außer Acht lassen, ermitteln somit eine nach unten

---

<sup>23</sup> Vgl. Metz (2007), S. 221.

<sup>24</sup> Vgl. Reese (2007), S. 97.

<sup>25</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644.

<sup>26</sup> Vgl. dazu auch Kapitel 3.4.3.

<sup>27</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644. Fama/French (2002) beurteilen die Risikoaversion anhand der Sharpe Ratio. Sie beobachten bei der historischen Rendite einen Anstieg dieser Kennzahl von 0,23 (1872-1950) auf 0,44 (1951-2000), wohingegen die Änderungsrate beim Dividendenwachstumsmodell geringer ist (von 0,22 auf 0,15).

<sup>28</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644 f. Für eine genauere Ausführung vgl. auch Kapitel 3.4.4.

<sup>29</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 638.

hin verzerrte erwartete Rendite. Letztlich ist wiederum der Zukunftsbezug zu hinterfragen, da sich die Modelle ausschließlich auf historische Kennzahlen beziehen. Die Projizierung der Vergangenheitswerte auf die Zukunft unterstellt, dass das Dividenden/Preisverhältnis bzw. Gewinn/Preisverhältnis in Zukunft konstant bleibt.

### **3 Empirische Untersuchung nach den Modellen von Fama/French (2002)**

#### **3.1 Datengrundlage und Ziele der Untersuchung**

Im Folgenden soll die erwartete Markttrendite mithilfe des *Dividenden (2)-* und des *Gewinnwachstumsmodells (3)* nach Fama/French (2002) für den deutschen Kapitalmarkt im Zeitraum 1988 bis 2013 geschätzt und mit der *historischen Rendite (1)* verglichen werden.

Um die Stabilität der Schätzungen überprüfen zu können, werden neben dem Gesamtzeitraum zusätzlich Renditeschätzungen für den Zeitraum vor bzw. nach dem Jahrtausendwechsel durchgeführt. Während sich der DAX Performance Index innerhalb des ersten Zeitraums zwischen Jahresanfang 1988 und Jahresende 1999 nahezu versiebenfachte, war der Zeitraum zwischen Jahresanfang 2000 und Jahresende 2013 geprägt von der *Dot.com-* und der weltweiten *Finanzmarktkrise* mit Kursverlusten von mehr als 40% innerhalb eines Jahres und einer Gesamttrendite von nur noch 37% während dieses 14-jährigen Zeitraums.<sup>30</sup>

Darüber hinaus wird untersucht, ob die von Fama/French (2002) geforderte *Stationarität* des Dividenden/Preis- ( $D_t/P_t$ ) und des Gewinn/Preisverhältnisses ( $Y_t/P_t$ ) gegeben ist.<sup>31</sup> Des Weiteren soll die Plausibilität der Schätzung mithilfe der *Risikoaversionsveränderung* sowie weiterer fundamentaler Kennzahlen geprüft werden. Wie im Modell von Fama/French (2002) soll dies anhand der Entwicklung der Sharpe Ratio (SR), des Buchwert-/Marktwert-Verhältnisses ( $b_t/p_t$ ) und der Eigenkapitalrentabilität ( $Y_t/B_{t-1}$ ) beurteilt werden.<sup>32</sup> Als stellvertretendes Marktportfolio für den deutschen Markt wird hierfür der *DAX Index* gewählt.<sup>33</sup>

Fama/French (2002) folgend, wird die erwartete Rendite auf realer Basis berechnet, da der reale Konsum vorrangiges Ziel einer Investition ist.<sup>34</sup> Für die Berechnung der Inflation ( $Inf_t$ ) wird auf die Werte des Verbraucherpreisindizes ( $L_t$ ) des Statistischen Bundesamts zurückgegriffen.<sup>35</sup> Für die Berechnung der Sharpe Ratio wird die reale Verzinsung börsennotierter Bundeswertpapiere mit einer Restlaufzeit von sechs Monaten als Stellvertreter des risiko-

---

<sup>30</sup> Eigene Berechnung. Zwischen 1988 und 1999 stieg der DAX Performance Index von 1.000 auf 6.958 Punkte und von 2000 bis 2013 von 6.958 auf 9.552 Punkte.

<sup>31</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 642.

<sup>32</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644.

<sup>33</sup> Ein noch breiteres Marktspektrum bildet der CDAX ab, welcher sich aus allen deutschen Werten des Prime und des General Standards zusammensetzt, vgl. Deutsche Börse (2014), S. 12. Aufgrund der stärkeren Diversifikation des CDAX lässt sich bei dessen Anwendung eine geringere Rendite erwarten, vgl. dazu auch die in Kapitel 2.2.2 beschriebene historische Untersuchung von Stehle.

<sup>34</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 642.

<sup>35</sup> Für den Zeitraum vor 1992 wird der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte verwendet, für die Zeit nach 1992 wird auf den Verbraucherindex verwiesen, vgl. Statistisches Bundesamt (2015), S. 2 f.

freien Zinses ( $F_t$ ) verwendet.<sup>36</sup> Jahresendkurse des DAX Performance- ( $p_{Dax\ Performanceindex,t}$ )<sup>37</sup> und Preisindex ( $p_{Dax\ Preisindex,t}$ ),<sup>38</sup> und die Marktkapitalisierung ( $m_t$ )<sup>39</sup> ab dem Jahresende 1987 werden von Datastream entnommen. Die Unternehmensgewinne ( $Y_t$ ) können aus dem von Datastream bereitgestellten KGV<sup>40</sup> abgeleitet werden. Der nominale Buchwert ( $b_t$ ) des DAX kann aus dem Marktwert-/Buchwert-Verhältnis ( $p_t/b_t$ ) zum Jahresende abgeleitet werden. Datastream stellt für den DAX das Preis/Buchwertverhältnis nicht zur Verfügung. Allerdings ermittelt Datastream das Marktwert-/Buchwert-Verhältnis für den deutschen Gesamtmarktindex, der sich aus 250 Aktienwerten zusammensetzt.<sup>41</sup> Anhand dieser Daten wird der Buchwert des DAX approximiert.<sup>42</sup>

Die Berechnungsmethodik und die empirischen Ausprägungen der historischen realen Kursänderung des DAX Preisindex  $GP$  sind in Tabelle 2 dargestellt.

Kennzahl	Formel				Nummer
reale historische Kursänderung <sup>43</sup>	$GP_t = (p_{Dax\ Preisindex,t} / p_{Dax\ Preisindex,t-1}) * (L_{t-1} / L_t) - 1$				(4)
Kennzahl	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$GP_t$	26	7,45%	24,25	-45,65%	42,11%

Tabelle 2: Berechnung und empirische Ausprägungen der realen historischen Kursänderung

Die Dividendenrenditen des DAX seit dem Jahr 1988 werden von Datastream zur Verfügung gestellt.<sup>44</sup> Die von Datastream ausgewiesene Dividendenrendite ( $Dividenden - rendite_{Datastream}$ ) stellt dabei das Verhältnis der gesamten kumulierten Dividendenaus-

<sup>36</sup> Die Werte sind der Webseite der Deutschen Bundesbank entnommen und um Inflation bereinigt, vgl. Deutsche Bundesbank (2015). [Zeitreihe BBK01.WZ9807] Fama/French (2002), S. 641, verwenden die reale Rendite sechsmonatiger Commercial Paper als risikofreien Zins. Dementsprechend wird als Stellvertreter des risikofreien Zinses die Rendite deutscher Staatsanleihen mit vergleichbarer Restlaufzeit gewählt.

<sup>37</sup> [Datastream: DAXINDEX(PI)].

<sup>38</sup> [Datastream: DAXINDEX(PI)]. Kursindizes messen die eigentliche Kursentwicklung ohne Berücksichtigung der Reinvestition von Dividendenströmen, vgl. Deutsche Börse (2014), S. 33.

<sup>39</sup> [Datastream: DAXINDEX(DSMV)].

<sup>40</sup> [Datastream: DAXINDEX(DSPE)].

<sup>41</sup> TOTMKBD = Datastream Global Index für Deutschland. Dabei handelt es sich nicht um den CDAX sondern um einen von Datastream berechneten Benchmark Index für Deutschland, der mit 250 Werten rund 98% der Marktkapitalisierung abdeckt und bis 1973 zurückgeht.

<sup>42</sup> [Datastream: TOTMKBD(BP)]. Bloomberg [Bloomberg: PX\_TO\_BOOK\_RATIO] berechnet das Preis/Buchwertverhältnis für den DAX ab dem Jahresende 1999. Vergleicht man die von Bloomberg ermittelten Preis/Buchwertverhältnisse für den DAX am jeweiligen Jahresende mit den von Datastream für den deutschen Gesamtmarkt am Jahresende ermittelten Preis/Buchwertverhältnissen im Zeitraum 1999-2013, weichen die so ermittelten Preis/Buchwertverhältnisse im Mittel lediglich um 0,02%-Punkte voneinander ab und die beiden Zeitreihen weisen einen Korrelationskoeffizienten von 0,9323 zueinander auf. Somit kann das Preis/Buchwertverhältnis für den deutschen Gesamtmarkt einen geeigneten Näherungswert für die Preis/Buchwertverhältnis des DAX seit 1988 darstellen.

<sup>43</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 641.

<sup>44</sup> [Datastream: DAXINDEX(DSDY)].

schüttungen der DAX-Mitglieder im Jahr  $t$  ( $d_t$ ) zur aktuellen Marktkapitalisierung ( $m_t$ ) dar. Die Marktkapitalisierung ist der aggregierte Marktwert des Index, berechnet aus den Aktienkursen der Index-Mitglieder multipliziert mit der jeweiligen Aktienanzahl. Die Marktkapitalisierung spiegelt sich damit im DAX *Preisindex* wieder, welcher diese in Indexpunkten wiedergibt.

Kennzahl	Formel				Nummer
Dividen- den/Preisverhältni s	$D_t/P_t = \text{Dividendenrendite}_{\text{Datastream}} = \frac{d_t}{m_t} = \frac{d_{\text{Indexpunkte},t}}{p_{\text{Dax Preisindex},t}}$				(5)
Kennzahl	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$D_t/P_t$	26	2,40%	0,84	1,20%	4,82%

Tabelle 3: Berechnung und empirische Ausprägungen des Dividenden/Preisverhältnisses

Fama/French (2002) nennen das Verhältnis  $d_t/m_t$  allerdings nicht Dividendenrendite, sondern *Dividenden/Preisverhältnis* ( $D_t/P_t$ ).<sup>45</sup> Das Dividenden/Preisverhältnis muss stationär sein, damit das Modell eine valide Schätzung liefern kann.<sup>46</sup> Durch Umstellung der Gleichung (5) lässt sich die jährliche Dividendenzahlung der DAX-Mitglieder in Indexpunkten ( $d_{\text{Indexpunkte},t} = D_t/P_t * p_{\text{Dax Preisindex},t}$ ) herleiten und daraus das reale Dividendenwachstum berechnen.

Kennzahl	Formel				Nummer
reales Dividen- denwachstum <sup>47</sup>	$GD_t = (d_{\text{Indexpunkte},t}/d_{\text{Indexpunkte},t-1}) * (L_{t-1}/L_t) - 1$				(6)
Kennzahl	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$GD_t$	26	4,81%	14,76	-25,37%	45,49%

Tabelle 4: Berechnung und empirische Ausprägungen des realen Dividendenwachstums

Die *Dividendenrendite* nach Fama/French (2002), welche schließlich zur Schätzung der erwarteten Marktrendite benötigt wird, ist im Gegensatz zur Dividendenrendite<sub>Datastream</sub> (dem Dividenden/Preisverhältnis nach Fama/French) als nachschüssige Kennzahl definiert. Sie setzt die im Jahr  $t$  gezahlten Dividenden ins Verhältnis zum Indexkurs vom Vorjahresende. Dies ist insoweit schlüssig, da die Höhe der Dividendenzahlung erst nach dem Beschluss auf der Jahreshauptversammlung im Folgejahr und auf Basis des sich aus dem zurückliegenden Jahresabschluss ergebenden Jahresüberschusses des Unter-

<sup>45</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 638.

<sup>46</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 640.

<sup>47</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 641.

nehmens festgelegt und ausgezahlt wird.<sup>48</sup> Die nachschüssig gezahlte Dividende wird darüber hinaus inflationsbereinigt.

Kennzahl	Formel				Nummer
reale Dividendenrendite <sup>49</sup>	$D_t/P_{t-1} = (d_{Indexpunkte,t}/p_{Dax Preisindex,t-1}) * (L_{t-1}/L_t)$				(7)
Kennzahl	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$D_t/P_{t-1}$	26	2,47%	0,75	1,38%	4,12%

Tabelle 5: Berechnung und empirische Ausprägungen der realen Dividendenrendite

Unternehmen können neben Dividenden auch auf Aktienrückkäufe zurückgreifen, um Aktionäre am Unternehmenserfolg zu beteiligen.<sup>50</sup> Wirtschaftlich gesehen unterscheiden sich Aktienrückkäufe nicht von Gewinnausschüttungen in Form von Dividenden und können als einmalige Sonderausschüttung angesehen werden.<sup>51</sup> Dementsprechend stellt die alleinige Betrachtung der Dividendenzahlung nur einen Teil der Rückflüsse an Investoren dar. In mehreren Studien für den deutschen Kapitalmarkt konnte nachgewiesen werden, dass angekündigte Aktienrückkaufprogramme zu einem signifikant positiven einmaligen Renditeeffekt zwischen 4% und 7% führen.<sup>52</sup> Um diese zusätzliche Renditekomponente ausreichend zu berücksichtigen, werden die DAX-Renditen anhand von zwei Datensätzen geschätzt. *Stichprobe A* umfasst nur die Dividendenzahlungen der DAX-Unternehmen, während *Stichprobe B* zusätzlich die *Aktienrückkäufe* berücksichtigt.

Bis 1998 waren die Möglichkeiten des Aktienrückkaufs für deutsche Unternehmen stark eingeschränkt.<sup>53</sup> Mit der Einführung des zweckungebundenen Erwerbes eigener Aktien gemäß § 71 Abs. 1 Nr. 8 AktG im Zuge des Gesetzes zur Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich (KonTraG) im Jahr 1998 wurden Aktienrückkäufe jedoch für deutsche Unternehmen eine relevante Alternative zur Dividendenzahlung.<sup>54</sup> Dementsprechend werden ab dem Jahr 1999 die Dividendenrenditen um Aktienrückkäufe adjustiert. Dem Ansatz von Vivian (2007) folgend, erhöhen sich die Dividendenrenditen um den Quotienten aus Gesamtvolumen der Aktienrückkäufe aller DAX-Unternehmen und der Marktkapitalisierung des DAX.<sup>55</sup> Als Datensatz für das Volumen der Ak-

<sup>48</sup> Vgl. Heiden (2002), S. 5.

<sup>49</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 641.

<sup>50</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 638.

<sup>51</sup> Vgl. Kitanoff (2009), S. 58 f.

<sup>52</sup> Für einen guten Überblick zu Studien auf dem deutschen Kapitalmarkt vgl. Seifert (2006), S. 159.

<sup>53</sup> Vgl. Mentz/Normann (2005), S. 488.

<sup>54</sup> Vgl. Bösch/Ude (2014), S. 1.

<sup>55</sup> Vgl. Vivian (2007), S. 39.



tienrückkäufe wird auf die Studie von Bösch/Ude (2014) zurückgegriffen.<sup>56</sup> Die Marktkapitalisierung ( $m_t$ ) wird wiederum Datastream entnommen.

Bei der realen Dividendenrendite  $D^*_t/P_{t-1}$  für Stichprobe B unter Berücksichtigung der Aktienrückkäufe als zusätzliche Sonderdividende handelt es sich somit um eine Erweiterung der Gleichung (7). Um das für den Stationaritätstest benötigte adjustierte Dividenden/Preisverhältnis ( $D^*_t/P_t$ ) zu erhalten, wird Formel (5) entsprechend um die Aktienrückkäufe erweitert. Im Folgenden wird die Summe aus nominalen Dividenden und Aktienrückkäufen vereinfachend als  $d^*_t$  bzw. als  $d^*_{Indexpunkte,t}$  bezeichnet. Aufbauend auf Formel (6) ergibt sich entsprechend das Wachstum der um Aktienrückkäufe adjustierten Dividenden.

Kennzahl	Formel				Nummer
Aktienrückkäufe in Indexpunkten	$r_{Indexpunkte,t} = \frac{r_t}{m_t} * p_{Dax\ Preisindex,t}$				(8)
realen Dividendenrendite inkl. Aktienrückkäufe	$D^*_t/P_{t-1} = \frac{d_{Indexpunkte,t} + r_{Indexpunkte,t}}{p_{Dax\ Preisindex,t-1}} * (L_{t-1}/L_t)$				(9)
Um Aktienrückkäufe adjustiertes Dividenden/Preisverhältnis	$D^*_t/P_t = \frac{d_{Indexpunkte,t} + r_{Indexpunkte,t}}{p_{Dax\ Preisindex,t}}$				(10)
Um Aktienrückkäufe adjustiertes Dividendenwachstum	$GD^*_t = (d^*_{Indexpunkte,t}/d^*_{Indexpunkte,t-1}) * (L_{t-1}/L_t) - 1$				(11)
Kennzahl	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$r_{Indexpunkte,t}$	15	28,68	25,06	4,55	91,47
$D^*_t/P_{t-1}$	26	2,88%	0,95	1,51%	4,58%
$D^*_t/P_t$	26	2,84%	1,30	1,31%	7,83%
$GD^*_t$	26	6,41%	20,51	-44,94%	49,43%

Tabelle 6: Berechnung und empirische Ausprägungen um Aktienrückkäufe adjustierter Kennzahlen

Analog zur Vorgehensweise bei der Dividendenermittlung werden die Gewinne der DAX-Unternehmen anhand des von Datastream bereitgestellten Kurs/Gewinnverhältnisses ( $KGV_{Datastream}$ )<sup>57</sup> hergeleitet. Das Kurs/Gewinnverhältnis setzt den gesamten Marktwert ( $m_t$ ) des Index ins Verhältnis zum kumulierten Gesamtgewinn der Indexmitglieder im Jahr  $t$  ( $y_t$ ). Formt man diese Gleichung um, kann auf den jährlichen Gewinn der DAX-Mitglieder in

<sup>56</sup> Vgl. Bösch/Ude (2014), S. 33 und S. ix-xi. Anzumerken ist, dass Bösch/Ude keine Umschichtung der DAX-Mitglieder berücksichtigen und die Aktienrückkäufe anhand der 30 Unternehmen, die am 31.12.2013 Mitglieder des DAX waren, rückwirkend berechnen, obwohl einige dieser Unternehmen (z.B. Lanxess AG) erst später gegründet bzw. in den DAX aufgenommen worden sind. Ehemalige Mitglieder des DAX, die in der Vergangenheit möglicherweise Aktienrückkäufe getätigt haben, werden hingegen nicht berücksichtigt. Demnach liegt die Annahme nahe, dass das tatsächliche Rückkaufvolumen höher liegt. Dennoch wird diese Studie den Werten aus Datastream vorgezogen, da hier nur unvollständige und teilweise fehlerhafte Datensätze vorliegen, vgl. Bösch/Ude (2014), S. 29.

<sup>57</sup> [Datastream: DAXIDX(DSPE)].

Indexpunkten ( $y_{\text{Indexpunkte},t} = p_{\text{Dax Preisindex},t} / KGV_{\text{Datastream}}$ ) geschlossen werden. Anhand der jährlichen Gewinne lässt sich das reale Gewinnwachstum ( $GY_t$ ) berechnen.

Kennzahl	Formel				Nummer
Kurs/Gewinnverhältnis Datastream	$KGV_{\text{Datastream}} = \frac{m_t}{y_t} = \frac{p_{\text{Dax Preisindex},t}}{y_{\text{Indexpunkte},t}}$				(12)
reales Gewinnwachstum <sup>58</sup>	$GY_t = (y_{\text{Indexpunkte},t} / y_{\text{Indexpunkte},t-1}) * (L_{t-1} / L_t) - 1$				(13)
Kennzahl	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$KGV_{\text{Datastream}}$	26	16,26	5,22	9,77	29,99
$GY_t$	26	7,07%	31,35	-52,61%	128,34%

Tabelle 7: Berechnung und empirische Ausprägungen der Gewinnkennzahlen

Um die Stabilität der Schätzungen nach dem Gewinnwachstumsmodell zu gewährleisten, muss analog zum Dividendenwachstumsmodell die Stationarität des Gewinn-/Preisverhältnisses ( $Y_t/P_t$ ) gegeben sein.<sup>59</sup> Diese Kennzahl entspricht dem Kehrwert von  $KGV_{\text{Datastream}}$ .

Kennzahl	Formel				Nummer
Gewinn-/Preisverhältnis	$Y_t/P_t = \frac{1}{KGV_{\text{Datastream}}} = \frac{y_{\text{Indexpunkte},t}}{p_{\text{Dax Preisindex},t}}$				(14)
Kennzahl	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Minimum	Maximum
$Y_t/P_t$	26	6,66%	1,75	3,33%	10,24%

Tabelle 8: Berechnung und empirische Ausprägungen des Gewinn/Preisverhältnisses

### 3.2 Untersuchung auf Stationarität

Um mithilfe des Dividenden- und des Gewinnwachstumsmodells stabile Ergebnisse schätzen zu können, muss die Bedingung eines *stationären Dividenden/Preisverhältnisses* ( $D_t/P_t$ ) bzw. *Gewinn/Preisverhältnisses* ( $Y_t/P_t$ ) erfüllt sein.<sup>60</sup> Die strengste Form der Stationarität setzt voraus, dass alle stochastischen Prozesseigenschaften im Zeitverlauf invariant bleiben.<sup>61</sup> Eine schwache Stationarität liegt allerdings auch dann schon vor, sofern der Mittelwert und die Kovarianz des Prozesses im Zeitverlauf konstant sind.<sup>62</sup> Fama/French (2002) gehen davon aus, dass ihre Schätzungen auch dann valide Ergebnisse liefern, sofern eine noch weiter abge-

<sup>58</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 641.

<sup>59</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 640.

<sup>60</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 642; Vivian (2007), S. 10.

<sup>61</sup> Vgl. Schlittgen/Streitberg (2001), S. 104.

<sup>62</sup> Vgl. Schlittgen/Streitberg (2001), S. 100.

schwächte Form der Stationarität vorliegt. Diese liegt vor, sofern Dividendenrendite und Gewinn-/Preisverhältnis wieder zu ihrem Mittelwert zurückkehren (*slowly mean reverting*).<sup>63</sup>

Um das Vorliegen der notwendigen Bedingung zu überprüfen, wird analog zur Studie von Mentz/Normann (2005) zur Beurteilung der Stationarität des *Dividenden/Preisverhältnis* und *Gewinn/Preisverhältnis* des DAX auf mehrere Testverfahren zurückgegriffen. Der Testzeitraum entspricht dabei dem Zeitraum der Renditeschätzung zwischen 1988 bis 2013. Der *Augmented Dickey/Fuller Test (ADF)* testet ein autoregressives Modell der Ordnung  $p$  mit White-Noise-Residuen und hat Nicht-Stationarität als Nullhypothese. Die geeignete Anzahl der Lags wird hier der Studie von Vivian folgend anhand des minimalen Akaike-Informationskriteriums (AIC) festgelegt.<sup>64</sup> Der *Philips/Perron-Test (PP)* testet ein autoregressives Modell erster Ordnung und hat ebenfalls Nicht-Stationarität als Nullhypothese. Als letzter Test wird der alternative *Kwiatkowski/Phillips/Schmidt/Shin (KPSS)* angewandt, welcher im Gegensatz zu den anderen beiden Tests Stationarität als Nullhypothese ausweist. Die Anzahl der Lags wird bei den bei diesen beiden Tests anhand des Newey-West Verfahrens ermittelt.<sup>65</sup> Tabelle 9 gibt einen Überblick über die Ergebnisse der Stationaritätstests.

Kennzahl Zeitraum Portfolio	Beobachtungen <sup>66</sup>	Test (Lags/Lag order)	Nullhypothese	Test Statistik	MacKinnon approximate p-value
$D_t/P_t$ 1988-2013 DAX	24	ADF (1)	Nicht-Stationarität	-1,779	0,3908
	25	PP (2)	Nicht-Stationarität	-2,230	0,1955
	26	KPSS (4)	Stationarität	0,139*	
$D^*_t/P_t$ 1988-2013 DAX	24	ADF (1)	Nicht-Stationarität	-2,080	0,2526
	25	PP (2)	Nicht-Stationarität	-2,650*	<b>0.0831</b>
	26	KPSS (3)	Stationarität	0,109	
$Y_t/P_t$ 1988-2013 DAX	24	ADF (1)	Nicht-Stationarität	-2,900*	<b>0,0454</b>
	25	PP (2)	Nicht-Stationarität	-3,217**	<b>0.0190</b>
	26	KPSS (3)	Stationarität	0,107	

Tabelle 9: Teststatistiken für die Stationarität im Zeitraum 1988-2013<sup>67</sup>

Ohne Berücksichtigung der Aktienrückkäufe können die Tests für das *Dividenden/Preisverhältnis* ( $D_t/P_t$ ) keine Stationarität nachweisen. Die Nicht-Stationarität kann weder vom ADF-Test noch vom PP-Test statistisch signifikant zurückgewiesen werden. Auf der anderen Seite weist der KPSS-Test das Vorliegen einer stationären Zeitreihe zu einem Signifikanzniveau von 10% zurück. Unter Berücksichtigung der Aktienrückkäufe ( $D^*_t/P_t$ ) kann der PP-Test die Nullhypothese der Nicht-Stationarität hingegen zu einem Signifikanzniveau von 10% zurückweisen. Darüber kann der KPSS-Test die Stationaritäts-Hypothese nicht zu

<sup>63</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 638; Vivian (2007), S. 10f.

<sup>64</sup> Vgl. Vivian (2007), S. 12.

<sup>65</sup> Vgl. Mentz/Normann (2005), S. 486.

<sup>66</sup> Reduzierte Anzahl der Beobachtungen ist den entsprechenden Test-Verfahren geschuldet.

<sup>67</sup> \* signifikant auf 10% Niveau; \*\* signifikant auf 5% Niveau; \*\*\* signifikant auf 1% Niveau

einem statistisch signifikanten Niveau zurückweisen. Für die Zeitreihe des Gewinn/Preisverhältnis ( $Y_t/P_t$ ) weisen sowohl der ADF-Test (auf 10%-Niveau), als auch der PP-Test (auf 5%-Niveau) die Nullhypothese der Nicht-Stationarität zurück und auch der KPSS-Test weist auf eine stationäre Zeitreihe hin.

In einem vergleichbaren Test über die stationären Eigenschaften der Dividendenrendite (diese entspricht dem Dividenden/Preisverhältnis ( $D_t/P_t$ )) und des Kurs/Gewinnverhältnis (dieses entspricht dem Kehrwert des Gewinn/Preisverhältnis ( $Y_t/P_t$ )) sprechen sich Mentz/Normann (2005) hingegen eher gegen eine stationäre Tendenz der beiden Kennzahlen aus. Auf Basis diverser Einheitswurzeltests sowie eines Datensatzes, der den Zeitraum 1973 bis 2003 abdeckt, gehen sie von „... nicht stationären Dividendenrenditen und bedingt stationären Kurs-Gewinn-Verhältnissen...“<sup>68</sup> aus.

Mentz/Normann (2005) berücksichtigen bei ihrer Untersuchung allerdings nicht den Einfluss von Aktienrückkäufen als zusätzlicher Bestandteil der Dividende. Zudem erstrecken sich die von Mentz/Normann (2005) durchgeführten Tests über einen Zeitraum von 31 Jahren. Der in Tabelle 9 dargestellte Stationaritätstest umfasst sogar lediglich 26 Jahre. Damit die von Fama/French (2002) beschriebene langsame Rückkehr des Dividenden- bzw. Gewinn/Preisverhältnisses zum Mittelwert (slowly mean-reverting) ausreichend berücksichtigt wird, empfiehlt sich allerdings ein wesentlich längerer Zeitraum. Vivian (2007) empfiehlt ein Zeitfenster von mindestens 40 Jahren als Untersuchungszeitraum für die Stationarität.<sup>69</sup>

Aus diesem Grund wird ein weiterer Stationaritätstest mit einem erweiterten Beobachtungszeitraum für den DAX durchgeführt, der vom bisherigen Untersuchungszeitraum abweicht.<sup>70</sup> Für das Dividenden/Preisverhältnis liegen Daten für den Zeitraum 1973 bis 2014 vor. Tabelle 10 stellt die Resultate der Stationaritätstests in diesem Zeitraum dar.

Kennzahl Zeitraum Portfolio	Beobachtungen <sup>71</sup>	Test (Lags/Lag order)	Nullhypothese	Test Statistik	MacKinnon approximate p-value
$D_t/P_t$ 1973-2014 DAX	40	ADF (1)	Nicht-Stationarität	-2,650*	<b>0,0831</b>
	41	PP (3)	Nicht-Stationarität	-2,692*	<b>0,0754</b>
	42	KPSS (5)	Stationarität	0,187**	
$D^*_t/P_t$ 1973-2014 DAX	40	ADF (1)	Nicht-Stationarität	-2,843*	<b>0,0524</b>
	41	PP (3)	Nicht-Stationarität	-3,283**	<b>0,0157</b>
	42	KPSS (4)	Stationarität	0,19**	

<sup>68</sup> Mentz/Normann (2005), S. 490.

<sup>69</sup> Vgl. Vivian (2007), S. 12.

<sup>70</sup> Eine Ausweitung des gesamten Schätzverfahrens auf diesen erweiterten Zeitraum ist aufgrund einiger fehlender Parameter (u.a. fehlende Werte für den DAX-Preisindex vor 1988) nicht möglich.

<sup>71</sup> Reduzierte Anzahl der Beobachtungen ist den entsprechenden Test-Verfahren geschuldet.

$Y_t/P_t$	40	ADF (1)	Nicht-Stationarität	-3,155**	<b>0,0227</b>
1973-2014	41	PP (2)	Nicht-Stationarität	-3,481**	<b>0,0085</b>
DAX	42	KPSS (4)	Stationarität	0,129*	

Tabelle 10: Teststatistiken für die Stationarität im erweiterten Zeitraum 1973-2014<sup>72</sup>

Bei Erweiterung der Zeitreihe erhöht sich bei allen drei Kennzahlen das Signifikanzniveau nach dem ADF-Test und dem PP-Test, was für die These der langsamen Rückkehr zum Mittelwert nach Fama/French (2002) spricht. Allerdings widerspricht der KPSS-Test dieser Beobachtung, der nun für alle drei Kennzahlen auf schwach signifikantem die Nullhypothese Stationarität verwirft.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die durchgeführten Tests Hinweise darauf geben, dass das reine Dividenden/Preisverhältnis ohne Berücksichtigung der Aktienrückkäufe die geforderte Stationarität nicht aufweisen kann. Sofern die Aktienrückkäufe Berücksichtigung finden, kann die Zeitreihe hingegen schwach stationäre Eigenschaften aufweisen. Das Gewinn/Preisverhältnis zeigt im Vergleich die stärkste stationäre Tendenz und scheint unter der Bedingung der Stationarität am besten geeignet zu sein um anhand des Modells von Fama/French (2002) die erwartete Rendite des DAX zu schätzen.

### 3.3 Ergebnisse der Schätzung für die erwartete Rendite des DAX

In Tabelle 1/11 sind die Schätzungen der erwarteten realen Rendite des DAX auf Basis des beobachteten historischen Kursanstiegs (1), Dividendenwachstums (2) und Gewinnwachstums (3) dargestellt.<sup>73</sup>

$$A(R_t) = A(D_t/P_{t-1}) + A(GP_t) \quad (1)$$

$$A(RD_t) = A(D_t/P_{t-1}) + A(GD_t) \quad (2)$$

$$A(RY_t) = A(D_t/P_{t-1}) + A(GY_t) \quad (3)$$

Bei den ermittelten Schätzwerten handelt es sich um die arithmetischen<sup>74</sup> Mittelwerte  $A()$  der Jahresergebnisse. Die Schätzwerte werden sowohl für den gesamten Untersuchungszeitraum

<sup>72</sup> \* signifikant auf 10% Niveau; \*\* signifikant auf 5% Niveau; \*\*\* signifikant auf 1% Niveau

<sup>73</sup> Vgl. Kapitel 2.1.

<sup>74</sup> In der Arbeit von Fama/French (2002) wird lediglich auf eine generelle Mittelwertbildung hingewiesen. Es ist allerdings nicht eindeutig ersichtlich, welche Art der Mittelwertbildung (arithmetisch oder geometrisch) gewählt wird: „(...)A() indicates an average value.“, Fama/French (2002), S. 638. Vergleicht man die von Fama/French (2002) über den Zeitraum 1872-2000 ermittelte historische Realrendite in Höhe von 8,81% mit dem geometrischen (6,5%) und arithmetischen (8,4%) Mittelwert aus der Studie von Dimson/Marsh/Staunton (2014), S. 189, für den gleichen Markt während eines ähnlich langen Zeitraums (1900-2013), scheinen Fama/French (2002) den arithmetischen Mittelwert angewendet zu haben. Gleicher Meinung ist auch Vivian (2007), S. 9, der in seiner Replikation des Fama/French Modells für den

1988-2013, als auch über die Perioden 1988-1999 und 2000-2013 bestimmt, um die Stabilität der Ergebnisse und die Auswirkungen von starken Kursschwankungen und Finanzmarktkrisen auf die Schätzergebnisse zu prüfen. In der zweiten Periode waren insbesondere die Jahre 2002 und 2008 betroffen, in denen der DAX mehr als 40% seines Wertes verlor. Für die Untersuchungsmethodik ist das Heranziehen einzelner Datenpunkte jedoch ungeeignet. Stattdessen müssen mehrjährige Zeiträume betrachtet werden. Das von zwei Negativszenarien geprägte zweite Zeitintervall (2000-2013) wird daher als krisenbelastete Periode betrachtet und der ersten eher neutralen Periode (1988-1999) gegenübergestellt.

Um auch die zunehmende Bedeutung von Aktienrückkäufen zu berücksichtigen, werden zudem die Aktienrenditen anhand von zwei unterschiedlichen Stichproben geschätzt. Stichprobe A umfasst lediglich die Dividendenzahlungen der DAX-Unternehmen, während Stichprobe B zusätzlich die Aktienrückkäufe berücksichtigt.<sup>75</sup> Die entsprechend um Aktienrückkäufe adjustierten Schätzwerte werden im Folgenden als  $R^*_t$  (1\*),  $RD^*_t$  (2\*) und  $RD^*_t$  (3\*) bezeichnet. Zur späteren Plausibilisierung der Ergebnisse sind in Tabelle 1111 zudem weitere fundamentale Kennzahlen innerhalb der einzelnen Stichproben und Zeitreihen dargestellt:

---

britischen Markt auf den arithmetischen Durchschnitt zurückgreift. Da für den Zweck der Unternehmensbewertung darüber hinaus das arithmetische dem geometrischen Mittel zumeist vorgezogen wird, wird für die empirische Untersuchung ebenso die arithmetische Mittelung angewandt.

<sup>75</sup> Die entsprechenden Schätzungen mit den um Aktienrückkäufe adjustierten Datensatz sind jeweils mit einem \* gekennzeichnet.

**Reale erwartete Rendite und zugehörige Statistiken für den DAX in Anlehnung an Fama/French (2002)**

Der Inflationsrate für das Jahr  $t$  entspricht  $\ln f_t = L_t/L_{t-1} - 1$ , wobei  $L_t$  das Preisniveau am Ende des Jahres  $t$  widerspiegelt. Durch die Bereinigung der im Jahr  $t$  annualisierten Verzinsung von börsennotierten Bundeswertpapieren mit einer Restlaufzeit von sechs Monaten  $f_t$  um die zum Zeitpunkt  $t$  herrschende Inflationsrate  $(f_t / (\ln f_t + 1))$  erhält man den risikofreien Zins  $F_t$ . Die nominalen Eigenkapitalwerte laut Buchwert und der DAX Preisindex Kurses am Ende des Jahres  $t$  sind  $b_t$  und  $P_{DAX, Preisindex, t}$ . Das *Buchwert/Preisverhältnis*  $b_t/P_t$  ist  $b_{t, Indexpunkte, t} / P_{DAX, Preisindex, t}$ . Die im Laufe des Jahres  $t$  kumulierten gesamten nominalen DAX Dividenden und Gewinne sind  $d_t$  und  $y_t$ . Umgerechnet in Indexpunkte werden diese als  $d_{t, Indexpunkte, t}$  und  $y_{t, Indexpunkte, t}$  bezeichnet. Kumulierte Dividenden inklusive Aktienrückzahlungen werden nominal durch  $d_t^*$  und umgerechnet in Indexpunkten durch  $d_{t, Indexpunkte, t}^*$  ausgedrückt. Reale Wachstumsraten von Dividenden, Dividenden inkl. Aktienrückkäufe, Gewinnen und Indexkursen sind  $GD_t = (d_{t, Indexpunkte, t} / d_{t-1, Indexpunkte, t-1}) * (L_{t-1}/L_t) - 1$ ,  $GD_t^* = (d_{t, Indexpunkte, t}^* / d_{t-1, Indexpunkte, t-1}^*) * (L_{t-1}/L_t) - 1$ ,  $GY_t = (y_{t, Indexpunkte, t} / y_{t-1, Indexpunkte, t-1}) * (L_{t-1}/L_t) - 1$  und  $GP_t = (P_{DAX, Preisindex, t} / P_{DAX, Preisindex, t-1}) * (L_{t-1}/L_t) - 1$ . Die reale Dividendenrendite ist  $D_t/P_{t-1} = (d_{t, Indexpunkte, t} / P_{DAX, Preisindex, t-1}) * (L_{t-1}/L_t) - 1$ . Das reale Gewinn/Buchwertverhältnis (RO) ist  $Y_t/B_{t-1} = (1 + y_t/b_{t-1}) * (L_{t-1}/L_t) - 1$ .

Die Schätzung für die *reale DAX Rendite* nach dem *Dividendenwachstumsmodell* zum Zeitpunkt  $t$  ist  $RD_t = D_t/P_{t-1} + GD_t$  und nach dem *Gewinnwachstumsmodell*  $RY_t = D_t/P_{t-1} + GY_t$ . Bei Berücksichtigung der *Aktienrückkäufe* in *Stichprobe 2* sind die Schätzer entsprechend  $RD_t^* = D_t^*/P_{t-1} + GD_t^*$  und  $RY_t^* = D_t^*/P_{t-1} + GY_t^*$ . Der historische reale Kursanstieg zusätzlich der erwirtschafteten Dividendenrenditen ist  $R_t = D_t/P_{t-1} + GP_t$ , bzw.  $R_t = D_t^*/P_{t-1} + GP_t$  bei Berücksichtigung der Aktienrückkäufe.

Die *Sharpe Ratio* für das *Dividendenwachstumsmodell* ist  $SD = (RD_t - F_t) / \sigma_{RD_t}$ , bzw.  $SD^* = (RD_t^* - F_t) / \sigma_{RD_t^*}$  in *Stichprobe 2*.  $SY = (RY_t - F_t) / \sigma_{RY_t}$  ist die *Sharpe Ratio* bei Anwendung des *Gewinnwachstumsmodells* und  $SR = (R_t - F_t) / \sigma_{R_t}$  bzw.  $SR^* = (R_t^* - F_t) / \sigma_{R_t^*}$  ist die *Sharpe Ratio der historischen realen Rendite*. Mit Ausnahme der der *Sharpe Ratio* sind alle Variablen in Prozent ausgedrückt, also mit 100 multipliziert.

**Stichprobe A: Dividenden**

Periode	$\ln f_t$	$F_t$	$D_t/P_{t-1}$	$GD_t$	$GY_t$	$GP_t$	$RD_t$ (2)	$RY_t$ (3)	$R_t$ (1)	SD	SY	SR	$b_t/P_t$	$Y_t/B_{t-1}$
<b>Arithmetische Mittelwerte der jährlichen Werte der Variablen</b>														
1988-2013	1,99	3,57	2,47	4,81	7,07	7,45	7,28	9,54	9,93	0,15	0,24	0,26	0,62	9,29
1988-1999	2,44	5,48	2,20	4,23	5,96	14,44	6,42	8,16	16,64	0,04	0,12	0,51	0,60	8,62
2000-2013	1,61	1,94	2,71	5,30	8,01	1,46	8,01	10,72	4,17	0,24	0,34	0,09	0,64	9,86

**Standardabweichung  $\sigma$  der jährlichen Werte**

1988-2013	1,11	2,59	0,75	14,76	31,35	24,25	14,70	31,33	24,46					
1988-1999	1,42	2,21	0,50	9,98	16,43	21,86	9,77	16,46	21,92					
2000-2013	0,58	1,59	0,86	18,27	40,73	25,36	18,26	40,68	25,81					

**Stichprobe B: Dividenden und Aktienrückkäufe**

Periode	$\ln f_t$	$F_t$	$D_t^*/P_{t-1}$	$GD_t^*$	$GY_t$	$GP_t$	$RD_t^*$ (2*)	$RY_t^*$ (3*)	$R_t^*$ (1*)	SD*	SY*	SR*	$b_t/P_t$	$Y_t/B_{t-1}$
<b>Arithmetische Mittelwerte der jährlichen Werte der Variablen</b>														
1988-2013	1,99	3,57	2,88	6,41	7,07	7,45	9,29	9,94	10,33	0,23	0,26	0,28	0,62	9,29
1988-1999	2,44	5,48	2,21	5,32	5,96	14,44	7,53	8,18	16,66	0,09	0,12	0,51	0,60	8,62
2000-2013	1,61	1,94	3,45	7,34	8,01	1,46	10,79	10,11	4,91	0,34	0,32	0,12	0,64	9,86
<b>Standardabweichung <math>\sigma</math> der jährlichen Werte</b>														
1988-2013	1,11	2,59	0,95	20,51	31,35	24,25	20,52	31,26	24,35					
1988-1999	1,42	2,21	0,48	12,80	16,43	21,86	12,63	16,44	21,93					
2000-2013	0,58	1,59	0,88	25,85	40,73	25,36	25,88	40,56	25,78					

Tabelle 11: Renditeschätzung und Kennzahlen für den DAX<sup>76</sup>

<sup>76</sup>

Eigene Berechnung in Anlehnung an Fama/French (2002), S. 641.

Über den Gesamtzeitraum 1988-2013 ergibt sich in Stichprobe A eine historische arithmetische reale Durchschnittsrendite  $R_t$  von **9,93%**. Die Schätzung anhand des Gewinnwachstumsmodells (3) liefert einen leicht niedrigeren Wert für die reale erwartete Rendite in Höhe von **9,54%**. Das Ergebnis des Dividendenwachstumsmodells (2) ist mit **7,28%** allerdings deutlich geringer. Unter Berücksichtigung der Aktienrückkäufe erhöhen sich die Schätzwerte der Modelle. Den stärksten Einfluss haben die Aktienrückkäufe auf das Dividendenwachstumsmodell (2\*). Dies ist dadurch zu erklären, dass bei Berücksichtigung der Aktienrückkäufe nebst der Dividendenrendite, welche Einfluss auf alle drei Schätzverfahren hat, vor allem das Dividendenwachstum an Dynamik gewinnt. Dieses hat wiederum ausschließlich Einfluss auf den Schätzwert aus dem Dividendenwachstumsmodell. Die erwartete Rendite des um Aktienkäufe adjustierten Dividendenwachstumsmodells  $RD^*_t$  steigt demnach auf **9,29%** und nähert sich den Schätzungen ohne Aktienrückkaufadjustierung aus Modell (1) und (3) an. Die Inflationsrate über den Gesamtzeitraum beträgt 1,99% p.a.

Der Ertrag aus Aktienrückkäufen spiegelt sich für den Eigenkapitalgeber bereits im Anstieg des Aktienpreises wider.<sup>77</sup> Dieser Renditeeffekt in Form eines Kursanstiegs wird in Modell (1) bereits durch das Kurswachstum  $GP_t$  hinreichend berücksichtigt. In ähnlicher Weise verhält es sich bei Modell (3). Das Gewinnwachstumsmodell ist nicht von der Problematik der Umstellung der Dividendenpolitik betroffen, da die Erhöhung der Aktienrückkäufe keine direkte Auswirkung auf den Gewinn, bzw. auf das Gewinnwachstum  $GY_t$  hat.<sup>78</sup> Die empirischen Ergebnisse in Tabelle 11 haben gezeigt, dass der Schätzwert für Modell (2) hingegen maßgeblich vom Dividendenwachstum  $GD_t$  beeinflusst wird. Das Dividendenwachstum wird wiederum ausschließlich von der Höhe der gezahlten Dividende bestimmt. Sofern Unternehmen bei der Gewinnbeteiligung von Aktionären zunehmend auf Aktienrückkäufe zulasten der Dividende zurückgreifen, hat dies einen maßgeblichen Einfluss auf das Dividendenwachstum was wiederum zu einer sinkenden erwarteten Rendite in Modell (2) führt. Für eine präzise Schätzung der Rendite nach dem Dividendenwachstumsmodell stellt somit tendenziell Stichprobe B eine geeignetere Datenbasis dar. Für die Modelle (1) und (3) bieten sich hingegen die Ergebnisse aus Stichprobe A an, da bei diesen Modellen der Renditeeffekt aus Aktienrückkäufen in den Kursanstiegen bereits berücksichtigt ist, bzw. Aktienrückkäufe keinen direkten Einfluss auf den Gewinn haben. Stichprobe B führt dementsprechend bei diesen beiden Modellen zu nach oben hin verzerrten Schätzwerten. Der Argumentation folgend wird im weite-

---

<sup>77</sup> Vgl. Kapitel 3.1.

<sup>78</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 654.



ren Gang der Untersuchung entsprechend auf die Schätzwerte  $R_t$  (1),  $RD^*_t$  (2\*) und  $RY_t$  (3) Bezug genommen, deren Annahmen nochmals übersichtlich in Tabelle 12 dargestellt sind:

Modell	Historische Rendite (1)	Dividendenwachstumsmodell (2*)	Gewinnwachstumsmodell (3)
Stichprobe	A	B	A
Berücksichtigung von Aktienrückkäufen	Nein	Ja	Nein
Schätzer <sup>79</sup>	$R_t$	$RD^*_t$	$RY_t$
Erwartete Rendite	9,93%	9,29%	9,54%

Tabelle 12: Zusammenfassung der Schätzwerte

Während des Gesamtzeitraums 1988-2013 bewegen sich die Renditen somit über die drei verschiedenen Verfahren hinweg betrachtet in einer Spanne von 0,64%-Punkten.

### 3.4 Plausibilitätsprüfung der Ergebnisse

#### 3.4.1 Statistische Eigenschaften und Verteilungen der Schätzwerte

Nachdem die drei Modelle auf den ersten Blick ähnliche Ergebnisse für die erwartete Marktrendite liefern, soll im Folgenden die Stabilität und Renditeverteilung näher untersucht werden. Tabelle 13 gibt einen Überblick hinsichtlich der Renditeverteilung der drei Modelle:

Schätzer	Modell	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Min./Max. Ausprägung
$R_t$	Historische Rendite	26	9,93%	24,46	-44,09% 44,05%
$RD^*_t$	Dividendenwachstumsmodell inkl. Aktienrückkäufe	26	9,29%	20,52	-40,63% 51,42%
$RY_t$	Gewinnwachstumsmodell	26	9,54%	31,33	-48,49% 131,51%

Tabelle 13: Statistische Eigenschaften der Schätzfunktionen

Die Schätzfunktionen von  $R_t$  sowie  $RD^*_t$  verfügen über eine ähnliche Verteilung der Ergebnisse. Die Standardabweichung ist bei  $RD^*_t$  etwas geringer als bei  $R_t$ . Die Ergebnisse von  $RY_t$  sind hingegen breiter gestreut. Die Standardabweichung ist höher als bei den anderen zwei Modellen.

Abbildung 2 stellt die Renditeverteilung der Modelle als Histogramm dar. Die rote Linie entspricht dabei dem arithmetischen Verteilungsmittelwert der drei Verfahren:

<sup>79</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 641.

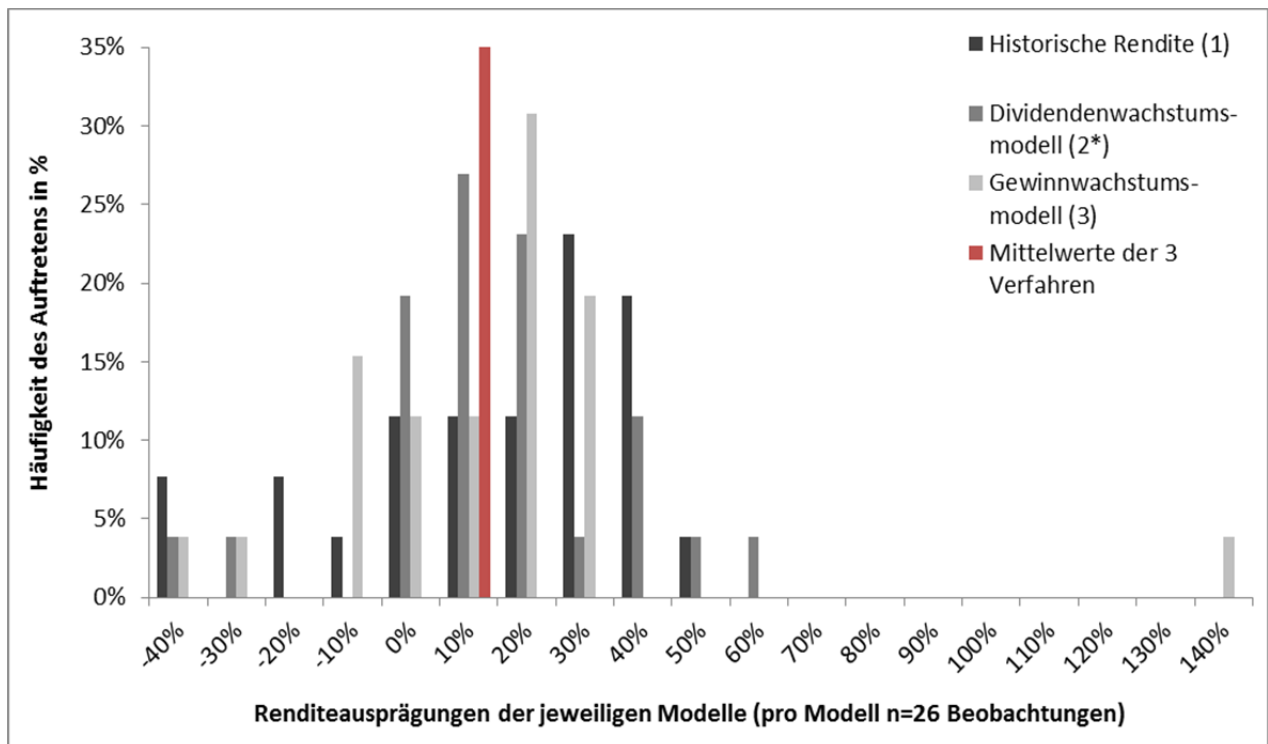


Abbildung 2: Histogramm der Renditeausprägungen

Bei Betrachtung der Verteilungen wird allerdings deutlich, dass die Wahrscheinlichkeitsmasse bei  $RY_t$  eng um den Mittelwert verteilt ist. Die Verteilung von  $R_t$  hat hingegen kaum Wahrscheinlichkeitsmasse in Nähe des Mittelwertes und gleicht einer linksschiefen Verteilung mit Beobachtungen im negativen Außenbereich. Bei der Verteilung von  $RD_t^*$  ist wiederum ein Großteil der Wahrscheinlichkeitsmasse um den Mittelwert herum verteilt, wobei auch hier Beobachtungen im negativen Außenbereich festzustellen sind.

Die hohe Standardabweichung und maximale Ausprägung der Schätzergebnisse von  $RY_t$  sind hauptsächlich auf drei Ausreißer zurückzuführen. Dabei handelt es sich um Ergebnisverwerfungen zum Zeitpunkt der Finanzkrise in den Jahren 2008 und 2009, welche allerdings im Folgejahr 2010 wieder ausgeglichen werden konnten. Wie in Tabelle 8 deutlich wird, haben diese drei Jahre einen sehr starken Einfluss auf die Standardabweichung des  $RY_t$ -Schätzers. Ein Ausschluss der Beobachtungen der Jahre 2008-2010 würde zu einer Halbierung der Standardabweichung von  $RY_t$  sowie zu einer Reduktion die Spannweite der Ergebnisse um 75% führen. Die Streuungsmaße der anderen Modelle würden durch den Ausschluss hingegen kaum beeinträchtigt. Tabelle 14 fasst die Ergebnisse bei Ausschluss der Jahre 2008-2010 zusammen.

Schätzer	Modell	Beobachtungen	Mittelwert arithmetisch	Standardabweichung	Min./Max. Ausprägung
----------	--------	---------------	-------------------------	--------------------	----------------------

$R_t$	Historische Rendite	23	11,41%	23,47	-44,09% 44,05%
$RD^*_t$	Dividendenwachstumsmodell inkl. Aktienrückkäufe	23	11,60%	18,62	-32,81% 51,42%
$RY_t$	Gewinnwachstumsmodell	23	8,68%	14,02	-16,69% 29,86%

Tabelle 14: Statistische Eigenschaften der Schätzfunktionen bei Ausschluss der Jahre 2008-2010

### 3.4.2 Untersuchung der Stabilität in verschiedenen Zeitintervallen und Einfluss von Krisen auf die erwartete Rendite

Die Untersuchung verschiedener Zeiträume gibt weiteren Aufschluss darüber, inwieweit die Schätzer über die Zeit hinweg stabil sind und welchen Einfluss die Wahl des Beobachtungszeitraums auf die Höhe der erwarteten Rendite hat.

Periode / Modell	Historische Rendite (1)	Dividendenwachstums- modell (2*)	Gewinnwachstums- modell (3)
Erste Periode: 1988-1999	16,64%	7,53%	8,16%
Zweite Periode: 2000-2013	4,17%	10,79%	10,72%
Gesamtzeitraum: 1988-2013	9,93%	9,29%	9,54%

Tabelle 15: Schätzergebnisse in unterschiedlichen Zeiträumen

Während sich die Rendite nach den Modellen (2\*) und (3) um lediglich 3,26%- bzw. 2,56%-Punkte zwischen den beiden Perioden unterscheidet, ist die Rendite nach Modell (1) in der ersten Periode viermal so hoch wie in der zweiten Periode. Somit hat die Auswahl des Untersuchungszeitraums einen starken Einfluss auf die Höhe der erwarteten Rendite nach Modell (1). Der Einfluss der Beobachtungsperiode ist in den Modellen (2\*) und (3) hingegen vergleichsweise gering, was wiederum auf eine stabilere Schätzmethode schließen lässt. Ein weiterer Unterschied ist, dass in Modell (1) die Rendite in der zweiten Periode sinkt, während sie in den anderen beiden Modellen jeweils ansteigt. Aus dem Blickwinkel der Investoren würde das bedeuten, dass in der zweiten Periode nach dem historischen Modell die geforderte Risikokompensation deutlich gesunken ist, wohingegen bei den alternativen Modellen der umgekehrte Fall vorliegt.

Der zweite Zeitraum war geprägt von zwei Krisen, die zu starken Kursbewegungen an den internationalen Kapitalmärkten führten. Zu Beginn des Jahrtausends sorgte das Platzen der Internetblase zu Kursverlusten am deutschen Aktienmarkt von mehr als 70% innerhalb von

nur drei Jahren.<sup>80</sup> Während sich die angesprochene Dot.com-Krise von 2001-2003 noch auf einzelne Sektoren konzentrierte, folgte mit der Subprime-Krise und der sich anschließende Finanz- und Wirtschaftskrise (2008-2010) die schwerste Rezession der deutschen Wirtschaft seit dem zweiten Weltkrieg. Der Rückgang des Bruttoinlandprodukts war mit 5,0% im Jahr 2009 mehr als fünfmal so hoch wie in der bis dato schwersten Rezession in Folge der Ölkrise im Jahr 1975.<sup>81</sup>

Wie in Tabelle 16 deutlich wird, hat die Dot.com-Krise den stärksten Einfluss auf die Schätzwerte von Modell (1). Der ungewohnt starke Kurseinbruch in 2001 könnte zu einer veränderten Investorenerwartung und einer herdengetriebenen Verkaufswelle im Folgejahr 2002 geführt haben. Das gewinnbasierte Modell (3) zeigt hingegen keine außergewöhnlichen Ausschläge. Da die Dot.com-Krise nur einzelne Branchen betraf, lag die Veränderung des Gewinns vom gesamten DAX-Index im Rahmen der üblichen Gewinnschwankung. Während Modell (2) im Jahr 2001 noch einen positiven Schätzwert aufweist, ist im Folgejahr 2002 ein negativer Ausreißer zu beobachten. Das könnte darin begründet sein, dass die Dividenden erst nachträglich auf Basis des Vorjahresgewinns festgesetzt werden. Die negative Ausprägung des Dividendenwachstumsmodells im Jahr 2002 ist also dem gesunkenen Gewinn im Vorjahr 2001 und womöglich einer künftig geringeren Gewinnerwartung geschuldet. Am Ende der Krise erholen sich wiederum die Schätzer aller drei Modelle.

Jahr / Modell	Historische Rendite (1)	Dividendenwachstumsmodell (2*)	Gewinnwachstumsmodell (3)
2001	-21,14%	8,75%	-12,40%
2002	-44,09%	-32,81%	6,13%
2003	34,49%	-6,15%	18,10%
Mittelwert Dot.com-Krise 2001-2003	-10,25%	-10,07%	3,94%

Tabelle 16: Schätzwerte der Modelle während der Dot.com-Krise

Die Wirtschaftsschwäche zum Zeitpunkt der Finanzkrise in den Jahren 2008 und 2009 wirkt sich besonders auf die Schätzwerte des Gewinnwachstumsmodells aus, was in Tabelle 17 dargestellt ist. In diesen beiden Jahren sind die Unternehmensgewinne durch weltweites Misstrauen, Reduzierung der Investitionstätigkeit und Auftragseinbrüchen stark zurückgegangen. Demnach weist das Modell (3) in diesen beiden Modellen hohe negative Renditen aus. Nach der Entspannung der Krise in 2010 beginnt die Erholung der Gewinngrößen auf das Vorkri-

<sup>80</sup> Eigene Berechnung. Am 7.3.2000 hatte der DAX mit 8.136,16 Punkten seinen bis dahin höchsten Stand erreicht. Drei Jahre später schloss der DAX bei einem Stand von 2.431,66 Punkten.

<sup>81</sup> Vgl. Süddeutsche Zeitung (2010), S. 1.

senniveau, womit der hohe Schätzwert von 131,51% im Jahr 2010 erklärt werden kann. Modell (1) weist nur zu Beginn der Krise in 2008 eine hohe negative Schätzzahl aus. Der positive Schätzwert im Folgejahr könnte damit erklärt werden, dass die Marktteilnehmer in 2009 bereits den Gewinnzuwachs im Folgejahr 2010 antizipiert haben und dementsprechend wieder stärker in Aktien investiert haben. Modell (2) verhält sich hingegen wieder zeitversetzt zu der Gewinnentwicklung und weist auf Basis der Gewinne von 2007 im Folgejahr 2008 noch einen positiven Schätzwert aus, welcher im darauf folgenden Jahr ins Negative umschwenkt.

Jahr / Modell	Historische Rendite (1)	Dividendenwachstumsmodell (2*)	Gewinnwachstumsmodell (3)
2008	-41,12%	19,55%	-34,67%
2009	22,25%	-40,63%	-48,49%
2010	14,41%	-4,22%	131,51%
Mittelwert Finanzmarktkrise 2008-2010	-1,49%	-8,43%	16,12%

Tabelle 17: Schätzwerte der Modelle während der Finanzmarktkrise

Die Volatilität der Ergebnisse in den beiden Schätzmodellen (1) und (2) ist im Rahmen der gesamtwirtschaftlichen Finanzkrise wesentlich geringer als bei Modell (3). Während der eher sektorspezifischen Dot.com-Krise 2001-2003 ist Schwankungsbreite der Ergebnisse beim Gewinnwachstumsmodell gegenüber den anderen beiden Verfahren geringer. Interessant ist in diesem Zusammenhang auch die Veränderung der Renditeforderung durch die Eigenkapitalgeber während der Krisenzeiträume. Während sich in den Modellen (1) und (2\*) in den drei Krisenjahren die erwartete Rendite im Durchschnitt reduziert, steigt diese bei Modell (3) an.

Zusammenfassend lässt sich somit festhalten, dass das auf historischen Renditen basierende Modell (1) nach Krisen auf eine gesunkene Rendite für das deutsche Marktportfolio hinweist, wohingegen das Gewinnwachstumsmodell (3) beim Eintritt von Krisen und Unsicherheiten auf den Kapitalmärkten zu einer höheren Renditeschätzung führt. Das Dividendenwachstumsmodell (2\*) kommt hier zu einem uneinheitlichen Ergebnis. Unter der Annahme, dass risikoaverse Eigenkapitalgeber nach gestiegenem Risiko an den Märkten eine höhere Marktrendite fordern,<sup>82</sup> kann hier also das Gewinnwachstumsmodell die plausibelsten Ergebnisse aufweisen.

<sup>82</sup> Vgl. Bassemir/Gebhardt/Ruffing (2012), S. 883.

### 3.4.3 Stabilität der Risikoaversion in Form der Sharpe Ratio

Dem Gedanken einer konstanten Risikoeinstellung seitens der Investoren folgend, vergleichen Fama/French (2002) die Entwicklung der Sharpe Ratio bei den unterschiedlichen Modellen im Zeitverlauf.<sup>83</sup> Die Sharpe Ratio setzt den über den risikofreien Zins hinausgehenden Ertrag einer Geldanlage ins Verhältnis zu deren Risiko.<sup>84</sup> Das Risiko wird dabei anhand der Standardabweichung der Rendite  $\sigma_R$  gemessen. Die Sharpe Ratio ist somit ein Maßstab für die Risikoaversion der Kapitalmarktteilnehmer.<sup>85</sup> Je höher die Sharpe Ratio ausfällt, desto mehr Rendite fordern Investoren für eine zusätzliche Einheit Risiko, sprich desto risikoaverser sind die Anleger. Dem Modell Fama/French (2002) folgend, berechnet sich die Sharpe Ratio nach folgender Maßgabe, wobei  $F_t$  dem risikofreien Zins entspricht.<sup>86</sup>

$$\text{Modell (1): } SR = \frac{R_t - F_t}{\sigma_{R_t}} \quad (15)$$

$$\text{Modell (2*): } SD^* = \frac{RD^*_t - F_t}{\sigma_{R_t}} \quad (16)$$

$$\text{Modell (3): } SY = \frac{RY_t - F_t}{\sigma_{R_t}} \quad (17)$$

In Tabelle 18 sind die Ergebnisse für die Sharpe Ratio der drei Modelle im Zeitverlauf aus Tabelle 11 nochmals übersichtlich dargestellt:

Sharpe Ratio / Modell	Historische Rendite (1)	Dividendenwachstumsmodell (2*)	Gewinnwachstumsmodell (3)
Erste Periode: 1988-1999	0,51	0,09	0,12
Zweite Periode: 2000-2013	0,09	0,34	0,34
Gesamtzeitraum: 1988-2013	0,26	0,23	0,24

Tabelle 18: Sharpe Ratios im Zeitverlauf

<sup>83</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644.

<sup>84</sup> Vgl. Sharpe (1994), S. 169 f.

<sup>85</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644.

<sup>86</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 641 und Tabelle 5. Fama/French (2002) wählen als Risikomaß durchweg die Standardabweichung der historischen Renditen. Alternativ könnte man zur Berechnung der Sharpe Ratio bei Modell (2\*) und (3) auch auf die Standardabweichungen der jeweiligen Modellschätzwerte  $\sigma_{RD^*_t}$  und  $\sigma_{RY_t}$  zurückgreifen, vgl. dazu Tabelle 11. Unter dieser Annahme resultiert eine  $SD^*$  von 0,16 in der ersten Periode, welche in der zweiten Periode auf 0,34 anwächst.  $SY$  wächst den Annahmen folgend von 0,16 in der ersten Periode auf 0,22 in der zweiten Periode an. Der Anstieg der Sharpe Ratio ist also auch unter dieser Annahme weiterhin gegeben, wobei die Veränderungsrate der Risikoaversion niedriger ist.

Über den Gesamtzeitraum hinweg ist die Sharpe Ratio der drei Modelle nahezu identisch. Dies war zu erwarten, da auch die Renditeschätzer der Modelle im Gesamtzeitraum sehr eng beieinander liegen. Die Entwicklung der Sharpe Ratio im Zeitverlauf ist jedoch sehr unterschiedlich. Tendenziell kann erwartet werden, dass die Risikoaversion während Krisen ansteigt, da eine hohe Unsicherheit am Markt zu einer höheren Risikokompensationsforderung seitens der Kapitalgeber führt.<sup>87</sup> Da vor allem die zweite Periode von Krisen geprägt war,<sup>88</sup> würde man hier demnach eine gestiegene Risikoaversion bzw. eine höhere Sharpe Ratio erwarten.

Diese Vermutung bestätigen die empirischen Ergebnisse für die Sharpe Ratio der Modelle (2\*) und (3). Diese steigt in der zweiten Periode von jeweils 0,09 bzw. 0,12 auf 0,34 an. In Modell (1) zeichnet sich hingegen eine gegensätzliche Entwicklung ab. Während in der ersten Periode noch eine relativ hohe Risikoaversion im Markt zu beobachten ist, sinkt diese im zweiten Zeitraum auf das Niveau des Dividendenwachstumsmodells aus der ersten Periode ab.

Ein weiterer Unterschied zeigt sich in der Veränderungsrate der Sharpe Ratio. Während sich die Kennzahl bei den Modellen (2\*) und (3) in der Folgeperiode nahezu verdreifacht, war die Sharpe Ratio aus Modell (1) in der ersten Periode noch mehr als fünfmal so hoch wie in der Folgeperiode. Fama/French (2002) beobachten in ihrer Untersuchung bei Anwendung des Dividendenwachstumsmodells für den amerikanischen Markt einen moderaten Rückgang der Sharpe Ratio von 0,22 auf 0,15 zwischen den beiden Perioden. Hingegen beobachten sie bei Anwendung der historischen Rendite im gleichen Zeitraum nahezu eine Verdopplung des Wertes von 0,23 auf 0,44. Eine derart starke Veränderung der Risikoaversion in Form der Sharpe Ratio halten sie ohne weitere Erklärung für die veränderte Risikoeinstellung der Investoren für unplausibel.<sup>89</sup> Dementsprechend gehen sie eher von einer im Zeitverlauf stabilen Sharpe Ratio aus.

Bei der untersuchten Stichprobe für den deutschen Markt ist ebenfalls bei der historischen Rendite (1) die stärkste Änderung der Sharpe Ratio zwischen den beiden Perioden zu verzeichnen. Der Argumentation Fama/Frenchs (2002) folgend, scheinen das Dividenden- (2\*)

---

<sup>87</sup> Vgl. dazu die Beiträge von Bassemir/Gebhardt/Ruffing (2012), S. 883 zu der Entwicklung der Kapitalkosten während der Finanz- und Schuldenkrise, die Einschätzung der Deutschen Bundesbank zu den Folgen der Finanzkrise, vgl. Nagel (2013), S. 2 sowie zur Euro- und Schuldenkrise, vgl. Gloede/Menkhoff (2010), S. 173.

<sup>88</sup> Vgl. Kapitel 3.4.2.

<sup>89</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644.

und Gewinnwachstumsmodell (3) unter Berücksichtigung der Sharpe Ratio demnach plausible Ergebnisse als die historische Rendite (1) zu liefern.

### 3.4.4 Vergleich der durchschnittlichen Eigenkapitalrentabilität mit den erwarteten Eigenkapitalkosten

Einen weiteren Hinweis auf die Plausibilität der geschätzten Rendite liefert nach Fama/French (2002) der Vergleich der durchschnittlichen Eigenkapitalrentabilität mit den erwarteten Kapitalkosten.<sup>90</sup> Das Verhältnis des Buchwerts zum aktuellen Marktpreis des DAX  $b/p_t$  ist durchschnittlich 0,62<sup>91</sup> und dabei über die Jahre hinweg stets kleiner als 1. Somit liegt der Marktwert des Eigenkapitals in der untersuchten Stichprobe zu jeder Zeit über dem bilanziellen Wert des Eigenkapitals. Das bedeutet im Umkehrschluss, dass die erwartete Rendite auf das investierte Kapital (sprich die Eigenkapitalrentabilität) über den Kapitalkosten liegen muss. Da Unternehmensgewinne  $Y_t$  Ergebnisbeiträge aus investiertem Eigenkapital widerspiegeln, stellt nach Fama/French (2002)  $Y_t/B_{t-1}$  einen guten Schätzer für die Eigenkapitalrentabilität dar. Die erwartete Rendite des Aktienmarkts  $E(R_x)$ , welche mithilfe der Modelle (1), (2\*) und (3) geschätzt worden ist, entspricht den Kapitalkosten. Damit kapitalwertbildende Investitionen getätigt werden können, muss also die durchschnittliche Eigenkapitalrentabilität  $A(Y_t/B_{t-1})$  größer als die Kapitalkosten  $E(R_x)$  sein:<sup>92</sup>

$$A(Y_t/B_{t-1}) > E(R) \quad (18)$$

Im untersuchten Datensatz ergibt sich über den Gesamtzeitraum eine Eigenkapitalrentabilität von durchschnittlich 9,29%.<sup>93</sup>

Periode	Eigenkapitalrentabilität $A(Y_t/B_{t-1})$	Historische Rendite $E(R_1)$	Dividendenwachstumsmodell $E(R_{2*})$	Gewinnwachstumsmodell $E(R_3)$
Erste Periode: 1988-1999	8,62%	16,64%	7,53%	8,16%
Zweite Periode: 2000-2013	9,86%	4,17%	10,79%	10,72%
Gesamtzeitraum: 1988-2013	9,29%	9,93%	9,29%	9,54%

Tabelle 19: Vergleich Kapitalkosten mit Eigenkapitalrentabilität

<sup>90</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644 f.

<sup>91</sup> Vgl. Tabelle II 11.

<sup>92</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644 f.

<sup>93</sup> Vgl. Tabelle II 11.



Die ermittelten Kapitalkosten der drei Modelle errechnen für die Periode 1988-2013 allesamt Kapitalkosten, welche gleich hoch oder höher als die Eigenkapitalrentabilität sind. Somit kann keines der Verfahren über den Gesamtzeitraum die geforderte Bedingung (18) erfüllen.

In der ersten Periode liegen die Kapitalkosten nach dem Dividenden (2\*)- und dem Gewinnwachstumsmodell (3) mit 7,53% bzw. 8,16% noch unter der Eigenkapitalrentabilität in Höhe von 8,62% und erfüllen damit die Bedingung. Die Kapitalkosten nach der historischen Rendite (1) sind mit 16,14% nahezu doppelt so hoch wie die Eigenkapitalrentabilität. In der zweiten Periode liegen die Kapitalkosten nach dem Dividenden (2\*)- und Gewinnwachstumsmodell (3) hingegen mit 10,79% bzw. 10,72% über der Eigenkapitalrentabilität in Höhe von 9,86%, was der getroffenen Annahme (18) widerspricht. Die historische Rendite (1) liegt in diesem Zeitraum stattdessen mit 4,17% deutlich unter der Eigenkapitalrentabilität und erfüllt die getroffene Bedingung.<sup>94</sup>

Somit kann kein Modell die Bedingung der Gleichung (18) in ausreichendem Ausmaß erfüllen, was darauf schließen lässt, dass die geschätzten Renditen  $R_t$  (1) in der ersten Periode und  $RD^*_t$  (2) und  $RY_t$  (3) in der zweiten Periode nach oben hin verzerrt sind.

### 3.5 Vergleich der Ergebnisse mit korrespondierenden Studien

Fama/French (2002) haben in ihrer Studie festgestellt, dass die Schätzverfahren anhand des Dividenden- und Gewinnwachstumsmodells im Vergleich zur historischen Marktrendite eine deutlich geringere erwartete Rendite für den amerikanischen Markt prognostizieren.<sup>95</sup> Diese Beobachtung macht auch Vivian (2007) in seiner Untersuchung für den britischen Markt unter Zuhilfenahme des Dividendenwachstumsmodells.<sup>96</sup> Für den deutschen Markt kann diese Abweichung hingegen über den Gesamtzeitraum nicht festgestellt werden. Zwar scheint die historische Rendite im ersten Zeitraum mit 16,64% deutlich über den Erwartungen gelegen zu haben. Im zweiten Zeitraum ergibt sich aber ein in gleicher Weise konträres Bild, wodurch über den gesamten Zeitraum 1988-2013 hinweg betrachtet die geschätzte Rendite in allen drei Modellen nahezu identisch ist und sich lediglich um 0,64%-Punkte unterscheidet.<sup>97</sup> Diese Beobachtung ist damit im Einklang mit weiteren fundamentaldatenorientierten Schätzverfahren. Die mithilfe dieser Verfahren geschätzten Renditen für den amerikanischen Markt sind durchweg geringer als die historisch beobachtete Marktindexentwicklung. Für den deutschen

---

<sup>94</sup> Vgl. Tabelle 1119.

<sup>95</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 645.

<sup>96</sup> Vgl. Vivian (2007), S. 31.

<sup>97</sup> Vgl. Kapitel 3.3.

Markt fällt der Renditeabschlag hingegen deutlich geringer aus und führt in vielen Fällen sogar zu einem Aufschlag auf die historisch beobachtete Marktrendite.<sup>98</sup>

Es gibt Hinweise darauf, dass unter Berücksichtigung eines ausreichend langen Beobachtungszeitraums die von Fama/French (2002) geforderte Stationarität des Dividenden/Preis- und des Gewinn-/Preisverhältnisses auch für den deutschen Markt tendenziell gegeben ist.<sup>99</sup>

Ebenso ist der Studie mit Fama/French (2002) gemein, dass die fundamentaldatenorientierte Rendite im Zeitverlauf weniger schwankungsanfällig ist als die historische Rendite.<sup>100</sup> Das führt wiederum dazu, dass die anhand der Sharpe Ratio gemessene Risikoaversion der Kapitalmarktteilnehmer bei fundamentalen Verfahren ebenso geringeren Schwankungen unterliegt.<sup>101</sup>

Dass die anhand des Dividenden- und Gewinnwachstumsmodells ermittelten erwarteten Renditen unter der korrespondierenden Eigenkapitalrentabilität liegen, kann mithilfe der untersuchten Stichprobe für den deutschen Markt hingegen nicht bestätigt werden.<sup>102</sup>

---

<sup>98</sup> Vgl. Kapitel **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.**

<sup>99</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 642; Kapitel 3.2.

<sup>100</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 643; Kapitel 3.4.2.

<sup>101</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 644; Kapitel 3.4.3.

<sup>102</sup> Vgl. Fama/French (2002), S. 645; Kapitel 3.4.4.

#### **4 Thesenförmige Zusammenfassung**

- (1) Das Dividenden- und das Gewinnwachstumsmodell nach Fama/French (2002) sind fundamentaldatenorientierte Verfahren zur Bestimmung der erwarteten Markttrendite und der Marktrisikoprämie. Einflussfaktoren sind dabei die Dividendenrendite und das Dividenden- bzw. das Gewinnwachstum.
- (2) Fama/French (2002) ermitteln im Zeitraum 1951-2000 eine reale Markttrendite in Höhe von **4,74%** (Dividendenwachstumsmodell), bzw. **6,51%** (Gewinnwachstumsmodell) für den S&P 500. Diese Renditeerwartungen liegen deutlich unter der realen historischen Rendite in Höhe von **9,62%** während dieser Zeitspanne.
- (3) Für den DAX im Zeitraum 1988-2013 ergibt sich nach den Modellen von Fama/French (2002) eine erwartete reale Rendite in Höhe von 7,28% (Dividendenwachstumsmodell), bzw. **9,54%** (Gewinnwachstumsmodell) im Vergleich zu einer realen historischen Rendite von **9,93%**. Sofern zusätzlich Aktienrückkäufe durch Unternehmen als weitere Gewinnbeteiligung der Investoren nebst Dividenden angesehen werden, erhöht sich der geschätzten Werte für das Dividendenwachstumsmodell auf **9,29%**.
- (4) Es gibt Hinweise darauf, dass die für die Stabilität der Renditeschätzung notwendige Stationarität des Dividenden/ Preisverhältnisses und des Gewinn-/Preisverhältnisses für den deutschen Kapitalmarkt tendenziell gegeben ist. Unter Berücksichtigung von Aktienrückkäufen kann das Dividenden/ Preisverhältnis schwach stationäre Eigenschaften aufweisen. Das Gewinn/Preisverhältnis zeigt im Vergleich dazu eine noch stärkere stationäre Tendenz und scheint unter der Bedingung der Stationarität am besten geeignet.
- (5) Die ermittelten Renditen folgen in den drei Modellen unterschiedlichen Verteilungsmustern. Während die historischen Renditen linksschief mit wenig Wahrscheinlichkeitsmasse in der Nähe des Mittelwerts verteilt sind, weisen die Verteilungen der beiden alternativen Modelle eine größere Wahrscheinlichkeitsmasse in der Nähe des Mittelwerts auf.
- (6) Die Ergebnisse des Dividenden- und Gewinnwachstumsmodells zeigen sich über unterschiedliche Untersuchungszeiträume mit einer Schwankung von 3,26%- bzw. 2,56%-Punkten relativ stabil, während sich die historische Rendite zwischen 4,17% und 16,64% bewegt. Im Gegensatz zur historischen Rendite nimmt die erwartete Ren-

dite nach dem Gewinnwachstumsmodell in volatilen Krisenszenarien zu und plädiert ceteris paribus bei steigender Unsicherheit für sinkende Unternehmenswerte.

- (7) Die Sharpe Ratios des Dividenden- und des Gewinnwachstumsmodells weisen auf eine steigende Risikoaversion der Kapitalmarktteilnehmer in den Jahren nach der Jahrtausendwende hin. Die Sharpe Ratio der historischen Rendite ist im Gegensatz dazu vor der Jahrtausendwende mehr als fünfmal so hoch als in den Jahren danach. Besonders das Gewinnwachstumsmodell plädiert während der Finanz- und Wirtschaftskrise für das Ansteigen der Marktrendite und der Risikoaversion, was in gegensätzlichem Verhalten zur historischen Rendite steht.
- (8) Legt man zur Beurteilung der Plausibilität den Maßstab an, dass die Eigenkapitalrentabilität der DAX-Unternehmen die Eigenkapitalkosten im Sinne der Aktienmarktrendite durchschnittlich übersteigen muss, ist die geschätzte Rendite  $R_t$  (1) im ersten Zeitraum sowie  $RD^*_t$  (2) und  $RY_t$  (3) im Folgezeitraum nach oben hin verzerrt.
- (9) Das Dividenden- und das Gewinnwachstumsmodell nach Fama/French (2002) liefert interessante Erkenntnisse darüber, wie hoch die erwartete DAX-Rendite als Stellvertreter für das deutsche Marktportfolio sein kann. Für eine Etablierung in Theorie und Praxis sind allerdings weitere empirische Untersuchungen notwendig, welche sich über längere Zeiträume erstrecken und ein breiteres Marktportfolio abdecken sollten.

## 5 Literaturverzeichnis

- Bassemir, Moritz/ Gebhardt, Günther/ Ruffing, Patricia (2012): Zur Diskussion um die (Nicht-)Berücksichtigung der Finanz- und Schuldenkrise bei der Ermittlung der Kapitalkosten, in: Die Wirtschaftsprüfung, 65. Jg., S. 882–892.
- Bösch, Martin/ Ude, Elisabeth (2014): Aktienrückkaufprogramme in Deutschland, Working Paper, Jena, abrufbar unter: <http://www.econstor.eu/handle/10419/105261>.
- Cornell, Bradford/ Arnott, Rob/ Moroz, Max (2009): The Equity Premium Revisited, Working Paper, Pasadena, abrufbar unter: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1651196](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1651196).
- Deutsche Börse (2014): Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse AG (Stand 2014), abrufbar unter: [http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Leitfaden\\_Aktienindizes.pdf](http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Leitfaden_Aktienindizes.pdf), abgerufen am 16.02.2015.
- Deutsche Bundesbank (2015): Zeitreihe BBK01.WZ9807: Zinsstrukturkurve (Svensson-Methode) / Börsennotierte Bundeswertpapiere / 0,5 Jahre RLZ / Monatsendstand (Stand: Januar 2015), abrufbar unter: [http://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen\\_Datenbanken/Makrooekonomi-sche\\_Zeitreihen/its\\_details\\_value\\_node.html?tsId=BBK01.WZ9807&listId=www\\_s140\\_it03a](http://www.bundesbank.de/Navigation/DE/Statistiken/Zeitreihen_Datenbanken/Makrooekonomi-sche_Zeitreihen/its_details_value_node.html?tsId=BBK01.WZ9807&listId=www_s140_it03a), abgerufen am 16.02.2015.
- Dimson, Elroy/ Marsh, Paul/ Staunton, Mike (2000): Risk and Return in the 20th and 21st Centuries, in Business Strategy Review, 11. Jg., S. 1-18.
- Dimson, Elroy/ Marsh, Paul/ Staunton, Mike (2014): Credit Suisse Global Investment Returns Sourcebook 2014, Zürich.
- Fama, Eugene F./ French, Kenneth R. (2002): The Equity Premium, in: The Journal of Finance, 57. Jg., S. 637–659.
- Fernandez, Pablo/ Ortiz, Alberto/ Acin, Isabel F. (2015): Discount Rate (Risk-Free Rate and Market Risk Premium) used for 41 countries in 2015: A Survey, Working Paper, Madrid, abrufbar unter: <http://ssrn.com/abstract=2598104>.
- Gloede, Oliver/ Menkhoff, Lukas (2010): Griechenlands Krise: Das währungspolitische Trilemma im Euroraum, in: Wirtschaftsdienst, 90. Jg., S. 172–177.
- Hachmeister, Dirk/ Ruthardt, Frederik/ Autenrieth, Matthias (2015): Marktrisikoprämien am deutschen Kapitalmarkt – Ermittlung und Vergleich angebotsseitiger und historischer Marktrisikoprämien, in: DBW, 75. Jg., S. 169-183.
- Heiden, Stefan (2002): Kursreaktionen auf Dividendenankündigungen. Ereignisstudie am deutschen Kapitalmarkt Stefan, Wiesbaden.

- Ibbotson, Roger G./ Chen, Peng (2003): Participating in the Real Economy, in: *Financial Analysts Journal*, 59. Jg., S. 88–98.
- Kitanoff, Alexander (2009): *Der Erwerb eigener Aktien. Aktienrückkäufe und Interessen der Gläubiger, Aktionäre und des Kapitalmarkts*, Frankfurt am Main u.a.
- Mentz, Markus/ Normann, Marcel (2005). Die Bedeutung von Stationarität in linearen Prognosemodellen, in: *Finanzbetrieb*, 7. Jg., S. 484–490.
- Metz, Volker (2007): *Der Kapitalisierungszinssatz bei der Unternehmensbewertung. Basiszinssatz und Risikozuschlag aus betriebswirtschaftlicher Sicht und aus Sicht der Rechtsprechung*, Wiesbaden.
- Morningstar (2011): *2011 Ibbotson SBBI Valuation Yearbook*, Chicago.
- Nagel, Joachim (2013): Veränderungen der Marktsegmente während der Krise – Herausforderungen für das künftige Bankwesen. ESE-Konferenz 2013 “the Future of European Financial Supervision” (Stand 26.09.2013), abrufbar unter: [http://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Reden/2013/2013\\_09\\_26\\_nagel.html?nsc=true](http://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Reden/2013/2013_09_26_nagel.html?nsc=true), abgerufen am 16.02.2015.
- Reese, Raimo (2007): *Schätzung von Eigenkapitalkosten für die Unternehmensbewertung*, Frankfurt am Main.
- Schlittgen, Rainer/ Streitberg, Bernd. H.J. (2001): *Zeitreihenanalyse*, 9. Auflage, München.
- Seifert, Udo (2006): *Aktienrückkäufe in Deutschland. Renditeeffekte und tatsächliche Volumina*, Wiesbaden.
- Sharpe, William F. (1994): The Sharpe Ratio, in: *Streetwise: The Best of “The Journal of Portfolio Management”*, Bernstein, Peter L. (Hrsg.), Princeton, S. 169–178.
- Statistisches Bundesamt (2015): *Verbraucherpreisindizes für Deutschland. Lange Reihen ab 1948* (Stand Januar 2015), abrufbar unter: [https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Preise/Verbraucherpreise/VerbraucherpreisindexLangeReihenPDF\\_5611103.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Preise/Verbraucherpreise/VerbraucherpreisindexLangeReihenPDF_5611103.pdf?__blob=publicationFile), abgerufen am: 16.02.2015.
- Stehle, Richard (2004): Die Festlegung der Risikoprämie von Aktien im Rahmen der Schätzung des Wertes von börsennotierten Kapitalgesellschaften, in: *Die Wirtschaftsprüfung*, 57. Jg., S. 906–927.
- Süddeutsche Zeitung (2010): *Rezessionsjahr 2009. Der ganz große Absturz* (Stand: 17.05.2010), abrufbar unter: <http://www.sueddeutsche.de/wirtschaft/rezessionsjahr-der-ganz-grosse-absturz-1.63535>, abgerufen am 18.02.2015.
- Vivian, Andrew (2007): *The Equity Premium: 100 Years of Empirical Evidence from the UK*, Working Paper, Saint Andrews, abrufbar unter: <http://ssrn.com/abstract=766184>.
- Welch, Ivo (2000): Views of Financial Economists on the Equity Premium and on Professional Controversies, in: *The Journal of Business*, 73. Jg., S. 501–537.