

MODERNE ANSÄTZE IM ASSET-PRICING:
EINFLUSS VON REGULIERUNG UND
NACHHALTIGKEIT

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
der Eberhard Karls Universität Tübingen

vorgelegt von
Simon Claudius Kuhn, M.Sc.
aus Mainz

Tübingen
2023

1. Betreuer: Professor Dr. Christian Koziol

2. Betreuer: Professor Dr. Martin Ruf

Tag der mündlichen Prüfung: 25.06.2024

Dekan: Professor Dr. Frank Stähler, stv. Dekan

1. Gutachter: Professor Dr. Christian Koziol

2. Gutachter: Professor Dr. Martin Ruf

Inhaltsverzeichnis

	Seite
Abbildungsverzeichnis	v
Tabellenverzeichnis	vi
Abkürzungsverzeichnis	viii
Symbolverzeichnis	ix
1 Einführung	1
I Einfluss von Regulierung auf das Rendite-Risiko-Verhältnis – eine theoretische Analyse	5
2 Einleitung	7
3 Literaturüberblick	9
3.1 Regulierung und Wettbewerb im Produktmarkt	10
3.1.1 Entstehung von Regulierung	11
3.1.2 Regulierung und Markteintrittsbarrieren	12
3.2 Wettbewerb im Produktmarkt und Aktienpreis	13
3.2.1 Übertragungswege	13
3.2.2 Empirische Studien	16
4 Einfluss von Regulierung auf Aktienrenditen	18
4.1 Grundmodell	18
4.1.1 Bewertung des Unternehmens	20

4.1.2	Renditeverteilung	22
4.1.3	Modellzusammenfassung	26
4.2	Erweiterung des Grundmodells: stochastische zusätzliche Zahlung	27
4.2.1	Veränderte Modellannahmen	27
4.2.2	Bewertung des Unternehmens	28
4.2.3	Renditeverteilung	29
4.2.4	Modellzusammenfassung	34
4.3	Hypothesen	34
5	Zusammenfassende Beurteilung	37
II	Einfluss von Regulierung auf das Rendite-Risiko-Verhältnis – eine empirische Analyse	39
6	Einleitung	40
7	Datensatz und Methodik	42
7.1	Datensatz	42
7.2	Methodik	47
7.2.1	Datenvorbereitung	47
7.2.2	Panelregression	49
7.3	Analyse von Industrieportfolios	51
8	Empirische Ergebnisse zum Einfluss von Regulierung auf die Verteilung von Aktienrenditen	54
8.1	Einfluss des Levels der Regulierung	54
8.1.1	Alpha-Wert	54
8.1.2	Volatilität	57
8.1.3	Schiefe	59
8.2	Veränderung des Levels der Regulierung	61
8.2.1	Alpha-Wert	61
8.2.2	Volatilität	65
8.2.3	Schiefe	68
9	Robustheitsanalysen	71

9.1	Differenzierung nach Beta	71
9.2	Unterschiedliche Asset-Pricing-Modelle	75
9.3	Einfluss von Regulierung auf Industrieportfolios	78
9.3.1	Alpha-Wert	78
9.3.2	Volatilität	81
9.3.3	Schiefe	84
9.4	Verändertes Winsorisieren	87
10	Zusammenfassende Beurteilung	90
 III Öffentliches Bewusstsein für ESG und Aktienrenditen – eine theoretische Analyse		
11	Einleitung	94
12	Literaturüberblick	96
12.1	Theoretische Modelle	98
12.1.1	Boycott durch Investoren gemäß Heinkel et al. (2001)	98
12.1.2	Nichtfinanzielle Präferenzen gemäß Fama und French (2007)	99
12.1.3	Moral Capital gemäß Godfrey (2005)	100
12.2	Empirische Befunde	101
12.2.1	Ex-ante-Renditeerwartungen	101
12.2.2	Ex-post-Renditen	102
12.3	Messbarkeit und Widersprüchlichkeit von ESG-Scores	103
12.4	Risikoreduktion durch ESG	104
13	Einfluss des öffentlichen Bewusstseins für ESG auf Aktienpreise	105
13.1	Grundlegende Annahmen	106
13.2	Einfluss auf Aktienrenditen	107
13.3	Beispielhafter Vergleich eines grünen und eines braunen Unternehmens	110
13.4	Zusammenfassung und Hypothesen	112
14	Zusammenfassende Beurteilung	114

IV Öffentliches Bewusstsein für ESG und Aktienrenditen – eine empirische Analyse	116
15 Einleitung	117
16 Datensatz und Methodik	119
16.1 Daten	119
16.2 Methodik	122
17 ESG-Faktor und Einfluss von ESG auf Aktienrenditen	124
17.1 Portfolioanalyse: ESG-Faktoren	124
17.2 Portfolioanalyse: Einfluss des öffentlichen Bewusstseins	127
17.3 Unternehmensanalyse: Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten	130
17.3.1 Alpha-Werte	130
17.3.2 Beta-Koeffizienten	132
18 Robustheitsanalysen	135
18.1 Berücksichtigung detaillierter ESG-Faktoren	135
18.2 Veränderte Suchbegriffe	138
18.3 Verschiedene Asset-Pricing-Modelle	140
19 Zusammenfassende Beurteilung	143
V Schlussbetrachtung	145
Literaturverzeichnis	150

Abbildungsverzeichnis

13.1	Illustrative Darstellung erwarteter Effekte von ESG	112
------	---	-----

Tabellenverzeichnis

7.1	Übersicht über die Regulierungsindikatoren	45
7.2	Deskriptive Statistik der Unternehmensdaten	49
7.3	Deskriptive Statistik der Portfoliodaten	52
8.1	Einfluss des Levels der Regulierung auf Alpha-Werte	56
8.2	Einfluss des Levels der Regulierung auf Volatilitäten	58
8.3	Einfluss des Levels der Regulierung auf Schiefen	60
8.4	Einfluss von δ^{Reg} auf Alpha-Werte	62
8.5	Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Alpha-Werte	63
8.6	Einfluss von $RegNew^{Lim}$ auf Alpha-Werte	64
8.7	Einfluss von δ^{Reg} auf Volatilität	66
8.8	Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Volatilität	67
8.9	Einfluss von δ^{Reg} auf Schiefe	69
8.10	Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Schiefe	70
9.1	Einfluss von Regulierung auf Volatilität (Beta-Differenzierung)	73
9.2	Einfluss von Regulierung auf Alpha-Werte (Beta-Differenzierung)	74
9.3	Einfluss des Levels der Regulierung auf Alpha-Werte (Drei-Faktoren- Modell)	76
9.4	Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Alpha-Werte (Drei- Faktoren-Modell)	77
9.5	Einfluss von Regulierung auf Alpha-Werte von Industriepportfolios	79
9.6	Einfluss von Veränderung der Regulierung auf Alpha-Werte von Indus- trieportfolios	80
9.7	Einfluss von Regulierung auf die Volatilität von Industriepportfolios	82

9.8	Einfluss von Veränderungen der Regulierung auf die Volatilität von Industriepartfolios	83
9.9	Einfluss von Regulierung auf die Schiefe von Industriepartfolios	85
9.10	Einfluss von Veränderungen der Regulierung auf die Schiefe von Industriepartfolios	86
9.11	Einfluss des Levels der Regulierung (5 % Winsorisierung)	87
9.12	Einfluss der Veränderung des Levels der Regulierung (5 % Winsorisierung)	88
16.1	Deskriptive Statistik	121
17.1	ESG-Faktoren	125
17.2	Einfluss des öffentlichen Bewusstseins auf ESG-Faktoren	128
17.3	Gruppierte Alpha-Werte	131
17.4	Gruppierte Beta-Koeffizienten	133
18.1	Einfluss von öffentlichem Bewusstsein auf verschiedene ESG-Faktoren .	136
18.2	Einfluss des öffentlichen Bewusstseins auf ESG-Faktoren (veränderter Suchbegriff)	139
18.3	Gruppierte Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten (Vier-Faktoren-Modell)	141
18.4	Gruppierte Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten (Drei-Faktoren-Modell)	142

Abkürzungsverzeichnis

CAPM	Kapitalgutpreismodell (Capital-Asset-Pricing-Model)
EMU	Europäische Währungsunion (European Monetary Union)
ESG	Umwelt, Soziales und Unternehmensführung (Environmental, Social, Governance)
GMM	Generalisierte Momentenmethode
IQR	Interquartilsabstand
NAICS	Nordamerikanisches Industrieklassifizierungssystem
SIC	Standard Industrieklassifizierung
USD	US-amerikanischer Dollar

Symbolverzeichnis

α_t^i	Geschätzter Alpha-Wert von Unternehmen/Subindustrie i in Periode t
\tilde{B}	Verteilung der zusätzlichen Zahlung
b	Zusätzliche Zahlung aufgrund von Regulierung
\bar{b}	Erwartungswert der zusätzlichen Zahlung
\tilde{C}	Gewöhnlicher Cashflow des regulierten Unternehmens
\bar{c}	Erwartungswert des Cashflows \tilde{C}
D	(erwartete) Dividendenzahlung pro Periode
ϵ	(positive) Preisdifferenz zwischen einem <i>grünem</i> und einem <i>braunen</i> Unternehmen
γ_t^i	Schiefe der monatlichen realisierten Renditen von Unternehmen/Subindustrie i in Periode t
k_c	Kapitalkosten für den Cashflows \tilde{C}
k_b	Kapitalkosten für die zusätzliche Zahlung
P	Preis des Unternehmens
p	Deregulierungswahrscheinlichkeit
\tilde{r}	Zufallsvariable zur Beschreibung der Rendite des regulierten Unternehmens
$\widetilde{r^{dereg}}$	Zufallsvariable zur Beschreibung der Rendite des regulierten Unternehmens gegeben das Unternehmen wird dereguliert
$\widetilde{r^{reg}}$	Zufallsvariable zur Beschreibung der Rendite des regulierten Unternehmens gegeben das Unternehmen bleibt reguliert
$r_t^{kurzfrist}$	Kurzfristige ex post realisierte Rendite

$r_t^{langfrist}$	Langfristige Rendite
σ_c^2	Varianz des Cashflows \tilde{C}
σ_θ^2	Varianz von $\tilde{\theta}$
σ_z^2	Varianz der zusätzlichen Zahlung \tilde{Z}
σ_t^i	Realisierte monatliche Volatilität von Unternehmen/Subindustrie i in Periode t
$\tilde{\theta}$	Zufallsvariable zur Beschreibung des exogenen Teils der zusätzlichen Zahlung
\tilde{V}	Verteilung des Werts des regulierten Unternehmens in der nächsten Periode
\bar{v}	Erwartungswert von \tilde{V}
V^b	Wert der zusätzlichen Zahlung
V^c	Wert des Cashflows \tilde{C}
V^{dereg}	Wert des deregulierten Unternehmens
V^{reg}	Wert des regulierten Unternehmens
\tilde{Z}	Verteilung der zusätzlichen stochastischen Zahlung
\bar{z}	Erwartungswert der zusätzlichen Zahlung \tilde{Z}

Kapitel 1

Einführung

Die Abwägung zwischen Nutzen und Kosten von Regulierung findet sowohl in öffentlichen politischen als auch in akademischen Diskussionen statt. Während dieser langjährigen Diskussionen haben sich im Wesentlichen zwei Standpunkte in der wissenschaftlichen Literatur herausgebildet: Befürworter sehen in Regulierung eine Reaktion auf Marktversagen und das Erreichen eines sozialen Optimums, Kritiker hingegen betrachten Regulierung, neben den dadurch zusätzlich entstehenden Kosten für die individuellen Unternehmen zur Erfüllung dieser, als Markteintrittsbarriere und somit als Wettbewerbsschutz für bestehende Unternehmen. Unabhängig vom vertretenen Standpunkt sind in den meisten Volkswirtschaften vielzählige Regulierungen implementiert, die Einfluss auf die in diesen Märkten aktiven Unternehmen haben.

Obwohl vermutlich in jedem Lehrbuch der Makroökonomie der Einfluss von Regulierung auf die Produktmärkte betrachtet wird und eine große Anzahl an theoretischen sowie empirischen Studien bezüglich dieses Einflusses publiziert wurde (den Hertog, 2012), existiert bisher keine Analyse des Einflusses von Regulierung in Produktmärkten auf die Bewertungen der in diesen Märkten aktiven Unternehmen. Derzeit ist es daher nicht möglich, den Einfluss einer (neuen) Regulierung bzw. einer Deregulierung auf den Finanzmarkt und die Investoren abzuschätzen. Diesbezüglich zeigt sich ein weißer Fleck in der Forschung.

Hier setzt der erste Teil dieser Dissertation an, indem der Einfluss von Regulierung im Produktmarkt auf die Preise von Aktien regulierter Unternehmen analysiert wird. Anhand eines einfachen theoretischen Modells wird ein möglicher Weg zur Übertragung von Regu-

lierung im Produktmarkt auf die realisierten Renditen, die Volatilitäten und die Schiefe der Verteilung von Aktienrenditen regulierter Unternehmen entwickelt. Grundlage des Modells ist die Annahme, dass ein reguliertes Unternehmen zusätzlich zum Cashflow der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit eine weitere Zahlung generiert. Diese zusätzliche Zahlung soll die Vorteile der Regulierung für bestehende Unternehmen – geringerer Wettbewerb aufgrund von Markteintrittsbarrieren, die durch Regulierung entstehen – modellieren. Das Modell zeigt, dass regulierte Unternehmen, im Vergleich zur erwarteten Rendite, eine Überrendite im Vergleich zu nicht regulierten Unternehmen bei geringerer Volatilität generieren, solange sie reguliert bleiben, Investitionen in diese aber auch mit einem Deregulierungsrisiko verbunden sind.

Konkret impliziert das Modell, dass (1) regulierte Unternehmen einen höheren Alpha-Wert (realisierte Rendite im Vergleich zu der erwarteten Rendite basierend auf einem Asset-Pricing-Modell) bei einer geringeren Volatilität als nicht regulierte Unternehmen generieren sowie (2) eine Deregulierung zu einer Reduktion des Alpha-Werts und einer Steigerung der Volatilität führt.

Teil II dieser Dissertation dient der empirischen Überprüfung dieser abgeleiteten Hypothesen. Hierzu wird ein neuer Datensatz von QuantGov genutzt, der eine jährliche Quantifizierung der US-amerikanischen Regulierungen auf Bundesebene pro Subindustrie bereitstellt. Im Zusammenhang mit finanziellen und buchhalterischen Daten US-amerikanischer Firmen aus dem Zeitraum zwischen 2000 und 2020 werden die beschriebenen zentralen Hypothesen – regulierte Unternehmen generieren auf Kosten eines Deregulierungsrisikos eine Überrendite bei geringerer Volatilität – bestätigt.

Neue Regulierungen werden zunehmend unter klimapolitischen Gesichtspunkten diskutiert und durch den Gesetzgeber verabschiedet. Politische Akteure nutzen Regulierung unter anderem, um Klimaziele zu erreichen. Auf internationaler Ebene wurde zum Beispiel das Pariser Klimaabkommen erarbeitet und auf europäischer Ebene beschreibt die Europäische Kommission ihre kürzlich umgesetzte neue Taxonomieverordnung als einen der Grundsteine für die Erfüllung der Europäischen Klimaziele 2030 (Europäische Kommission, o. D.). Diese Zunahme an Regulierung zur Realisierung definierter klimapolitischer Zielsetzungen betrifft bestimmte Industrien stärker als andere (zum Beispiel sind die regulatorischen Anforderungen an Energieerzeuger deutlich höher als die an Medienunter-

nehmen), dennoch sind alle Industrien von der grundsätzlich gestiegenen Aufmerksamkeit für Nachhaltigkeit betroffen.

Dieses gesteigerte Interesse an Nachhaltigkeit zeigt sich nicht nur bei Regierungen, sondern auch bei Investoren, die Nachhaltigkeit zunehmend bei Investitionsentscheidungen berücksichtigen. Im Gegensatz zum Einfluss von Regulierung auf Preise von Anlagen existiert zum Einfluss von Nachhaltigkeit auf die Preise von Aktien bereits eine umfassende akademische Diskussion, die allerdings noch nicht zu einem allgemeingültigen Ergebnis gekommen ist. Empirische Studien zeigen sowohl positive (Giese et al., 2021; Margolis et al., 2009; Fabozzi et al., 2008; Salaber, 2009; Lins et al., 2017; Edmans, 2011) als auch negative (Anson et al., 2020; Statman und Glushkov, 2009; Masulis und Reza, 2015; Salaber, 2009) Zusammenhänge zwischen Nachhaltigkeit und Aktienrenditen.

Im dritten Teil dieser Arbeit wird daher eine mögliche Erklärung für die bisher widersprüchlichen empirischen Ergebnisse bezüglich des Einflusses von Nachhaltigkeit auf Aktienrenditen entwickelt. Basierend auf einem einfachen theoretischen Modell, das das öffentliche Bewusstsein für Nachhaltigkeit berücksichtigt, werden zwei gegenläufige Effekte von Nachhaltigkeit auf Renditen aufgezeigt. Unter der Annahme, dass es einen Transitionsprozess von einem Zustand, in dem Investoren Nachhaltigkeit bei der Bewertung von Aktien nicht berücksichtigen, zu einem Zustand, in dem Investoren Präferenzen für nachhaltige Aktien aufweisen, gibt, zeigt das Modell, dass Nachhaltigkeit langfristig einen negativen Einfluss auf Aktienrenditen hat. Kurzfristig, während dieses Transitionsprozesses, hat Nachhaltigkeit jedoch positive Renditeeffekte.

Die Berücksichtigung des Transitionsprozesses im theoretischen Modell führt zu drei Hypothesen: (1) Nachhaltigkeit beeinflusst die Aktienrenditen von Unternehmen systematisch und kann in Form eines ESG-Faktors (Umwelt, Soziales und Unternehmensführung; Environmental, Social, Governance) und gemessen werden; (2) ein hohes Level von öffentlichem Bewusstsein für Nachhaltigkeit senkt die Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen, wobei (3) ein Wachstum des öffentlichen Bewusstseins für Nachhaltigkeit kurzfristig die Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen steigen lässt.

Der vierte Teil dieser Arbeit dient dazu, die im vorausgegangenen Teil aufgestellten Hypothesen empirisch zu überprüfen. Zur Messung des öffentlichen Bewusstseins für Nachhaltigkeit werden Google Trends-Suchdaten genutzt, um die beiden theoretisierten Effekte

empirisch zu überprüfen. Im Zusammenhang mit Beobachtungen von Unternehmen aus dem US-amerikanischen und dem *European Monetary Union* (EMU) Markt zwischen 2010 und 2020 kann gezeigt werden, dass die beiden gegenläufige Effekte durch das öffentliche Bewusstsein, gemessen mittels Google Trends-Suchdaten, nachgewiesen werden können.

Diese Arbeit trägt durch die Erarbeitung von Mechanismen, durch die die Regulierung im Produktmarkt sowie die Nachhaltigkeit von Unternehmen auf die Findung von Aktienpreisen einwirkt, zur Forschung bei. Dadurch kann sowohl das Verständnis der Auswirkungen von Regulierungen im Produktmarkt auf Aktienpreise gesteigert werden, gleichzeitig aber auch ein Beitrag zu der Debatte um den Einfluss von Wettbewerb im Produktmarkt auf Preise am Finanzmarkt geleistet werden. Es zeigt sich, dass in künftiger Forschung die Charakteristika der Produktmärkte bei der Analyse von Preisbildungen am Finanzmarkt stärker berücksichtigt werden sollten.

Da der erarbeitete Einfluss von Nachhaltigkeit (bzw. die Präferenz von Nachhaltigkeit durch Investoren) sowohl einen positiven als auch einen negativen Effekt hat, kann diese Arbeit eine mögliche Erklärung für die bisher widersprüchlichen empirischen Ergebnisse der Auswirkungen von Nachhaltigkeit auf Aktienrenditen liefern. Basierend auf dieser Arbeit ist somit der zukünftige Einfluss von Nachhaltigkeit, mittels Prognosen für das öffentliche Bewusstsein für Nachhaltigkeit, besser vorhersagbar.

Auf diese Weise eröffnet die vorliegende Arbeit zwei neue Perspektiven auf die Bildung von Aktienpreisen: Zusätzlich zu klassischen Risikofaktoren, die bereits einen hohen Anteil der Varianzen von Aktienrenditen erklären, ist auch die Berücksichtigung der Charakteristika der Produktmärkte, in denen die Unternehmen aktiv sind, sowie der nichtfinanziellen Präferenzen (im speziellen Fall der Präferenz von Nachhaltigkeit) von Investoren für die Bewertung von Aktien relevant.

Teil I

Einfluss von Regulierung auf das Rendite-Risiko-Verhältnis – eine theoretische Analyse

Dieser und der nachfolgende Teil der vorliegenden Dissertation beruhen auf dem mit Prof. Dr. Christian Koziol in *Economics Letters* veröffentlichten Artikel *The impact of regulation on risk and return* (Koziol und Kuhn, 2023b).

Kapitel 2

Einleitung

Während verschiedene Theorien über die Entstehung von Regulierung existieren, hat sich in der Wirtschaftswissenschaft der Konsens etabliert, dass Regulierung, unabhängig vom Grund der Entstehung, zu Markteintrittsbarrieren führt und somit den Wettbewerb in der regulierten Industrie senkt (Blanchard und Giavazzi, 2003; Chambers und O'Reilly, 2022; Cette et al., 2016). Allerdings wurde bisher in keiner wissenschaftlichen Arbeit diese Erkenntnis aufgegriffen, um den daraus resultierenden Einfluss von Regulierung auf die Aktienpreise und die Renditen der Unternehmen in den regulierten Märkten zu analysieren.

In diesem Teil der Arbeit wird ein theoretisches Modell entwickelt, in dem ein reguliertes Unternehmen betrachtet wird und die Auswirkungen von Regulierung auf die ersten drei Momente der Verteilung der Aktienrenditen dieses Unternehmens analysiert werden. Das Modell basiert auf der Annahme, dass Regulierung, aufgrund des durch diese reduzierten Wettbewerbs in dem Produktmarkt, bestehenden Unternehmen ermöglicht, höhere Preise durchzusetzen und Schocks leichter an ihre Kunden weiterzugeben. Die Reduktion des Wettbewerbs durch Regulierung wird im Modell ökonomisch mittels einer Zahlung zusätzlich zum Cashflow der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit modelliert.

Das Modell zeigt, dass regulierte Unternehmen – solange sie reguliert bleiben – sowohl eine, im Vergleich zu der erwarteten höhere Rendite als auch eine geringere Volatilität generieren. Diese positiven Effekte von Regulierung entstehen auf Kosten eines Deregulierungsrisikos, das im Eintrittsfall zu negativen Überrenditen und einem Anstieg der

Volatilität führt. Dieses Risiko hat ebenfalls die Konsequenz, dass die Renditeverteilungen regulierter Unternehmen linksschief sind und dadurch ein Tail-Risiko aufweisen.

Aufbauend auf den beschriebenen Erkenntnissen aus dem theoretischen Modell werden abschließend in diesem Teil der Arbeit Hypothesen entwickelt, die im folgenden Teil empirisch überprüft werden. Diesen Hypothesen zufolge weisen regulierte Unternehmen einen höheren Alpha-Wert, der die Differenz zwischen der realisierten Rendite und der basierend auf einem Asset-Pricing-Modell erwarteten Rendite darstellt, und eine geringere Volatilität als vergleichbare weniger regulierte Unternehmen auf. Darüber hinaus wird erwartet, dass eine Deregulierung zu den gegenteiligen Effekten führt.

Der vorliegende Teil dieser Dissertation ist wie folgt strukturiert: Im dritten Kapitel dieser Arbeit wird der derzeitige Stand der wissenschaftlichen Diskussion zusammengefasst, bevor im darauffolgenden Kapitel das theoretische Modell zur Analyse des Einflusses von Regulierung dargestellt wird. Eine abschließende Beurteilung erfolgt in Kapitel 5.

Kapitel 3

Literaturüberblick

In diesem Kapitel wird ein Überblick über die relevante Literatur gegeben. Hierbei werden im ersten Abschnitt die Entstehung von Regulierung im Produktmarkt sowie deren Auswirkung in der Ökonomie beleuchtet und im zweiten Abschnitt mögliche Effekte dieser Regulierung auf Aktienpreise erörtert.

Als Auslöser für die Entstehung von Regulierung werden derzeit zwei Theorien diskutiert: (1) die Public-Interest-Theorie und (2) die Private-Interest-Theorie (den Hertog, 2012). Unabhängig vom Grund für die Entstehung von Regulierung besteht in der wissenschaftlichen Diskussion der Konsens, dass Regulierung im Produktmarkt zu Markteintrittsbarrieren führt und somit in diesen Märkten etablierte Unternehmen aufgrund des reduzierten Wettbewerbs schützt (Klapper et al., 2006; Moore, 1978; Anderson et al., 2000; Kleiner und Kudrle, 2000; Ihlanfeldt, 2007).

Im zweiten Abschnitt liegt der Fokus auf dem Einfluss von Regulierung im Produktmarkt auf Aktienpreise und -renditen der darin aktiven Unternehmen. Da bisher keine wissenschaftlichen Arbeiten mit diesem speziellen Fokus veröffentlicht wurden, wird ersatzweise auf Studien, in denen der Einfluss von Wettbewerb im Produktmarkt auf die Aktienpreise untersucht wurde, abgestellt. Die Ergebnisse dieser Studien scheinen auf den Einfluss von Regulierung übertragbar zu sein, da Regulierung den Wettbewerb in einem Markt reduziert und somit Studien, in denen der Einfluss von Wettbewerb im Produktmarkt auf Aktienpreise analysiert wurde, implizit auch den Einfluss von Regulierung betreffen.

3.1 Regulierung und Wettbewerb im Produktmarkt

Vor der Betrachtung möglicher Auslöser für die Entstehung von Regulierung und des daraus folgenden Einflusses auf den Wettbewerb in Produktmärkten, muss definiert werden, was in dieser Arbeit unter Regulierung verstanden wird. Diese Arbeit folgt der Definition von den Hertog (2012), sodass alle rechtlichen Mittel, die zur Umsetzung von Sozial- und Wirtschaftspolitik genutzt werden, als Regulierung definiert werden. Rechtliche Mittel sind laut den Hertog Maßnahmen, die Privatpersonen oder Organisationen zwingen, bestimmte Regeln einzuhalten, und die Nichteinhaltung dieser Regeln unter Strafen stellen.

Gemäß der Definition, bezieht sich Regulierung auf Sozial- und Wirtschaftspolitik. Dementsprechend kann zwischen ökonomischer Regulierung und sozialer Regulierung unterschieden werden (Viscusi et al., 2005). Ökonomische Regulierung betrifft zum Beispiel Preiskontrollen oder die Definition von Mindestqualitätsstandards, wohingegen soziale Regulierungen Arbeits- und Verbraucherschutzregelungen umfassen (den Hertog, 2012). In dieser Arbeit wird im Folgenden nicht zwischen diesen Arten von Regulierung unterschieden, da der Fokus auf Regulierung im Allgemeinen liegt.

Im Hinblick auf die Entstehung und den Nutzen von Regulierung stehen derzeit zwei Theorien im Zentrum der wissenschaftlichen Diskussion: (1) die Public-Interest-Theorie, laut der Regulierung als Lösung von Marktversagen zur Erreichung eines sozialen Optimums (des paretoeffizienten Zustands) gilt, und (2) die Private-Interest-Theorie (insbesondere die Regulatory-Capture-Theorie), der zufolge Regulierung eher ein Vehikel für die Durchsetzung privater Interessen bereits in ihren Märkten etablierter Unternehmen ist (Fisman und Allende, 2010; den Hertog, 2012).

Darüber hinaus ist es ebenfalls möglich, dass Regulierung aus anderen politischen Gründen (zum Beispiel zur Vermeidung von Diskriminierung) beschlossen wird und sich nicht, wie in der Public-Interest-Theorie erwartet, rein auf die Sicherstellung eines pareto-effizienten Zustands und die Lösung von Marktversagen fokussiert (Helm, 2006).

Unabhängig von dem Grund für die Entstehung von Regulierung und deren Zielsetzung ist die Einhaltung dieser mit Kosten für die betroffenen Unternehmen verbunden. Damit sind die Markteintrittsbarrieren in einem regulierten Markt im Vergleich zu denen in einem nicht regulierten Markt für Unternehmen höher (Klapper et al., 2006; Moore, 1978). Diese entstehenden Markteintrittsbarrieren führen zu einem geringeren Wettbe-

werb unter den in diesem Markt etablierten Unternehmen. Dies wiederum ermöglicht es den etablierten Unternehmen, (Markt-)Schocks leichter an ihre Kunden weiterzugeben bzw. grundsätzlich höhere Preise zu erzielen, als sie in einem wettbewerbsintensiveren Markt durchsetzen könnten. Dieser Effekt wurde bereits durch verschiedene empirische Studien belegt (Anderson et al., 2000; Kleiner und Kudrle, 2000; Ihlanfeldt, 2007).

3.1.1 Entstehung von Regulierung

In der klassischen Wohlfahrtsökonomie wird davon ausgegangen, dass bei vollkommenem Wettbewerb¹ auch ohne Eingriffe des Staats paretooptimale Ressourcenallokationen zu erwarten sind (Mas-Colell et al., 1995, S. 307-309). Daher wird vorgeschlagen, dass der Staat nur durch Umverteilung zur Erreichung seiner Ziele eingreifen und die sonstige Organisation dem Markt überlassen sollte (den Hertog, 2012; Moore, 2007; Stiglitz, 1991). Diese beiden Aussagen sind als die zwei Theoreme der Wohlfahrtsökonomie bekannt (Mas-Colell et al., 1995, S. 307-309).

Da diese Voraussetzungen häufig nicht vollkommen gegeben sind (zum Beispiel aufgrund asymmetrischer Informationen oder nicht bepreister Externalitäten), werden Regulierungen als Maßnahmen zur Korrektur und zur Erreichung eines sozialen Optimums vorgeschlagen. Regulierung wird also dann zur Erreichung einer paretooptimalen Ressourcenallokation genutzt, wenn die Bedingungen der klassischen Wohlfahrtsökonomie nicht vorliegen. (Hantke-Domas, 2003)

Entgegen der Wohlfahrtsökonomie hat sich insbesondere mit der Arbeit von Stigler (1971) eine neue Sichtweise auf die Entstehung von Regulierung entwickelt, die als Regulatory-Capture-Theorie bekannt ist. In dieser geht Stigler (1971, S. 3) davon aus, dass üblicherweise „Regulierung von der Industrie erarbeitet und für deren Vorteil gestaltet und umgesetzt wird“². Dieses Ergebnis, das im Gegensatz zu der Erwartung der Public-Interest-Theorie steht, kommt zustande, da der politische Entscheidungsprozess vornehmlich von Interessengruppen und weniger von Individuen getrieben wird. Da sich Industrien einfacher organisieren können und im Vergleich zu der großen und heterogenen Gruppe der

¹Das Vorliegen der Annahmen der klassischen Wohlfahrtsökonomie (insbesondere die Tatsache, dass alle Marktteilnehmer Preisnehmer sind) ist Teil einer breiten wissenschaftlichen Diskussion (Greenwald und Stiglitz, 1986; Makowski, 1995).

²Übersetzung des Autors aus dem Englischen; ursprüngliches Zitat: „*as a rule, regulation is acquired by the industry and is designed and operated primarily for its benefit*“.

Konsumenten einen, relativ betrachtet, größeren Nutzen aus der Regulierung ziehen, setzen sich die Interessengruppen der Industrien im politischen Entscheidungsprozess leichter durch.

In der Konsequenz bedeutet dies, dass Regulierung nicht entsteht, um Marktversagen zu korrigieren, sondern um die Interessen der bestehenden Unternehmen zu stärken. Darüber hinaus gibt es eine Vielzahl von Erweiterungen und Kombinationen dieser beiden grundlegenden Sichtweisen auf die Gründe für die Entstehung von Regulierung.

3.1.2 Regulierung und Markteintrittsbarrieren

Auch wenn unterschiedliche Begründungen für die Entstehung von Regulierung diskutiert werden, besteht in der Literatur weitgehend Einigkeit darüber, dass ein geringerer Wettbewerb bzw. höhere Markteintrittsbarrieren als Konsequenz von Regulierung (*regulatory barriers to competition*) zu erwarten sind. Aufbauend auf diesem geringeren Wettbewerb und der damit reduzierten Anzahl an Wettbewerbern innerhalb der Produktmärkte können die bestehenden Unternehmen sowohl höhere Preise, die näher am Monopolpreis liegen, bei ihren Kunden durchsetzen als auch ökonomische Schocks leichter an ihre Kunden weiterreichen und somit ihre eigene Profitabilität stabiler halten. Diese Effekte führen somit dazu, dass bestehende Unternehmen eine, im Vergleich mit stärkerem Wettbewerb, höhere Produzentenrente erzielen. (Blanchard und Giavazzi, 2003; Chambers und O'Reilly, 2022; Cette et al., 2016)

Diese Erwartung konnte vielfach empirisch überprüft werden (Chambers und O'Reilly, 2022). Die Tatsache, dass bestehende Unternehmen eine Erhöhung der Markteintrittsbarrieren präferieren, belegen zum Beispiel Rasmusen und Zupan (1991). Weitere empirische Studien zu unterschiedlichen Industrien zeigen, dass eine Erhöhung der Regulierung zu einem Anstieg des Preises führt, wobei sich – entgegen der häufigen Zielsetzung der Regulierung – die Qualität der Produkte bzw. Dienstleistungen nicht verbessert (Kleiner und Kudrle, 2000; Anderson et al., 2000; Angrist und Guryan, 2008). Andere Studien weisen ähnliche Effekte, allerdings mit unterschiedlichen Auswirkungen auf die Qualität, nach (Joseph Hotz und Xiao, 2011).

Auch der gegenteilige Effekt der Deregulierung wurde bereits empirisch bestätigt: Bagchi und Sivadasan (2017) präsentieren empirische Belege dafür, dass der Preis für Kabel-

fernsehen in den USA nach einer Deregulierung signifikant gesunken ist. Darüber hinaus zeigten die Autoren ebenfalls, dass die Anzahl der Anbieter nach einer Deregulierung gestiegen ist, was auf einen Anstieg des Wettbewerbs in diesem Markt hinweist.

Anhand dieser theoretischen Argumente sowie der empirischen Beobachtungen im Produktmarkt lässt sich zusammenfassen, dass Markteintrittsbarrieren aufgrund von Regulierung zu einer Reduktion des Wettbewerbs im Produktmarkt führen. Dieser reduzierte Wettbewerb ermöglicht es den existierenden Unternehmen höhere Preise durchzusetzen sowie ökonomische Schocks einfacher an ihre Kunden weiterzureichen. Hierfür ist es unerheblich, welche Zielsetzung die Regulierung ursprünglich hatte und ob sie zu einem gesellschaftlich paretoeffizienten Zustand führt.

3.2 Wettbewerb im Produktmarkt und Aktienpreis

3.2.1 Übertragungswege

Bisher existieren keine Studien, in denen der direkte Einfluss von Regulierung in Produktmärkten auf die Preise und die Renditen von Aktien der in diesen Märkten aktiven Unternehmen analysiert wurde. Da, wie im vorausgehenden Abschnitt dargestellt, Regulierung zu einer Reduktion des Wettbewerbs im Produktmarkt führt, werden im Folgenden die bisher erarbeiteten Ergebnisse bezüglich des Einflusses von Wettbewerb im Produktmarkt auf Aktienpreise betrachtet. In diesem Forschungsfeld wurde bereits eine Vielzahl von theoretischen sowie empirischen Studien publiziert, wobei noch kein eindeutiger Effekt herausgearbeitet wurde. Unstrittig ist bisher vornehmlich, dass der Wettbewerb in Produktmärkten einen Einfluss auf die Bewertung der Aktien hat (Hou und Robinson, 2006; Aguerrevere, 2009; Babar und Habib, 2021; Novy-Marx, 2011; Bustamante und Donangelo, 2017; Sharma, 2011). In diesem Abschnitt werden mögliche Übertragungswege dargestellt, woraufhin im folgenden Abschnitt Ergebnisse empirischer Studien präsentiert werden.

Eine der ersten Forschungsarbeiten stammt von Hou und Robinson (2006), die einen positiven Zusammenhang zwischen Aktienrenditen und Wettbewerb im Produktmarkt erwarten, da Unternehmen, die in Märkten mit geringem Wettbewerb operieren, weniger in Innovationen investieren und aufgrund ihrer höheren Margen und der Möglichkeit, öko-

nomische Schocks an ihre Kunden weiterzugeben, ein geringeres Ausfallrisiko (*Financial-Distress-Risiko*) haben.

In verschiedenen Studien wird die Realoptionsanalyse zur Analyse des Effektes von Wettbewerb bzw. Markteintrittsbarrieren im Produktmarkt herangezogen. Hierbei wird davon ausgegangen, dass sich der Wert eines Unternehmens aus den bereits getätigten Investitionen (*Assets-in-place*) und den Investitionsoptionen (*Growth Options*) zusammensetzt. Da der Wert der Investitionsoptionen mit zunehmendem Wettbewerb bzw. geringeren Markteintrittsbarrieren sinkt, machen Wachstumsoptionen bei Unternehmen in Märkten mit geringem Wettbewerb einen, relativ zu anderen Unternehmen, größeren Teil des Unternehmenswerts aus. Da diese Investitionsoptionen einem größeren systematischen Risiko unterliegen als die bereits getätigten Investitionen, sind Unternehmen in Märkten mit geringerem Wettbewerb insgesamt einem höheren systematischen Risiko ausgesetzt. Aufgrund dieses höheren Risikos steigt auch die erwartete Rendite dieser Unternehmen (Bustamante und Donangelo, 2017; Aguerrevere, 2009; Pindyck, 2009).

Die bekannte und weitreichende Theorie des *Operating Leverage* besagt, dass Unternehmen mit hohen Fixkosten einen höheren *Operating Leverage* besitzen und dadurch einem höherem systematischem Risiko unterliegen (Lev, 1974; Novy-Marx, 2011; Carlson et al., 2004; Brealey et al., 2017, S. 230-231). Bustamante und Donangelo (2017) zeigen in ihrem Modell einen negativen Zusammenhang zwischen *Operating Leverage* und Gewinnspanne eines Unternehmens, da Unternehmen mit höheren Gewinnspannen negative Schocks besser abfedern können. Unter der Annahme, dass ein geringerer Wettbewerb zu höheren Gewinnspannen führt, wirtschaften Unternehmen in wettbewerbsarmen Märkten somit mit einem geringeren *Operating Leverage* und sind dadurch einem geringeren systematischen Risiko ausgesetzt (Bustamante und Donangelo, 2017). Regulierung einer Industrie reduziert somit das systematische Risiko der darin aktiven Unternehmen.

Zusätzlich gibt es laut Bustamante und Donangelo (2017) einen Übertragungsweg in Industrien mit grundsätzlich hohem systematischen Risiko. Potenzielle neue Marktteilnehmer sind durch die, aufgrund des höheren systematischen Risikos, höheren Kapitalkosten, mit denen ihre potenziellen Cashflows diskontiert würden, eher abgeschreckt, in diese Märkte einzutreten. Dies führt dazu, dass diese Industrien weiterhin relativ wettbewerbsarm bleiben und somit eine im Vergleich zu Industrien mit stärkerem Wettbewerb höhere Profitabilität für die etablierten Anbieter versprechen.

Aufbauend auf den bisherigen Erkenntnissen und dem Real-Optionen-Modell von Aguerrevere (2009) und Berk et al. (2004) erarbeiteten Bustamante und Donangelo im Jahr 2017 ein umfassendes Modell, das den Einfluss von Wettbewerb im Produktmarkt auf die Aktienrenditen der Unternehmen beschreibt. Darin stellen sie drei unterschiedliche Übertragungswege dar:

- (I) Entry-Threat-Übertragungsweg: Der Wert von Unternehmen in Märkten mit geringem Wettbewerb besteht zu einem größeren Teil aus dem Wert von Investitionsoptionen (*Growth options*), die einem höherem systematischen Risiko unterliegen. Daher führt geringerer Wettbewerb zu einem höheren systematischen Risiko und damit, aufgrund dieses höheren Risikos, zu einer höheren Renditeforderung der Investoren.
- (II) Operating-Level-Übertragungsweg: Unternehmen mit (aufgrund geringeren Wettbewerbs) hoher Profitabilität sind weniger von ökonomischen Schocks abhängig und unterliegen damit einem geringeren systematischen Risiko. Daher führt dieser Übertragungsweg wegen des geringeren Risikos zu einer geringeren Renditeforderung der Investoren.
- (III) Risk-Feedback-Übertragungsweg: In Industrien mit natürlich hohen systematischen Risiken bildet sich aufgrund der höheren Kapitalkosten weniger Wettbewerb. Die dadurch entstehende höhere Profitabilität und die damit einhergehende Risikoreduktion (siehe Operating-Level-Übertragungsweg) können teilweise das insgesamt hohe systematische Risiko dieser Industrie ausgleichen. Das bedeutet, dass geringerer Wettbewerb ein hohes systematisches Risiko signalisiert und damit mit höheren Kapitalkosten einhergeht.

Zu einem gegenteiligen Effekt kommt Gu (2016) basierend auf einem Modell von Berk et al. (2004), das zeigt, dass Forschungs- und Entwicklungsinvestitionen bei mehrperiodigen Entscheidungsmodellen nicht nur idiosynkratisches, sondern auch systematisches Risiko enthalten. Aufbauend auf der Erkenntnis von Berk et al., dass forschungs- und entwicklungsintensive Unternehmen einem höheren systematischen Risiko unterliegen, zeigt Gu eine Reduktion dieses Effektes aufgrund von geringem Wettbewerb. Dieser Zusammenhang wird darauf zurückgeführt, dass geringerer Wettbewerb weniger Überraschungen bezüglich der zukünftigen Cashflows zur Folge hat, da es weniger wahrscheinlich ist, dass konkurrierende Unternehmen Forschungs- und Entwicklungsprojekte abschlie-

ßen, wodurch die bereits getätigten Forschungs- und Entwicklungsinvestitionen entwertet würden. Schlussfolgernd resultiert aus geringem Wettbewerb eine Reduktion des systematischen Risikos für forschungs- und entwicklungsintensive Unternehmen, womit auch die erwarteten Renditen dieser niedriger sind.

Letztlich zeigen die beispielhaft aufgeführten Studien, dass es derzeit keine alleingültige und allgemein akzeptierte Meinung über den Einfluss von Wettbewerb im Produktmarkt auf Aktienrenditen gibt und an dieser Stelle weitere Forschung notwendig ist. Der Fokus der Mehrheit der bestehenden Arbeiten liegt auf Wettbewerb im Allgemeinen, ohne dass der spezifische Grund für den hohen bzw. niedrigen Wettbewerb betrachtet wird. Dabei werden in den Arbeiten ebenfalls die Veränderungen des systematischen Risikos der Unternehmen und die damit verbundenen Auswirkungen auf die Aktienrenditen thematisiert. Die divergierenden Effekte der dargelegten Übertragungswege deuten an, dass es zielführend sein könnte, individuelle Übertragungswege für die individuellen Gründe des geringen Wettbewerbs zu erarbeiten.

3.2.2 Empirische Studien

Eine der ersten empirischen Studien zur Überprüfung der theoretischen Erwartungen ist die Studie von Hou und Robinson (2006). Diese weisen nach, dass Unternehmen in konzentrierten Märkten (das heißt Märkten mit wenigen Anbietern), wobei sie diese Konzentration als Zeichen von hohem Wettbewerb ansehen, eine geringere risikoadjustierte Rendite erwirtschaften als Unternehmen in weniger konzentrierten Märkten. Darüber hinaus zeigt die Studie, dass Unternehmen in konzentrierten Märkten weniger in Forschung und Entwicklung investieren, was Hou und Robinson als Bestätigung ihrer These der geringeren Innovationsaktivitäten von Unternehmen in Märkten mit geringem Wettbewerb auffassen.

Dieses Ergebnis wurde von Sharma (2011) bestätigt, der nicht nur die Konzentration als ein Maß für Wettbewerb nutzt, sondern auch die Produktsubstituierbarkeit. Empirisch wird beobachtet, dass Unternehmen mit wenig substituierbaren Produkten ebenfalls eine geringere risikoadjustierte Renditen generieren. Sharma (2011) argumentiert, dass die Produktsubstituierbarkeit eine alternative und auch bessere Kennzahl für die Messung von Wettbewerb ist, da die Konzentration auch endogen von anderen Faktoren als dem Wettbewerb abhängen kann.

Kritik an der Studie von Hou und Robinson (2006) stammt von Ali et al. (2009), die anstelle von Konzentrationsmaßen basierend auf Compustat-Daten, die Hou und Robinson nutzen, Konzentrationsmaße mithilfe von US-Economic-Census-Daten berechnen. Ein gravierender Unterschied der Datensets besteht darin, dass die US-Economic-Census-Daten von privaten sowie öffentlichen Unternehmen stammen, wohingegen die Compustat-Daten nur öffentliche Unternehmen betreffen. Auf Grundlage der umfassenderen US-Economic-Census-Daten können Ali et al. den von Hou und Robinson präsentierten Zusammenhang zwischen Marktkonzentration und Aktienrenditen nicht bestätigen. Auch lässt sich anhand ihrer alternativen Daten der gezeigte negative Zusammenhang zwischen Marktkonzentration und Forschungs- und Entwicklungsausgaben nicht mehr nachweisen.

Entgegen den Ergebnissen von Ali et al., die keinen Einfluss von Wettbewerb belegen, zeigen Bustamante und Donangelo (2017), konsistent zu ihrem Modell mit verschiedenen Übertragungsmechanismen, einen negativen Effekt von Wettbewerb auf Aktienrenditen. Diese Ergebnisse widersprechen denen von Hou und Robinson (2006). Eine ähnliche Beobachtung wie Ali et al. machen Chen et al. (2014) für den chinesischen Markt.

Die empirische Beantwortung der Frage nach dem Einfluss von Wettbewerb im Produktmarkt auf die Volatilität der Aktienrenditen ist hingegen klarer: In den meisten Studien kann ein positiver Zusammenhang zwischen (idiosynkratischer) Volatilität und Wettbewerb im Produktmarkt nachgewiesen werden (Gaspar und Massa, 2006; Irvine und Pontiff, 2009; Abdoh und Varela, 2017).

Ähnliche empirische Untersuchungen, die auf die Auswirkungen von Wettbewerb auf die Höhe der Fremdkapitalkosten anstelle der Eigenkapitalkosten ausgerichtet sind, kommen ebenfalls zu einem eindeutigeren Ergebnis: Mehrere Studien zeigen höhere Fremdkapitalkosten für Unternehmen, die in Märkten mit ausgeprägtem Wettbewerb aktiv sind (Valta, 2012; Campello und Gao, 2017). Diese Tatsache könnte darauf hinweisen, dass (zumindest mit Blick auf das Fremdkapital) der Operating-Leverage-Übertragungsweg die anderen Übertragungswege dominiert.

Kapitel 4

Einfluss von Regulierung auf Aktienrenditen

Im ersten Abschnitt dieses Kapitels wird zunächst ein einfaches Modell zur Betrachtung eines regulierten Unternehmens entwickelt. Hierbei wird angenommen, dass das Unternehmen aufgrund des Schutzes durch Regulierung eine Zahlung zusätzlich zum gewöhnlichen Cashflow erhält. Anhand dieses Modells werden die Auswirkungen auf die ersten drei zentralen Momente der Renditeverteilung des Unternehmens betrachtet.

Daraufhin wird im zweiten Abschnitt dieses Kapitels das Modell erweitert und nicht mehr eine konstante, sondern eine stochastische zusätzliche Zahlung angenommen, um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen. Abschließend werden aufbauend auf den Ergebnissen der beiden Modelle empirisch überprüfbare Hypothesen bezüglich des Einflusses von Regulierung auf Aktienrenditen aufgestellt.

4.1 Grundmodell

Die folgende Analyse des Effektes von Regulierung basiert auf der ökonomischen Intuition, dass Regulierung für bestehende Unternehmen den Wettbewerb in der regulierten Industrie reduziert und den Unternehmen somit ermöglicht, (Angebots-)Schocks besser an ihre Kunden weiterzugeben sowie höhere Preise (näher am Monopolpreis) zu erzielen.

Für die Analyse wird ein bereits reguliertes Unternehmen betrachtet. Dieses Unternehmen erzielt jede Periode einen stochastischen Cashflow \tilde{C} . Der Cashflow \tilde{C} ist mit einem Erwartungswert \bar{c} und einer Varianz von σ_c^2 symmetrisch verteilt. Die symmetrische Verteilung wird angenommen, um die spätere Analyse des Effektes von Regulierung auf die Schiefe der Renditeverteilung zu vereinfachen.

Da das Unternehmen reguliert ist, erhält es die oben beschriebenen Vorteile des geringeren Wettbewerbs. Dies wird in diesem Modell zunächst³ mit einer konstanten zusätzlichen Zahlung b abgebildet. Diese Zahlung erhält das Unternehmen in jeder Periode, in der es nicht dereguliert wurde. Wird das Unternehmen in der Periode t dereguliert, erhält es bereits in dieser Periode t die Zahlung b nicht mehr. Die Wahrscheinlichkeit, dass das Unternehmen dereguliert wird, beträgt jede Periode p ($0 < p < 1$). Zur Vereinfachung der Analyse wird davon ausgegangen, dass das Unternehmen, nachdem es dereguliert wurde, in keiner der folgenden Perioden wieder reguliert werden kann und somit ab dem Zeitpunkt der Deregulierung ewig dereguliert bleibt. Es ergibt sich somit die Verteilung der zusätzlichen Zahlung in jeder Periode für das regulierte Unternehmen wie folgt:

$$\tilde{B} = \begin{cases} b, & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1 - p \\ 0, & \text{mit Wahrscheinlichkeit } p \end{cases}$$

Der Erwartungswert von \tilde{B} ist somit durch

$$\mathbb{E}[\tilde{B}] = \bar{b} = (1 - p) \cdot b$$

und die Varianz entsprechend durch

$$Var(\tilde{B}) = (1 - p) \cdot p \cdot b^2$$

gegeben.

³eine veränderte Modellierung mittels einer stochastischen Zahlung erfolgt im folgenden Abschnitt (4.2).

Zur Bewertung des Cashflows \tilde{C} sowie der zusätzlichen Zahlung b werden die Kapitalkosten k_c bzw. k_b angesetzt. Es wird ebenfalls angenommen, dass alle bisher eingeführten Variablen größer null sind.

4.1.1 Bewertung des Unternehmens

Der Wert V^{reg} des regulierten Unternehmens besteht aus zwei Teilen: dem Wert des Cashflows \tilde{C} sowie der zusätzlichen Zahlung b . Der Wert V^c des Cashflows \tilde{C} ist die ewige Rente des Erwartungswerts von \tilde{C} :

$$V^c = \frac{\bar{c}}{k_c}$$

Der Wert V^b der zusätzlichen Zahlung sind die diskontierten erwarteten zusätzlichen Zahlungen:

$$V^b = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{(1-p)^t \cdot b}{(1+k_b)^t} = \frac{(1-p) \cdot b}{k_b + p}$$

Die Summe aus beiden Teilen ergibt den Wert V^{reg} des regulierten Unternehmens:

$$V^{reg} = V^c + V^b = \frac{\bar{c}}{k_c} + \frac{(1-p) \cdot b}{k_b + p}$$

Nachdem das Unternehmen dereguliert wurde, ist der Wert V^{dereg} des deregulierten Unternehmens nur noch der Wert des Cashflows \tilde{C} :

$$V^{dereg} = V^c = \frac{\bar{c}}{k_c}$$

Des Weiteren wird der Wert \tilde{V} des Unternehmens in der Periode $t+1$ für die nachfolgenden Analysen benötigt. Hierbei ist zwischen den Werten des Unternehmens V^{reg} und V^{dereg} in der Periode t sowie dem Wert des Unternehmens in Periode $t+1$, der durch \tilde{V} beschrieben

ist, zu unterscheiden. Dieser Wert besteht zumindest aus dem Wert des Cashflows \tilde{C} . Hinzu kommt, sofern das Unternehmen noch nicht dereguliert wurde, auch der Wert der zusätzlichen Zahlung \tilde{B} . Daher ist \tilde{V} gegeben mit:

$$\tilde{V} = \frac{\bar{c}}{k_c} + \frac{(1-p) \cdot \tilde{B}}{k_b + p}$$

Für die spätere Betrachtung der Verteilung der Renditen des regulierten Unternehmens wird sowohl der Erwartungswert als auch die Varianz von \tilde{V} benötigt. Der Erwartungswert \bar{v} von \tilde{V} ist durch

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\tilde{V}] = \bar{v} &= \mathbb{E}\left[\frac{\bar{c}}{k_c} + \frac{(1-p) \cdot \tilde{B}}{k_b + p}\right] \\ &= \frac{\bar{c}}{k_c} + \frac{(1-p) \cdot \bar{b}}{k_b + p} \\ &= \frac{\bar{c}}{k_c} + \frac{(1-p)^2 \cdot b}{k_b + p} \end{aligned}$$

und die Varianz $Var(\tilde{V})$ von \tilde{V} mit

$$\begin{aligned} Var(\tilde{V}) &= Var\left(\frac{\bar{c}}{k_c} + (1-p) \cdot \frac{\tilde{B}}{k_b + p}\right) \\ &= (1-p)^2 \cdot \frac{Var(\tilde{B})}{(k_b + p)^2} \\ &= b^2 \cdot \frac{(1-p)^3 \cdot p}{(k_b + p)^2} \end{aligned}$$

gegeben.

4.1.2 Renditeverteilung

4.1.2.1 Erstes Moment: Rendite und Renditeerwartung

Erwartete Rendite

Die Rendite des regulierten Unternehmens hängt von dem Wert des Unternehmens und den erhaltenen Zahlungen (Cashflow und ggf. zusätzliche Zahlung) ab. Die einperiodige Rendite \tilde{r} ist gegeben mit

$$\tilde{r} = \frac{\tilde{C} + \tilde{B} + \tilde{V}}{V^{reg}} - 1. \quad (4.1)$$

Es ergibt sich somit durch Einsetzen und Umformen die erwartete Rendite $\mathbb{E}[\tilde{r}]$:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\tilde{r}] &= \mathbb{E}\left[\frac{\tilde{C} + \tilde{B} + \tilde{V}}{V^{reg}} - 1\right] \\ &= \frac{\bar{c} + \bar{b} + \bar{v}}{V^{reg}} - 1 \\ &= k_c \cdot \frac{(1-p) \cdot k_b \cdot b + \bar{c} \cdot (k_b + p)}{(1-p) \cdot k_c \cdot b + \bar{c} \cdot (k_b + p)} \end{aligned} \quad (4.2)$$

In dem Fall, dass die Kapitalkosten für den Cashflow \tilde{C} denen für die zusätzliche Zahlung entsprechen ($k_c = k_b$), sind Zähler und Nenner des Bruches in Formel (4.2) gleich, womit der Bruch gleich eins ist und die erwartete Rendite den Kapitalkosten k_c bzw. k_b entspricht.

Unterscheiden sich die Kapitalkosten k_c und k_b , ist die erwartete Rendite $\mathbb{E}[\tilde{r}]$ der gewichtete Durchschnitt der beiden Kapitalkosten. Damit ermöglicht das Modell sowohl höhere als auch geringere Kapitalkosten k_b für die zusätzliche Zahlung. Die erwartete Rendite $\mathbb{E}[\tilde{r}]$ kann somit höher als die Kapitalkosten k_c sein, wenn Investoren beispielsweise eine Prämie für das Deregulierungsrisiko verlangen. Das Modell trifft somit keine Annahmen bezüglich der Höhe der Kapitalkosten für die zusätzliche Zahlung im Verhältnis zu den Kapitalkosten für den Cashflow.

Bedingte erwartete Rendite

Grundsätzlich gibt es zwei mögliche Realisierungen der Regulierung des Unternehmens: Das Unternehmen kann weiterhin reguliert bleiben oder dereguliert werden. Damit sind zwei bedingte erwartete Rendite zu analysieren: (1) die erwartete Rendite \widetilde{r}^{reg} für den Fall, dass das Unternehmen reguliert bleibt, und (2) die erwartete Rendite \widetilde{r}^{dereg} für den Fall, dass das Unternehmen dereguliert wird. Beide bedingten erwarteten Renditen können ähnlich der unbedingten Erwartung gebildet werden mit dem Unterschied, dass die Realisierungen von \widetilde{B} und \widetilde{V} bekannt sind.

Die erwartete Rendite, wenn das Unternehmen reguliert bleibt, lässt sich wie folgt bestimmen:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\widetilde{r}^{reg}] &= \mathbb{E}\left[\frac{\widetilde{C} + b + V^{reg}}{V^{reg}} - 1\right] \\ &= k_c \cdot \frac{b \cdot (k_b + p) + \bar{c} \cdot (k_b + p)}{(1 - p) \cdot b \cdot k_c + \bar{c} \cdot (k_b + p)}\end{aligned}\quad (4.3)$$

Wenn das Unternehmen dereguliert wird, ergibt sich folgende erwartete Rendite:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\widetilde{r}^{dereg}] &= \mathbb{E}\left[\frac{\widetilde{C} + V^{dereg}}{V^{reg}} - 1\right] \\ &= k_c \cdot \frac{-b \cdot (1 - p) + \bar{c} \cdot (k_b + p)}{(1 - p) \cdot b \cdot k_c + \bar{c} \cdot (k_b + p)}\end{aligned}$$

Beim Vergleich der beiden bedingten erwarteten Renditen zeigt sich, dass die erwartete Rendite $\mathbb{E}[\widetilde{r}^{reg}]$ (das Unternehmen bleibt reguliert) immer größer als die erwartete Rendite $\mathbb{E}[\widetilde{r}^{dereg}]$ (das Unternehmen wird dereguliert) ist. Dies ist daran zu erkennen, dass der Zähler der Formel (4.3) immer größer als der Zähler der Formel (4.4) ist und sich die Nenner entsprechen.⁴ Daher gilt $\mathbb{E}[\widetilde{r}^{reg}] > \mathbb{E}[\widetilde{r}^{dereg}]$ und das Modell führt zu dem intuitiven Ergebnis, dass regulierte Unternehmen, die reguliert bleiben, eine höhere erwartete Rendite aufweisen als regulierte Unternehmen, die dereguliert werden.

⁴In den Modellannahmen (Abschnitt 4.1) wurde definiert, dass $0 < p < 1$ und $0 < b$.

Im Vergleich mit der unbedingten Erwartung ist zudem festzuhalten, dass regulierte Unternehmen eine positive Differenz $\mathbb{E}[\widetilde{r}^{reg}] - \mathbb{E}[\widetilde{r}]$ aufweisen, solange sie reguliert bleiben. Diese positive Differenz sollte sich im Vergleich zur unbedingten erwarteten Rendite $\mathbb{E}[\widetilde{r}]$ als Überrendite darstellen und empirisch als positiver Alpha-Wert beobachtbar sein. Die entsprechende negative Differenz $\mathbb{E}[\widetilde{r}^{dereg}] - \mathbb{E}[\widetilde{r}]$ beschreibt die Unterrendite im Fall der Deregulierung, die sich in einem geringeren Alpha-Wert bemerkbar machen sollte.

4.1.2.2 Zweites Moment: Varianz

Die Varianz $Var(\widetilde{r})$ der Renditen des regulierten Unternehmens kann wie folgt hergeleitet werden:

$$\begin{aligned}
Var(\widetilde{r}) &= Var\left(\frac{\widetilde{C} + \widetilde{B} + \widetilde{V}}{Vreg} - 1\right) \\
&= Var\left(\frac{\widetilde{C} + \widetilde{B} + \left(\frac{\bar{c}}{k_c} + (1-p) \cdot \frac{\widetilde{B}}{k_b+p}\right)}{Vreg} - 1\right) \\
&= \frac{Var(\widetilde{C})}{Vreg^2} + \frac{\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right)^2 \cdot Var(\widetilde{B})}{Vreg^2} \\
&= \frac{\sigma_c^2}{Vreg^2} + \frac{\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right)^2 \cdot (1-p) \cdot p \cdot b^2}{Vreg^2} \\
&= k_c^2 \cdot (k_b + p) \frac{b^2 \cdot (k_b + 1) \cdot (1-p) \cdot p + \sigma_c^2 \cdot (k_b + p)}{\left((1-p) \cdot b \cdot k_c + \bar{c} \cdot (k_b + p)\right)^2} \tag{4.4}
\end{aligned}$$

Da der Einfluss der Regulierung durch die zusätzliche Zahlung b nicht direkt in Formel (4.4) zu erkennen ist, wird die partielle Ableitung von $Var(\widetilde{r})$ nach b genutzt. Das Vorzeichen der Ableitung zeigt dann den Einfluss steigender Regulierung (gemessen durch ein wachsendes b) auf die Varianz der Renditeverteilung des regulierten Unternehmens. Die partielle Ableitung von $Var(\widetilde{r})$ nach b ist gegeben durch

$$\frac{\partial Var(\widetilde{r})}{\partial b} = 2 \cdot (1-p) \cdot k_c^2 \cdot (k_b + p)^2 \cdot \frac{b \cdot (1 + k_b) \cdot \bar{c} \cdot p - k_c \cdot \sigma_c^2}{\left(b \cdot (k_c - k_c \cdot p) + \bar{c} \cdot (k_b + p)\right)^3}. \tag{4.5}$$

Bei der Analyse der partiellen Ableitung aus Formel (4.5) zeigt sich, dass diese negativ wird, wenn die Deregulierungswahrscheinlichkeit p hinreichend klein wird, da der Grenzwert für $p \rightarrow 0$ wie folgt gelesen werden kann:

$$\lim_{p \rightarrow 0} \frac{\partial \text{Var}(\tilde{r})}{\partial b} = -2 \cdot k_c^2 \cdot k_b^2 \frac{k_c \cdot \sigma_c^2}{(b \cdot k_c + \bar{c} \cdot k_b)^3} < 0$$

Basierend auf diesem Ergebnis offenbart das Modell, dass eine Zunahme der Regulierung, die durch eine höhere zusätzliche Zahlung b zum Ausdruck kommt, zu einer geringeren Varianz der Renditen des regulierten Unternehmens führt. Implizit bedeutet dies auch eine Erhöhung der Varianz bei einer Deregulierung des Unternehmens, da in diesem Fall b sinkt.

4.1.2.3 Drittes Moment: Schiefe

Zuletzt wird die Schiefe der Verteilung der Renditen des regulierten Unternehmens betrachtet. Die Schiefe $\text{Skew}(\tilde{r})$ der Renditeverteilung ist gegeben mit:

$$\begin{aligned} \text{Skew}(\tilde{r}) &= \text{Skew}\left(\frac{\tilde{C} + \tilde{B} + \tilde{V}}{V^{reg}} - 1\right) \\ &= \text{Skew}\left(\tilde{C} + \left(1 + \frac{1-p}{k_b + p}\right) \cdot \tilde{B}\right) \end{aligned}$$

Unter Zuhilfenahme der generellen Tatsache, dass die Schiefe zweier unabhängiger Zufallsvariablen \tilde{X} und \tilde{Y} , wobei \tilde{X} einer symmetrischen Verteilung unterliegt, mit

$$\text{Skew}(\tilde{X} + a \cdot \tilde{Y}) = \frac{\mathbb{E}[(a \cdot \tilde{Y} - \mathbb{E}[a \cdot \tilde{Y}])^3]}{(Var(\tilde{X}) + a^2 \cdot Var(\tilde{Y}))^{\frac{3}{2}}}$$

gegeben ist, ergibt sich die Schiefe $\text{Skew}(\tilde{r})$ der Renditeverteilung wie folgt:

$$\begin{aligned}
Skew(\tilde{r}) &= Skew\left(\tilde{C} + \left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B}\right) \\
&= \frac{\mathbb{E}\left[\left(\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B} - \mathbb{E}\left[\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B}\right]\right)^3\right]}{\left(\text{Var}(\tilde{C}) + \text{Var}\left(\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B}\right)\right)^{\frac{3}{2}}} \\
&= \frac{1}{\sqrt{\frac{(1-p) \cdot \bar{b}^2 \cdot (k_b \cdot (1+p) + 1-p)^2}{k_b^2} + \sigma_c^2}} \cdot \\
&\quad \frac{(2p-1) \cdot \bar{b}^3 \cdot k_b \cdot (1-p) \cdot p \cdot (k_b \cdot (1+p) + 1-p)}{\bar{b}^3 \cdot (1-p) \cdot p \cdot (k_b \cdot (1+p) + 1-p)^2 + \sigma_c^2 \cdot k_b^2}
\end{aligned}$$

Da der Fokus dieser Studie auf der Richtung des Einflusses von Regulierung auf die Schiefe $Skew(\tilde{r})$ der Renditeverteilung liegt, wird die folgende Funktion zur Beschreibung des Vorzeichens ($Sign$ (Sgn)) aufgestellt:

$$Sgn(Skew(\tilde{r})) = Sgn(2p - 1) \quad (4.6)$$

Basierend auf der Funktion aus Formel (4.6) ist erkennbar, dass das Vorzeichen für $0 < p < \frac{1}{2}$ negativ ist. Daraus kann abgeleitet werden, dass Regulierung einen negativen Einfluss auf die Schiefe $Skew(\tilde{r})$ der Renditeverteilung hat, solange die Deregulierungswahrscheinlichkeit kleiner als 50 % ist.

4.1.3 Modellzusammenfassung

Auf Basis des Grundmodells können verschiedene Erwartungen in Bezug auf den Einfluss von Regulierung auf die Verteilung von Aktienrenditen regulierter Unternehmen gebildet werden. Solange ein Unternehmen reguliert bleibt, generiert es eine höhere als die unbedingte erwartete Rendite. Diese Renditedifferenz sollte als positiver Alpha-Wert auch empirisch beobachtbar sein.

Die Analyse des Risikoprofils der Verteilung der Aktienrenditen zeigt sowohl einen positiven als auch einen negativen Effekt von Regulierung: Einerseits reduziert sich zwar die Volatilität des Unternehmens bei geringen Deregulierungswahrscheinlichkeiten, anderer-

seits führt eine geringe Deregulierungswahrscheinlichkeit ($0 < p < \frac{1}{2}$) zu einer Reduktion der Schiefe. Diese Schiefe ist eine (aus Sicht von Investoren) negative Eigenschaft der Verteilungen von Aktienrenditen und kann als Deregulierungsrisiko aufgefasst werden. Diese linksschiefen Verteilungen werden grundsätzlich als Tail-Risiko bezeichnet und implizieren, dass in seltenen Fällen sehr negative Ereignisse zu erwarten sind.

4.2 Erweiterung des Grundmodells: stochastische zusätzliche Zahlung

4.2.1 Veränderte Modellannahmen

Im Unterschied zu den Annahmen des Grundmodells aus Abschnitt 4.1, in dem die Zahlung b als konstant vorausgesetzt wurde, wird in dieser Abwandlung des Modells eine stochastische Zahlung \tilde{Z} angenommen. Hierbei wird berücksichtigt, dass der positive Effekt von Regulierung im Produktmarkt vermutlich auch mit Unsicherheit behaftet ist. Für den Fall, dass das Unternehmen reguliert bleibt, erhält es also nicht mehr die konstante Zahlung b , sondern die stochastische Zahlung \tilde{Z} . Wird das Unternehmen dereguliert, erhält es weiterhin keine zusätzliche Zahlung. Es wird angenommen, dass \tilde{Z} mit einem Erwartungswert \bar{z} und einer Varianz von σ_z^2 symmetrisch verteilt ist.

Die Verteilung der zusätzlichen Zahlungen \tilde{B} verändert sich wie folgt:

$$\tilde{B} = \begin{cases} \tilde{Z}, & \text{mit Wahrscheinlichkeit } 1 - p \\ 0, & \text{mit Wahrscheinlichkeit } p \end{cases}$$

Der Erwartungswert $\mathbb{E}[\tilde{B}]$ von \tilde{B} ist mit

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\tilde{B}] &= \bar{b} = (1 - p) \cdot \mathbb{E}[\tilde{Z}] \\ &= (1 - p) \cdot \bar{z} \end{aligned}$$

und die Varianz $Var(\tilde{B})$ von \tilde{B} mit

$$Var(\tilde{B}) = \sigma_z^2 \cdot p \cdot (1 - p) + \sigma_z^2 \cdot (1 - p)^2 + p \cdot (1 - p) \cdot \bar{z}^2$$

gegeben.

4.2.2 Bewertung des Unternehmens

Der Wert V^c des Cashflows \tilde{C} sowie der des deregulierten Unternehmens V^{dereg} bleiben im Vergleich zu den Werten im Grundmodell unverändert, da die zusätzliche Zahlung diese nicht betrifft. Die einzige Änderung bei der Bewertung des Unternehmens ergibt sich für den Wert des regulierten Unternehmens V^{reg} . Im Hinblick auf den Erwartungswert resultieren im Prinzip sowohl für die separate Bewertung der zusätzlichen Zahlungen V^b als auch für das regulierte Unternehmen V^{reg} ähnliche Ergebnisse, wobei b durch \bar{z} ersetzt wurde. Der Wert der zusätzlichen Zahlungen V^b ist gegeben mit

$$V^b = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{(1-p)^t \cdot \tilde{Z}}{(1+k_b)^t} = \frac{(1-p) \cdot \bar{z}}{k_b + p}.$$

Aufbauend auf diesem Ergebnis ergibt sich als Wert des regulierten Unternehmens

$$V^{reg} = V^c + V^b = \frac{\bar{c}}{k_c} + \frac{(1-p) \cdot \bar{z}}{k_b + p}.$$

Somit resultiert auch ein ähnliches Ergebnis für den Wert des Unternehmens \tilde{V} in der nächsten Periode

$$\tilde{V} = \frac{\bar{c}}{k_c} + (1-p) \cdot \frac{\tilde{B}}{k_b + p}.$$

Der Erwartungswert \bar{v} von \tilde{V} ist wie folgt zu bestimmen:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\tilde{V}] = \bar{v} &= \mathbb{E}\left[\frac{\bar{c}}{k_c} + (1-p) \cdot \frac{\tilde{B}}{k_b + p}\right] \\ &= \frac{\bar{c}}{k_c} + (1-p) \cdot \frac{\bar{b}}{k_b + p} \\ &= \frac{\bar{c}}{k_c} + \frac{(1-p)^2 \cdot \bar{z}}{k_b + p}\end{aligned}$$

Analog zur Bestimmung des Erwartungswerts ist die Varianz $Var(\tilde{V})$ gegeben durch:

$$\begin{aligned}Var(\tilde{V}) &= Var\left(\frac{\bar{c}}{k_c} + (1-p) \cdot \frac{\tilde{B}}{k_b + p}\right) \\ &= (1-p)^2 \cdot \frac{Var(\tilde{B})}{(k_b + p)^2} \\ &= (1-p)^2 \cdot \frac{\sigma_z^2 \cdot p \cdot (1-p) + \sigma_z^2 \cdot (1-p)^2 + p \cdot (1-p) \cdot \bar{z}^2}{(k_b + p)^2}\end{aligned}$$

4.2.3 Renditeverteilung

4.2.3.1 Erstes Moment: Rendite und Renditeerwartung

Die Ergebnisse bezüglich der Renditeerwartung sind sowohl im unbedingten Erwartungswert als auch in den bedingten Erwartungswerten identisch zu den Ergebnissen des Grundmodells. Entsprechend der Definition der Rendite in Formel (4.1) ergibt sich der (unbedingte) Erwartungswert der Rendite des regulierten Unternehmens als

$$\mathbb{E}[\tilde{r}] = k_c \cdot \frac{(1-p) \cdot k_b \cdot \bar{z} + \bar{c} \cdot (k_b + p)}{(1-p) \cdot k_c \cdot \bar{z} + \bar{c} \cdot (k_b + p)}.$$

Die beiden bedingten erwarteten Renditen $\mathbb{E}[\widetilde{r^{reg}}]$ und $\mathbb{E}[\widetilde{r^{dereg}}]$ verhalten sich ebenfalls identisch zu denen im Grundmodell.

Die erwartete Rendite beträgt, wenn das Unternehmen reguliert bleibt,

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\widetilde{r}^{reg}] &= \mathbb{E}\left[\frac{\widetilde{C} + \widetilde{Z} + V^{reg}}{V^{reg}} - 1\right] \\ &= \frac{\bar{c} + \bar{z} + V^{reg}}{V^{reg}} \\ &= k_c \cdot \frac{\bar{z} \cdot (k_b + p) + \bar{c} \cdot (k_b + p)}{(1-p) \cdot \bar{z} \cdot k_c + \bar{c} \cdot (k_b + p)}.\end{aligned}$$

Wenn das Unternehmen dereguliert wird, ergibt sich folgende erwartete Rendite:

$$\begin{aligned}\mathbb{E}[\widetilde{r}^{dereg}] &= \mathbb{E}\left[\frac{\widetilde{C} + V^{dereg}}{V^{reg}} - 1\right] \\ &= k_c \cdot \frac{-\bar{z} \cdot (1-p) + \bar{z} \cdot (k_b + p)}{(1-p) \cdot \bar{b} \cdot k_c + \bar{c} \cdot (k_b + p)}\end{aligned}$$

Es lässt sich somit bereits zeigen, dass die Annahme einer stochastischen zusätzlichen Zahlung zu den gleichen Ergebnissen bezüglich der Renditeerwartung führt, sofern die erwartete zusätzliche Zahlung \bar{z} der konstanten zusätzlichen Zahlung b entspricht.

4.2.3.2 Zweites Moment: Varianz

Die Varianz der Renditen des regulierten Unternehmens ist gegeben durch:

$$\begin{aligned}Var(\tilde{r}) &= Var\left(\frac{\widetilde{C} + \widetilde{B} + \widetilde{V}}{V^{reg}} - 1\right) \\ &= Var\left(\frac{\widetilde{C} + \widetilde{B} + \left(\frac{\bar{c}}{k_c} + (1-p) \cdot \frac{\widetilde{B}}{k_b+p}\right)}{V^{reg}} - 1\right) \\ &= \frac{Var(\widetilde{C})}{V^{reg^2}} + \frac{\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right)^2 \cdot Var(\widetilde{B})}{V^{reg^2}} \\ &= \frac{\sigma_c^2}{V^{reg^2}} + \frac{\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right)^2 \cdot \sigma_z^2 \cdot p \cdot (1-p) + \sigma_z^2 \cdot (1-p)^2 + p \cdot (1-p) \cdot \bar{z}^2}{V^{reg^2}}.\end{aligned}$$

Nach Umformung ergibt sich

$$Var(\tilde{r}) = k_c^2 \cdot k_b^2 \cdot \left[\frac{(1-p) \cdot p \cdot \bar{z}^2 + \sigma_c^2}{(\bar{c} \cdot (k_b + p) + (1-p) \cdot k_c \cdot \bar{z})^2} + \frac{2 \cdot k_b \cdot p \cdot (\sigma_c^2 + (1-p) \cdot \bar{z}^2) + p \cdot (\sigma_c^2 \cdot p + (1-p) \cdot \bar{z}^2)}{(\bar{c} \cdot (k_b + p) + (1-p) \cdot k_c \cdot \bar{z})^2} \right].$$

Im Unterschied zum Grundmodell würde nur die Bildung der partiellen Ableitung nach \bar{z} zur Analyse des Effektes einer Steigerung der Regulierung (und damit Erhöhung der zusätzlichen Zahlungen) nicht weiterhelfen. Dies liegt daran, dass bei diesem Vorgehen davon ausgegangen würde, dass die Varianz der zusätzlichen Zahlung \tilde{Z} konstant bei σ_z^2 bliebe. Unter der Annahme, dass \tilde{Z} durch eine exogen gegebene Zufallsvariable $\tilde{\theta}$ und den Erwartungswert \bar{z} mit

$$\tilde{Z} = \tilde{\theta} \cdot \bar{z},$$

beschrieben werden kann, ergibt sich die Varianz von \tilde{Z} entsprechend als

$$\begin{aligned} Var(\tilde{Z}) &= \sigma_z^2 = Var(\tilde{\theta} \cdot \bar{z}) \\ &= Var(\tilde{\theta}) \cdot \bar{z}^2 \\ &= \sigma_\theta^2 \cdot \bar{z}^2. \end{aligned}$$

Um die Steigerung der Varianz bei einer Erhöhung von \bar{z} zu berücksichtigen, wird die dargelegte Definition von σ_z^2 genutzt, bevor die partielle Ableitung nach \bar{z} erstellt wird:

$$\begin{aligned} \frac{\partial Var(\tilde{r})}{\partial \bar{z}} &= 2 \cdot k_c^2 \cdot (1-p) \cdot (k_b + p) \cdot \\ &\frac{k_b^2 \cdot \bar{z} \cdot (p + \sigma_\theta^2) + 2 \cdot k_b \cdot \bar{z} \cdot (p + \sigma_\theta^2) + \bar{z} \cdot (p + \sigma_\theta^2) - \frac{k_b \cdot k_c \cdot \sigma_c^2}{\bar{c}} - \frac{k_c \cdot \sigma_c^2 \cdot p}{\bar{c}}}{(\bar{c} \cdot (k_b + p) + k_c \cdot (1-p) \cdot \bar{z})^3} \end{aligned}$$

Im zweiten Schritt wird der Grenzwert für den Fall $p \rightarrow 0$ analysiert:

$$\lim_{p \rightarrow 0} \frac{\partial Var(\tilde{r})}{\partial b} = 2 \cdot k_c^2 \cdot k_b \frac{\bar{c} \cdot k_b^2 \cdot \bar{z} \cdot \sigma_\theta^2 + 2 \cdot \bar{c} \cdot k_b \cdot \bar{z} \cdot \sigma_\theta^2 + \bar{c} \cdot \bar{z} \cdot \sigma_\theta^2 - k_b \cdot k_c \cdot \sigma_c^2}{(\bar{c} \cdot k_b + k_c \cdot \bar{z})^3}$$

Entgegen dem Ergebnis des Grundmodells kann basierend auf diesem Ausdruck noch keine Aussage über den Effekt einer größeren zusätzlichen Zahlung (das heißt einer stärkeren Regulierung) bei einer geringen Deregulierungswahrscheinlichkeit p getroffen werden. Im Folgenden werden die Voraussetzungen gesucht, die zu dem bereits erarbeiteten Ergebnis des Grundmodells führen würden:

$$\begin{aligned} 0 &> \lim_{p \rightarrow 0} \frac{\partial Var(\tilde{r})}{\partial b} \\ 0 &> 2 \cdot k_c^2 \cdot k_b \frac{\bar{c} \cdot k_b^2 \cdot \bar{z} \cdot \sigma_\theta^2 + 2 \cdot \bar{c} \cdot k_b \cdot \bar{z} \cdot \sigma_\theta^2 + \bar{c} \cdot \bar{z} \cdot \sigma_\theta^2 - k_b \cdot k_c \cdot \sigma_c^2}{(\bar{c} \cdot k_b + k_c \cdot \bar{z})^3} \\ \frac{k_b \cdot k_c}{(1 + k_b)^2} &> \frac{\bar{c}}{\sigma_c^2} \cdot \frac{\sigma_z^2}{\bar{z}} \end{aligned} \quad (4.7)$$

Wird nun angenommen, dass die Kapitalkosten für die unterschiedlichen Cashflows gegeben sind und der linke Teil der Ungleichung (4.7) als konstant angenommen werden kann, ergeben sich zwei Erkenntnisse: Sowohl (1) die relative Schwankung der gewöhnlichen Cashflows als auch (2) die relative Schwankung der zusätzlichen Zahlung determiniert, ob die Steigerung der Regulierung zu einer höheren oder einer geringeren Volatilität führt.

Diese zwei Erkenntnisse zeigen somit, dass der Einfluss steigender Regulierung auf die Varianz der Renditen des regulierten Unternehmens nur dann durchgehend negativ ist, wenn

- (1) die relative Schwankung der gewöhnlichen Cashflows hoch ist. Das heißt, dass eine Steigerung der Regulierung insbesondere dann zu einer geringeren Varianz führt, wenn die Industrie grundsätzlich ein hohes Risiko aufweist.
- (2) die relative Schwankung der zusätzlichen Zahlung gering ist. Hiervon ist auszugehen, da mit der zusätzlichen Zahlung die Möglichkeit von Unternehmen höhere Preise durchsetzen und Marktschocks besser weitergeben zu können, modelliert ist.

Bei der Analyse des zweiten Moments zeigt sich somit ein im Vergleich zum Ergebnis des Grundmodells differenzierteres Ergebnis. Regulierung führt zu einer Reduktion der Volatilität, sofern die gewöhnlichen Cashflows stärker schwanken als die zusätzliche Zahlung. Dieser Effekt ist somit in Industrien, die grundsätzlich einem höheren Risiko unterliegen, eher erwartbar.

4.2.3.3 Drittes Moment: Schiefe

Die Analyse der Schiefe belegt, dass Regulierung wie im Grundmodell zu einer negativen Schiefe führt. Die Schiefe $Skew(\tilde{r})$ der Renditeverteilung ist gegeben durch:

$$\begin{aligned}
Skew(\tilde{r}) &= Skew\left(\tilde{C} + \left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B}\right) \\
&= \frac{\mathbb{E}\left[\left(\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B} - \mathbb{E}\left[\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B}\right]\right)^3\right]}{\left(Var(\tilde{C}) + Var\left(\left(1 + \frac{1-p}{k_b+p}\right) \cdot \tilde{B}\right)\right)^{\frac{3}{2}}} \\
&= \frac{1}{(k_b+p) \sqrt{\sigma_c^2 + \frac{(1+k_b)^2 \cdot (1-p)(\sigma_z^2 + p \cdot \bar{z}^2)}{(k_b+p)^2}} \cdot k_b^2} \cdot \frac{(1+k_b)^3 \cdot (4 \cdot p^3 - 6 \cdot p^2 + 4 \cdot p - 1) \cdot \bar{z}^3}{1-p} \\
&\quad \frac{\frac{\sigma_c^2}{1-p} - \frac{\sigma_c^2 \cdot p^2}{1-p} - \frac{2 \cdot k_b \cdot p \cdot \sigma_c^2}{1-p} + p \cdot \bar{z}^2 - (1+k_b)^2 \cdot \sigma_z^2 - 2 \cdot k_b \cdot p \bar{z}^2 - \bar{z}^2 \cdot p}{1-p}
\end{aligned}$$

Auch hier ergibt sich, dass das Vorzeichen der Schiefe abhängig von der Deregulierungswahrscheinlichkeit p ist:

$$Sgn(Skew(\tilde{r})) = Sgn(2p - 1)$$

Das heißt, dass auch in diesem erweiterten Grundmodell die Verteilung der Renditen des regulierten Unternehmens eine negative Schiefe aufweist, sofern die zusätzliche Zahlung symmetrisch verteilt und die Deregulierungswahrscheinlichkeit klein ($0 < p < \frac{1}{2}$) ist.

4.2.4 Modellzusammenfassung

Zusammenfassend ergeben sich basierend auf stochastischen zusätzlichen Zahlungen \tilde{Z} fast identische Ergebnisse wie im Grundmodell mit einer konstanten zusätzlichen Zahlung. Die erwarteten Renditen entsprechen exakt den erwarteten Renditen des Grundmodells, sofern der Erwartungswert der stochastischen zusätzlichen Zahlungen \tilde{Z} der konstanten zusätzlichen Zahlung b entspricht. Der Einfluss auf die Schiefe ist ebenfalls in beiden Modellen gleich, wobei Regulierung generell zu einer negativen Schiefe führt, sich jedoch die konkreten Ausprägungen der Schiefe unterscheiden.

Der größte Unterschied der beiden Modelle liegt im erwarteten Effekt von Regulierung auf die Varianz der Verteilung der Rendite des regulierten Unternehmens. Der im Grundmodell gezeigte negative Einfluss steigender Regulierung auf die Varianz liegt im erweiterten Modell nur unter zwei Bedingungen vor: Die zusätzlichen Zahlungen müssen vergleichsweise wenig, die gewöhnlichen Cashflows vergleichsweise stark schwanken.

4.3 Hypothesen

Aus dem dargelegten Mechanismus, durch den Regulierung die Verteilung der Aktienrenditen eines Unternehmens beeinflusst, lassen sich mehrere Hypothesen ableiten, die im folgenden Teil dieser Dissertation basierend auf empirischen Daten überprüft werden. Die Hypothesen gliedern sich zum einen anhand der zentralen Momente der Verteilung, das heißt der erwarteten Renditen, der Volatilität und der Schiefe der Renditeverteilung, und zum anderen anhand des Levels der Regulierung sowie dessen Veränderung.

Mit *Level der Regulierung* ist der Grad bzw. die Stärke der Regulierung gemeint, der ein Unternehmen unterliegt. Dementsprechend ist die Veränderung der Regulierung die (kurzfristige) Veränderung eben dieses Levels. Eine kurzfristige Reduktion des Levels bedeutet, dass das Unternehmen dereguliert wurde (also nun weniger reguliert ist), eine Erhöhung zeigt eine zusätzliche Regulierung an.

Sowohl das Grundmodell als auch das erweiterte Modell kommen zu dem Schluss, dass die erwartete Rendite $\mathbb{E}[r^{\widetilde{reg}}]$ bei einem beständig regulierten Unternehmen höher als die unbedingte erwartete Rendite ist. Aufbauend darauf leitet sich die erste Hypothese ab, die annimmt, dass regulierte Unternehmen eine Rendite aufweisen, die höher als die er-

wartete Rendite ist. Beide Modelle belegen zudem, dass die erwartete Rendite $\mathbb{E}[\widetilde{r^{dereg}}]$ für ein Unternehmen, das dereguliert wird, geringer als die unbedingte erwartete Rendite $\mathbb{E}[\widetilde{r}]$ ist. Die Differenz kann somit empirisch als Unterrendite beobachtet werden. Zusätzlich führt dies zu der Hypothese, dass aus einer Regulierung (das heißt einer Zunahme des Levels der Regulierung) eine Steigerung der Überrendite resultiert. In allen Fällen wird die Abweichung von der unbedingten erwarteten Rendite mittels eines Alpha-Werts, der die Über- bzw. Unterrendite, als Differenz zwischen der realisierten Rendite und der erwarteten Rendite basierend auf einem Asset-Pricing-Modell, quantifiziert, gemessen.

Mit Blick auf den Effekt von Regulierung auf die Volatilität und die daraus abzuleitenden Hypothesen sind das Grundmodell und das erweiterte Modell nicht mehr deckungsgleich. Trotzdem wird in dieser Dissertation basierend auf der Annahme, dass das Risiko der zusätzlichen Zahlung aufgrund der Natur dieser Zahlung (Sicherheit aufgrund von Markteintrittsbarrieren) im Vergleich zu den gewöhnlichen Cashflows des Unternehmens gering ist, die Hypothese formuliert, dass die Aktienrenditen regulierter Unternehmen eine geringere Volatilität aufweisen als die wenig regulierter Unternehmen.

Die Analyse des Effektes von Regulierung auf die Schiefe der Renditeverteilung ist dagegen wieder eindeutig. Auf Grundlage dieser wird ein negativer Effekt des Levels der Regulierung prognostiziert. Für eine Deregulierung wird entsprechend ein positiver Effekt erwartet. Daher werden die folgenden zwei Hypothesen aufgestellt: (1) Regulierte Unternehmen weisen eine höhere negative Schiefe der Verteilung ihrer Aktienrenditen auf und (2) eine Deregulierung führt zu einer Steigerung der Schiefe (das heißt einer weniger negativen Schiefe). Die größere negative Schiefe kann als Deregulierungsrisiko und eine Art eines Tail-Risikos interpretiert werden, da es sich um das unwahrscheinliche Ereignis einer Deregulierung handelt, die zu einem negativen Effekt für die Bewertung des Unternehmens führt.

Daraus ergeben sich sechs konkret zu analysierende Hypothesen, die in Teil II empirisch überprüft werden:

1. Regulierte Unternehmen, die reguliert bleiben, generieren eine Rendite, die höher als die erwartete Rendite ist.
 - (a) Ein hohes Level an Regulierung führt zu höheren Alpha-Werten.
 - (b) Eine Deregulierung (Regulierung), das heißt eine Reduktion (Steigerung) des Levels der Regulierung, führt zu geringeren (höheren) Alpha-Werten.
2. Regulierte Unternehmen zeigen geringere Volatilitäten auf als vergleichbare weniger stark regulierte Unternehmen.
 - (a) Ein hohes Level an Regulierung führt zu geringeren Volatilitäten im Vergleich zu Unternehmen, die weniger stark reguliert sind.
 - (b) Eine Deregulierung (Regulierung) führt zu einem Anstieg (einer Reduktion) der Volatilität.
3. Die Verteilung der Aktienrenditen regulierter Unternehmen weist eine stärker ausgeprägte negative Schiefe auf als die unregulierter Unternehmen.
 - (a) Ein hohes Level an Regulierung führt zu einer stärker ausgeprägten negativen Schiefe im Vergleich zu Unternehmen, die weniger stark reguliert sind.
 - (b) Eine Deregulierung (Regulierung) führt zu einem Anstieg (Reduktion) der Schiefe.

Kapitel 5

Zusammenfassende Beurteilung

Basierend auf der Annahme, dass Unternehmen durch Regulierung im Produktmarkt vor Wettbewerbern geschützt sind und somit eine höhere Profitabilität erreichen, wurden im ersten Teil dieser Arbeit Effekte für die Renditeverteilung dieser Unternehmen abgeleitet. Im Modell werden die Vorteile des geringeren Wettbewerbs (höhere Preise und die vereinfachte Weitergabe ökonomischer Schocks) mittels einer (risikofreien) Zahlung, zusätzlich zu dem aus der gewöhnlichen Tätigkeit resultierenden Cashflow, modelliert.

Im Gegensatz zu den bestehenden Arbeiten, in denen der Einfluss von Wettbewerb im Produktmarkt auf Aktienpreise im Allgemeinen analysiert wurde, ist diese Arbeit nicht auf den Einfluss von Regulierung auf das unbedingte systematische Risiko, sondern auf zwei bedingte Zustände ausgerichtet: (1) den Effekt auf Unternehmen, die reguliert bleiben, und (2) den Effekt auf Unternehmen, die dereguliert werden.

Diesbezüglich zeigt sich, dass regulierte Unternehmen, die reguliert bleiben, eine Überrendite (als positive Differenz zwischen der bedingten und der unbedingten Renditeerwartung) erzielen können und gleichzeitig von einer geringeren Volatilität profitieren. Diese beiden positiven Effekte kommen auf Kosten eines Deregulierungsrisikos, das einerseits zu einer negativen Schiefe der Renditeverteilung und andererseits zu negativen Überrenditen sowie höheren Volatilitäten im Fall einer Deregulierung führt.

Diese Erkenntnisse werfen ein neues Licht auf den Zusammenhang zwischen regulatorischen Aktivitäten im Produktmarkt und deren Konsequenzen am Finanzmarkt und

könnten nicht nur den Mehrwert des verbesserten Verständnisses der Preisbildung am Finanzmarkt haben, sondern auch als Anhaltspunkt in der Diskussion um den Nutzen und die Kosten von Regulierung im Produktmarkt dienen.

Teil II

Einfluss von Regulierung auf das Rendite-Risiko-Verhältnis – eine empirische Analyse

Kapitel 6

Einleitung

Zielsetzung dieses Teils ist die empirische Überprüfung der im vorausgegangenen Teil aufgestellten Hypothesen. Hierzu ist eine Quantifizierung von Regulierung im Produktmarkt für jede (Sub-)Industrie notwendig, was bis vor wenigen Jahren aufgrund der fehlenden Methodik und Rechenleistung zur Verarbeitung großer Textmengen nur schwer möglich war. Neuerdings stellt aber die Organisation QuantGov seinen RegData-Datensatz, mit dem jährlich alle US-amerikanischen Regulierungen auf Bundesebene (*US Federal Regulations*) quantifiziert werden, bereit (McLaughlin und Nelson, 2021). RegData beinhaltet nicht nur eine Quantifizierung der Restriktivität der US-amerikanischen Regulierung, sondern auch eine Quantifizierung der Wahrscheinlichkeit, mit der die entsprechende Regulierung für eine einzelne (Sub-)Industrie anzuwenden ist. Daher kann für jede (Sub-)Industrie die Gesamtrestriktivität der US-amerikanischen Regulierung bemessen werden.

Aufbauend auf diesen Daten sowie monatlichen Beobachtungen einzelner Unternehmen im US-amerikanischen Markt aus dem Zeitraum zwischen 2000 und 2020 werden in diesem Teil ökonomisch sowie statistisch signifikante empirische Belege für die erwarteten Effekte von Regulierung dargelegt. Sowohl der positive Einfluss von Regulierung auf Alpha-Werte als auch der negative Einfluss auf Volatilität kann nachgewiesen werden. Zusätzlich kann auch der gegenteilige Effekt einer Deregulierung gezeigt werden.

Verschiedene Robustheitsanalysen, insbesondere Analysen basierend auf Portfoliodaten, bestätigen diese Ergebnisse. Unabhängig von der gewählten Methodik oder dem gewählten Datensatz sind jeweils die gleichen grundlegenden Effekte von Regulierung beobachtbar.

Dieser Teil beginnt mit einer Beschreibung der genutzten Daten sowie der eingesetzten Methodik (Kapitel 7). Darauf folgt die Präsentation der empirischen Ergebnisse in Kapitel 8 sowie der Ergebnisse der Robustheitsanalysen in Kapitel 9. Den Abschluss bildet eine zusammenfassende Beurteilung (Kapitel 10).

Kapitel 7

Datensatz und Methodik

In diesem Kapitel werden die verschiedenen Datenquellen sowie der daraus resultierende Datensatz dargestellt. Daran anschließend wird die grundlegende Methodik, die zur Analyse der Daten eingesetzt wurde, erläutert. Im letzten Abschnitt werden Informationen bezüglich der Datenherkunft sowie Datenverwendung für die Auswertungen der Industrieportfolios beschrieben.

7.1 Datensatz

Zur empirischen Überprüfung der in Kapitel 4.3 aufgestellten Hypothesen wird auf Daten des US-amerikanischen Markts aus den Jahren 2000 bis 2020 abgestellt. Diese Daten wurden aus drei Quellen gewonnen: (1) QuantGov, (2) Refinitiv sowie (3) Asset-Pricing-Faktoren von French (2021).

QuantGov

Die Bestimmung der Intensität der Regulierung einer Industrie ist herausfordernd und in bisherigen Versuchen wurden meistens nur einzelne Industrien betrachtet bzw. die Effekte einzelner ausgewählter Regulierungen analysiert. Erst in jüngeren wissenschaftlichen Anstrengungen wurde versucht, Regulierung gesamthaft zu quantifizieren, um die Auswirkungen analysieren zu können. Hierzu wurden verschiedene Ansätze gewählt, wobei meistens auf verschiedene Kennzahlen zur Messung des Umfangs der Regulierung (zum

Beispiel die Anzahl der Seiten im *US Code of Federal Regulations*) abgestellt wurde (Al-Ubaydli und McLaughlin, 2017).

Daraus entstehen allerdings zwei Herausforderungen bezüglich der Analyse von Regulierung: (1) die Aussagekraft des Umfangs von Regulierung als Ersatzmessgröße für die Restriktivität der Regulierung und (2) die fehlende Quantifizierung der Relevanz einer Regulierung für eine spezifische (Sub-)Industrie beziehungsweise für ein spezifisches Unternehmen.

Diese beiden Herausforderungen adressieren die Arbeiten von Al-Ubaydli und McLaughlin (2017) sowie von McLaughlin und Sherouse (2019), die einen Ansatz für die Quantifizierung der Restriktivität einzelner Anforderungen von Regulierung liefern sowie ein Modell bereitstellen, um die einzelnen Anforderungen (Sub-)Industrien zuzuordnen. Basis für den generierten RegData-Datensatz bildet jeweils der jährlich erscheinende *US Code of Federal Regulations*, der alle bundesweiten US-amerikanischen Regulierungen beinhaltet.

Im ersten Schritt zählten McLaughlin und Sherouse (2019, S. 45) für jeden Abschnitt die Anzahl von „ausgewählten Wörtern und Phrasen (...), die üblicherweise im juristischen Sprachgebrauch genutzt werden, um bindende Anforderungen oder Verbote“⁵ auszudrücken. Dadurch wurde im ersten Schritt die Restriktivität dieses Abschnittes quantifiziert. Die Summe aller Abschnitte gibt die übergreifende Restriktivität des *US Code of Federal Regulations* an. Auf diese Weise kann RegData genutzt werden, um allgemeine Entwicklungen der US-amerikanischen bundesweiten Regulierungen zu beschreiben und bewerten.

Im zweiten Schritt schätzten McLaughlin und Sherouse (2019) für jeden Abschnitt und für verschiedene Subindustrien (basierend auf der *Four-Digit*-Nordamerikanischen Industrieklassifizierungssystem(NAICS)-Klassifizierung) die Wahrscheinlichkeit, dass der jeweilige Abschnitt für die jeweilige Subindustrie anwendbar ist. Zur Schätzung der Wahrscheinlichkeit wurde eine Textanalyse genutzt, die auf der Beschreibung der Subindustrien im NAICS basiert.

Durch die Zusammenführung der Wahrscheinlichkeit, dass ein Abschnitt aus dem *US Code of Federal Regulations* für eine Subindustrie anwendbar ist, und der Restriktivität dieses

⁵Übersetzung des Autors aus dem Englischen; ursprüngliches Zitat: „by counting words and phrases (...) that are typically used in legal language to create binding obligations or prohibitions“.

Abschnitts kann für jede Subindustrie eine gesamthafte Restriktivität aller Abschnitte gebildet werden. Diese Gesamtrestriktivität für jede Subindustrie ist die Summe aller Restriktivitäten gewichtet mit den entsprechenden Wahrscheinlichkeiten.

In dieser Arbeit wird, im Unterschied zu dem durch Al-Ubaydli und McLaughlin (2017) dargestellten RegData-1.0-Datensatz oder dem durch McLaughlin und Sherouse (2019) eingesetzten RegData-2.2-Datensatz, der aktualisierte RegData-4.0-Datensatz genutzt (McLaughlin und Nelson, 2021).

Da der absolute Restriktivitätswert schwer interpretierbar ist und diese Arbeit nicht das Ziel hat, die Effekte eines allgemeinen Anstiegs oder einer allgemeinen Reduktion von Regulierung zu betrachten, wird im Folgenden ausschließlich ein aus der Gesamtrestriktivität gebildeter Index herangezogen. Dieser Index $RegIndex_t^i$ für die Subindustrie i im Jahr t ist die Gesamtrestriktivität dieser Subindustrie im Verhältnis zur durchschnittlichen Gesamtrestriktivität in diesem Jahr:

$$RegIndex_t^i = \frac{\text{Gesamtrestriktivität von Subindustrie } i \text{ im Jahr } t}{\text{Gesamtrestriktivität aller Subindustrien im Jahr } t} \quad (7.1)$$

Dies vereinfacht die Interpretation des $RegIndex$. Ein Wert kleiner als eins bedeutet, dass diese Subindustrie weniger reguliert ist als die durchschnittliche Subindustrie, ein Wert größer als eins das Gegenteil.

Aufbauend auf dem $RegIndex$ werden weitere Regulierungsindikatoren gebildet, anhand derer entweder das Level der Regulierung oder die Veränderung des Levels der Regulierung (zum Beispiel eine Deregulierung) gemessen wird. Eine Übersicht inklusive Definition der verwendeten Regulierungsindikatoren ist in Tabelle 7.1 zu finden.

Um bei der empirischen Auswertung auch nuanciertere Analysen bezüglich des Levels der Regulierung zu ermöglichen, werden, zusätzlich zum $RegIndex$, zwei weitere Indikatoren für das Level der Regulierung definiert. So wird ein limitierter Index $RegIndex^{Lim}$ bestimmt, der sowohl die Beobachtungen mit den 10 % größten als auch die Beobachtungen mit den 10 % kleinsten Werten des $RegIndex$ auf den jeweiligen Wert des 90 % bzw. 10 % Perzents limitiert. Dies kann im Weiteren genutzt werden, um einen potenziellen anderweitigen Einfluss von extrem hoher bzw. extrem niedriger Regulierung zu adressie-

ren. Dies könnte zum Beispiel im Sinne des theoretischen Modells der Fall sein, wenn übermäßige Regulierung nicht zu einer übermäßigen Steigerung der zusätzlichen Zahlung b bzw. \tilde{Z} führt.

Tabelle 7.1: Übersicht über die Regulierungsindikatoren

Level der Regulierung	Veränderung des Levels der Regulierung
RegIndex Index zur relativen Quantifizierung der Regulierung einer Subindustrie. Definition entsprechend Formel (7.1)	δ^{Reg} relative Veränderung des <i>RegIndex</i> innerhalb von drei Jahren
RegIndex^{Lim} limitierter <i>RegIndex</i> , indem die 10 % größten und 10 % kleinsten <i>RegIndex</i> -Werte auf das 90 % bzw. 10 % Perzentil limitiert werden	Dereg Dummy-Variable für das Signalisieren einer Deregulierung ($Dereg = 1$ für den Fall, dass δ^{Reg} zu den 10 % Realisierungen des Datensatzes kleinsten gehört)
Reg Dummy-Variable für das Signalisieren einer Subindustrie bzw. eines Unternehmens, die bzw. das stark reguliert ist ($Reg = 1$ für den Fall, dass der <i>RegIndex</i> größer als das 60 % Perzentil ist)	RegNew Dummy-Variable für das Signalisieren einer Regulierung ($RegNew = 1$ für den Fall, dass δ^{Reg} zu den 10 % Realisierungen des Datensatzes größten gehört)

Ein weiterer Indikator für die Regulierung ist eine einfache Dummy-Variable, die angibt, ob ein Unternehmen als reguliert angesehen werden kann. Hierfür wird die Dummy-Variable *Reg* definiert, die eins ist, wenn der Wert des *RegIndex* mindestens dem Wert des 60 % Perzentils entspricht. Im anderen Fall wird *Reg* gleich null gesetzt und beschreibt dann ein nicht (bzw. wenig) reguliertes Unternehmen.

Zusätzlich zu den Indikatoren für das Level der Regulierung werden verschiedene Indikatoren für die Veränderung dieses Levels genutzt. Zur Messung der Veränderung des Levels wird die relative Veränderung δ_i^{Reg} des *RegIndex* eines Unternehmens i von $t = 0$ zu $t = -2$ herangezogen (siehe Definition in Formel (7.2)).

$$\delta_i^t = \frac{\text{RegIndex}_t^i - \text{RegIndex}_{t-2}^i}{\text{RegIndex}_t^i} \quad (7.2)$$

Hierbei ist $RegIndex_t^i$ der *RegIndex* von Unternehmen i im Jahr t .

Basierend auf δ^{Reg} werden nun zwei Dummy-Variablen bestimmt. Die Dummy-Variable *Dereg* für die Messung einer Deregulierung ist eins, wenn δ^{Reg} kleiner als der Wert des 10 % Perzentils ist, und sonst null. Die zweite Dummy-Variable *NewReg* nimmt den Wert eins an, wenn δ^{Reg} größer als der Wert des 10 % Perzentils ist, und sonst den Wert null.

Refinitiv

Von Refinitiv wurden monatliche Finanzmarkt- sowie buchhalterische Daten für individuelle Unternehmen bezogen. Um einen Survivorship-Bias zu vermeiden, wurde bei der Bereitstellung der Daten darauf geachtet, dass sowohl aktive als auch inaktive Unternehmen in den Daten berücksichtigt sind. Die Auswahl enthält alle in Refinitiv verfügbaren Unternehmen mit einem Hauptsitz in den USA, da die Quantifizierung der Regulierungen sich auf den US-amerikanischen Markt bezieht. Für jedes Unternehmen wurden die folgenden monatlichen Daten bezogen: diskrete monatliche Rendite, Marktkapitalisierung, Kurs-Buch-Verhältnis, Bilanzsumme, Umsatz, operatives Ergebnis und NAICS-Industrieklassifizierung.

Alle Beobachtungen, zu denen keine Beobachtung in der Vorperiode vorliegt, können in der Auswertung nicht genutzt werden, da die Daten der Vorperiode für die Berechnung von Wachstums- und Veränderungsgrößen benötigt werden. Diese Beobachtungen wurden dementsprechend aus dem Datensatz entfernt.

Asset-Pricing-Faktoren

Die Faktordaten, die als Basis für die Asset-Pricing-Modelle genutzt werden, stammen von der Internetpräsenz von French (2021). Diese Basisdaten werden auch in Teil IV (Abschnitt 16.1) herangezogen. Zur Schätzung von Alpha-Werten (Überrenditen im Vergleich zur erwarteten Rendite) der Unternehmen wird das Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015) eingesetzt, zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse (Kapitel 9) das Drei-Faktoren-Modell (Fama und French, 1993).

7.2 Methodik

Dieser Abschnitt gliedert sich in zwei Teile: Im ersten Teil werden die Zusammensetzung und die Vorbereitung des Datensatzes beschrieben, im zweiten Teil wird die für die Panelregression genutzte Methodik dargelegt.

7.2.1 Datenvorbereitung

Die empirische Analyse erfolgt basierend auf jährlichen Beobachtungen der individuellen Unternehmen, da die Daten von QuantGov zur Quantifizierung der Regulierung nur jährlich vorliegen. Zur Erstellung des Datensatzes für die empirische Panelanalyse sind im Vorfeld verschiedene Schritte durchzuführen: (1) Zuordnung des jährlichen *RegIndex* und anderer Regulierungsindikatoren zu jeder Beobachtung basierend auf der entsprechenden Industrieklassifizierung, (2) individuelle Berechnung der Performance- und Risikokennzahlen (Alpha-Wert, Volatilität und Schiefe), (3) Ermittlung der benötigten Kontrollvariablen und (4) Adressieren von Ausreißer-Beobachtungen.

Zuordnung von Regulierungsindikatoren

Die Zuordnung des *RegIndex* erfolgt basierend auf der Subindustrie-Klassifizierung entsprechend dem NAICS (*Four-Digit-Klassifizierung*). Jeder Unternehmen-Jahr-Beobachtung werden der entsprechende *RegIndex* und die anderen Regulierungsindikatoren zugewiesen. Beobachtungen ohne NAICS-Klassifizierung werden aus dem Datensatz entfernt, da keine Zuteilung der Regulierungsindikatoren möglich ist.

Durch das Abstellen auf die NAICS-Klassifizierung wird jedes Unternehmen auf seinen primären Geschäftsfokus reduziert. Dies kann bei (großen) Mischkonzernen zu einer Verzerrung führen, da zum Beispiel ein Chemie-Unternehmen, das auch Konsumprodukte herstellt, in diesem Datensatz ausschließlich als Chemie-Unternehmen klassifiziert wird und entsprechend in die empirische Auswertung eingeht. Hierdurch werden die empirischen Ergebnisse limitiert. Allerdings wird die NAICS-Klassifizierung entsprechend dem Geschäftsfeld mit dem höchsten Umsatz vorgenommen, womit der überwiegende Anteil der Unternehmen korrekt klassifiziert ist (United States Census Bureau, 2023).

Eine weitere Limitierung entsteht dadurch, dass die genutzten Regulierungsindikatoren ausschließlich auf den *US Code of Federal Regulations* abstellen. Daher wird weder die

Regulierung auf Ebene der Bundesstaaten oder darunter liegenden Ebenen noch die Regulierung anderer Länder, in denen eine Vielzahl der international agierenden Unternehmen aktiv sind, berücksichtigt. Da die Auswahl der Unternehmen voraussetzt, dass der Hauptsitz der Unternehmen in den USA liegt, ist davon auszugehen, dass mindestens ein großer Teil der Aktivitäten auch in den USA durchgeführt wird.

Berechnung der Performance- und Risikokennzahlen

Für jedes Jahr und jedes Unternehmen werden, basierend auf den 12 Monatsrenditen dieses Jahres sowie den 24 Monatsrenditen der beiden Vorjahre, die Beta-Faktoren des Fünf-Faktoren-Modells (Fama und French, 2015) geschätzt. Auf Grundlage dieser geschätzten Beta-Faktoren wird dann der durchschnittliche Alpha-Wert des Unternehmens für das betrachtete Jahr berechnet. Des Weiteren werden für jedes Unternehmen für jedes Jahr die Volatilität und die Schiefe anhand der zwölf Monatsrenditen ermittelt.

Berechnung der Kontrollvariablen

Zur Verbesserung der Robustheit des empirischen Modells werden verschiedene Kontrollvariablen genutzt. Die Auswahl und die Definition der Kontrollvariablen erfolgen in Anlehnung an Bannier et al. (2022). Die folgenden Kontrollvariablen werden genutzt:

1. Dividendenrendite: die gezahlten Dividenden eines Jahres im Verhältnis zum Aktienpreis
2. Effizienz: der Umsatz im Verhältnis zur Bilanzsumme
3. Wachstum: das durchschnittliche monatliche Wachstum der Bilanzsumme
4. Größe: der natürliche Logarithmus der Marktkapitalisierung in Millionen USD
5. Profitabilität: das operative Ergebnis im Verhältnis zur Bilanzsumme

Umgang mit Ausreißer-Beobachtungen

Zur Berücksichtigung von Ausreißer-Beobachtungen werden die Daten dieses Datensatzes mit 0,5% um den *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Zur Sicherstellung, dass noch verbliebene Ausreißer-Beobachtungen die Ergebnisse nicht treiben, wird eine Ro-

bustheitsanalyse mit einer Winsorisierung von 5% vorgenommen (Kapitel 9). Der finale Datensatz für die empirische Auswertung wird in Tabelle 7.2 beschrieben.

Tabelle 7.2: Deskriptive Statistik der Unternehmensdaten

Tabelle 7.2 zeigt die deskriptive Statistik für den genutzten Datensatz und enthält Durchschnitt, Median, Standardabweichung, Minimum, Maximum und Interquartilsabstand (Differenz zwischen dem dritten und dem ersten Quartil). Die Daten wurden mit 0,5 % um den RegIndex und den Alpha-Wert winsorisiert. Die Rendite ist die monatliche Rendite, der Alpha-Wert die geschätzte monatlich Überrendite, die nicht durch das Fünf-Faktoren-Modell von (Fama und French, 2015) erklärt werden kann, die Volatilität die Volatilität der monatlichen Rendite und die Schiefe die Schiefe der monatlichen Renditen. Alle Zahlen sind in Prozent angegeben (1,00 entspricht 1,00 %). Die Dividendenrendite ist das Verhältnis der gezahlten Dividenden eines Jahres zum Aktienpreis, die Effizienz der Umsatz im Verhältnis zur Bilanzsumme, das Wachstum das durchschnittliche monatliche Wachstum der Bilanzsumme, die Größe der natürliche Logarithmus der Marktkapitalisierung in Millionen USD und die Profitabilität das operative Ergebnis im Verhältnis zur Bilanzsumme. Unter # Unternehmen ist die Anzahl der in diesem Datensatz berücksichtigten Unternehmen angegeben.

Variable	Durchschnitt	Median	Std. Abw.	Max	Min	IQR
Rendite	0,9963	1,0417	2,6574	25,4473	-22,7716	2,7441
Alpha-Wert	0,2807	0,3111	1,3749	13,6646	-8,2258	1,4039
Volatilität	8,6364	6,9679	5,9533	110,2415	1,4798	5,1056
Schiefe	-0,0144	-0,0332	0,7480	3,0072	-2,7145	0,9254
<i>RegIndex</i>	0,9858	0,4340	1,1067	4,2699	0,0072	2,0490
<i>RegIndex^{Lim}</i>	0,9445	0,4340	1,0295	3,3066	0,0159	2,0483
Dividendenrendite	3,4550	2,3122	7,4580	241,1857	0,0000	2,9471
Effizienz	51,7209	27,9821	66,7509	947,1236	-29,1953	63,4417
Wachstum	0,5504	0,4342	2,2459	26,4282	-100,0000	0,9162
Marktkapitalisierung	16 745	3 605	51 504	1 666 214	65	10 637
Profitabilität	6,7507	4,7897	12,2775	375,4508	-165,4396	7,3111
# Unternehmen	1 038					

7.2.2 Panelregression

Als eine der zentralen Herausforderungen der modernen empirischen Finance-Forschung beschreiben Roberts und Whited (2013) das Endogenitätsproblem. Zum Beispiel ist es denkbar, dass das Level der Regulierung keine exogene Variable ist, sondern von anderen exogenen Faktoren (zum Beispiel dem technologischen Wandel oder dem Wachstum) determiniert wird.

Sollte der Regulator beispielsweise dazu tendieren, vor allem große Branchen, die eine Vielzahl von Konsumenten bedienen, zu regulieren und kleine Branchen mit wenigen Konsumenten in der Tendenz weniger zu regulieren, könnte sich ein falscher Zusammenhang für den Beobachter ergeben. In diesem Fall wäre eine Branche mit einer innovativen Technologie, die noch klein ist, somit wenig Konsumenten bedient und damit einem hohen Innovationsrisiko unterliegt, aus Sicht des Regulators nicht relevant für eine Regulierung. Wenn sich die neue Technologie allerdings durchgesetzt und sich diese Branche etabliert hat und die Branche viele Konsumenten bedient, würde dieses Innovationsrisiko sinken und die Branche wiese insgesamt ein geringeres Risiko auf. Gleichzeitig würde aber aus Sicht des Regulators die Relevanz, diese Branche zu regulieren, steigen und der Regulator würde die Regulierung für diese Branche erhöhen. Dies könnte in der empirischen Auswertung zu dem falschen Schluss führen, dass die Reduktion des Risikos durch die erhöhte Regulierung ausgelöst wurde, nicht durch die Tatsache, dass sich das Geschäftsmodell etabliert und damit das Innovationsrisiko abgenommen hat.

Laut Roberts und Whited (2013) gibt es für das Endogenitätsproblem drei Auslöser: (1) vergessene Variablen, (2) Simultanität und (3) Messfehler. Durch den Einsatz einer Panelanalyse und die in diesem Modell integrierten fixen Effekte (*Fixed Effects*) können sowohl vergessene Variablen als auch unbeobachtete Heterogenität adressiert werden (Ketokivi und McIntosh, 2017). Mittels eines dynamischen Generalisierte-Momentenmethode(GMM)-Panel-Modells kann auch Simultanität als Auslöser von Endogenität berücksichtigt werden (Ullah et al., 2018; Wintoki et al., 2012). Auch bei der Berücksichtigung von Messfehlern hilft der GMM-Ansatz, da Höhere-Momente-Schätzer dieses Problem einbeziehen und mit dem Hansen-Überidentifikations-Test eine Vielzahl von Fehlspezifikationen aufgedeckt werden kann (Roberts und Whited, 2013). Auch wenn in dieser Arbeit versucht wurde, möglichst alle Auslöser für Endogenität zu bedenken, ist zu beachten, dass „es keinen Weg gibt zu testen, ob eine Variable mit den Fehlertermen korreliert, da der (wahre) Fehlerterm nicht beobachtet werden kann“⁶ (Roberts und Whited, 2013, S. 498). Daher schlussfolgerten Ketokivi und McIntosh (2017) auch, dass es sich hierbei um ein Dilemma handelt, bei dem verschiedene methodische Vor- und Nachteile abgewogen werden müssen.

⁶Übersetzung des Autors aus dem Englischen; ursprüngliches Zitat: „no way to empirically test whether a variable is correlated with the regression error terms because the error term is unobservable“.

Wie bereits beschrieben wird daher in dieser Arbeit zur Analyse der Daten ein dynamischer iterierter GMM-Ansatz gewählt. Dieser basiert auf Arbeiten von Ferson (1994), Arellano und Bond (1991), Arellano und Bover (1995) sowie Blundell und Bond (1998), wobei die Berechnungsmethode durch Wu et al. (2023) bereitgestellt wurde. Das Modell besteht aus einem entsprechenden Regulierungsindikator, einem verzögerten (*lagged*) Regulierungsindikator, der verzögerten (*lagged*) zu erklärenden Variable, verschiedenen Kontrollvariablen C , einem unternehmensspezifischen fixen Effekt FE sowie einem zeitspezifischen fixen Effekt TFE . Entsprechend der formalen Definition wird die abhängige Variable Dep_t^i von Unternehmen i zum Zeitpunkt t wie folgt erklärt:

$$Dep_t^i = \beta_1 \cdot Dep_{t-1}^i + \beta_2 \cdot RegIndicator_t^i + \beta_3 \cdot RegIndicator_{t-1}^i + \sum_{s=0}^S \beta_{4,s} \cdot C_{t,s}^i + TFE_t + FE_i + \epsilon_t^i$$

Die dargestellten Standardfehler, die auch für die Berechnung der Konfidenzintervalle und der statistischen Signifikanz genutzt werden, entsprechen den robusten Standardfehlern gemäß Windmeijer (2005).

7.3 Analyse von Industriepartfolios

Der Fokus der empirischen Analysen in Teil II dieser Arbeit liegt auf Unternehmensdaten. Zur Überprüfung und Steigerung der Robustheit der ermittelten Ergebnisse werden diese mit Ergebnissen einer Analyse, die auf Industriepartfolios basiert, abgeglichen.

Die Erstellung und Nutzung eigenständiger Industriepartfolios basierend auf den vorliegenden Unternehmensdaten ist nicht möglich, da die Anzahl der Unternehmen in den meisten Subindustrien zu gering ist. In der Mehrheit würden in Industriepartfolios, die auf den vorliegenden Daten beruhen, einzelne Unternehmen, gemessen an der Marktkapitalisierung, mehr als die Hälfte des Portfolios ausmachen.

Aus diesem Grund werden für die Analyse auf Industrieebene die bekannten Industriepartfolios von French (2021) genutzt. French stellt die monatlichen, mit der Marktkapitalisierung gewichteten Renditen von 49 Industriepartfolios für den Zeitraum, der auch in der Hauptanalyse betrachtet wird (2000 bis 2020), bereit. Die Zusammenstellung der Port-

folios von French erfolgt allerdings anhand des *Standard-Industrial-Classification*(SIC)-Klassifizierungssystems. Die durch QuantGov bezogenen Daten basieren auf dem neueren NAICS-Klassifizierungssystem (McLaughlin und Nelson, 2021). Dies führt dazu, dass nur ein kleiner Teil der 49 Industriepartfolios in der finalen Analyse genutzt werden kann.

Die grundlegende Datenaufbereitung sowie die Methodik folgen der bereits in den der Abschnitten 7.1 sowie 7.2 beschriebenen Vorgehensweise. Die Differenzen liegen vornehmlich darin, dass (1) in einem ersten Schritt den SIC-Industriepartfolios NAICS-Klassifizierungen basierend auf den SIC-Klassifizierungen zugeordnet werden müssen, (2) es keine Kontrollvariablen auf Industrieebene gibt und diese somit auch nicht berechnet werden müssen sowie (3) eine klassische lineare Panelregression zum Einsatz kommt, da ein dynamischer GMM-Ansatz nicht anzuraten ist.

Tabelle 7.3: Deskriptive Statistik der Portfoliodaten

Tabelle 7.3 zeigt die deskriptive Statistik für die Daten der Industriepartfolios, wobei Durchschnitt, Median, Standardabweichung, Minimum, Maximum und Interquartilsabstand (Differenz zwischen dem dritten und dem ersten Quartil) aufgeführt sind. Die Rendite ist die monatliche Rendite, der Alpha-Wert die monatlich geschätzte Überrendite, die nicht durch das Fünf-Faktoren-Modell von (Fama und French, 2015) erklärt werden kann, die Volatilität die monatliche Volatilität der Rendite und die Schiefe die monatliche Schiefe der Renditen. Alle Zahlen sind in Prozent angegeben (1,00 entspricht 1,00 %). Unter # Industrien ist die Anzahl der in diesem Datensatz berücksichtigten Industriepartfolios angegeben.

Variable	Durchschnitt	Median	Std. Abw.	Max	Min	IQR
Rendite	0,9984	1,2263	2,5124	7,6275	-11,1908	2,2506
Alpha-Wert	0,0963	0,1886	1,2965	3,3251	-6,1103	1,2320
Volatilität	6,8064	5,8860	3,8622	25,2228	1,7760	4,6765
Schiefe	-0,1113	-0,1324	0,6953	2,0416	-2,4329	0,9011
<i>RegIndex</i>	1,0000	0,9442	0,7413	1,8029	0,0319	1,6029
<i>RegIndex^{Lim}</i>	1,0104	0,9442	0,7283	1,8029	0,1414	1,6025
# Industrien	11					

Die durch French (2021) bereitgestellten Industriepartfolios fassen jeweils verschiedene (zusammenpassende) Vier-Zahlen-SIC-Industrien (*Four-Digits*) zusammen. Im ersten Schritt wird zu jedem Vier-Zahlen-SIC-Code der passende Sechs-Zahlen-NAICS-Code von SICCODE.com (2023) eingeholt. Von diesem Sechs-Zahlen-NAICS-Code wird der entsprechende übergreifende Zwei-Zahlen-NAICS-Code abgeleitet. Wenn in einem Industriepartfolio nur ein einziger Zwei-Zahlen-NAICS-Code vorkommt, wird dieses Industriepartfolio in der weiteren Analyse genutzt. Sind in einem Industriepartfolio mindestens zwei Zwei-

Zahlen-NAICS-Codes enthalten, entfällt dieses Industriepartio für die Analyse. Für den NAICS-Code *23 (Construction)* liegen keine Daten bezüglich der Regulierung vor. Daher wurde auf den NAICS-Code *236 (Construction of Buildings)* zurückgegriffen. Aufgrund dieser Kriterien sind nur 11 der 49 Industriepartios eindeutig einem NAICS-Code zuzuordnen, sodass sich ein relativ kleiner Datensatz ergibt.

Da dynamische GMM-Panelregressionen tendenziell für kurze Zeiträume (kleines t) und vielen unterschiedlichen Beobachtungen (großes n) gedacht sind (Góes, 2016; Roodman, 2009), wird in dieser Arbeit für die Industrieanalyse eine klassische lineare Panelregression eingesetzt. Diese Regressionsanalysen werden ähnlich wie die dynamischen GMM-Regressionen, allerdings ohne verzögerte (*lagged*) Variablen und ohne industriespezifischen fixen Effekt durchgeführt.

$$Dep_t^i = \beta \cdot RegIndicator_t^i \cdot C_{t,s}^i + TFE_t + \epsilon_t^i$$

Die präsentierten Standardfehler beruhen auf dem Newey-West-Schätzer und sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation (Zeileis, 2004). Die beschreibende Statistik des genutzten Datensatzes ist in Tabelle 7.3 dargestellt.

Kapitel 8

Empirische Ergebnisse zum Einfluss von Regulierung auf die Verteilung von Aktienrenditen

Im ersten Abschnitt der empirischen Auswertung wird der Einfluss des Levels der Regulierung auf die Performance- und Risikokennzahlen von Unternehmen analysiert. Darauf aufbauend wird im zweiten Abschnitt der Einfluss der Veränderung dieses Levels betrachtet. Die Darstellung der empirischen Ergebnisse in beiden Abschnitten beginnt jeweils mit der Analyse des Alpha-Werts und der darauffolgenden Untersuchung der Volatilität und schließt mit der Betrachtung der Schiefe ab.

8.1 Einfluss des Levels der Regulierung

8.1.1 Alpha-Wert

Die Ergebnisse der ersten Panelregressionsanalyse, die auf den Einfluss des Levels der Regulierung auf den Alpha-Wert zielt, sind in Tabelle 8.1 präsentiert. Alle gezeigten Regressionsmodelle sind entsprechend des in Abschnitt 7.2.2 generisch dargestellten Ansatzes entsprechend der folgenden Regressionsgleichung aufgebaut:

$$\alpha_t^i = \beta_1 \cdot \alpha_{t-1}^i + \beta_2 \cdot \text{RegIndicator}_t^i + \beta_3 \cdot \text{RegIndicator}_{t-1}^i + \sum_{s=0}^S \beta_{4,s} \cdot C_{t,s}^i + TFE_t + FE_i + \epsilon_t^i,$$

wobei α_t^i den geschätzte Alpha-Wert für Unternehmen i im Jahr t entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell von Fama und French (2015) und RegIndicator_t^i den dem Unternehmen i im Jahr t zugeordneten Regulierungsindikator (zum Beispiel *RegIndex*) beschreibt. $C_{t,s}^i$ beschreibt die s -te-Kontrollvariable⁷ für Unternehmen i im Jahr t . TFE_t ist der periodenspezifische Effekt für Jahr t und FE_i der Unternehmensspezifische Effekt von Unternehmen i .

Modell (1) zeigt den Einfluss des unlimitierten *RegIndex*, Modell (2) den Einfluss des limitierten *RegIndex^{Lim}* und Modell (3) den Einfluss der Dummy-Variable *Reg*. In allen drei Modellen ist der geschätzte Koeffizient für die drei Regulierungsindikatoren positiv sowie statistisch signifikant.

Um den ökonomischen Einfluss bewerten zu können, wird ein reguliertes Unternehmen als ein Unternehmen mit einem *RegIndex* des dritten Quartils und ein unreguliertes Unternehmen als ein Unternehmen mit einem *RegIndex* des ersten Quartils definiert. Die Differenz der *RegIndex*-Werte beider Unternehmen entspricht dem Interquartilsabstand, der laut Tabelle 7.2 ca. 2 ist.

Entsprechend der Schätzung des Einflusses von *RegIndex* in Modell (1) von 0,454 ergibt sich, dass die Differenz zwischen dem monatlichen Alpha-Wert eines regulierten und dem eines unregulierten Unternehmens 0,9 % ($2 \cdot 0,454$) beträgt. Das Ergebnis ist also nicht nur statistisch, sondern auch ökonomisch signifikant. Die ökonomischen Effekte basierend auf den anderen beiden Regulierungsindikatoren sind mit 1,1 % ($2 \cdot 0,567$) für *RegIndex^{Lim}* und 1,2 % für *Reg* ähnlich, wobei bei der Interpretation der Ergebnisse von *Reg* die Tatsache, dass es sich um eine Dummy-Variable handelt, berücksichtigt werden muss. Dies bedeutet, dass der geschätzte Koeffizient bereits den Unterschied zwischen einem regulierten Unternehmen ($Reg = 1$) und einem unregulierten Unternehmen ($Reg = 0$) darstellt.

⁷Für eine vollständige Auflistung der genutzten Kontrollvariablen siehe Abschnitt 7.2.1.

Tabelle 8.1: Einfluss des Levels der Regulierung auf Alpha-Werte

Tabelle 8.1 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015). Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i>	0,454** (0,227)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}		0,567** (0,242)			
<i>Reg</i>			1,195** (0,503)		
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High}				0,567** (0,242)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low}					0,453** (0,227)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,693	0,691	0,693	0,691	0,693
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,159	0,161	0,162	0,161	0,159

Die Tatsache, dass der Einfluss des limitierten *RegIndex*^{Lim} sowohl ökonomisch als auch statistisch stärker ist als der Einfluss des unlimitierten *RegIndex*, zeigt, dass der Effekt nicht unlimitiert für Unternehmen, die sehr stark bzw. sehr wenig reguliert sind, auftritt. Intuitiv entsteht die Erwartung, dass dies insbesondere durch Unternehmen, die sehr stark reguliert sind, getrieben wird und weniger durch Unternehmen, die sehr wenig reguliert sind. Zur Überprüfung dieser Erwartung dienen die Modelle (4) und (5) in Tabelle 8.1. In Modell (4) wird ein limitierter *RegIndex*^{Lim}_{High} genutzt, der nur die Beobachtungen mit

sehr hohen *RegIndex*-Werten auf den Wert des 90 % Quantils limitiert. In Modell (5) wird das Gegenteil mit einem nur nach unten limitierten $RegIndex_{Low}^{Lim}$ durchgeführt.

Der geschätzte Koeffizient für $RegIndex_{High}^{Lim}$ (Modell (4)) ähnelt dem geschätzten Koeffizienten von $RegIndex^{Lim}$ (Modell 2). Der Effekt von $RegIndex_{Low}^{Lim}$ (Modell 5) dagegen entspricht eher dem Effekt von *RegIndex* (Modell 1) und stützt damit die intuitive Interpretation, dass der beobachtete Effekt von $RegIndex^{Lim}$ eher durch die Limitierung der sehr stark regulierten Unternehmen als durch die Limitierung der sehr wenig regulierten Unternehmen getrieben wird.

Die Ergebnisse zeigen somit, dass Regulierung zu höheren Alpha-Werten führt. Dieser Effekt ist unabhängig vom gewählten Regulierungsindikator und deutlicher für die limitierten *RegIndex*-Indikatoren sowie die Dummy-Variable beobachtbar. Damit unterstützen die empirischen Ergebnisse die Hypothese 1a aus Abschnitt 4.3.

8.1.2 Volatilität

Ähnlich wie bei der vorausgegangenen Analyse des Effektes auf Alpha-Werte sind in Tabelle 8.2 die Effekte von Regulierung auf die Volatilität dargestellt. Entsprechend des vorausgegangenen Abschnitts sind die Regressionsmodelle entsprechend der folgenden Regressionsgleichung aufgestellt worden:

$$\begin{aligned} \sigma_t^i = & \beta_1 \cdot \sigma_{t-1}^i + \beta_2 \cdot RegIndicator_t^i + \beta_3 \cdot RegIndicator_{t-1}^i \\ & + \sum_{s=0}^S \beta_{4,s} \cdot C_{t,s}^i + TFE_t + FE_i + \epsilon_t^i, \end{aligned}$$

wobei σ_t^i die realisierte Volatilität von Unternehmen i im Jahr t und $RegIndicator_t^i$ den dem Unternehmen i im Jahr t zugeordneten Regulierungsindikator (zum Beispiel *RegIndex*) beschreibt. $C_{t,s}^i$ beschreibt die s -te-Kontrollvariable⁸ für Unternehmen i im Jahr t . TFE_t ist der periodenspezifische Effekt für Jahr t und FE_i der Unternehmensspezifische Effekt von Unternehmen i .

⁸Für eine vollständige Auflistung der genutzten Kontrollvariablen siehe Abschnitt 7.2.1.

Tabelle 8.2: Einfluss des Levels der Regulierung auf Volatilitäten

Tabelle 8.2 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist die monatliche Volatilität. Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Volatilität				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i>	-0,073 (0,048)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}		-0,136*** (0,052)			
<i>Reg</i>			-0,539*** (0,109)		
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High}				-0,137*** (0,052)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low}					-0,072 (0,048)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,124	0,121	0,112	0,121	0,124
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,839	0,848	0,865	0,848	0,839

Alle Modelle weisen, wie erwartet, einen negativen Effekt von Regulierung auf die Volatilität der Unternehmen nach. Der geschätzte Koeffizient für *RegIndex* (Regressionsmodell (1)) zeigt zwar einen negativen Effekt auf, erreicht aber nicht den Schwellenwert für statistische Signifikanz. Der ökonomische Effekt ist ebenfalls vergleichsweise gering: Der Einfluss führt zu einer Reduktion der monatliche Volatilität um 0,1%, wenn ein reguliertes Unternehmen mit einem wenig regulierten Unternehmen ($2 \cdot -0,073$) verglichen wird.

Ein anderes Ergebnis zeigt sich für den limitierten *RegIndex*^{Lim}, der einen doppelt so großen Koeffizienten aufweist, der zudem statistisch signifikant ist. Der ökonomische Effekt

ist für diesen Regulierungsindikator mit $-0,3\%$ ($2 \cdot -0,136$) monatlicher Volatilität zwar vorhanden, aber gering.

Der geschätzte Einfluss der Dummy-Variable *Reg* ist dagegen sowohl statistisch signifikant als auch ökonomisch deutlich signifikanter, mit einem negativen Einfluss von $-0,5\%$ auf die monatliche Volatilität der regulierten Unternehmen.

Analog zur Auswertung im vorausgegangenen Abschnitt zeigt sich, dass der deutlichere Effekt von $RegIndex^{Lim}$ durch die Limitierung der stark regulierten Unternehmen getrieben ist. Dies lässt sich erneut daran erkennen, dass der geschätzte Effekt von $RegIndex_{High}^{Lim}$ mit dem Effekt von $RegIndex^{Lim}$ und der Effekt von $RegIndex_{Low}^{Lim}$ mit dem Effekt von *RegIndex* übereinstimmt.

Insgesamt belegen die Ergebnisse den erwarteten negativen Einfluss von Regulierung auf die Volatilität entsprechend der Hypothese 2a aus Abschnitt 4.3. Der Effekt scheint allerdings weniger vom Level der Regulierung abzuhängen als davon, dass ein Unternehmen reguliert oder nicht reguliert ist. Dies zeigt sich an dem im Vergleich zu den anderen Regulierungsindikatoren stärkeren Effekt der Dummy-Variable *Reg*.

8.1.3 Schiefe

Zur Überprüfung der Hypothese 3a, dass Regulierung einen negativen Einfluss auf die Schiefe der Verteilung von Aktienrenditen von Unternehmen hat, werden entsprechende empirische Ergebnisse in Tabelle 8.3 präsentiert. Entsprechend des vorausgegangenen Abschnitts sind die Regressionsmodelle entsprechend der folgenden Regressionsgleichung aufgestellt worden:

$$\begin{aligned} \gamma_t^i = & \beta_1 \cdot \gamma_{t-1}^i + \beta_2 \cdot RegIndicator_t^i + \beta_3 \cdot RegIndicator_{t-1}^i \\ & + \sum_{s=0}^S \beta_{4,s} \cdot C_{t,s}^i + TFE_t + FE_i + \epsilon_t^i, \end{aligned}$$

wobei γ_t^i die Schiefe der realisierten monatlichen Renditen von Unternehmen *i* im Jahr *t* und $RegIndicator_t^i$ den dem Unternehmen *i* im Jahr *t* zugeordneten Regulierungsindi-

kator (zum Beispiel *RegIndex*) beschreibt. $C_{t,s}^i$ beschreibt die *s-te*-Kontrollvariable⁹ für Unternehmen *i* im Jahr *t*. TFE_t ist der periodenspezifische Effekt für Jahr *t* und FE_i der Unternehmensspezifische Effekt von Unternehmen *i*.

Tabelle 8.3: Einfluss des Levels der Regulierung auf Schiefen

Tabelle 8.3 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist die Schiefe der monatlichen Renditen. Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Schiefe				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i>	-0,002 (0,009)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}		-0,003 (0,010)			
<i>Reg</i>			-0,040* (0,021)		
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High}				-0,003 (0,010)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low}					-0,002 (0,009)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,472	0,470	0,458	0,470	0,472
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,793	0,795	0,804	0,795	0,793

Auch wenn die geschätzten Koeffizienten, wie erwartet, alle ein negatives Vorzeichen aufweisen, ist die statistische Signifikanz nur in Modell (3) für den Einfluss der Dummy-Variable *Reg* gegeben. Die ökonomische Signifikanz ist nur im Vergleich mit der durchschnittlichen Schiefe im vorliegenden Datensatz analysierbar. Diese beträgt im arithmetischen Mittel -0,01 und im Median -0,03. Vor diesem Hintergrund ist die Frage nach der

⁹Für eine vollständige Auflistung der genutzten Kontrollvariablen siehe Abschnitt 7.2.1.

ökonomischen Signifikanz des Einflusses von *Reg* zu bejahen, da eine Reduktion der Schiefe um 0,04 zu einer Verkleinerung der Gesamtschiefe um 400 % (arithmetisches Mittel) bzw. 133 % (Median) führt.

Auch wenn der Einfluss von *Reg* sowohl ökonomisch als auch statistisch signifikant ist, ist keine eindeutige und abschließende empirische Bestätigung der Hypothese 3a möglich, da hinsichtlich des Einflusses der anderen Regulierungsindikatoren keine signifikanten Ergebnisse vorliegen.

8.2 Veränderung des Levels der Regulierung

8.2.1 Alpha-Wert

Im zweiten Schritt wird die Auswirkung der Veränderung des Levels der Regulierung (insbesondere der Deregulierung) auf die Performance- und Risikokennzahlen analysiert. Die Ergebnisse in Bezug auf den Effekt von Veränderungen der Regulierung auf Alpha-Werte¹⁰ sind in Tabelle 8.4 aufgeführt.

In allen Modellen ((1) bis (6)) zeigt sich, dass δ^{Reg} einen statistisch signifikanten positiven Einfluss auf den monatlichen Alpha-Wert der Unternehmen hat. Eine Regulierung ($\delta^{Reg} > 0$) führt somit zu einer Erhöhung und eine Deregulierung ($\delta^{Reg} < 0$) zu einer Reduktion des Alpha-Werts.

Der geschätzte negative Effekt von δ^{Reg} ist ebenfalls robust gegen das Hinzufügen anderer Regulierungsindikatoren (siehe Modelle (2) bis (6)) für das Level von Regulierung. In allen Fällen bleibt der Effekt auf einem ähnlichen Niveau und auch die statistische Signifikanz verändert sich nicht. Auch die geschätzten Koeffizienten der Regulierungsindikatoren ähneln denen der Regressionsmodelle in Tabelle 8.1 (Abschnitt 8.1.1). Die statistische Signifikanz steigt bei einigen Regulierungsindikatoren an, was als weitere Bestätigung der bereits dargelegten Ergebnisse gedeutet werden kann.

Zur Einschätzung der ökonomischen Signifikanz wird der Effekt sowohl für eine Regulierung als auch für eine Deregulierung basierend auf beobachteten Werten von δ^{Reg} in diesem Datensatz bewertet. Diese Werte werden als beispielhafte Werte für eine Regu-

¹⁰Die genutzte Regressionsgleichung entspricht der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.1.

lierung bzw. Deregulierung angesehen. Das 5 % Quantil von δ^{Reg} beträgt -12,1 % und wird im Folgenden als Wert für eine Deregulierung genutzt. Mit einem durchschnittlichen geschätzten Koeffizienten für δ^{Reg} von ca. 9 ergibt sich ein ökonomischer Effekt von einer Deregulierung von einer Reduktion des Alpha-Werts um ca. 1,1 % ($-0,12 \cdot 9$). Für eine Regulierung (95 % Quantil von δ^{Reg} beträgt 12,0 %) ergibt sich ein ähnlicher Effekt mit einer Steigerung von ca. 1,1 %. Beide Effekte sind als ökonomisch signifikant anzusehen.

Tabelle 8.4: Einfluss von δ^{Reg} auf Alpha-Werte

Tabelle 8.4 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015). Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
δ^{Reg}	8,399*** (2,354)	8,974*** (2,378)	8,951*** (2,372)	8,785*** (2,354)	8,952*** (2,372)	8,973*** (2,378)
<i>RegIndex</i>		0,580** (0,230)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}			0,687*** (0,244)			
<i>Reg</i>				1,387*** (0,506)		
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High}					0,687*** (0,244)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low}						0,579** (0,230)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,682	0,677	0,674	0,675	0,674	0,677
Arellano-Bond Test AR (1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,153	0,154	0,156	0,155	0,156	0,154

Da der Effekt einer Regulierung ggf. anders ausfallen kann als der Effekt einer Deregulierung, sind in Tabelle 8.5 die geschätzten Ergebnisse für die Dummy-Variablen *RegNew* (Regulierung) und *Dereg* (Deregulierung) aufgeführt. Anhand dieser Ergebnisse ist zu erkennen, dass der Effekt erheblich durch die Deregulierung getrieben wird, da sich die geschätzten Koeffizienten für *Dereg* alle als ökonomisch und statistisch signifikant erweisen, wohingegen die geschätzten Koeffizienten für *RegNew* weder immer das gleiche Vorzeichen aufweisen noch statistisch signifikant sind.

Der mittels der Dummy-Variablen geschätzte ökonomische Effekt einer Deregulierung entspricht einem Rückgang des Alpha-Werts um ca. 4 %. Dieser Effekt ist deutlich höher als der basierend auf den Ergebnissen von δ^{Reg} geschätzte Effekt.

Tabelle 8.5: Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Alpha-Werte

Tabelle 8.5 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015). Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dereg</i>	-4,204*** (0,990)	-4,080*** (0,986)	-4,045*** (0,986)			
<i>RegNew</i>				1,138 (0,968)	0,698 (1,011)	0,584 (1,017)
<i>RegIndex</i>		0,367 (0,226)			0,398* (0,236)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim}			0,469* (0,241)			0,516** (0,253)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,663	0,659	0,657	0,706	0,697	0,694
Arellano-Bond Test AR (1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,125	0,125	0,127	0,160	0,159	0,161

Tabelle 8.6: Einfluss von $RegNew^{Lim}$ auf Alpha-Werte

Tabelle 8.6 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015). Der Datensatz wurde mit 0,5 % um $RegIndex$ und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$RegNew^{Lim}$	3,311*** (0,987)	3,043*** (1,022)	2,956*** (1,030)	2,988*** (1,025)	2,955*** (1,030)	3,043*** (1,022)
$RegIndex$		0,297 (0,235)				
$RegIndex^{Lim}$			0,383 (0,251)			
Reg				0,815 (0,523)		
$RegIndex_{High}^{Lim}$					0,383 (0,251)	
$RegIndex_{Low}^{Lim}$						0,297 (0,235)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,716	0,709	0,707	0,709	0,707	0,709
Arellano-Bond Test AR (1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,157	0,157	0,159	0,159	0,159	0,157

Bisher zeigen die Ergebnisse, dass insbesondere die Deregulierung den demonstrierten Effekt treibt. Es stellt sich somit die Frage, ob eine Regulierung (das heißt eine Zunahme des Levels der Regulierung) grundsätzlich keinen beobachtbaren Effekt auf Alpha-Werte hat oder ob die vorausgegangenen Ergebnisse keinen Effekt erkennen lassen, da die Dummy-Variable $RegNew$ durch Unternehmen verzerrt ist, die bereits vor der Regulierung stark reguliert waren. Es ist vorstellbar, dass zum Beispiel Finanzinstitute schon immer stark

reguliert waren und eine weitere Zunahme der Regulierung keinen beobachtbaren Effekt auslöst.

Zur Überprüfung dieser Möglichkeit wird eine weitere Dummy-Variable $RegNew^{Lim}$ genutzt. Diese entspricht der Variable $RegNew$, außer bei Unternehmen mit einem $RegIndex$, der größer als der Wert des 90 % Perzentils ist. In diesem Fall wird $RegNew^{Lim} = 0$ definiert. Die Ergebnisse für $RegNew^{Lim}$ finden sich in Tabelle 8.6.

Die geschätzten Koeffizienten von $RegNew^{Lim}$ sind im Vergleich zu den vorausgehenden Ergebnissen für $RegNew$ deutlich größer und weisen alle auf den erwarteten positiven Effekt einer Regulierung auf Alpha-Werte hin. Sowohl die ökonomische als auch die statistische Signifikanz liegt in allen Regressionsmodellen für $RegNew^{Lim}$ vor. Somit kann die Vermutung bestätigt werden, dass eine Regulierung zu einer Steigerung des Alpha-Werts führt, dieser Effekt aber nicht für Unternehmen gilt, die bereits stark reguliert sind. Es muss davon ausgegangen werden, dass eine Zunahme der Regulierung für Unternehmen in Märkten, die bereits stark reguliert sind, keine weiteren positive Effekte hat und somit auch nicht zu einem zusätzlichen Alpha-Wert führt.

Insgesamt kann aufgrund der Ergebnisse geschlussfolgert werden, dass eine Deregulierung einen ökonomisch sowie statistisch signifikanten negativen Einfluss auf die Alpha-Werte hat. Dies bestätigt die Hypothese 1b. Für den Effekt einer Regulierung kann Hypothese 1b mit der Einschränkung, dass dies nicht für bereits stark regulierte Unternehmen gilt, verifiziert werden.

8.2.2 Volatilität

Die Ergebnisse zum Einfluss der Veränderung des Levels der Regulierung auf die Volatilität¹¹ sind in Tabelle 8.7 dargestellt. Entsprechend der Erwartung, dass ein hoher (geringer) Wert von δ^{Reg} zu einer geringeren (höheren) Volatilität führt, sind die geschätzten Koeffizienten für δ^{Reg} alle negativ. Im Gegensatz zu den vorhergehenden Ergebnissen sind die Koeffizienten in diesem Fall allerdings alle nicht statistisch signifikant. Dies ändert sich auch durch die Ergänzung anderer Regulierungsindikatoren in den Regressionsmodellen (2) bis (6) nicht.

¹¹Die genutzte Regressionsgleichung entspricht der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.2.

Tabelle 8.7: Einfluss von δ^{Reg} auf Volatilität

Tabelle 8.7 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist die monatliche Volatilität. Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Volatilität					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
δ^{Reg}	-0,330 (0,411)	-0,417 (0,418)	-0,465 (0,416)	-0,514 (0,413)	-0,466 (0,416)	-0,417 (0,418)
<i>RegIndex</i>		-0,079 (0,048)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}			-0,142*** (0,052)			
<i>Reg</i>				-0,549*** (0,109)		
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High}					-0,143*** (0,052)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low}						-0,078 (0,048)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,127	0,124	0,121	0,112	0,121	0,124
Arellano-Bond Test AR (1)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,828	0,835	0,844	0,860	0,844	0,835

Trotz der insignifikanten Ergebnisse für δ^{Reg} (Tabelle 8.7) lässt sich eine Erkenntnis ableiten: Der negative Effekt des Levels der Regulierung auf die Volatilität (siehe Abschnitt 8.1.2) nimmt sowohl ökonomisch als auch statistisch durch das Ergänzen von δ^{Reg} als erklärender Variable zu. Dies ist daran zu erkennen, dass für alle fünf dargestellten Regulierungsindikatoren der Koeffizient größer und das Verhältnis zwischen Koeffizient und Standardfehler kleiner geworden ist (Vergleich der Tabellen 8.2 und Tabelle 8.7).

Wie Tabelle 8.5 im vorigen Abschnitt zeigt, zeigt Tabelle 8.8 die auf den Dummy-Variablen basierenden Ergebnisse, unterschieden nach einer Regulierung sowie einer Deregulierung. Im Vergleich zu den insignifikanten Ergebnissen, die auf dem Regulierungsindikator δ^{Reg} beruhen, sind die geschätzten Koeffizienten *RewNew* und *Dereg* in allen Regressionsmodellen ökonomisch und statistisch signifikant.

Tabelle 8.8: Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Volatilität

Tabelle 8.8 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist die monatliche Volatilität. Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Volatilität					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dereg</i>	0,914*** (0,189)	0,899*** (0,189)	0,878*** (0,190)			
<i>RegNew</i>				0,807*** (0,217)	0,983*** (0,225)	1,061*** (0,226)
<i>RegIndex</i>		-0,051 (0,048)			-0,154*** (0,049)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim}			-0,112** (0,052)			-0,233*** (0,054)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,108	0,107	0,105	0,118	0,105	0,102
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,818	0,821	0,831	0,838	0,864	0,878

Die Ergebnisse für *Dereg* belegen, wie erwartet, eine Erhöhung der Volatilität nach einer Deregulierung, wobei die Ergebnisse für *RegNew* ebenfalls auf eine Erhöhung der Volatilität nach einer Regulierung hindeuten. Entsprechend dem theoretischen Modell aus Teil I wäre eine Reduktion der Volatilität nach einer Regulierung zu erwarten gewesen.

Eine denkbare Erklärung für dieses überraschende Ergebnis ist, dass die Marktaktivität als Folge des Einpreisens der neuen Information unabhängig von der Richtung der Veränderung des Levels der Regulierung (das heißt davon, ob das Unternehmen reguliert oder dereguliert wurde) zu Volatilität führt. Dies würde ebenfalls erklären, warum kein Effekt von δ^{Reg} auf die Volatilität beobachtet wurde.

Übergreifend zeigt sich, dass die Veränderung des Levels der Regulierung einen ökonomisch und statistisch signifikanten Einfluss auf die Volatilität hat und der Effekt einer Deregulierung entsprechend den Erwartungen positiv ist. Es konnte allerdings nicht abschließend geklärt werden, ob dieser Effekt aufgrund des beschriebenen Übertragungswegs oder als Folge des Einpreisens neuer Informationen eintritt.

8.2.3 Schiefe

In der dieses Kapitel abschließenden Analyse wird der Effekt der Veränderung von Regulierung auf die Schiefe der Verteilung von Aktienrenditen betrachtet. Die geschätzten Effekte¹² von δ^{Reg} sind in Tabelle 8.9 aufgeführt.

Wie bei den Ergebnissen zu δ^{Reg} in Bezug auf die Volatilität sind keine nennenswerten Effekte auf die Schiefe durch δ^{Reg} (Tabelle 8.9) beobachtbar. Die geschätzten Koeffizienten sind alle negativ und verhalten sich damit entsprechend der Hypothese, dass eine Zunahme der Regulierung zu einer Reduktion der Schiefe führt. Allerdings ist keiner der Koeffizienten statistisch signifikant.

Daher werden in Tabelle 8.10 die geschätzten Effekte der Dummy-Variablen auf die Schiefe dargestellt, um mögliche Unterschiede zwischen Regulierung und Deregulierung analysieren zu können.

Diese Resultate weisen auf einen Unterschied zwischen dem Effekt einer Regulierung und dem einer Deregulierung hin. Eine Deregulierung führt entsprechend Hypothese 3b zu einer Erhöhung der Schiefe. Durch eine Regulierung reduziert sich allerdings, entgegen der Hypothese, die Schiefe nicht, wobei auch nur die Ergebnisse für eine Deregulierung statistisch signifikant sind. Die Deregulierung scheint einen stärkeren und direkteren Einfluss auf die Schiefe der Verteilung von Aktienrenditen von Unternehmen zu haben als die

¹²Die genutzte Regressionsgleichung entspricht der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.3.

Regulierung. Dies könnte damit zusammenhängen, dass Investoren erst einen Lernprozess bezüglich des ökonomischen Effektes einer neuen Regulierung durchlaufen müssen, den Wegfall einer Regulierung im Vergleich dazu jedoch schneller einschätzen können.

Tabelle 8.9: Einfluss von δ^{Reg} auf Schiefe

Tabelle 8.9 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist die Schiefe der monatlichen Renditen. Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Schiefe					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
δ^{Reg}	-0,111 (0,092)	-0,117 (0,093)	-0,117 (0,093)	-0,125 (0,092)	-0,117 (0,093)	-0,117 (0,093)
<i>RegIndex</i>		-0,003 (0,009)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}			-0,005 (0,010)			
<i>Reg</i>				-0,042** (0,021)		
<i>RegIndex</i> _{High} ^{Lim}					-0,005 (0,010)	
<i>RegIndex</i> _{Low} ^{Lim}						-0,003 (0,009)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,462	0,461	0,459	0,447	0,459	0,461
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,782	0,790	0,791	0,799	0,791	0,790

Tabelle 8.10: Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Schiefe

Tabelle 8.10 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist die Schiefe der monatlichen Renditen. Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Schiefe					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dereg</i>	0,073*	0,072*	0,072*			
	(0,038)	(0,038)	(0,038)			
<i>RegNew</i>				0,035	0,043	0,046
				(0,037)	(0,040)	(0,040)
<i>RegIndex</i>		-0,000			-0,006	
		(0,009)			(0,010)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim}			-0,001			-0,008
			(0,010)			(0,011)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,471	0,472	0,471	0,475	0,474	0,472
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,795	0,800	0,801	0,777	0,785	0,787

Kapitel 9

Robustheitsanalysen

In diesem Kapitel werden verschiedene Analysen durchgeführt, um die Robustheit der präsentierten empirischen Ergebnisse zu überprüfen. Hierfür werden Ergebnisse dargestellt, die auf einer Differenzierung nach dem Beta-Faktor (Kapitel 9.1), einem anderen Asset-Pricing-Modell (Kapitel 9.2), Industrieportfolios (Kapitel 9.3) sowie auf anderen Grenzen für das Winsorisieren (Kapitel 9.4) beruhen. Insgesamt führen die veränderten Analysen zu ähnlichen Ergebnissen wie die im vorigen Kapitel dargestellten, was die bereits vorgenommenen Interpretationen stärkt.

9.1 Differenzierung nach Beta

Anhand der Erweiterung des theoretischen Modells (Abschnitt 4.2) hat sich, im Gegensatz zum Grundmodell, gezeigt, dass der Einfluss von Regulierung auf die Volatilität nur unter bestimmten Bedingungen negativ ausfällt. Das erweiterte Modell setzt für eine Reduktion der Volatilität aufgrund höherer Regulierung voraus, dass die Schwankungen des gewöhnlichen Cashflows möglichst groß und die Schwankungen der zusätzlichen Zahlungen möglichst gering sind. Daraus folgt, dass der negative Effekt von Regulierung auf die Volatilität bei Unternehmen mit hohem Risiko (das heißt mit höherer Schwankung der gewöhnlichen Cashflows) stärker ausfallen sollte.

Eine empirische Differenzierung dieser beiden Zahlungen (gewöhnliche Cashflows und zusätzliche Zahlung) ist anhand des vorliegenden Datensatzes nicht möglich. Trotzdem wird

eine empirische Prüfung unter den folgenden drei Annahmen versucht: (1) Die gewöhnlichen Cashflows machen den überwiegenden Teil der Cashflows der Unternehmen aus, (2) die Schwankung der gesamten Cashflows eines Unternehmens ist daher ein geeigneter Indikator für die Schwankung der gewöhnlichen Cashflows und (3) die Schwankung der zusätzlichen Zahlungen ist grundsätzlich gering und wird daher nicht weiter betrachtet.

Die Unterscheidung zwischen Unternehmen mit hohem und Unternehmen mit geringem Risiko erfolgt auf Grundlage des CAPM-Betas (geschätzt anhand von 36 Monatsbeobachtungen). Hierfür werden alle Beobachtungen entweder als *High-Beta*- oder *Low-Beta*-Beobachtungen klassifiziert. Die Klassifizierung wird im Vergleich zum Median vorgenommen und es werden entsprechende Dummy-Variablen definiert:

$$\begin{aligned} \text{High-Beta}_i &= 1 \text{ für } \text{Beta}_i > \text{Beta}_{\text{Median}} & \text{Low-Beta}_i &= 1 \text{ für } \text{Beta}_i < \text{Beta}_{\text{Median}} \\ \text{High-Beta}_i &= 0 \text{ für } \text{Beta}_i \leq \text{Beta}_{\text{Median}} & \text{Low-Beta}_i &= 0 \text{ für } \text{Beta}_i \geq \text{Beta}_{\text{Median}} \end{aligned}$$

Daraus ergeben sich zwei *RegIndex*-Indikatoren für die beiden Gruppen wie folgt:

$$\begin{aligned} \text{RegIndex}_{i,\text{High-Beta}} &= \text{RegIndex}_i \cdot \text{High-Beta}_i \\ \text{RegIndex}_{i,\text{Low-Beta}} &= \text{RegIndex}_i \cdot \text{Low-Beta}_i \end{aligned}$$

Entsprechend werden auch die anderen Regulierungsindikatoren jeweils gebildet. Mittels der zwei entsprechend den Betas getrennten Regulierungsindikatoren kann nun überprüft werden, ob die Effekte von Regulierung sich bei Unternehmen mit hohem und Unternehmen mit geringem Beta unterscheiden. Die geschätzten Ergebnisse¹³ sind in Tabelle 9.1 dargestellt.

Die Ergebnisse zeigen ein eindeutiges Bild: Alle Regulierungsindikatoren für die Beobachtungen mit hohem Beta weisen auf den erwarteten negativen Effekt hin, der zumeist etwas höher und statistisch deutlich signifikanter ausfällt als in den im Hauptteil beschriebenen Analysen. Im Gegensatz zu den im Hauptteil dargestellten Ergebnissen ist der Effekt von *RegIndex* für Unternehmen mit hohem Beta ebenfalls ökonomisch und statistisch signifikant (siehe Modell (1)).

¹³Die genutzte Regressionsgleichung entspricht der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.2.

Tabelle 9.1: Einfluss von Regulierung auf Volatilität (Beta-Differenzierung)

Tabelle 9.1 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist die monatliche Volatilität. Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Volatilität				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i> _{Low-Beta}	0,108** (0,051)				
<i>RegIndex</i> _{High-Beta}	-0,239*** (0,058)				
<i>RegIndex</i> _{Low-Beta} ^{Lim}		0,056 (0,055)			
<i>RegIndex</i> _{High-Beta} ^{Lim}		-0,297*** (0,062)			
<i>Reg</i> _{Low-Beta}			0,042 (0,118)		
<i>Reg</i> _{High-Beta}			-0,763*** (0,137)		
<i>RegIndex</i> _{High'Low-Beta} ^{Lim}				0,056 (0,055)	
<i>RegIndex</i> _{High'High-Beta} ^{Lim}				-0,297*** (0,061)	
<i>RegIndex</i> _{Low'Low-Beta} ^{Lim}					0,108** (0,051)
<i>RegIndex</i> _{Low'High-Beta} ^{Lim}					-0,239*** (0,058)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,228	0,222	0,220	0,223	0,228
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,859	0,863	0,875	0,863	0,859

Tabelle 9.2: Einfluss von Regulierung auf Alpha-Werte (Beta-Differenzierung)

Tabelle 9.2 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015). Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i> _{Low-Beta}	-0,190 (0,320)				
<i>RegIndex</i> _{High-Beta}	0,123 (0,324)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low-Beta}		-0,296 (0,344)			
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High-Beta}		0,165 (0,339)			
<i>Reg</i> _{Low-Beta}			-0,682 (0,699)		
<i>Reg</i> _{High-Beta}			0,501 (0,757)		
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High' Low-Beta}				-0,295 (0,344)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High' High-Beta}				0,165 (0,339)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low' Low-Beta}					-0,191 (0,320)
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low' High-Beta}					0,124 (0,324)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,628	0,629	0,629	0,629	0,628
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,068	0,069	0,071	0,069	0,068

Aus den geschätzten Koeffizienten für die Beobachtungen mit geringem Beta lässt sich überwiegend kein Effekt von Regulierung auf die Volatilität ableiten. In den Regressionsmodellen (1) und (5) sind dagegen statistisch signifikante positive Effekte von Regulierung auf die Volatilität erkennbar. Die Ergebnisse deuten daher darauf hin, dass die theoretischen Erkenntnisse des erweiterten Grundmodells zutreffen und hohe Regulierung nur dann zu geringer Volatilität führt, wenn die gewöhnliche Aktivität des Unternehmens mit hohem Risiko verbunden ist (hier gemessen durch ein hohes Beta). Zudem gibt es Fälle, in denen der gegenteilige Effekt eintritt, wenn die gewöhnlichen Cashflows nur wenig schwanken (hier gemessen durch ein geringes Beta).

Obwohl laut dem theoretischen Modell diese Unterscheidung nach Beta nur für den Einfluss auf die Volatilität zu erwarten ist, wurde die gleiche Analyse auch im Hinblick auf den Effekt auf die Alpha-Werte durchgeführt. Die Ergebnisse weisen allerdings nicht auf einen Unterschied zwischen den beiden Gruppen hin und bestätigen damit ebenfalls die theoretische Erwartung, dass das Risiko der gewöhnlichen Cashflows nicht relevant für den Effekt von Regulierung auf Alpha-Werte ist. Die Ergebnisse¹⁴ dieser Auswertung sind in Tabelle 9.2 zu finden.

9.2 Unterschiedliche Asset-Pricing-Modelle

Um auszuschließen, dass die Beobachtungen, laut denen Unternehmen, die stark reguliert sind, tendenziell höhere Alpha-Werte aufweisen, durch die Wahl des zugrunde liegenden Modells zur Schätzung des Alpha-Werts beeinflusst werden, werden im Folgenden Ergebnisse für ein alternatives Modell zur Schätzung des Alpha-Werts präsentiert. Hierbei werden ausschließlich die Ergebnisse in Bezug auf den Alpha-Wert überprüft, da die Volatilität und die Schiefe der Renditen unabhängig vom zur Schätzung des Alpha-Werts genutzten Modell sind.

In Tabelle 9.3 sind die Ergebnisse¹⁵ zum Einfluss des Levels von Regulierung aufgeführt, wobei die Alpha-Werte basierend auf dem klassischen Drei-Faktoren-Modell von Fama und French (1993) geschätzt wurden. Die geschätzten Koeffizienten entsprechen hinsichtlich Richtung, Größe und statistischer Signifikanz nahezu exakt den Ergebnissen aus Tabelle

¹⁴Die genutzte Regressionsgleichung entspricht der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.1.

¹⁵Die genutzte Regressionsgleichung entspricht der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.1.

8.1, denen das Fünf-Faktoren-Modell zugrunde liegt. Lediglich der Effekt der Dummy-Variable *Reg* ist mit 0,9 % im Vergleich zu 1,2 % im Hauptteil etwas schwächer ausgeprägt. Trotzdem bestätigen diese Ergebnisse die bisherige Interpretation der empirischen Daten.

Tabelle 9.3: Einfluss des Levels der Regulierung auf Alpha-Werte (Drei-Faktoren-Modell)

Tabelle 9.3 zeigt die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend des Fama/French Drei-Faktoren-Modell (Fama und French, 1993). Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zur Methodik und der verwendeten Kontroll-Variablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler entsprechend Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen Überidentifikations-Tests als auch des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond Test sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i>	0,478*				
	(0,246)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}		0,550**			
		(0,262)			
<i>Reg</i>			0,857		
			(0,530)		
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High}				0,551**	
				(0,262)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low}					0,478*
					(0,246)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Überidentifikationstest	0,376	0,376	0,375	0,376	0,376
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,084	0,084	0,082	0,084	0,084

Ebenso werden die Ergebnisse anhand des Drei-Faktoren-Modells bezüglich der Auswirkung einer Veränderung des Levels der Regulierung auf die Alpha-Werte überprüft. Die Ergebnisse dazu sind in Tabelle 9.4 dargestellt.

Der Vergleich der geschätzten Koeffizienten mit denen aus Tabelle 8.5 zeigt, dass sich diese ebenfalls alle ähneln. Die geschätzten Koeffizienten für *Dereg* sind grundsätzlich etwas größer als auf Grundlage des Fünf-Faktoren-Modells und deuten auf einen stärkeren Einfluss einer Deregulierung auf die Alpha-Werte hin. Darüber hinaus ist zu erkennen, dass die Indikatoren für das Level der Regulierung in den Regressionsmodellen (2), (3) und (6) statistisch signifikant bleiben.

Tabelle 9.4: Einfluss von Deregulierung- bzw. Regulierung auf Alpha-Werte (Drei-Faktoren-Modell)

Tabelle 9.4 zeigt die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend des Fama/French Drei-Faktoren-Modell (Fama und French, 1993). Der Datensatz wurde mit 0,5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zur Methodik und der verwendeten Kontroll-Variablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler entsprechend Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen Überidentifikations-Tests als auch des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond Test sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Dereg</i>	-3.767*** (1.043)	-3.646*** (1.040)	-3.623*** (1.041)			
<i>RegNew</i>				1.335 (1.033)	0.887 (1.074)	0.830 (1.077)
<i>RegIndex</i>		0.398 (0.246)			0.406 (0.255)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim}			0.459* (0.261)			0.476* (0.272)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997	6 997
Hansen Test	0.340	0.341	0.340	0.381	0.378	0.378
Arellano-Bond Test AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Arellano-Bond Test AR(2)	0.062	0.063	0.063	0.082	0.083	0.083

Somit können durch diese Robustheitsanalyse alle diskutierten Effekte auf die Alpha-Werte der initialen Hauptanalyse auf Basis des Drei-Faktoren-Modells bestätigt werden.

9.3 Einfluss von Regulierung auf Industrieportfolios

Die bisher präsentierten empirischen Ergebnisse beziehen sich ausschließlich auf Beobachtungen von Unternehmen, die grundsätzlich mehr idiosynkratische Varianz aufweisen als Portfoliobeobachtungen. Daher werden im Folgenden Ergebnisse basierend auf den durch French (2021) bereitgestellten Industrieportfoliodaten als Robustheitsanalyse präsentiert. Hierbei muss limitierend berücksichtigt werden, dass nur 11 der initial 49 möglichen Industrieportfolios genutzt werden können, da die anderen nicht eindeutig einer NAICS-Klassifizierung zugeordnet werden konnten.

9.3.1 Alpha-Wert

Wie die empirische Analyse auf Unternehmensebene beginnt die Analyse der Auswirkungen von Regulierung auf die Renditen von Industrieportfolios mit der Betrachtung des Alpha-Werts. Die Effekte des Levels von Regulierung auf den Alpha-Wert von Industrieportfolios sind in Tabelle 9.5 dargestellt. Die genutzte Regressionsgleichung ist

$$\alpha_t^i = \beta \cdot RegIndicator_t^i + TFE_t + \epsilon_t^i.$$

Hierbei ist α_t^i der geschätzte Alpha-Wert für die Subindustrie i im Jahr t entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell von Fama und French (2015) und $RegIndicator_t^i$ ist der der Subindustrie i im Jahr t zugeordneten Regulierungsindikator (zum Beispiel *RegIndex*). TFE_t ist der periodenspezifische Effekt für Jahr t .

Alle geschätzten Koeffizienten der linearen Panelregression zeigen wie erwartet positive Effekte der verschiedenen Regulierungsindikatoren. Allerdings sind weder die geschätzten Koeffizienten noch die Regressionsmodelle insgesamt statistisch signifikant. Das bedeutet, dass die erste Analyse der Industrieportfolios die bisher gezeigten Ergebnisse nicht bestätigt.

Entsprechend der Logik von Kapitel 8 werden im zweiten Schritt die Auswirkungen der Veränderung der Regulierung (das heißt der Deregulierungen bzw. Regulierungen) auf die Alpha-Werte der Industrieportfolios analysiert. Die entsprechenden Ergebnisse sind in Tabelle 9.6 aufgeführt.

Tabelle 9.5: Einfluss von Regulierung auf Alpha-Werte von Industrieportfolios

Tabelle 9.5 zeigt die Ergebnisse einer linearen Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015). Detaillierte Angaben zur Methodik finden sich in Kapitel 7.3. Es wurden bis auf einen periodenspezifischen Effekt keine weiteren Kontrollvariablen genutzt. Die dargestellten Standardfehler sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i>	1,658 (1,568)				
<i>RegIndex^{Lim}</i>		1,734 (1,622)			
<i>RegIndex^{Lim}_{High}</i>				1,658 (1,568)	
<i>RegIndex^{Lim}_{Low}</i>					1,734 (1,622)
<i>Reg</i>			2,290 (2,186)		
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	198	198	198	198	198
R^2	0,177	0,177	0,175	0,177	0,177
Adjustiertes R^2	0,094	0,094	0,092	0,094	0,094
Standardfehler der Regression	14,679	14,676	14,695	14,679	14,676
F-Statistik	1,653	1,653	1,607	1,653	1,653

Bei dieser Analyse zeigt sich ein ähnliches Bild: Alle geschätzten Koeffizienten deuten in die erwarteten Richtungen, was bedeutet, dass eine Zunahme der Regulierung zu höheren Alpha-Werten führt und eine Deregulierung geringere Alpha-Werte impliziert. Allerdings sind auch in diesem Fall, mit Ausnahme der Ergebnisse des Regressionsmodells (4), alle geschätzten Koeffizienten sowie die Regressionsmodelle insgesamt nicht statistisch signifikant.

Regressionsmodell (4) belegt hingegen einen statistisch signifikanten negativen Effekt der Deregulierung auf den Alpha-Wert der Industrieportfolios. Die Tatsache, dass die Industrieportfolios nach einer Deregulierung geringere Alpha-Werte aufweisen, zeigt ebenfalls, dass diese zuvor (als sie noch reguliert waren) durch einen höheren Alpha-Wert gekenn-

zeichnet waren. Dies kann als (schwache) empirische Unterstützung der Kernergebnisse angesehen werden.

Insgesamt lassen sich die erwarteten Effekte von Regulierung bzw. Deregulierung auf die Alpha-Werte anhand des vorliegenden, kleinen Portfoliodatensatzes nicht bestätigen. Allerdings deuten alle – wenn auch statistisch insignifikanten – Ergebnisse in die gleiche Richtung, wobei ein Ergebnis auch statistisch signifikant ist. Somit kann durch diese Analyse die Kernaussage weder gestärkt noch widerlegt werden.

Tabelle 9.6: Einfluss von Veränderung der Regulierung auf Alpha-Werte von Industrieportfolios

*Tabelle 9.6 zeigt die Ergebnisse einer linearen Panelregression. Die abhängige Variable ist der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015). Detaillierte Angaben zur Methodik finden sich in Kapitel 7.3. Es wurden bis auf einen periodenspezifischen Effekt keine weiteren Kontrollvariablen genutzt. Die dargestellten Standardfehler sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.*

	<i>Alpha-Wert</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
δ^{Reg}	26,140 (25,988)	29,618 (25,224)	29,769 (25,216)		
$Dereg$				-9,369** (3,464)	
$RegNew$					1,162 (3,960)
$RegIndex$		1,786 (1,591)			
$RegIndex^{Lim}$			1,867 (1,646)		
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	198	198	198	198	198
R^2	0,174	0,181	0,182	0,192	0,171
Adjustiertes R^2	0,091	0,094	0,094	0,111	0,087
Standardfehler der Regression	14,704	14,680	14,677	14,544	14,732
F-Statistik	1,666	1,671	1,672	1,887*	1,612

9.3.2 Volatilität

Die Analyse des Effektes von Regulierung auf die Volatilität basiert auf der folgenden Regressionsgleichung:

$$\sigma_t^i = \beta \cdot \text{RegIndicator}_t^i + TFE_t + \epsilon_t^i.$$

Hierbei ist σ_t^i die Volatilität der monatlichen Renditen der Subindustrie i im Jahr t und RegIndicator_t^i ist der der Subindustrie i im Jahr t zugeordneten Regulierungsindikator (zum Beispiel *RegIndex*). TFE_t ist der periodenspezifische Effekt für Jahr t .

Die Ergebnisse (Tabelle 9.7) dieser Analysen entsprechen der Erwartung: Alle geschätzten Koeffizienten zeigen einen negativen Zusammenhang zwischen dem Level der Regulierung und der Volatilität der Renditen der Industrieportfolios. Zur Abschätzung der ökonomischen Signifikanz wird erneut auf den Unterschied zwischen einem Industrieportfolio mit einem *RegIndex* des 25 %-Perzentils und einem Industrieportfolio mit einem *RegIndex* des 75 %-Perzentils abgestellt. Dieser Interquartilsabstand beträgt im vorliegenden Datensatz ca. 1,7. Daraus ergibt sich ein ökonomischer Einfluss von ca. 3,6 % ($2,090 \cdot 1,7$) Reduktion der monatlichen Volatilität für ein reguliertes Unternehmen im Vergleich zu einem wenig regulierten Unternehmen. Auch der basierend auf der Dummy-Variable *Reg* geschätzte Effekt deutet mit 2,6 % auf einen ähnlich ausgeprägten Effekt hin. Darüber hinaus sind alle geschätzten Effekte statistisch signifikant zum 99 %-Niveau.

Zur weiteren Bestätigung der Robustheit der Ergebnisse trägt auch die Tatsache bei, dass die Nutzung der kontinuierlichen Regulierungsindikatoren (zum Beispiel *RegIndex*) zu einer Erhöhung des adjustierten Bestimmtheitsmaßes (R^2) um mehr als 7 % im Vergleich zur weniger differenzierten Dummy-Variable *Reg* führt. Dies deutet ebenfalls darauf hin, dass der Effekt einen maßgeblichen Anteil der Variation der Volatilitäten der Renditen der Industrieportfolios erklären kann. Limitierend muss allerdings berücksichtigt werden, dass im Vergleich zu den Analysen auf Grundlage von Unternehmensdaten keine weiteren Kontrollvariablen (zum Beispiel finanzielle oder buchhalterische Daten) bei der Analyse der Portfoliodaten genutzt werden konnten und der Effekt damit überschätzt werden könnte.

Tabelle 9.7: Einfluss von Regulierung auf die Volatilität von Industrieportfolios

Tabelle 9.7 zeigt die Ergebnisse einer linearen Panelregression. Die abhängige Variable ist die monatliche Volatilität der Renditen der Industrieportfolios. Detaillierte Angaben zur Methodik finden sich in Kapitel 7.3. Es wurden bis auf einen periodenspezifischen Effekt keine weiteren Kontrollvariablen genutzt. Die dargestellten Standardfehler sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Volatilität				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i>	-2,090*** (0,293)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}		-2,163*** (0,297)			
<i>RegIndex</i> _{High} ^{Lim}				-2,090*** (0,293)	
<i>RegIndex</i> _{Low} ^{Lim}					-2,163*** (0,297)
<i>Reg</i>			-2,567*** (0,503)		
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	198	198	198	198	198
R^2	0,450	0,456	0,381	0,450	0,456
Adjustiertes R^2	0,395	0,401	0,319	0,395	0,401
Standardfehler der Regression	3,004	2,988	3,187	3,004	2,988
F-Statistik	11,362***	11,559***	7,680***	11,362***	11,559***

Nach der Analyse des Effektes des Levels von Regulierung erfolgt erneut die Analyse des Effektes von Veränderungen der Regulierung auf die Volatilität der Renditen der Industrieportfolios. Die Ergebnisse dieser Analyse sind in Tabelle 9.8 dargestellt. Die Resultate zeigen, dass eine Veränderung des Levels der Regulierung δ^{Reg} einen negativen Einfluss auf die Volatilität hat. Wird also eine Industrie dereguliert (das heißt $\delta^{Reg} < 0$), steigt die Volatilität. Umgekehrt nimmt bei einer Regulierung ($\delta^{Reg} > 0$) die Volatilität ab.

Im ersten Regressionsmodell ist dieser Effekt nicht statistisch signifikant und deutlich schwächer als in den Regressionsmodellen (2) und (3), in denen entweder *RegIndex* oder *RegIndex*^{Lim} als weitere Kontrollvariable hinzugefügt wurde. Die Beobachtung, dass die

Ergänzung der Regulierungsindikatoren die Ergebnisse in Bezug auf das Level der Regulierung stärkt, deutet darauf hin, dass die Effekte (des Levels von Regulierung und der Veränderung dieses Levels) sich empirisch gegenseitig aufheben. Sie können daher besser nachgewiesen werden, wenn beide Variablen als erklärende Variablen im Regressionsmodell enthalten sind.

Tabelle 9.8: Einfluss von Veränderungen der Regulierung auf die Volatilität von Industrieportfolios

Tabelle 9.8 zeigt die Ergebnisse einer linearen Panelregression. Die abhängige Variable ist die monatliche Volatilität der Renditen der Industrieportfolios. Detaillierte Angaben zur Methodik finden sich in Kapitel 7.3. Es wurden bis auf einen periodenspezifischen Effekt keine weiteren Kontrollvariablen genutzt. Die dargestellten Standardfehler sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Volatilität				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
δ^{Reg}	-3,886 (3,933)	-8,024** (3,441)	-8,162** (3,469)		
$Dereg$				0,511 (0,894)	
$RegNew$					-1,533** (0,532)
$RegIndex$		-2,124*** (0,298)			
$RegIndex^{Lim}$			-2,200*** (0,301)		
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	198	198	198	198	198
R^2	0,291	0,456	0,461	0,291	0,300
Adjustiertes R^2	0,219	0,398	0,404	0,219	0,229
Standardfehler der Regression	3,412	2,998	2,982	3,413	3,391
F-Statistik	3,481***	11,326***	11,587***	3,130**	4,360***

Dieser Effekt wird ebenso durch die Dummy-Variablen $Dereg$ und $RegNew$ bestätigt, wobei nur der geschätzte Koeffizient von $RegNew$ statistisch signifikant ist. Hierbei muss jedoch beachtet werden, dass es nur wenige Beobachtungen gibt, die als Deregulierung ($Dereg = 1$) bzw. Regulierung ($RegNew = 1$) klassifiziert wurden, da insgesamt wenige Beobachtungen vorliegen.

Übergreifend zeigen sich die erwarteten Effekte bei der Analyse des Effektes von Regulierung auf die Volatilität basierend auf den Daten der Industrieportfolios deutlich. Sowohl der negative Effekt von Regulierung auf die Volatilität als auch der positive (negative) Effekt einer Deregulierung (Regulierung) konnte eindeutig gezeigt werden. Daher stärkt die auf den Industrieportfolios gründende Analyse die Robustheit der Kernergebnisse.

9.3.3 Schiefe

Der Einfluss des Levels der Regulierung sowie der Veränderung der Regulierung auf die Schiefe der Renditeverteilung von Industrieportfolios ist in den Tabellen 9.9 und 9.10 dargelegt. Die Regressionen erfolgen entsprechend der folgenden Regressionsgleichung:

$$\gamma_t^i = \beta \cdot RegIndicator_t^i + TFE_t + \epsilon_t^i.$$

Hierbei ist γ_t^i die Schiefe der Verteilung der monatlichen Renditen der Subindustrie i im Jahr t und $RegIndicator_t^i$ ist der der Subindustrie i im Jahr t zugeordneten Regulierungsindikator (zum Beispiel *RegIndex*). TFE_t ist der periodenspezifische Effekt für Jahr t .

Es resultieren allerdings keine Ergebnisse, die eine sinnvolle Interpretation ermöglichen, da der geschätzte Standardfehler meistens deutlich größer als die zugehörigen Koeffizienten ist und daher keine statistisch signifikanten Zusammenhänge gefunden werden konnten.

Dieses Resultat passt zu den Ergebnissen des Hauptteils der empirischen Analyse (siehe Abschnitte 8.1.3 und 8.2.3), in dem die Effekte von Regulierung auf die Schiefe ebenfalls am schwächsten ausgeprägt und daher empirisch schwierig zu zeigen waren. Da weitere Kontrollvariablen fehlen und der Datensatz klein ist, ist es nicht möglich, die Robustheit dieser initialen Ergebnisse anhand der Industrieportfolios zu bekräftigen.

Tabelle 9.9: Einfluss von Regulierung auf die Schiefe von Industrieportfolios

Tabelle 9.9 zeigt die Ergebnisse einer linearen Panelregression. Die abhängige Variable ist die Schiefe der Renditen der Industrieportfolios. Detaillierte Angaben zur Methodik finden sich in Kapitel 7.3. Es wurden bis auf einen periodenspezifischen Effekt keine weiteren Kontrollvariablen genutzt. Die dargestellten Standardfehler sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Schiefe				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RegIndex</i>	-0,019 (0,057)				
<i>RegIndex</i> ^{Lim}		-0,021 (0,058)			
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{High}				-0,019 (0,057)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim} _{Low}					-0,021 (0,058)
<i>Reg</i>			0,037 (0,099)		
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	198	198	198	198	198
R^2	0,210	0,210	0,210	0,210	0,210
Adjustiertes R^2	0,130	0,130	0,130	0,130	0,130
Standardfehler der Regression	0,648	0,648	0,648	0,648	0,648
F-Statistik	4,572***	4,572***	4,468***	4,572***	4,572***

Tabelle 9.10: Einfluss von Veränderungen der Regulierung auf die Schiefe von Industrieportfolios

Tabelle 9.10 zeigt die Ergebnisse einer linearen Panelregression. Die abhängige Variable ist die Schiefe der Renditen der Industrieportfolios. Detaillierte Angaben zur Methodik finden sich in Kapitel 7.3. Es wurden bis auf einen periodenspezifischen Effekt keine weiteren Kontrollvariablen genutzt. Die dargestellten Standardfehler sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Schiefe				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
δ^{Reg}	-0,814 (0,864)	-0,860 (0,881)	-0,863 (0,882)		
$Dereg$				0,161 (0,135)	
$RegNew$					-0,087 (0,144)
$RegIndex$		-0,023 (0,057)			
$RegIndex^{Lim}$			-0,025 (0,059)		
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	198	198	198	198	198
R^2	0,211	0,211	0,211	0,212	0,210
Adjustiertes R^2	0,131	0,127	0,127	0,133	0,131
Standardfehler der Regression	0,648	0,650	0,650	0,647	0,648
F-Statistik	4,748***	4,613***	4,615***	4,698***	4,661***

9.4 Verändertes Winsorisieren

Wie in Kapitel 7 beschrieben wurden Ausreißer eliminiert, indem sowohl um den Alpha-Wert als auch um *RegIndex* mit 0,5 % winsorisiert wurde. Da es sich hierbei um ein im Vergleich mit anderen Studien eher geringes Maß der Ausreißerbereinigung handelt (Adams et al., 2019; Armour et al., 2017), werden im Folgenden Ergebnisse basierend auf einer Winsorisierung von 5 % als weiterer Robustheitstest präsentiert.

Tabelle 9.11: Einfluss des Levels der Regulierung (5 % Winsorisierung)

Tabelle 9.11 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist in Regressionsmodell (1) und (2) der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015), in Regressionsmodell (3) und (4) die Volatilität und in Regressionsmodell (5) und (6) die Schiefe der monatlichen Renditen. Der Datensatz wurde mit 5 % um *RegIndex* und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Alpha-Wert		Volatilität		Schiefe	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RegIndex</i>	0,711**		-0,206***		-0,010	
	(0,291)		(0,057)		(0,012)	
<i>RegIndex</i> ^{Lim}		0,782***		-0,250***		-0,011
		(0,295)		(0,058)		(0,012)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 365	6 365	6 365	6 365	6 365	6 365
Hansen Überidentifikationstest	0,148	0,149	0,571	0,564	0,283	0,283
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,620	0,624	0,797	0,793	0,199	0,199

Die in Tabelle 9.11 präsentierten Ergebnisse¹⁶ zeigen den Einfluss des Levels der Regulierung auf den Alpha-Wert (Regressionsmodelle (1) und (2)) und die Volatilität (Regressionsmodelle (3) und (4)). Der Vergleich der Ergebnisse mit den Resultaten der Hauptana-

¹⁶Die genutzte Regressionsgleichung entspricht der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.1 für die Regressionsmodelle (1) und (2), der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.2 für die Regressionsmodelle (3) und (4) und der beschriebenen Regressionsgleichung aus Abschnitt 8.1.3 für die Regressionsmodelle (5) und (6).

lyse (siehe Abschnitt 8) verdeutlicht, dass (1) im Kern dieselben grundsätzlichen Effekte identifiziert werden können, (2) diese Effekte stärker ausgeprägt sind und zusätzlich auch (3) in allen Fällen statistisch signifikanter sind. Wie in Abschnitt 8.1.3 gezeigt, können auch hier keine Effekte des Levels der Regulierung auf die Schiefe (siehe Regressionsmodelle (5) und (6)) beobachtet werden.

Tabelle 9.12: Einfluss der Veränderung des Levels der Regulierung (5 % Winsorisierung)

*Tabelle 9.12 beinhaltet die Ergebnisse einer dynamischen iterierten GMM-Panelregression. Die abhängige Variable ist in Regressionsmodell (1) und (2) der jährliche Alpha-Wert entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell (Fama und French, 2015), in Regressionsmodell (3) und (4) die Volatilität und in Regressionsmodell (5) und (6) die Schiefe der monatlichen Renditen. Der Datensatz wurde mit 5 % um RegIndex und den Alpha-Wert winsorisiert. Detaillierte Angaben zu der Methodik und der verwendeten Kontrollvariablen finden sich in Kapitel 7. Robuste Standardfehler laut Windmeijer (2005) sind dargestellt. Die P-Werte des Hansen-Überidentifikations-Tests sowie des ersten und zweiten Ordnung Arellano-Bond-Tests sind angegeben. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.*

	Alpha-Wert		Volatilität		Schiefe	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
δ^{Reg}		9,375*** (2,776)		-0,360 (0,542)		-0,262** (0,103)
$Dereg$	-3,615*** (1,076)		0,883*** (0,218)		0,114*** (0,036)	
$RegIndex$	0,613** (0,291)		-0,179*** (0,058)		-0,006 (0,012)	
$RegIndex^{Lim}$		0,796*** (0,292)		-0,250*** (0,058)		-0,011 (0,012)
Kontrollvariablen	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Periodenspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Unternehmensspezifischer Effekt	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
# Beobachtungen	6 365	6 365	6 365	6 365	6 365	6 365
Hansen Überidentifikationstest	0,169	0,169	0,525	0,562	0,304	0,283
Arellano-Bond Test AR (2)	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Arellano-Bond Test AR (2)	0,614	0,622	0,770	0,793	0,203	0,227

Die geschätzten Effekte einer Veränderung des Levels der Regulierung (Deregulierung/Regulierung) gleichen den in der Hauptanalyse nachgewiesenen Effekten. Die Ergebnisse in Tabelle 9.11 unterstützen die Erkenntnisse, dass eine Deregulierung (Regulie-

rung) zu geringeren (höheren) Alpha-Werten, einer höheren (geringeren) Volatilität sowie zu einer positiveren (negativeren) Schiefe führt. Zudem sind die gezeigten Effekte sowohl ökonomisch als auch statistisch signifikanter als die in der Hauptanalyse belegten.

Insgesamt zeigt die Robustheitsanalyse basierend auf einer stärker winsorisierten Datenbasis, dass die gezeigten Effekte nicht durch die Extrempunkte des Datensatzes getrieben werden, sondern insbesondere durch die Mitte der Beobachtungen. Dieser Zusammenhang wurde bereits anhand des Unterschieds zwischen den Effekten von *RegIndex* und *RegIndex^{Lim}* bemerkt, da der Effekt von *RegIndex^{Lim}* in der Tendenz jeweils ökonomisch sowie statistisch stärker ausgeprägt ist.

Nicht nur stärken diese Ergebnisse die Robustheit der empirischen Auswertung insgesamt, sie deuten auch erneut darauf hin, dass der Effekt von extrem starker bzw. extrem schwacher Regulierung anders ausfällt als in den restlichen Beobachtungen. Im Sinne des Modells aus Teil I bedeutet dies, dass die zusätzliche Zahlung aufgrund der Regulierung nicht kontinuierlich mit stärkerer Regulierung steigt, sondern zum Beispiel bei extrem hoher Regulierung konstant bleibt oder sogar sinkt.

Kapitel 10

Zusammenfassende Beurteilung

Auf Grundlage des neuen RegData-Datensatzes von QuantGov wurden detaillierte empirische Ergebnisse präsentiert, die den Einfluss der Regulierung sowie der Veränderung von Regulierung auf verschiedene Performance- und Risikomaße zeigen. Die Ergebnisse bestätigen im Grundsatz die Ergebnisse des vorausgegangenen theoretischen Teils und die darauf aufbauenden Hypothesen.

Es konnte beobachtet werden, dass stark regulierte Unternehmen einen höheren Alpha-Wert generieren als weniger regulierte Unternehmen. Dieser Effekt zeigt sich robust gegenüber verschiedenen Modellspezifikationen. Sehr stark regulierte Unternehmen können nicht proportional von der hohen Regulierung profitieren.

Der Effekt der Regulierung auf die Volatilität fällt grundsätzlich, wie erwartet, negativ aus. Dies bestätigt die Grundhypothese, dass Regulierung zu einer Reduktion der Volatilität führt. Wie bereits im erweiterten theoretischen Modell (siehe Kapitel 4.2) zu erkennen war, ist der Effekt von Regulierung auf die Volatilität nur unter bestimmten Bedingungen negativ. Es wurde gezeigt, dass dieser negative Effekt nur für Unternehmen mit risikoreichen Cashflows aus der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit existiert. In der empirischen Auswertung wurde dies überprüft, indem nach Unternehmen mit hohem und niedrigem Beta unterschieden wurde. Dadurch wurde nachgewiesen, dass Regulierung insbesondere bei Unternehmen mit hohem Beta (Beta wurde als Kennzahl zur Messung des Risikos eines Unternehmens genutzt) einen negativen Einfluss hat. Dies bestätigt das Ergebnis aus dem theoretischen Modell. Insgesamt lässt sich trotzdem festhalten, dass regulierte Unterneh-

men aufgrund der geringeren Volatilität ein optimiertes Rendite-Volatilität-Verhältnis für Investoren generieren, da in der empirischen Auswertung für Unternehmen mit geringem Beta kein positiver Effekt von Regulierung erkennbar war.

Die beiden – aus Sicht eines Investors – positiven Beobachtungen stehen allerdings der Beobachtung gegenüber, dass regulierte Unternehmen im Fall einer Deregulierung deutlich geringere Alpha-Werte generieren und gleichzeitig höhere Volatilitäten aufweisen. Die auf dem theoretischen Modell basierende Erwartung, dass dieses Deregulierungsrisiko sich in einer geringeren Schiefe widerspiegelt, ist zwar durch limitierte empirische Ergebnisse nicht abschließend belegt, es lässt sich allerdings erahnen, dass diese zutrifft.

Insgesamt belegt die vorliegende Analyse, dass der positive Effekt des verbesserten Rendite-Volatilitäts-Verhältnisses dem negativen Deregulierungsrisiko entgegensteht und hierfür als Prämie verstanden werden kann. Investoren müssen also eine Investitionsentscheidung in Abhängigkeit ihrer eigenen Risikopräferenzen (*Risk Appetite*) treffen. Zudem zeigt dies den Zusammenhang zu anderer Forschung bezüglich des Effektes von Schiefe auf Risikoprämien im Asset-Pricing auf.

Teil III

Öffentliches Bewusstsein für ESG und Aktienrenditen – eine theoretische Analyse

Dieser und der nachfolgende Teil der vorliegenden Dissertation beruhen auf dem mit Prof. Dr. Christian Koziol in *The Journal of Portfolio Management* veröffentlichten Artikel *ESG Risk Premia and the impact of ESG awareness: Differences between the US and the EMU market* (Koziol und Kuhn, 2023a).

Kapitel 11

Einleitung

Das Akronym ESG, das für Umwelt (Environmental), Soziales (Social) und Unternehmensführung (Corporate Governance) steht, ist derzeit eines der häufig genutzten Schlagworte im Bereich des Asset Managements. Bereits fünfzehn Jahre, nachdem das Akronym ESG erstmalig verwendet wurde, wird ca. ein Drittel der weltweiten Anlagen (*Assets under Management*), die durch Vermögensverwalter betreut werden, mit einem ESG-Mandat verwaltet (Pollman, 2022; Taylor und Collins, 2022).

Trotz dieses enormen Wachstums der Relevanz von ESG und unzähliger wissenschaftlicher Artikel über die Effekte nachhaltiger Investitionen zeichnet sich noch kein klares Bild zum Einfluss von Nachhaltigkeit auf die Rendite von Anlagen ab. Asset-Manager werben nahezu ausschließlich mit den Vorteilen nachhaltiger Anlagen, die in höheren Renditen sowie geringeren Risiken bestehen (Johnson, 2021). Diese behaupteten Vorteile werden mit einer Vielzahl von (akademischen) empirischen Studien belegt (Giese et al., 2021; Fabozzi et al., 2008; Salaber, 2009; Lins et al., 2017; Edmans, 2011).

Vor dem Hintergrund der klassischen Portfoliotheorie erscheint es allerdings wenig intuitiv, dass durch die Auswahl nachhaltiger Anlagen (1) die Rendite verbessert wird, (2) das Risiko reduziert wird sowie (3) aus einer moralischen Sicht die *richtigen* Projekte bzw. Unternehmen finanziert werden und somit ein zusätzlicher *emotionaler* bzw. *moralischer* Nutzen erzielt wird.

Auch die in der akademischen Diskussion genannten theoretischen Modelle lassen eher den gegenteiligen Effekt vermuten: Anhand der überwiegenden Mehrheit der theoretischen Modelle werden geringere Aktienrenditen für ESG-konforme Unternehmen prognostiziert. Daher stellt sich im Kern die Frage, warum dieser intuitiv erwartbare Effekt sowie das Ergebnis der theoretischen Modelle nicht eindeutig durch empirische Studien bestätigt werden können.

Der vorliegende Teil der Dissertation widmet sich der Beantwortung dieser Frage. Dazu wird ein Modell entwickelt, mit dem die bestehenden theoretischen Überlegungen und die unterschiedlichen empirischen Ergebnisse in Einklang gebracht werden sollen. Hierbei wird der Transitionsprozess der Kapitalmärkte – von einem Kapitalmarkt, in dem Investoren nur ein geringes Interesse an ESG-konformen Anlagen haben, hin zu einem Kapitalmarkt, in dem Investoren ein hohes Interesse an ESG-konformen Anlagen zeigen – berücksichtigt.

Aus diesem Transitionsprozess ergibt sich, zusätzlich zu dem bereits bekannten und erwarteten negativen Effekt von ESG auf Aktienrenditen, ein positiver Effekt, der allerdings nur kurzfristig während dieses Transitionsprozesses zu beobachten ist. Dieser beruht auf einem Bewertungseffekt, der aufgrund des während des Investitionszeitraums gestiegenen Interesses an nachhaltigen Anlagen nicht antizipiert wurde.

Dieser Teil der Arbeit ist wie folgt strukturiert: Im folgenden Kapitel wird der derzeitige Stand der akademischen Diskussion dargestellt. Die gegenläufigen Effekte auf die Preise ESG-konformer Anlagen werden in Kapitel 13 hergeleitet, bevor im letzten Kapitel eine zusammenfassende Beurteilung gegeben wird.

Kapitel 12

Literaturüberblick

In theoretischen Arbeiten zum Einfluss von ESG auf die Aktienrenditen von Unternehmen zeigen sich zwei vorherrschende Betrachtungsweisen als mögliche Übertragungswege, die zu ähnlichen Ergebnissen kommen: (1) segmentierte Märkte und (2) Risikoreduktion. Bei segmentierten Märkten erhalten Investoren einen zusätzlichen nichtfinanziellen Nutzen durch das Halten ESG-konformer Anlagen bzw. schließen Investitionen in nicht ESG-konforme Anlagen aufgrund moralischer Bedenken aus (Heinkel et al., 2001; Fama und French, 2007; Luo und Balvers, 2017). Daher herrscht eine überdurchschnittliche Nachfrage nach ESG-konformen Anlagen, womit höhere Preise einhergehen, die wiederum zu geringen Renditen führen. Aus der alternativen risikoorientierten Perspektive wird angenommen, dass Investitionen in die Nachhaltigkeit von Unternehmen zu einer Risikoreduktion (durch moralisches Kapital oder die Senkung der Preissensitivität der Kunden) führen und dadurch geringere Kapitalkosten gefordert werden, woraus ebenfalls höhere Preise der Aktien dieser Unternehmen resultieren (Godfrey, 2005; Godfrey et al., 2009; Albuquerque et al., 2019). Als weiteres Argument für ein geringeres Risiko und eine geringere Rendite werden Informationsvorteile bei nachhaltigen Anlagen vorgetragen, da diese gewöhnlicherweise erweiterten Publizitäts- und Prüfpflichten unterliegen (Kim und Park, 2023).

In der wissenschaftlichen Literatur wird hinsichtlich der Auswirkungen von ESG auf Aktienrenditen in der Theorie eine eindeutige Position vertreten. Die empirischen Ergebnisse dagegen sind wesentlich uneindeutiger und deutlich von der gewählten Methode sowie dem

Zeitraum und Markt des zugrunde liegenden Datensatzes abhängig (Friede et al., 2015). Lediglich dann, wenn die Studie auf erwartete Ex-ante-Renditen fokussiert ist, zeichnet sich ein klarer Trend hinsichtlich eines negativen Einflusses von ESG auf Renditen ab (El Ghoul et al., 2011; Cheng et al., 2014). Wenn sich hingegen die empirischen Auswertungen auf realisierte Ex-post-Renditen beziehen, zeigen Studien positive Effekte (Giese et al., 2021; Margolis et al., 2009; Fabozzi et al., 2008; Salaber, 2009; Lins et al., 2017; Edmans, 2011), keine Effekte (Alessandrini und Jondeau, 2020; Dimson et al., 2020; Halbritter und Dorfleitner, 2015) oder negative Effekte (Anson et al., 2020; Statman und Glushkov, 2009; Masulis und Reza, 2015; Salaber, 2009) von ESG.

Darüber hinaus stellt sich insbesondere bei empirischen Arbeiten die Frage, wie ESG quantifiziert werden kann, da sich im Gegensatz zu Kreditausfallratings noch kein einheitlicher Standard etabliert hat und die verschiedenen ESG-Ratings und ESG-Scores der etablierten Anbieter derzeit nur schwach miteinander korrelieren (Brandon et al., 2021). Hier kann die Begründung der Informationsvorteile ESG-konformer Anlagen aufgenommen werden, da Brandon et al. (2021) nachweisen, dass Investoren eine Prämie für eine hohe Diskrepanz von ESG-Ratings für ein Unternehmen erhalten. Die empirische Auswertung ist zusätzlich erschwert durch den von Berg et al. (2020) belegten Umstand, dass Refinitiv als einer der größten und etabliertesten Ratinganbieter seine ESG-Scores retrospektiv verändert, um bestimmte Ziele (zum Beispiel die Vorhersage von Überrenditen) zu erreichen.

Im folgenden Abschnitt dieses Kapitels werden drei ausgewählte theoretische Modelle für die zwei möglichen Übertragungswege dargestellt. Daraufhin werden die hierzu passenden empirischen Studien, getrennt nach Ex-post und Ex-ante-Betrachtungsweisen, vorgestellt (Kapitel 12.2). Anschließend wird der aktuelle Diskussionsstand hinsichtlich der Messbarkeit von ESG-Aktivitäten beleuchtet (Kapitel 12.3) und abschließend der Forschungsstand zum Zusammenhang von ESG und Risiko zusammengefasst (Kapitel 12.4).

12.1 Theoretische Modelle

12.1.1 Boykott durch Investoren gemäß Heinkel et al. (2001)

Als einer der ersten entwickelten Heinkel et al. (2001) ein theoretisches Modell, um den Einfluss von Nachhaltigkeit auf Renditen zu analysieren. In ihrem Ein-Perioden-Modell nehmen Heinkel et al. et al. zwei Arten von Investoren an: Investoren, die unabhängig von ethischen Aspekten investieren, und Investoren, die in bestimmte Unternehmen aus ethischen Gründen nicht investieren, diese Unternehmen also boykottieren. Für beide Arten von Investoren unterstellen Heinkel et al. eine konstante absolute Risikoaversion.

In diesem Modell gibt es zudem genau zwei Arten von Unternehmen: Unternehmen können entweder ethisch akzeptabel sein und damit Investitionen von beiden Arten von Investoren erhalten oder Unternehmen können ethisch nicht akzeptabel sein und somit keine Investitionen vonseiten der ethischen Investoren erhalten. Darüber hinaus haben Unternehmen, die von den restriktiven Investoren als ethisch nicht akzeptabel klassifiziert werden, die Möglichkeit, sich für zusätzliche Reformkosten (zum Beispiel durch den Einbau zusätzlicher Filtertechniken oder den Ausgleich von Umweltschäden) zu ethisch akzeptablen Unternehmen zu transformieren (*reformed firms*) und so auch Investitionen der ethischen Investoren zu bekommen.

Ausgehend von diesen Annahmen zeigen Heinkel et al., dass die Kapitalkosten bzw. Renditen der ethischen Unternehmen geringer sind als die der anderen Unternehmen. Die Differenz der Kapitalkosten wird durch den Anteil der ethischen Investoren determiniert und mit steigendem Anteil dieser Investorengruppe größer. Zusätzlich nimmt, ebenfalls mit steigendem Anteil dieser Investorengruppe, der Anreiz für Unternehmen zu, die zusätzlichen Reformkosten zu tragen, um damit wachsenden Kapitalkosten entgegenzuwirken. Daher kann die Differenz der Kapitalkosten zwischen den beiden Arten von Firmen niemals die Reformkosten übersteigen, da in diesem Fall das Unternehmen die Reformaktivitäten durchführen würde.

12.1.2 Nichtfinanzielle Präferenzen gemäß Fama und French (2007)

Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen Fama und French (2007) in ihrer Analyse des Einflusses nichtfinanzieller Präferenzen für bestimmte Vermögenswerte. Ihr Modell ist nicht direkt auf die Frage nach dem Einflusses von ESG auf Renditen ausgerichtet, Fama und French führen aber nachhaltige Investitionstätigkeiten als Beispiel für nichtfinanzielle Präferenzen an. Ein konkretes Beispiel für nichtfinanzielle Präferenzen von Investoren ist, dass ein Investor einen zusätzlichen nichtfinanziellen Nutzen erhält, wenn er einen Produzenten erneuerbarer Energie in seinem Portfolio hält, da er diese Form der Energiegewinnung ideell unterstützt.

Ähnlich dem Modell von Heinkel et al. (2001) nehmen Fama und French an, dass es zwei Arten von Investoren gibt: Investoren ohne Präferenzen und Investoren mit nichtfinanziellen Präferenzen für bestimmte Vermögenswerte (zum Beispiel Aktien nachhaltiger Unternehmen). Selbst wenn alle sonstigen Annahmen des klassischen Kapitalgutpreismodells (Capital-Asset-Pricing-Modells, CAPMs) beibehalten werden, würde laut Fama und French unter der Annahme dieser beiden Investorengruppen das entstehende Marktportfolio nicht dem effizienten Tangentialportfolio gemäß CAPM entsprechen.

Die Investoren ohne Präferenzen halten nach der Optimierung ihrer Portfolioallokation das effiziente Tangentialportfolio und erzielen damit die höchste zu erreichende Sharpe-Ratio. Auf der anderen Seite weisen Investoren mit nichtfinanziellen Präferenzen ein weniger effizientes Portfolio auf, da sie Vermögenswerte, für die sie Präferenzen haben, höher gewichten, als diese Vermögenswerte im effizienten Tangentialportfolio gewichtet sind. Ihr Portfolio ist daher im Vergleich zum Tangentialportfolio ineffizient.

Nach der Markträumung entsteht das Marktportfolio als vermögensgewichteter Durchschnitt aus dem Tangentialportfolio der Investoren ohne Präferenzen und dem nicht effizienten Portfolio der Investoren mit nichtfinanziellen Präferenzen. Hierbei zeigt sich dann, dass die Vermögenswerte, für die einzelne Investoren eine Präferenz haben, einen höheren Preis haben als in dem Fall, dass eine Ökonomie mit homogenen Investoren ohne nichtfinanzielle Präferenzen vorliegt.

Dieser Effekt tritt nur dann nicht ein, wenn sich die Präferenzen innerhalb der Gruppe der Investoren mit Präferenzen perfekt ausgleichen, da dann beide Gruppen das Tangen-

tialportfolio halten. Da es zu Präferenzen für nachhaltige Investitionen vermutlich keine entsprechenden Gegenpräferenzen (Präferenzen für nichtnachhaltige Unternehmen) gibt, zeigt das Modell ebenfalls, dass Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen tendenziell geringer als die gleichartiger nichtnachhaltiger Unternehmen sein sollten, da die Preise für diese Unternehmen im Vergleich höher sind.

12.1.3 Moral Capital gemäß Godfrey (2005)

Einen anderen Grund für geringere Renditen nachhaltiger Unternehmen liefert Godfrey (2005). Er versteht Ausgaben für Nachhaltigkeit als Investment in moralisches Kapital (*Moral capital*), das dadurch entsteht, dass das Unternehmen bei anderen Interessengruppen (*Stakeholder*) als den Eigentümern (*Shareholder*) eine gute Reputation besitzt. Diese positive Reputation (*Moral capital*) kommt den Unternehmen insbesondere bei negativen Ereignissen (zum Beispiel Betrugsfällen innerhalb des Unternehmens, aber auch veränderten Konsumgewohnheiten) zugute, indem Kunden das Unternehmen mit weniger harschen Reaktionen belegen (zum Beispiel geringere Umsatzeinbußen als Unternehmen ohne moralisches Kapital). Dies gewährleistet Unternehmen indirekt eine Art Versicherung gegen Negativereignisse. Diese Risikoreduzierung senkt die Kapitalkosten der Unternehmen und erhöht ihren Wert. Investoren erhalten eine entsprechend geringere Rendite bei ebenfalls geringerem Risiko.

Eine ähnliche Begründung basiert auf der Idee, dass Ausgaben für ESG eine Geschäftsstrategie zur Stärkung der Produktdiversifizierung sind und damit die Preiselastizität der Kunden verringern, was wiederum zu einer Stärkung der Profitabilität der Unternehmen führt (Bagnoli und Watts, 2003; Navarro, 1988). Aufbauend auf dieser Idee entwickeln Albuquerque et al. (2019) ein Gleichgewichtsmodell, laut dem Unternehmen die Möglichkeit haben, zur Differenzierung ihres Produktes und zur Sicherstellung einer damit einhergehenden geringeren Preiselastizität ihrer Kunden in Nachhaltigkeit zu investieren. Dieses Zwei-Perioden-Modell zeigt, dass Unternehmen, die in Nachhaltigkeit investieren, ein geringeres systematisches Risiko aufweisen und damit ihre Kapitalkosten senken sowie den Unternehmenswert steigern. Hierbei handelt es sich, der grundlegenden ökonomischen Intuition folgend, um einen ähnlichen Effekt wie beim Operating-Leverage-Übertragungsweg, der bereits in Teil I dargestellt wurde. Eine geringere Preiselastizität tritt in diesem Fall nur nicht aufgrund eines geringeren Wettbewerbs, sondern aufgrund der stärkeren Produktdiversifizierung durch Nachhaltigkeit auf.

12.2 Empirische Befunde

Die Erwartungen der theoretischen Modelle können auf verschiedenen Wegen empirisch überprüft werden. Im ersten Schritt belegen verschiedene Studien, dass (ausgewählte) Investoren tatsächlich einen Nutzen im Halten nachhaltiger Anlagen sehen und auch bereit wären, für diesen auf einen finanziellen Nutzen (das heißt eine höhere Rendite) zu verzichten (Riedl und Smeets, 2017). Dies bestätigt einerseits die Annahme von Heinkel et al. (2001) und andererseits die Annahme von Fama und French (2007), dass (ausgewählte) Investoren Unternehmen boykottieren bzw. einen nichtfinanziellen Nutzen durch das Halten von Aktien bestimmter Unternehmen erzielen. Es wurde ebenfalls nachgewiesen, dass nichtnachhaltige Unternehmen von Investoren, die moralischen Normen unterworfen sind (zum Beispiel Pensionskassen, die bestimmte Normen einhalten müssen, im Unterschied zu Hedgefonds, die ohne Restriktionen investieren können), boykottiert werden und in deren Portfolios unterrepräsentiert sind (Hong und Kacperczyk, 2009). Beide Ergebnisse stimmen mit den Annahmen und Prognosen der dargestellten theoretischen Modelle überein und bestätigen sie insoweit.

In den folgenden zwei Abschnitten werden empirische Studien betrachtet, in denen der direkte Einfluss von Nachhaltigkeit auf die Aktienrendite analysiert wurde. Hierbei wird zwischen Studien, die sich auf die erwarteten Ex-ante-Kapitalkosten beziehen, und Studien, die auf die realisierten Ex-post-Renditen bezogen sind, unterschieden.

12.2.1 Ex-ante-Renditeerwartungen

Studien, die auf erwartete Ex-ante-Kapitalkosten und nicht auf realisierte Ex-post-Renditen ausgerichtet sind, bestätigen tendenziell einen negativen Einfluss von ESG, was den dargestellten theoretischen Erwartungen entspricht. El Ghoul et al. (2011) schätzen implizite Eigenkapitalkosten basierend auf Aktienpreisen, Buchwerten und erwarteten Unternehmensgewinnen. Auf dieser Grundlage zeigen sie, dass ESG-konforme Unternehmen geringe Eigenkapitalkosten aufweisen. Studien mit ähnlichem Vorgehen bestätigen diese Ergebnisse (Dhaliwal et al., 2014; Ng und Rezaee, 2015; Chava, 2014; Breuer et al., 2018).

Einen anderen Ansatz zur Messung der Kapitalkosten nutzten Cheng et al. (2014). In ihrer Studie stellen sie nicht auf die absoluten Kapitalkosten ab, sondern auf anhand des Kaplan-Zingales-Index gemessene Kapitalbeschränkungen. Auch diese Studie zeigt,

dass nachhaltige Unternehmen weniger Kapitalbeschränkungen aufweisen und sich somit einfacher finanzieren können.

Die empirischen Ergebnisse, denen Ex-ante-Renditeerwartungen zugrunde liegen, weisen somit insgesamt ein klares Bild auf und bestätigen die auf den theoretischen Modellen basierenden Erwartungen. Sie unterscheiden sich damit klar von den durch Asset-Managern beworbenen positiven Effekten von ESG auf Renditen.

12.2.2 Ex-post-Renditen

Ein größerer Teil der empirischen Studien ist allerdings auf die Auswirkungen von ESG auf ex post realisierte Renditen ausgerichtet. Diese Studien führen, im Gegensatz zu Studien mit Fokus auf Ex-ante-Kapitalkosten, zu gemischten Ergebnissen. Sowohl eine Metastudie von Margolis et al. (2009) als auch eine Metastudie von Friede et al. (2015) zeigt, dass empirische Studien unterschiedliche Effekte aufweisen.

Auch wenn beide Metastudien belegen, dass in Studien etwas häufiger positive Effekte aufgezeigt werden, ist weder ein positiver noch ein negativer Effekt von ESG eindeutig beobachtbar. Es gibt eine Vielzahl von Studien, die in Abhängigkeit von der gewählten Methodik, dem gewählten Untersuchungszeitraum, den eingeschlossenen Unternehmen sowie der gewählten Quantifizierung der ESG-Aktivitäten positive Effekte (Giese et al., 2021; Fabozzi et al., 2008; Salaber, 2009; Lins et al., 2017; Edmans, 2011) sowie negative Effekte (Anson et al., 2020; Statman und Glushkov, 2009; Masulis und Reza, 2015; Salaber, 2009) von ESG auf realisierte Aktienrenditen nachweisen.

Wie bereits erwähnt, ist die Widersprüchlichkeit dieser Studienlage der Ausgangspunkt für diesen Teil dieser Dissertation. Da es bereits eine Vielzahl von empirischen Studien gibt, in denen der Effekt von ESG auf die realisierten Ex-post-Aktienrenditen analysiert wurde, drängt sich die Vermutung auf, dass der fehlende Konsens nicht durch zufällige Effekte begründet ist, sondern der Effekt von ESG je nach einbezogenen Parametern unterschiedlich ausfällt.

12.3 Messbarkeit und Widersprüchlichkeit von ESG-Scores

Eine mögliche Erklärung für die gemischten Ergebnisse der empirischen Studien liefert die Messung von ESG. Anson et al. (2020) weisen zum Beispiel negative Effekte von ESG für den Fall, dass die Qualität der ESG-Aktivitäten von Unternehmen nicht anhand von Daten von ESG-Ratingagenturen gemessen werden, nach. Sie vergleichen hierzu aktiv verwaltete Fonds mit und ohne ESG-Mandat, wobei sie jeweils nur Fonds gegenüberstellen, die ähnliche Charakteristika (unter anderem den gleichen Asset-Manager, das gleiche Team, das gleiche Anlageuniversum) aufweisen.

Diese Beobachtung bildet den Übergang in eine breite grundsätzliche akademische Diskussion der Messbarkeit von ESG. Es wurde bereits vielfach gezeigt, dass Ratingagenturen im Hinblick auf einzelne Unternehmen zu unterschiedlichen ESG-Ratings bzw. ESG-Scores kommen, insbesondere im Vergleich zu Kreditratings, bei denen Ratingagenturen in der Regel ähnliche Ergebnisse erhalten (Dorfleitner et al., 2015; Billio et al., 2021; Berg et al., 2022). Billio et al. (2021) machen das Fehlen einheitlicher Definitionen für die unterschiedlichen Bereiche von ESG aufseiten der unterschiedlichen Ratinganbieter für die Divergenz der Ratingergebnisse verantwortlich.

Zusätzlich zu Differenzen zwischen den verschiedenen ESG-Ratinganbietern dokumentieren Brandon et al. (2021) einen Effekt dieses Widerspruchs auf Aktienrenditen. In ihrer empirischen Studie zeigen sie, dass Unternehmen eine Überrendite erzielen, die umso höher ist je stärker sich die ESG-Ratingagenturen mit Blick auf die Bewertung der ESG-Aktivitäten des einzelnen Unternehmens widersprechen. Dieser Effekt könnte somit als schwache Bestätigung der Theorie, dass ESG den Investoren Informationsvorteile bietet, angesehen werden. Eine naheliegende Interpretation ist folglich, dass diese Informationsvorteile durch Investoren nur dann genutzt werden können, wenn die Ratinganbieter zu einem einheitlichen Ergebnis kommen.

Allerdings ist die empirische Analyse des Einflusses von ESG(-Scores) auf Aktienrenditen nicht nur herausfordernd, weil sich die ESG-Scores der Anbieter erheblich unterscheiden, sodass nicht sichergestellt ist, wie ESG am besten quantifiziert wird, sondern auch, weil einige Ratinganbieter die historischen ESG-Scores anpassen, um bestimmte historische Zusammenhänge zu verstärken. Berg et al. (2020) beobachtet zum Beispiel, dass Refinitiv

retrospektiv die ESG-Scores von Unternehmen angepasst hat. Eine empirische Auswertung der geänderten und aktualisierten Daten zeigt zudem einen positiven Zusammenhang zwischen Renditen und ESG-Scores, der in den ursprünglichen Daten nicht gefunden werden kann. Daher sind die Ergebnisse empirischer Studien, die auf ESG-Scores basieren, immer vor dem Hintergrund zu interpretieren, dass unklar ist, ob die Daten den Investoren auch bereits zum damaligen Zeitpunkt zur Verfügung standen.

12.4 Risikoreduktion durch ESG

Abweichend von den theoretischen Modellen von Heinkel et al. (2001), Fama und French (2007) und Luo und Balvers (2017), argumentiert Godfrey (2005) basierend auf der Idee, dass ESG zu einer Reduktion des Risikos von Unternehmen führt. Diese Erwartung ist durch empirische Befunde untermauert. Jo und Na (2012) weisen zum Beispiel nach, dass das Risiko von Unternehmen in sündigen (*sin*) Branchen (zum Beispiel von Herstellern von Tabak oder Alkohol und Anbietern von Glücksspiel) im Vergleich zu dem anderer Unternehmen höher ist. In ihrer Untersuchung messen sie Risiko als Volatilität der Aktien der untersuchten Unternehmen.

Andere Studien, in denen Risiko in anderer Form quantifiziert wird (zum Beispiel das *Financial-Distress-Risiko* oder das *Down-Side-Risiko*), führen zu ähnlichen Ergebnissen und bestätigen den grundlegenden Trend, dass nachhaltige Unternehmen weniger risikoreich sind (Banner et al., 2022; Boubaker et al., 2020).

Grundsätzlich lässt sich festhalten, dass empirische Studien in Bezug auf die Frage, welchen Einfluss ESG auf das Risiko von Unternehmen hat, einheitliche Ergebnisse aufweisen. Die Mehrzahl der Studien zeigt in unterschiedlichen Märkten, trotz unterschiedlicher Definitionen von Nachhaltigkeit und Risiko, den gleichen Effekt: Die Umsetzung von ESG reduziert das Risiko von Unternehmen.

Kapitel 13

Einfluss des öffentlichen Bewusstseins für ESG auf Aktienpreise

In diesem Kapitel werden Erwartungen hinsichtlich des Einflusses von ESG auf die Renditen von Unternehmensaktien erarbeitet. Diese Erwartungen basieren im Kern auf der Annahme, dass es einen Transitionsprozess von einem Zustand, in dem Investoren Nachhaltigkeit bei der Bewertung von Aktien nicht berücksichtigen, zu einem Zustand, in dem Investoren diesen Aspekt beachten, gibt. Basierend hierauf werden zwei Effekte identifiziert: ein kurzfristiger positiver Effekt von ESG auf Aktienrenditen und ein langfristiger negativer Effekt. Die Auswirkungen von ESG auf das Unternehmensrisiko werden im Folgenden nicht einbezogen, da der Fokus dieser Arbeit auf der Erklärung der unterschiedlichen empirischen Ergebnisse bei der Analyse von Differenzen in den Renditen nachhaltiger und nichtnachhaltiger Unternehmen liegt.

Eine Vielzahl von Gründen kann dazu führen, dass Investoren eine Präferenz für nachhaltige Aktien haben. Dabei sind insbesondere die folgenden Fragen zu berücksichtigen: Wie groß ist der (nichtfinanzielle) Nutzen durch das Halten von Aktien nachhaltiger Unternehmen? Wie viele Investoren schließen das Halten nichtnachhaltiger Unternehmen aus? Sind (institutionelle) Investoren (regulatorisch) gezwungen, bestimmte Präferenzen für nachhaltige Unternehmen in ihren Investitionsentscheidungen zu berücksichtigen? Diese

unterschiedlichen Gründe von Investoren führen zu einer Berücksichtigung von ESG bei der Anlageentscheidung und wird im Folgenden unter dem Begriff *öffentliches Bewusstsein für ESG* (*public awareness*) zusammengefasst.

Das Kapitel beginnt mit der Beschreibung der grundlegenden Annahmen, insbesondere der zwei berücksichtigten Zustände der Ökonomie. Im folgenden Abschnitt werden die sich daraus ergebenden Effekte auf die Aktienrenditen dargelegt, woraufhin diese in Abschnitt 13.3 an einem Beispiel gezeigt werden. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung und der Aufstellung überprüfbarer Hypothesen.

13.1 Grundlegende Annahmen

Für die Analyse werden zwei Unternehmen vereinfacht betrachtet, die identische erwartete Dividendenzahlungen generieren und sich nur in ihrer Nachhaltigkeitscharakteristik unterscheiden. Eines der beiden Unternehmen ist nachhaltig (*grünes* Unternehmen) und ein Unternehmen nichtnachhaltig (*braunes* Unternehmen).

Wie bereits dargestellt, fußt die folgende Überlegung auf der Annahme, dass es einen Transitionsprozess des öffentlichen Bewusstseins für ESG gibt. Zur Vereinfachung werden im Folgenden nur die zwei Extremzustände dieses Prozesses berücksichtigt:

- (1) Im ersten Zustand schätzen die Investoren ESG überhaupt nicht wert und die Nachfrage nach individuellen Aktien von Unternehmen vonseiten der Investoren ist unabhängig von ESG. In diesem Zustand gibt es somit kein Bewusstsein für ESG.
- (2) Im zweiten Zustand, in dem die Investoren ESG wertschätzen, ist die Nachfrage nach *grünen* Unternehmen höher als die nach *braunen* Unternehmen, wenn ansonsten identische Charakteristika vorliegen. Das bedeutet, dass der Preis von Aktien *grüner* Unternehmen, die bis auf Nachhaltigkeitsgesichtspunkte identisch zu *braunen* Unternehmen sind, höher ist als der von Aktien *brauner* Unternehmen, da diese *grünen* Aktien eine höhere Nachfrage generieren als andere Unternehmen. In diesem Zustand herrscht somit ein ausgeprägtes öffentliches Bewusstsein für ESG.

Abweichend von dieser Vereinfachung ist in der Realität davon auszugehen, dass der Wechsel von einem in den anderen Zustand nicht zu einem bestimmten Zeitpunkt erfolgt, sondern eher ein Transitionsprozess über einen längeren Zeitraum hinweg stattfindet. Zur

Vereinfachung des grundlegenden Mechanismus wird allerdings die sprunghafte Transition analysiert.

Die Preise der Aktien der beiden Unternehmen (des *grünen* und des *braunen* Unternehmens) sind somit, wenn kein Bewusstsein für ESG besteht, identisch (erster Zustand), da es keine höhere Nachfrage nach dem *grünen* Unternehmen gibt. Im zweiten Zustand mit vorhandenem Bewusstsein für ESG unterscheiden sich hingegen die Aktienpreise, da das *grüne* Unternehmen aufgrund der zusätzlichen Nachfrage einen höheren Preis erzielt als das *braune*.

13.2 Einfluss auf Aktienrenditen

Mit dem Wissen um die Auswirkungen von ESG auf die Aktienpreise in den beiden Zuständen von sonst identischen Unternehmen können die Effekte auf die Renditen analysiert werden. Zur Unterscheidung werden zwei verschieden definierte Renditen untersucht: eine kurzfristige ex post realisierte Rendite sowie eine langfristige Rendite, die der Ex-ante-Renditeerwartung entspricht.

Die kurzfristige ex post realisierte Rendite $r_t^{kurzfristig}$ ist die diskrete Rendite über eine Periode als Verhältnis der während dieser Periode erhaltenen Dividenden plus die Veränderung des Preises der Aktie (Kursveränderung vom Beginn zum Ende der Periode) im Verhältnis zum initialen Preis (Aktienpreis zu Beginn der Periode). Die langfristige Rendite $r_t^{langfristig}$ sind ausschließlich die (erwarteten) Dividendenzahlungen im Verhältnis zum Aktienpreis. Solange die erwarteten Dividenden den tatsächlich gezahlten Dividenden entsprechen, stimmen die ex ante erwartete Rendite und die langfristige ex post realisierte Rendite überein, da Kursveränderungen keinen Einfluss haben. Formal lassen sich beide Renditen wie folgt definieren:

$$r_t^{kurzfristig} = \frac{(P_t - P_{t-1}) + D}{P_{t-1}} \qquad r_t^{langfristig} = \frac{D}{P_t}$$

Dabei ist P_t der Preis der Aktie zum Zeitpunkt t und D die erwartete Dividende pro Periode.

Im Folgenden werden nun die drei möglichen Zeiträume betrachtet: Es geht um den Einfluss von ESG während (1) eines Zeitraums ohne öffentliches Bewusstsein, (2) eines Zeitraums mit öffentlichem Bewusstsein und (3) eines Zeitraums, in dem das öffentliche Bewusstsein wächst.

(1) Einfluss von ESG auf Aktienrenditen während eines Zustands ohne öffentliches Bewusstsein für ESG

In einem Zustand ohne Bewusstsein für ESG und somit mit identischen Aktienpreisen für das *grüne* und das *braune* Unternehmen ist sowohl die kurzfristige als auch die langfristige Rendite beider Unternehmen identisch, da auch, entsprechend der Annahme, die Dividendenzahlungen der beiden Unternehmen gleich sind. Somit hat ESG keinen Einfluss auf Aktienrenditen, sofern kein öffentliches Bewusstsein für ESG besteht.

(2) Einfluss von ESG auf Aktienrenditen während eines Zustands mit öffentlichem Bewusstsein für ESG

Im zweiten Zustand mit Bewusstsein für ESG und somit unterschiedlichen Aktienpreisen für die beiden Unternehmen (*grünes* Unternehmen mit einem höheren Aktienpreis als das *braune* Unternehmen) ergibt sich ein Unterschied hinsichtlich der Renditen. Sowohl die kurzfristige als auch die langfristige Rendite ist für das *grüne* Unternehmen geringer, da der Aktienpreis höher ist, die Dividendenzahlungen beider Unternehmen jedoch gleich sind.

Dies kann wie folgt formal dargestellt werden: Unter der Annahme, dass das *braune* Unternehmen einen Preis P in jeder Periode hat und der Preis des *grünen* Unternehmens höher¹⁷ ist, sodass der Preis für das *grüne* Unternehmen durch $P + \epsilon$ (mit $\epsilon > 0$) dargestellt werden kann, kann bei gleicher Dividende D für beide Unternehmen das Folgende für die kurzfristige Ex-post-Rendite gezeigt werden:

$$\begin{array}{ccc}
 \textit{grünes Unternehmen} & & \textit{braunes Unternehmen} \\
 r_t^{\textit{kurzfristig}} = \frac{(P + \epsilon) - (P + \epsilon) + D}{P + \epsilon} & < & r_t^{\textit{kurzfristig}} = \frac{(P - P) + D}{P}
 \end{array}$$

¹⁷Die Höhe des Preisunterschiedes hängt wie bereits dargelegt vom öffentlichem Bewusstsein für ESG und somit von der Differenz der Nachfrage nach Aktien von *braunen* und *grünen* Unternehmen ab.

Ähnlich kann dies auch für die langfristige Rendite belegt werden:

$$\begin{array}{ccc}
 \textit{grünes} \text{ Unternehmen} & & \textit{braunes} \text{ Unternehmen} \\
 r_t^{\textit{langfrist}} = \frac{D}{P + \epsilon} & < & r_t^{\textit{langfrist}} = \frac{D}{P}
 \end{array}$$

(3) Einfluss von ESG auf Aktienrenditen während des Transitionsprozesses von einem Zustand ohne zu einem Zustand mit öffentlichem Bewusstsein für ESG

Bisher decken sich die Erkenntnisse mit den Ergebnissen der vorliegenden theoretischen Modelle. Die Neuerung dieser Arbeit besteht in der Berücksichtigung der Transition vom ersten in den zweiten Zustand.

Bei der Analyse der kurzfristigen ex post realisierten Rendite während des Übergangszeitraums ist ein zusätzlicher Effekt durch ESG zu erkennen. Während dieses Zeitraums ist die ex post realisierte Rendite des *grünen* Unternehmens höher als die des *braunen* Unternehmens. Dies ist darauf zurückzuführen, dass sowohl die Investitionsbeträge als auch die erhaltenen Dividenden für beide Unternehmen identisch sind (da der Kauf während des ersten Zustands ohne Bewusstsein für ESG erfolgt und demzufolge die Aktienpreise beider Unternehmen gleich sind), sich die Kursveränderungen aber unterscheiden.

Für das *grüne* Unternehmen steigt die Rendite, weil der Investor zusätzlich einen Kursgewinn realisieren kann. Dies ist darin begründet, dass der Aktienpreis des *grünen* Unternehmens im zweiten Zustand (mit Bewusstsein für ESG) höher ist als im ersten Zustand (ohne Bewusstsein für ESG). Diesen Kursgewinn kann das *braune* Unternehmen nicht erzielen. Somit muss die kurzfristige Rendite während des Transitionsprozesses für die Aktie des *grünen* Unternehmens höher sein als die für die Aktie des *braunen* Unternehmens.

Diesen Effekt kann mit den folgenden Annahmen formal dargestellt werden: Zum Zeitpunkt $t = 0$ kosten die Aktien beide Unternehmen P , da es zu $t = 0$ kein öffentliches Bewusstsein für ESG gibt. Zum Zeitpunkt $t = 1$ herrscht ein entsprechendes öffentliches Bewusstsein; das *braune* Unternehmen kostet weiterhin P , wohingegen das *grüne* Unter-

nehmen aufgrund des öffentlichen Bewusstseins mit $P + \epsilon$ bewertet wird. Daher ergibt sich für die kurzfristige ex post realisierte Rendite Folgendes:

$$\begin{array}{ccc}
 \textit{grünes Unternehmen} & & \textit{braunes Unternehmen} \\
 r_t^{\textit{kurzfrist}} = \frac{(P + \epsilon) + D - P}{P} & > & r_t^{\textit{kurzfrist}} = \frac{P + D - P}{P}
 \end{array}$$

Da die langfristige Rendite nicht durch Kursgewinne bzw. -verluste beeinflusst wird, entscheidet über die Renditedifferenz ausschließlich der Zeitpunkt des Investments und das Bewusstsein für ESG zu diesem Zeitpunkt. Ohne Bewusstsein für ESG gibt es keine Differenz zwischen den Renditen der beiden Unternehmen. Mit Bewusstsein ist hingegen die Rendite des *braunen* Unternehmens im Vergleich zu der des *grünen* Unternehmens höher.

Aus dieser simplen Betrachtung lässt sich Folgendes schlussfolgern: Ohne Transitionsprozess (das heißt Veränderung des öffentlichen Bewusstseins für ESG) ist der Effekt von ESG negativ, da dieser mit dem Grad an Bewusstsein zusammenhängt. Dieser Effekt betrifft insbesondere die langfristige Rendite von Aktien nachhaltiger Unternehmen. Zusätzlich gibt es allerdings, aufgrund der Veränderung des öffentlichen Bewusstseins für ESG, auch einen kurzfristigen positiven Effekt von ESG auf Aktienrenditen, der nur in der Ex-post-Realisierung aufgrund von Kursgewinnen bzw. -verlusten auftritt.

13.3 Beispielhafter Vergleich eines grünen und eines braunen Unternehmens

Um beide Effekte zu veranschaulichen, wird im Folgenden ein simples Beispiel mit den zwei Unternehmen (*grün* und *braun*) dargestellt. Beide Unternehmen zahlen konstante und gleiche Dividenden D von 10 pro Periode. In den ersten beiden Perioden gibt es kein öffentliches Bewusstsein und die Aktien beider Unternehmen werden für jeweils 100 am Anfang einer jeden Periode gehandelt. Bis zum Ende der Periode, gleichzeitig dem Dividendenzahltag, steigt der Preis aufgrund von Stückzinsen auf 110. Nach einer halben Periode liegt somit der Preis beispielsweise bei 105.

Unabhängig von der Haltedauer beträgt sowohl die kurzfristig realisierte Rendite als auch die langfristige Rendite jeweils 10 % für beide Aktien während der Perioden, in denen kein öffentliches Bewusstsein für ESG existiert. Dies zeigt sich formal durch das Einsetzen in die oben definierten Formeln:

$$\begin{aligned} r_1^{kurzfristig} &= \frac{(P_1 - P_0) + D}{P_0} & r_1^{langfristig} &= \frac{D}{P_1} \\ r_1^{kurzfristig} &= \frac{(100 - 100) + 10}{100} = 10\% & r_1^{langfristig} &= \frac{10}{100} = 10\% \end{aligned}$$

Mit dem Beginn der dritten Periode entsteht ein öffentliches Bewusstsein für ESG. Die Aktie des *grünen* Unternehmens wird nun zu einem Preis von 108 gehandelt, die Aktie des *braunen* Unternehmens zu einem von 97. Auch in diesem Fall sind die Stückzinsen zu berücksichtigen, die dazu führen, dass die Unternehmensaktien nach einer halben Periode (das heißt ein halbes Jahr vor der nächsten Dividendenzahlung) für 113 bzw. 102 gehandelt werden. Zur Verdeutlichung des Effektes von öffentlichem Bewusstsein wird angenommen, dass nicht nur der Preis der Aktie des nachhaltigen Unternehmens steigt ($p + \epsilon$), sondern auch der Preis des nichtnachhaltigen Unternehmens sinkt (aufgrund der geringeren Nachfrage).

Es zeigt sich einerseits der erwartete Effekt, dass die langfristige *grüne* Rendite $r_{grün}^{langfristig}$ geringer als die langfristige *braune* Rendite $r_{braun}^{langfristig}$ ist.

$$\begin{aligned} r_{grün}^{langfristig} &= \frac{D}{P} & r_{braun}^{langfristig} &= \frac{D}{P} \\ r_{grün}^{langfristig} &= \frac{10}{108} = 9,3\% & r_{braun}^{langfristig} &= \frac{10}{97} = 10,3\% \end{aligned}$$

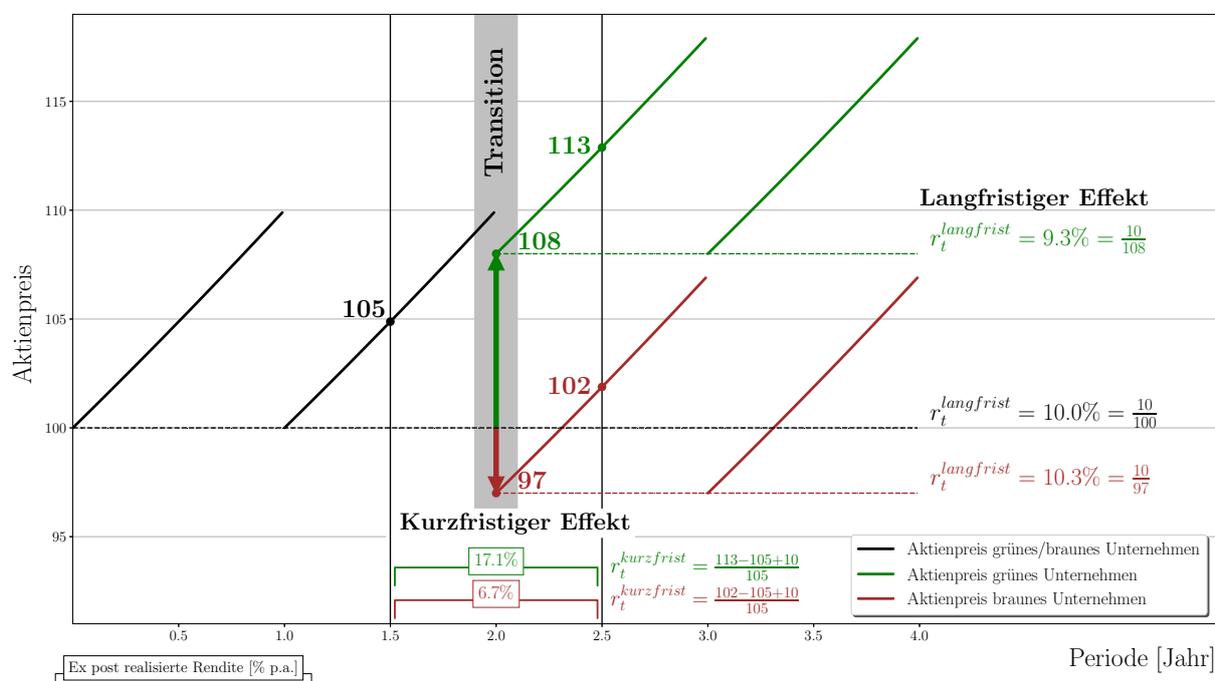
Auf der anderen Seite ist der positive Effekt von ESG auf die Aktienrenditen zu erkennen, wenn die vom Zeitpunkt $t = 1,5$ bis zum Zeitpunkt $t = 2,5$ realisierte Rendite betrachtet wird. Die Rendite $r_{grün}^{kurzfristig}$ des *grünen* Unternehmens liegt über der Rendite $r_{braun}^{kurzfristig}$ des *braunen* Unternehmens.

$$r_{grün}^{kurzfrist} = \frac{(P_{2,5} - P_{1,5}) + D}{P_{1,5}} \quad r_{braun}^{kurzfrist} = \frac{(P_{2,5} - P_{1,5}) + D}{P_{1,5}}$$

$$r_{grün}^{kurzfrist} = \frac{(113 - 105) + 10}{105} = 17,1\% \quad r_{braun}^{kurzfrist} = \frac{(105 - 102) + 10}{105} = 6,7\%$$

Das gesamte Beispiel ist grafisch in Abbildung 13.1 zusammengefasst. Zu erkennen sind der Verlauf der Aktienpreise in Abhängigkeit der Zeit sowie die entsprechenden realisierten bzw. erwarteten Renditen der beiden Aktien.

Abbildung 13.1: Illustrative Darstellung erwarteter Effekte von ESG



13.4 Zusammenfassung und Hypothesen

In den vorausgehenden Abschnitten wurde jeweils angenommen, dass der Wechsel zwischen den beiden Zuständen (kein Bewusstsein sowie vorhandenes Bewusstsein) abrupt und zu einem konkreten Zeitpunkt erfolgt. In der Realität ist hingegen vielmehr ein Transitionsprozess zu erwarten, der einen Wandel von keinem Bewusstsein für ESG über geringes Bewusstsein bis hin zu stark ausgeprägtem Bewusstsein für ESG abbildet. In solch einem Prozess kann es auch Phasen geben, in denen das Bewusstsein kurzfristig wieder

zurückgeht. Die gezeigten Effekte würden sich in diesem Fall jeweils entsprechend umdrehen.

Zudem ist nicht prognostizierbar, welcher der beiden Effekte den anderen zu einem bestimmten Zeitpunkt während eines solchen Transitionsprozesses dominiert. Es ist nur zu erwarten, dass diese Effekte sich systematisch und gleichartig auf alle nachhaltigen bzw. nichtnachhaltigen Unternehmen auswirken. Spätestens ab dem Zeitpunkt, an dem ein konstantes Level des öffentlichen Bewusstseins für ESG erreicht ist, sollte der langfristige und negative Effekt von ESG auf Aktienrenditen dominieren. Während des Transitionsprozesses kommt es auf der einen Seite darauf an, wie hoch das absolute Bewusstsein für ESG bereits ist, und auf der anderen Seite darauf, wie stark sich das Bewusstsein verändert hat.

Anhand der dargelegten Überlegungen sowie des Beispiels sind zwei Effekte von Nachhaltigkeit auf Aktienrenditen zu erkennen: ein langfristiger negativer Effekt, durch den Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen geringer sind, sowie ein kurzfristiger positiver Effekt, durch den die Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen höher sind. Beide Effekte sind durch das öffentliche Bewusstsein für ESG determiniert. Daraus ergeben sich drei Hypothesen, die im folgenden Teil empirisch überprüft werden sollen:

1. ESG beeinflusst Aktienrenditen systematisch in Form eines ESG-Faktors. Dieser Faktor ist durch das öffentliche Bewusstsein für ESG determiniert.
2. Nachhaltige Unternehmen generieren langfristig eine geringere Rendite als vergleichbare nichtnachhaltige Unternehmen. Dieser Effekt wird durch das absolute öffentliche Bewusstsein für ESG getrieben.
3. Nachhaltige Unternehmen generieren bei zunehmendem öffentlichen Bewusstsein für ESG kurzfristig eine höhere Rendite als vergleichbare nichtnachhaltige Unternehmen.

Kapitel 14

Zusammenfassende Beurteilung

Die bisherigen unterschiedlichen empirischen Ergebnisse zum Einfluss von ESG auf die realisierten Aktienrenditen sind durch die bestehenden theoretischen Modelle nicht erklärbar. Diese Tatsache motiviert die Entwicklung einer möglichen Erklärung für die unterschiedlichen beobachtbaren Effekte von ESG.

Zentrale Annahme dieses Teils dieser Arbeit ist die Existenz eines Transitionsprozesses von einem Zustand, in dem Investoren ESG nicht wertschätzen, zu einem Zustand, in dem Investoren ESG bei der Bewertung von Aktien berücksichtigen. Zusätzlich zu dem bereits bekannten negativen Effekt von ESG auf Aktienrenditen, der auf dem höheren Preis der Aktien nachhaltiger Unternehmen beruht, führt der Transitionsprozess auch zu einem kurzfristigen positiven Effekt von ESG. Durch eine Zunahme des öffentlichen Bewusstseins für ESG und die damit einhergehende bessere Bewertung nachhaltiger Unternehmen ergibt sich für Investoren, die zu einem Zeitpunkt ohne öffentliches Bewusstsein für ESG investiert haben, die Möglichkeit, zusätzliche (unerwartete) Kursgewinne aufgrund der Zunahme des öffentlichen Bewusstseins für ESG zu realisieren.

Dieses Ergebnis kann einerseits erklären, warum empirische Studien, die auf ex ante erwartete Kapitalkosten bezogen sind, überwiegend den erwarteten negativen Effekt aufzeigen, da sich der dargestellte positive Effekt nur bei ex post realisierten Renditen zeigt. Andererseits kann es erklären, warum empirische Studien zu ex post realisierten Renditen unterschiedliche Effekte belegen und die Hypothese stützen, dass die unterschiedlichen Effekte aufgrund unterschiedlicher Veränderungen des öffentlichen Bewusstseins für ESG

in den unterschiedlichen Märkten während der unterschiedlichen Untersuchungszeiträume ausgelöst wurden.

Die dargestellten Ergebnisse werden im letzten Abschnitt dieses Teils in konkrete Hypothesen überführt. Im nächsten Teil dieser Arbeit werden diese Hypothesen empirisch überprüft, wobei das öffentliche Bewusstsein für ESG mittels Google Trends-Suchdaten approximiert wird.

Teil IV

Öffentliches Bewusstsein für ESG und Aktienrenditen – eine empirische Analyse

Kapitel 15

Einleitung

Im vorausgegangenen Teil wurde eine mögliche Erklärung für die derzeit unterschiedlichen empirischen Ergebnisse zum Einfluss von Nachhaltigkeit auf Aktienrenditen erarbeitet. Laut dieser ist mit zunehmendem öffentlichem Bewusstsein für ESG ein positiver Effekt auf Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen zu erwarten. Der bereits häufig aufgezeigte negative Einfluss von Nachhaltigkeit steigt dagegen langfristig mit dem absoluten Level des öffentlichen Bewusstseins. Diese beiden Effekte zeigen sich in einem Modell durch die Berücksichtigung eines Transitionsprozesses des wachsenden öffentlichen Bewusstseins für ESG. Dies führt dazu, dass in empirischen Untersuchungen unterschiedliche Effekte beobachtet wurden, je nachdem, welcher der beiden Effekte während des Untersuchungszeitraums dominierte.

Aufbauend auf den zwei herausgearbeiteten Effekten – dem kurzfristigen positiven und dem langfristigen negativen Effekt von ESG auf Aktienrenditen – wurden drei Hypothesen entwickelt. Ziel dieses Teil der Dissertation ist nun die empirische Überprüfung dieser Hypothesen.

Da die Messung des öffentlichen Bewusstseins für ESG nicht direkt möglich ist, werden Google Trends-Suchdaten als Indikator für das öffentliche Bewusstsein genutzt. Mittels dieses Indikators kann sowohl das Level des öffentlichen Bewusstseins (als Auslöser des negativen Effekts von ESG) als auch die Veränderung des öffentlichen Bewusstseins (als Auslöser des positiven Effekts von ESG) approximiert werden.

In Kombination mit empirischen Beobachtungen aus dem Zeitraum zwischen 2010 und 2020 im US-amerikanischen und im EMU-Markt können die drei Hypothesen sowie die Existenz der beiden gegenläufigen Effekte bestätigt werden. Die Zunahme des öffentlichen Bewusstseins für ESG führt zu höheren Aktienrenditen bei ESG-konformen Unternehmen. Zudem ergibt sich der gegenteilige Effekt bei einem anhaltend hohen Level an öffentlichem Bewusstsein.

Der vorliegende Teil dieser Dissertation ist wie folgt strukturiert: Im folgenden Kapitel werden die genutzten Daten sowie die eingesetzte Methodik beschrieben. Daraufhin werden in Kapitel 17 die empirischen Ergebnisse dargestellt, die in Kapitel 18 durch verschiedene Robustheitsanalysen unterstrichen werden. Abschließend werden die Ergebnisse in einer zusammenfassenden Beurteilung evaluiert.

Kapitel 16

Datensatz und Methodik

In diesem Kapitel werden die genutzten Datenquellen sowie der resultierende Datensatz (Kapitel 16.1) sowie die grundlegende Methodik, die im Folgenden zur Analyse der Daten eingesetzt wird (Kapitel 16.2), beleuchtet.

16.1 Daten

Zur empirischen Überprüfung der in Kapitel 13 aufgestellten Erwartungen werden Daten des US-amerikanischen sowie des EMU-Markts genutzt. Diese Daten wurden aus drei Quellen gewonnen: (1) Refinitiv, (2) Google Trends-Suchdaten sowie (3) Asset-Pricing-Faktoren von French (2020). Da unternehmensspezifische ESG-Scores erst seit wenigen Jahren für eine große Menge an Unternehmen vorliegen, ist der Untersuchungszeitraum auf die Jahre 2010 bis 2020 beschränkt (Pollman, 2022). Der Umstand, dass die ESG-Daten erst seit kurzem verfügbar sind, spiegelt sich in der Tatsache wider, dass sich die Anzahl der im Datensatz befindlichen Unternehmen von 716 (US) bzw. 346 (EMU) im Jahr 2010 auf 3073 (US) bzw. 870 (EMU) im Jahr 2020 steigert.

Refinitiv

Von Refinitiv wurden drei Arten von Daten bezogen: Finanzmarkt- sowie buchhalterische Daten und ESG-Scores für einzelne Unternehmen. Bei der Bereitstellung der Daten wurde darauf geachtet, dass sowohl aktive als auch inaktive Unternehmen berücksichtigt sind, um einen Survivorship-Bias zu vermeiden. Für jedes Unternehmen wurden die fol-

genden monatlichen Daten eingeholt: diskrete monatliche Rendite, Marktkapitalisierung und Kurs-Buch-Verhältnis. Zur Bewertung der ESG-Aktivitäten der Unternehmen wurde der ESG-Score jedes Unternehmens genutzt. Um eine Verzerrung der empirischen Analyse aufgrund der Widersprüchlichkeit und der Limitierungen von ESG-Scores zur Messung der ESG-Aktivitäten (für eine detaillierte Diskussion siehe Kapitel 12.3) zu reduzieren, wurden in dieser Studie die ESG-Scores nur verwendet, um Gruppen zu bilden. Darüber hinaus floss in keiner Analyse der konkrete individuelle Wert eines Unternehmens ein.

Alle Beobachtungen, zu denen es keine Daten aus der Vorperiode gibt, wurden aus der Auswertung ausgeschlossen, da sie nicht zur Bildung von Portfolios genutzt werden können (siehe Kapitel 16.2).

Da die Zielsetzung dieser Arbeit unter anderem die Analyse der Veränderung einer ESG-Prämie im Zeitverlauf ist, werden zusätzlich zu den Ergebnissen für den Gesamtzeitraum Ergebnisse basierend auf diesem Datensatz für jeweils dreijährige Subzeiträume präsentiert. Eine zusammenfassende deskriptive Statistik des Datensatzes findet sich in Tabelle 16.1.

Google Trends-Suchdaten

Da die direkte Messung des öffentlichen Bewusstseins für ESG (Definition siehe Kapitel 13.2), insbesondere das öffentliche Bewusstsein von Investoren, nicht möglich ist, wird in dieser Arbeit der Google-Trend-Indikator für das Suchwort *ESG* als Ersatzgröße genutzt. Google Trends-Suchdaten sind entweder als weltweite Trend-Daten oder als landesbezogene Daten verfügbar. Es wird davon ausgegangen, dass das öffentliche Interesse an einem Thema bzw. das Bewusstsein für dieses Thema durch die Anzahl der Google-Suchen wiedergegeben wird. Diese Annahme beruht darauf, dass Google als Suchmaschine das Interesse der Benutzer widerspiegelt und mit einem Marktanteil von über 80 % die Allgemeinheit repräsentiert (STATISTA, 2023).

Da Google keine Daten auf dem Level von Regionen (zum Beispiel für den EMU-Markt) zur Verfügung stellt, werden in dieser Arbeit die weltweiten Google Trends-Suchdaten für beide Märkte genutzt. Die dadurch entstehende Ungenauigkeit muss bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden.

Asset-Pricing-Faktoren

Zur Schätzung von Alpha-Werten für Unternehmen (Überrenditen im Vergleich zur erwarteten Rendite entsprechend einem Asset-Pricing-Modell) wird in der Auswertung das von Fama und French (2015) aufgestellte Fünf-Faktoren-Modell genutzt. Zusätzlich werden das Drei-Faktoren-Modell von Fama und French (1993) und das Vier-Faktoren-Modell von Carhart (1997) in den Robustheitsanalysen eingesetzt. Die hierfür nötigen monatlichen Faktoren für den US-amerikanischen sowie den europäischen Markt wurden von der Internetpräsenz von French (2021) bezogen. Es handelt sich um dieselben Faktordaten, die bereits in Teil II verwendet wurden.

Tabelle 16.1: Deskriptive Statistik

Tabelle 16.1 zeigt die deskriptive Statistik für den genutzten Datensatz, sowohl für den gesamten Untersuchungszeitraum als auch für die Subzeiträume. In Panel A werden die Statistiken für den US-amerikanischen, in Panel B die für den EMU-Markt präsentiert. μ_r gibt die nach Marktkapitalisierung gewichtete durchschnittliche monatliche Rendite an (wobei 1,00 für 1,00 % steht), ESG-Score den nach Marktkapitalisierung gewichteten durchschnittlichen ESG-Score von Refinitiv, # Unternehmen die Anzahl an Unternehmen, # Monate die Anzahl an Monaten und # Beobachtungen die Anzahl an Monat-Unternehmen-Beobachtungen.

Panel A: US						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
μ_r	1,77	2,13	1,18	1,13	1,91	1,37
ESG-Score	60,27	62,99	60,26	57,87	58,08	58,62
# Unternehmen	3 100	3 073	2 588	1 797	747	716
# Monate	132	36	36	36	36	36
# Beobachtungen	186 920	94 780	67 452	34 108	25 607	24 596
Panel B: EMU						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
μ_r	1,12	1,03	0,50	0,99	1,65	0,92
ESG-Score	70,74	72,32	71,35	69,98	69,91	69,50
# Unternehmen	873	870	674	388	362	346
# Monate	132	36	36	36	36	36
# Beobachtungen	68 492	26 803	15 040	12 981	12 337	11 738

16.2 Methodik

Zur empirischen Überprüfung der Erwartungen werden im ersten Schritt Portfolios entsprechend der verbreiteten Methode von Fama und French (1993) konstruiert. Hierbei wird versucht, den Effekt von ESG von bereits bekannten Effekten, wie dem Size- und dem Value-Effekt, zu isolieren. Dazu werden Portfolios – im ersten Schritt basierend auf der Größe (gemessen an der Marktkapitalisierung), im zweiten Schritt basierend auf dem Kurs-Buch-Verhältnis und im dritten Schritt basierend auf dem ESG-Score – konstruiert. Diese Portfolios werden monatlich neu zusammengestellt und die Renditen mit der Marktkapitalisierung gewichtet berechnet.

Im ersten Schritt werden alle Unternehmensbeobachtungen eines Monats entsprechend ihrer Marktkapitalisierung in drei Gruppen (groß, mittel und klein) eingeteilt. Die Beobachtungen aus der mittleren Gruppe werden im Folgenden nicht weiter berücksichtigt; nur die Beobachtungen aus der ersten und der dritten Gruppe werden jeweils wieder, entsprechend ihrem Kurs-Buch-Verhältnis, in drei Gruppen (hoch, mittel und gering) unterteilt. Auch hier wird die mittlere Gruppe nicht weiter berücksichtigt. Auf diese Weise entstehen vier unterschiedliche Portfolios: jeweils ein Portfolio (1) mit großen Unternehmen mit hohem Kurs-Buch-Verhältnis (*Groß-Wachstum*), (2) mit großen Unternehmen mit geringem Kurs-Buch-Verhältnis (*Groß-Value*), (3) mit kleinen Unternehmen mit hohem Kurs-Buch-Verhältnis (*Klein-Wachstum*) und (4) mit kleinen Unternehmen mit geringem Kurs-Buch-Verhältnis (*Klein-Value*).

Im letzten Schritt werden die Unternehmen in diesen vier Portfolios dann entsprechend ihren ESG-Scores in drei Gruppen (hoch, mittel und gering) unterteilt, wobei die Beobachtungen bezüglich der mittleren Gruppe erneut unberücksichtigt bleiben. Für alle verbleibenden acht Portfolios wird jeden Monat die nach Marktkapitalisierung gewichtete Rendite r bestimmt.

Um den Effekt von ESG auf die Renditen zu ermitteln, werden nun die Differenzen der Portfoliorenditen der Portfolios mit geringem ESG-Score und der Portfolios mit hohem ESG-Score als ESG-Faktor definiert. Dieser Ansatz führt dazu, dass sich aus einem negativen Effekt (entsprechend dem theoretischen Modell der langfristige Effekt, siehe Kapitel 13.2) von ESG auf Renditen ein positiver ESG-Faktor ergibt. Ein negativer Faktor zeigt einen dominierenden kurzfristigen positiven Effekt an. Auf dieser Grundlage und basierend

auf den acht Renditen werden ein übergreifender ESG-Faktor und zwei größenabhängige ESG-Faktoren gebildet, die wie folgt definiert sind:

$$ESG-Faktor = \frac{ESG-Gro\beta-Faktor + ESG-Klein-Faktor}{2} \quad (16.1)$$

Mit:

$$ESG-Gro\beta-Faktor = \frac{(r_{Gro\beta-Value}^{Gering\ ESG} - r_{Gro\beta-Value}^{Hoch\ ESG}) + (r_{Gro\beta-Wachstum}^{Gering\ ESG} - r_{Gro\beta-Wachstum}^{Hoch\ ESG})}{2} \quad (16.2)$$

$$ESG-Klein-Faktor = \frac{(r_{Klein-Value}^{Gering\ ESG} - r_{Klein-Value}^{Hoch\ ESG}) + (r_{Klein-Wachstum}^{Gering\ ESG} - r_{Klein-Wachstum}^{Hoch\ ESG})}{2} \quad (16.3)$$

Kapitel 17

ESG-Faktor und Einfluss von ESG auf Aktienrenditen

Die Überprüfung der in Abschnitt 13.4 aufgestellten Hypothesen beginnt mit der Analyse auf Portfolioebene (Abschnitt 17.1). Aufbauend auf Google Trends-Suchdaten werden verschiedene Regressionsanalysen zur Analyse der beiden gegenläufigen Effekte von ESG vorgenommen (Abschnitt 17.2). Auswertungen auf Unternehmensebene werden als Abschluss im letzten Abschnitt dieses Kapitels dargelegt.

17.1 Portfolioanalyse: ESG-Faktoren

In Tabelle 17.1 sind die Ergebnisse der Portfolioanalyse in Form der ESG-Faktoren (Definitionen in den Formeln (16.1), (16.2) und (16.3)) für den US-amerikanischen Markt (Panel A) und den EMU-Markt (Panel B) dargestellt.

Die Ergebnisse für den gesamten Untersuchungszeitraum (2010 bis 2020) zeigen, dass alle ESG-Faktoren in beiden Regionen, mit Ausnahme des ESG-Klein-Faktors im EMU-Markt positiv sind. Während des Untersuchungszeitraums haben also Unternehmen mit geringem ESG-Score tendenziell eine höhere Rendite erwirtschaftet als Unternehmen mit hohem ESG-Score, nach Berücksichtigung des Size- sowie des Value-Effektes. Damit deckt sich das Ergebnis mit der Erwartung, dass der negative Effekt von ESG die Rendite von Unternehmen langfristig dominiert.

Tabelle 17.1: ESG-Faktoren

Tabelle 17.1 zeigt die durchschnittlichen ESG-Faktoren (wobei 1,00 für 1,00 % steht) für den US-amerikanischen Markt (Panel A) und den EMU-Markt (Panel B). Der ESG-Faktor (siehe Formel (16.1)) gibt die Differenz zwischen den Renditen von Portfolios mit niedrigem ESG-Score und Portfolios mit hohem ESG-Score an. Der ESG-Groß-Faktor (siehe (16.2)) und der ESG-Klein-Faktor (siehe Formel (16.3)) zeigen die entsprechende Renditedifferenz für große bzw. kleine Unternehmen. Die Ergebnisse werden sowohl für den gesamten Untersuchungszeitraum als auch für die Subzeiträume präsentiert.

Panel A: US						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
ESG-Faktor	0,396	0,842	0,074	0,265	0,098	0,276
ESG-Groß-Faktor	0,497	0,910	0,291	0,091	0,444	0,418
ESG-Klein-Faktor	0,296	0,774	-0,143	0,439	-0,248	0,135
Panel B: EMU						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
ESG-Faktor	0,049	0,727	-0,026	-0,394	-0,086	0,269
ESG-Groß-Faktor	0,311	0,702	0,025	-0,354	0,023	0,397
ESG-Klein-Faktor	-0,214	0,751	-0,078	-0,434	-0,195	0,140

In der detaillierten Analyse der US-amerikanischen ESG-Faktoren fällt auf, dass alle ESG-Faktoren, auch in allen Subzeiträumen, mit zwei Ausnahmen beim ESG-Klein-Faktor, positiv sind. In zwei Subzeiträumen ist dieser Faktor negativ. Die Tatsache, dass die Faktoren im US-amerikanischen Markt häufiger positiv sind, deutet darauf hin, dass der kurzfristige positive Effekt von ESG auf die Renditen nur schwach ausgeprägt ist. Das wiederum ist ein Zeichen dafür, dass der US-amerikanische Markt im Transitionsprozess weit fortgeschritten ist und bereits ein weitreichendes öffentliches Bewusstsein für ESG existiert.

Bei der Analyse der ESG-Faktoren des EMU-Markts fällt hingegen auf, dass alle ESG-Faktoren in den Subzeiträumen mehrfach das Vorzeichen wechseln. Dieser Wechsel der Vorzeichen passt zu der Erwartung, dass in Perioden, in denen sich das öffentliche Bewusstsein von ESG deutlich verändert, der langfristige negative Effekt kurzfristig durch den positiven Effekt überschattet werden kann. Der ESG-Groß-Faktor und der ESG-Klein-Faktor korrelieren während des Untersuchungszeitraums stark (Korrelationskoeffizient: 0,88). Dies zeigt auf, dass beide Faktoren sich ähnlich verhalten und von einem gemeinsamen übergreifenden Effekt beeinflusst sind. Damit wird die erste Hypothese, dass ein systematischer Effekt von ESG existiert, unterstützt.

Die ESG-Faktoren im EMU-Markt sind im letzten Subzeitraum (2018 bis 2020) im Vergleich zu den Vorperioden deutlich höher und positiv. In Verbindung mit der Beobachtung der negativen Faktoren am Anfang des Untersuchungszeitraums kann dies implizieren, dass zu Beginn eine größere Transition (das heißt ein starkes Ansteigen des öffentlichen Bewusstseins für ESG) im EMU-Markt stattgefunden hat und diese Transition zum Ende des Untersuchungszeitraums weitgehend abgeschlossen war. Zusätzlich deutet die Beobachtung, dass der ESG-Klein-Faktor immer kleiner als der ESG-Groß-Faktor ist, darauf hin, dass das öffentliche Bewusstsein bei Investoren, die in kleinere Unternehmen investieren, geringer ausgeprägt ist als bei Investoren, die in größere Unternehmen investieren. Alternativ kann die Beobachtung zeigen, dass kleinere Unternehmen dem Thema ESG insgesamt weniger Bedeutung schenken bzw. weniger Ressourcen auf ESG-Aktivitäten allokalieren.

Der Vergleich beider Märkte legt daher nahe, dass sich das öffentliche Bewusstsein für ESG im EMU-Markt während des Untersuchungszeitraums stärker veränderte als im US-amerikanischen Markt. Somit ist es möglich, dass die Entwicklung des europäischen Markts der des US-amerikanischen Markts hinterherhängt, der Transitionsprozess im US-amerikanischen Markt früher begonnen hat und damit auch früher abgeschlossen wurde.

Ein Vergleich der beiden ESG-Groß-Faktoren zeigt auch, dass sich beide Faktoren während des Untersuchungszeitraums ähnlich entwickeln (Korrelationskoeffizient: 0,58). Auch dieses Ergebnis weist darauf hin, dass der ESG-Faktor einen systematischen Effekt abbildet, der auch international in verschiedenen Finanzmärkten ähnlich wirkt. Wie zu erwarten war, ist dieser Effekt bei den ESG-Klein-Faktoren mit einem Korrelationskoeffizienten von 0,40 bereits etwas geringer, da ein geringerer Anteil der kleineren Unternehmen international gehandelt wird.

Die initiale Auswertung der Differenzen der Portfoliorenditen dient als erste empirische Unterstützung der Hypothesen, dass es einen systematischen Einfluss von ESG auf Renditen gibt und dieser Einfluss nicht nur in eine Richtung wirkt. Zusätzlich zeigt sich, dass, obwohl eine internationale Harmonisierung des Effektes, insbesondere im Bereich großer Unternehmen, vorliegt, die verschiedenen Märkte (US-amerikanisch im Vergleich zu EMU) und Segmente (große im Vergleich zu kleinen Unternehmen) sich aber in unterschiedlichen Stadien des Transitionsprozesses befinden.

17.2 Portfolioanalyse: Einfluss des öffentlichen Bewusstseins

Zur empirischen Überprüfung der beiden gegenläufigen Effekte entsprechend den Hypothesen aus Abschnitt 13.4 bedarf es einer Ersatzgröße zur Messung des öffentlichen Bewusstseins für ESG. Hierfür wird, wie in Abschnitt 16.1 bereits dargestellt, auf weltweite Google Trends-Suchdaten für das Suchwort *ESG* zurückgegriffen. Es ist daher nicht möglich, zwischen dem Bewusstsein der allgemeinen Öffentlichkeit und dem der Investoren im Speziellen zu unterscheiden. Obwohl entsprechend den Hypothesen die Fokussierung auf das Bewusstsein von Investoren optimal wäre, ist davon auszugehen, dass das allgemeine öffentliche Bewusstsein ein geeigneter Indikator für das Bewusstsein von Investoren ist.

Der absolute Google-Index für das Interesse am Suchbegriff *ESG* wird als GI_t bezeichnet. Um die Veränderung von einem zum nächsten Monat zu messen, wird die relative Veränderung des Google-Index als ΔGI_t wie folgt definiert:

$$\Delta GI_t = \frac{GI_t - GI_{t-1}}{GI_{t-1}} \quad (17.1)$$

Entsprechend den Hypothesen aus Abschnitt 13.4 werden ein positiver Einfluss von GI auf den ESG-Faktor (langfristiger negativer Effekt von ESG auf Renditen) und ein negativer Einfluss von ΔGI auf den ESG-Faktor (kurzfristiger positiver Effekt von ESG auf Renditen) erwartet. Um diese Erwartungen zu überprüfen, werden sowohl für alle Beobachtungen als auch für alle Regionen jeweils zwei lineare Regressionsmodelle konstruiert: ein Modell mit einer Konstanten und eines ohne. Die Ergebnisse der Regressionsschätzungen sind in Tabelle 17.2 aufgeführt. Für die Regressionsmodelle (1) und (2) werden jeweils zwei Konstanten genutzt: eine Dummy-Konstante für Beobachtungen des US-amerikanischen Markts sowie eine Dummy-Konstante für Beobachtungen des EMU-Markts. Die Regressionsgleichung ist:

$$\begin{aligned} ESG\text{-Faktor}_t^r = & \beta^1 \cdot \Delta GI_t + \beta^2 \cdot GI_t + \text{Konstante}^{US} \cdot \text{US-Dummy}^r \\ & + \text{Konstante}^{EMU} \cdot \text{EMU-Dummy}^r + \epsilon_t^r \end{aligned}$$

Hierbei ist $ESG-Faktor_t^r$ der ESG-Faktor der Region r (US oder EMU) im Jahr t . $US-Dummy^r$ ist eine Dummy-Variable, die eins ist wenn die Beobachtung aus dem US-amerikanischen Markt stammt und null ist wenn sie aus dem EMU-Markt kommt. Das gleiche gilt analog für $EMU-Dummy^r$ für den EMU-Markt.

Tabelle 17.2: Einfluss des öffentlichen Bewusstseins auf ESG-Faktoren

Tabelle 17.2 zeigt die Ergebnisse linearer Regressionen. Die abhängige Variable ist in allen Regressionsmodellen der ESG-Faktor. Die Regressionsmodelle (1) und (2) vereinen die Beobachtungen zu beiden Märkten, die Modelle (2) und (3) die Beobachtungen zum US-amerikanischen Markt und die Modelle (5) und (6) die zum EMU-Markt. GI ist der weltweite Google-Trend-Index für das Suchwort ESG und ΔGI die monatliche relative Veränderung des Google-Trend-Index entsprechend der Definition in Formel (17.1). Standardfehler der geschätzten Koeffizienten sind in Klammern angegeben und die statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Region	Beide Märkte		US		EMU	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GI	0,018*** (0,007)	0,046*** (0,016)	0,026*** (0,007)	0,055*** (0,017)	0,010 (0,012)	0,037 (0,028)
ΔGI	-1,272 (0,866)	-1,542* (0,872)	-0,009 (0,927)	-0,267 (0,930)	-2,557* (1,454)	-2,823* (1,473)
Konstante				-0,687* (0,384)		-0,662 (0,605)
Konstante ^{US}		-0,485 (0,389)				
Konstante ^{EMU}		-0,858** (0,389)				
# Beobachtungen	262	262	131	131	131	131
R^2	0,030	0,040	0,093	0,073	0,026	0,035
Adjustiertes R^2	0,022	0,029	0,079	0,058	0,011	0,019
Standardfehler der Regression	2,436	2,422	1,845	1,829	2,890	2,888
F-Statistik	3,944**	3,591**	6,539***	4,991***	1,695	2,283

Die geschätzten Koeffizienten für den Einfluss von GI sind in allen Regressionsmodellen wie erwartet positiv. Insbesondere im Hinblick auf den US-amerikanischen Markt sind die Koeffizienten eindeutig statistisch signifikant. Auch im Regressionsmodell für beide Märkte mit Konstante (Regressionsmodell (2)) ist der Einfluss statistisch signifikant.

Der ökonomische Einfluss auf den ESG-Faktor hängt somit von der Stärke der Veränderung des Google-Index GI ab, der während des Untersuchungszeitraums zwischen 10

und 59 liegt. Daher beträgt im US-amerikanischen Markt der Einfluss von GI auf den ESG-Faktor je nach Modell zwischen 1,3 % ($49 \cdot 0,055$; Regressionsmodell (3)) und 2,7 % ($49 \cdot 0,055$; Regressionsmodell (4)). Den im nächsten Abschnitt beleuchteten Ergebnissen vorausgreifend hat ein durchschnittliches Unternehmen mit geringem ESG-Score ein Loading auf den ESG-Faktor von 0,24 (siehe $\beta^{\bar{Non}}$ in Tabelle 17.4), was wiederum zu einer Erhöhung der Rendite dieses Unternehmens von 31 auf 65 Basispunkte führt, sofern der GI entsprechend von 10 auf 59 steigt, womit die ökonomische Signifikanz bejaht werden kann.

Die Koeffizienten für den EMU-Markt deuten zwar denselben zugrunde liegenden Effekt an, sind aber nicht statistisch signifikant. Wie bereits im vorigen Abschnitt diskutiert, kann es sein, dass während des Untersuchungszeitraums eine stärkere Veränderung des öffentlichen Bewusstseins für ESG im EMU-Markt stattgefunden hat als im US-amerikanischen Markt und deswegen die Hürde der statistischen Nachweisbarkeit nicht erreicht wurde.

Diese Interpretation wird durch die Tatsache bestärkt, dass der Einfluss von ΔGI in allen Regressionsmodellen wie erwartet negativ auf den ESG-Faktor wirkt und im EMU-Markt im Vergleich zum US-amerikanischen Markt sowohl stärker als auch statistisch signifikanter ausfällt. Dies kann ebenfalls die Deutung, dass im EMU-Markt während des Untersuchungszeitraums eine ausgeprägtere Transition stattgefunden hat, unterstützen.

Unabhängig vom Vergleich der Transitionsaktivitäten innerhalb der Märkte bestärken die negativen Koeffizienten für ΔGI die Hypothese, dass eine Steigerung des öffentlichen Bewusstseins für ESG die Renditen kurzfristig positiv beeinflusst. Der Effekt ist sowohl für den EMU-Markt als auch für beide Märkte gemeinsam statistisch signifikant. Für den US-amerikanischen Markt stimmen zwar die Vorzeichen mit den Erwartungen überein, die Werte sind jedoch nicht statistisch signifikant.

Zusammenfassend bekräftigen die Ergebnisse der Regressionsanalysen (Tabelle 17.2) die Hypothesen, dass ein langfristig hohes Bewusstsein für ESG (gemessen mittels GI) einen negativen Einfluss auf die Rendite von Unternehmen (positiven Einfluss auf den ESG-Faktor) und ein wachsendes Bewusstsein für ESG (gemessen mittels ΔGI) einen positiven Einfluss auf die Rendite ESG-konformer Unternehmen (negativen Einfluss auf den ESG-Faktor) hat. Dies kann auch der Grund dafür sein, dass vorausgehende Studien bezüglich

des Einflusses von ESG auf Aktienrenditen zu unterschiedlichen Ergebnissen gekommen sind, da es entscheidend ist, welcher der beiden Effekte während des jeweiligen Untersuchungszeitraums dominierte.

17.3 Unternehmensanalyse: Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten

Die in den zwei vorausgegangenen Abschnitten dargestellten Ergebnisse basieren auf Portfoliorenditen und den daraus gebildeten ESG-Faktoren, nicht aber auf der Auswertung individueller Unternehmensrenditen. Als zusätzliche Analyse werden in diesem Abschnitt verschiedene empirische Ergebnisse auf Unternehmensebene präsentiert. Im ersten Teil liegt der Fokus auf Alpha-Werten, im zweiten Teil auf Beta-Koeffizienten.

17.3.1 Alpha-Werte

Im ersten Schritt werden Überrenditen (Alpha-Werte) für jedes Unternehmen i bestimmt. Daher werden alle Unternehmen mit weniger als 30 Monatsbeobachtungen exkludiert. Die Alpha-Werte werden entsprechend dem Fünf-Faktoren-Modell von Fama und French (2015) geschätzt. Die durchschnittlichen Alpha-Werte für den US-amerikanischen Markt sind in Panel A, die für den EMU-Markt in Panel B als $\bar{\alpha}$ aufgeführt (Tabelle 17.3).

Da die Fragestellung auf den Einfluss von ESG auf Renditen abzielt, ist in Tabelle 17.3 ebenfalls der durchschnittliche Alpha-Wert für das Quantil der Unternehmen mit den geringsten ESG-Scores als $\bar{\alpha}^{Non}$ und das Quantil der Unternehmen mit den höchsten ESG-Scores als $\bar{\alpha}^{ESG}$ präsentiert. Zusätzlich wird die Differenz zwischen den Unternehmen mit niedrigem ESG-Score und den mit hohem ESG-Score (analog der Definition des ESG-Faktors) als $\bar{\alpha}^{Dif}$ angegeben.

Für den gesamten Untersuchungszeitraum ist die Differenz $\bar{\alpha}^{Dif}$ immer positiv. Unternehmen mit geringem ESG-Score haben also eine höhere Überrendite (höherer Alpha-Wert) erzielt. Dieses Ergebnis deckt sich mit den vorhergegangenen Erkenntnissen, die auf der Portfolioanalyse basieren, und bestärkt die Hypothese, dass langfristig der negative Effekt von ESG auf Renditen den positiven Effekt dominiert. Ähnlich zu den Ergebnissen aus Abschnitt 17.1 sind die Renditedifferenzen im US-amerikanischen Markt ausgeprägter als

im EMU-Markt. Auch hier kann dieser erste Eindruck bereits darauf hinweisen, dass es mehr Transitionsaktivität im EMU-Markt gegeben hat und damit der kurzfristige positive Effekt von ESG stärker ausgefallen ist.

Tabelle 17.3: Gruppierte Alpha-Werte

Tabelle 17.3 zeigt durchschnittliche Alpha-Werte für den US-amerikanischen Markt (Panel A) und den EMU-Markt (Panel B). α_i wurden individuell für jedes Unternehmen i mit mehr als dreißig Monatsbeobachtungen basierend auf dem Fünf-Faktoren-Modell von Fama und French (2015) geschätzt. $\bar{\alpha}$ ist der durchschnittliche geschätzte Alpha-Wert für alle Unternehmen, $\bar{\alpha}^{ESG}$ der durchschnittliche Alpha-Wert für das Quantil mit den Unternehmen mit den höchsten ESG-Scores und $\bar{\alpha}^{Non}$ der durchschnittliche Alpha-Wert für das Quantil mit den Unternehmen mit den niedrigsten ESG-Score. Die Differenz zwischen $\bar{\alpha}^{Non}$ und $\bar{\alpha}^{ESG}$ wird als $\bar{\alpha}^{Dif}$ dargestellt. Die statistische Signifikanz für durchschnittliche Alpha-Werte wird anhand einfacher T-Tests ermittelt, die statistische Signifikanz der Differenzen $\bar{\alpha}^{Dif}$ anhand des T-Tests von Welch. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Panel A: US						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\alpha}$	0,3265	0,4098	-0,0082	-0,0328	0,0275	0,2806
$\bar{\alpha}^{Non}$	0,9363	1,6648	0,1968	-0,2590***	0,1037	0,4622*
$\bar{\alpha}^{ESG}$	-0,0303	-0,0278	-0,1096*	0,1317*	-0,0648	0,1246
$\bar{\alpha}^{Dif}$	0,9666	1,6926	0,3063**	-0,3907***	0,1685	0,3376
Panel B: EMU						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\alpha}$	0,2198	0,0102	-0,0286	1,1174	0,5461	0,2977
$\bar{\alpha}^{Non}$	0,3714**	-0,0230	0,0674	0,6932***	0,4750*	0,5355**
$\bar{\alpha}^{ESG}$	0,2151***	0,0954	-0,0065	1,3870***	0,6966***	0,5105***
$\bar{\alpha}^{Dif}$	0,1563	-0,1183	0,0739	-0,6939***	-0,2216	0,0250

Die Ergebnisse der Subzeiträume zeigen ähnliche Resultate wie die portfoliobasierte Analyse. In beiden Märkten kommt es in einzelnen Subzeiträumen zu negativen Renditedifferenzen $\bar{\alpha}^{Dif}$ wobei dies im EMU-Markt häufiger und stärker ausgeprägt ist. Die Korrelationskoeffizienten der ESG-Faktoren und $\bar{\alpha}^{Dif}$ bestätigen ebenfalls die Konsistenz der Ergebnisse aus den Tabelle 17.1 und Tabelle 17.3 mit 0,83 für den US-amerikanischen Markt und 0,50 für den EMU-Markt.

Zusammenfassend lässt sich also festhalten, dass die portfoliobasierten Ergebnisse sich mit den Ergebnissen der Auswertung auf Unternehmensebene decken und (1) Unternehmen mit hohem ESG-Score langfristig weniger (risikoadjustierte) Rendite (gemessen durch einen geringeren Alpha-Wert) generieren als Unternehmen mit geringem ESG-Score, (2)

es aber immer wieder Perioden gibt, in denen der gegenteilige Effekt sichtbar wird. Dies bestätigt die herausgearbeiteten Erwartungen und Hypothesen, dass ein systematischer Effekt von ESG existiert. Dieser Effekt ist allerdings nur langfristig negativ und kann während der Transitionsphase bzw. bei steigendem öffentlichen Bewusstsein für ESG positiv werden.

17.3.2 Beta-Koeffizienten

Nach der Analyse der durchschnittlichen Differenzen zwischen den Alpha-Werten werden in dieser Studie die geschätzten Beta-Koeffizienten von Unternehmen auf den ESG-Faktor in den Blick genommen. Entsprechend dem Vorgehen nach Fama und French (1993, 2015) wird zusätzlich zu den bekannten Faktoren auch der ESG-Faktor in die Regressionsgleichung aufgenommen. Daher wird im ersten Schritt für jedes Unternehmen i das folgende erweiterte Fünf-Faktoren-Modell geschätzt:

$$r_t^i - rf_t = \alpha_i + \beta^i \cdot ESG\text{-Factor}_t + \gamma_1^i \cdot (MKT_t - rf_t) + \gamma_2^i \cdot SMB_t + \gamma_3^i \cdot HML_t + \gamma_4^i \cdot RMW_t + \gamma_5^i \cdot CMA_t + \epsilon_t^i,$$

Dabei ist MKT die marktkapitalisierungsgewichtete Marktrendite, rf der risikofreie Zinssatz, SMB die Differenz zwischen der Rendite großer und der kleiner Unternehmen (gemessen an der Marktkapitalisierung), HML die Differenz zwischen der Rendite etablierter und der wachsender Unternehmen (gemessen am Kurs-Buch-Verhältnis), RMW die Differenz zwischen der Rendite von Unternehmen mit robuster und der von Unternehmen mit schwacher Profitabilität der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit (gemessen an der operativen Profitabilität) und CMA die Differenz der Renditen von Unternehmen mit konservativer und Unternehmen mit aggressiver Investitionstätigkeit (gemessen an den Investitionsbeträgen der Unternehmen). Die Überprüfung der Ergebnisse auf Grundlage des Fünf-Faktoren-Modells und anderer Asset-Pricing-Modelle findet sich in Kapitel 18 als Robustheitsanalyse.

Tabelle 17.4: Gruppierte Beta-Koeffizienten

Tabelle 17.4 zeigt durchschnittliche Beta-Koeffizienten für den US-amerikanischen Markt (Panel A) und den EMU-Markt (Panel B). β_i wurden individuell für jedes Unternehmen i mit mehr als dreißig Monatsbeobachtungen basierend auf dem Fünf-Faktoren-Modell von Fama und French (2015) inklusive des ESG-Faktors geschätzt. $\bar{\beta}$ ist der durchschnittliche geschätzte Beta-Koeffizient für alle Unternehmen, $\bar{\beta}^{ESG}$ der durchschnittliche Beta-Koeffizient für das Quantil mit den Unternehmen mit den höchsten ESG-Scores und $\bar{\beta}^{Non}$ der durchschnittliche Beta-Koeffizient für das Quantil mit den Unternehmen mit den niedrigsten ESG-Scores. Die Differenz zwischen $\bar{\beta}^{Non}$ und $\bar{\beta}^{ESG}$ wird als $\bar{\beta}^{Dif}$ dargestellt. Die statistische Signifikanz der durchschnittlichen Beta-Koeffizienten basiert auf einfachen T-Tests und die statistische Signifikanz der Differenzen $\bar{\beta}^{Dif}$ auf dem T-Test nach Welch. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Panel A: US						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\beta}$	0,0291	-0,0278	0,1284	0,1225	0,0847	0,1491
$\bar{\beta}^{Non}$	0,2427	0,3254	0,2256***	0,3427**	0,1619	0,4682***
$\bar{\beta}^{ESG}$	-0,0232	-0,1461***	0,0452	-0,0892	-0,0706	-0,0732
$\bar{\beta}^{Dif}$	0,2659	0,4715	0,1804*	0,4319**	0,2325**	0,5414***
Panel B: EMU						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\beta}$	-0,1856	-0,1840	-0,3278	-0,1188	-0,2463	-0,0173
$\bar{\beta}^{Non}$	-0,0335	0,0062	-0,1286	-0,0897	-0,0125	0,0857
$\bar{\beta}^{ESG}$	-0,2435***	-0,3039***	-0,3852***	-0,1349*	-0,3474***	-0,1017*
$\bar{\beta}^{Dif}$	0,2099***	0,3101**	0,2567**	0,0452	0,3349***	0,1874

Die Ergebnisse sind, wie die der vorhergehenden Analyse, in Tabelle 17.4 aufgeführt. Hierbei ist $\bar{\beta}$ der durchschnittlich geschätzte Beta-Koeffizient, $\bar{\beta}^{Non}$ der durchschnittlich geschätzte Beta-Koeffizient für Unternehmen mit geringem ESG-Score und $\bar{\beta}^{ESG}$ der durchschnittlich geschätzte Beta-Koeffizient für Unternehmen mit hohem ESG-Score. Die Differenz von $\bar{\beta}^{Non}$ und $\bar{\beta}^{ESG}$ ist in Form von $\bar{\beta}^{Dif}$ gegeben.

Es fällt auf, dass die Differenz $\bar{\beta}^{Dif}$ immer positiv ist. Dies signalisiert, dass Unternehmen mit geringem ESG-Score generell ein höheres Loading (das heißt einen größeren Beta-Koeffizienten) aufweisen. Dies gilt sowohl für den gesamten Untersuchungszeitraum als auch für die Subzeiträume. Diese Differenz ist überwiegend statistisch signifikant und bestätigt die Hypothese, dass ESG einen systematischen Einfluss auf die Renditen hat und dieser Einfluss vom ESG-Score abhängt. Allein die Frage, ob die Prämie, die Investoren für das Halten von ESG-Assets erhalten, positiv oder negativ ausfällt, ist vom öffentli-

chen Bewusstsein für ESG bzw. dessen Veränderung entsprechend den Ausführungen in Abschnitt 17.2 abhängig.

Hier zeigt sich auch der Unterschied zu der vorhergehenden Auswertung basierend auf den durchschnittlichen Alpha-Werten. Die Differenzen $\overline{\alpha^{Dif}}$ sind zwar über den gesamten Untersuchungszeitraum positiv und signalisieren, dass ESG einen negativen Einfluss auf die Rendite hat (langfristiger negativer Effekt), es gab aber immer wieder Subperioden in denen $\overline{\alpha^{Dif}}$ negativ war und die damit gezeigt haben, dass der kurzfristige positive Effekt von ESG in dieser Periode überwiegt. Bei den Differenzen $\overline{\beta^{Dif}}$ der durchschnittlichen Beta-Koeffizienten war dieses wechselnde Vorzeichen nicht zu erkennen, was zeigt, dass die Loadings der Unternehmen auf einen ESG-Faktor nicht von der Periode abhängen und grundsätzlich jederzeit bestehen. Nur die Höhe bzw. das Vorzeichen dieser Prämie (das heißt der ESG-Faktor) schwankt.

Abschließend lässt sich feststellen, dass die Ergebnisse auf Unternehmensebene die vorausgegangenen Ergebnisse bestärken. Sowohl die Tatsache, dass die Differenzen der Alpha-Werte mit dem Verlauf des ESG-Faktors korrelieren, als auch die Tatsache, dass das Loading auf den ESG-Faktor sich entsprechend dem ESG-Score verhält, zeigt, dass ESG einen systematischen Einfluss auf die Rendite von Unternehmen hat. Auch die Hypothese der Existenz zweier gegenläufiger Effekte wird durch die Daten gestützt, da langfristig der erwartete negative Effekt überwiegt, es aber auch immer wieder Subperioden gibt, in denen der kurzfristige positive Effekt überwiegt. Daher bestätigen die empirischen Ergebnisse die erarbeiteten Hypothesen.

Kapitel 18

Robustheitsanalysen

In diesem Kapitel werden verschiedene Abwandlungen der im Hauptteil präsentierten empirischen Auswertungen zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse dargestellt. Hierfür werden im ersten Schritt anstelle des einzelnen ESG-Faktors die detaillierten ESG-Faktoren herangezogen (Abschnitt 18.1), im zweiten Schritt wird ein veränderter Suchbegriff für die Google-Trend-Suchdaten verwendet (Abschnitt 18.2) und im letzten Schritt werden andere Asset-Pricing-Modelle genutzt (Abschnitt 18.3).

18.1 Berücksichtigung detaillierter ESG-Faktoren

Die in Abschnitt 17.2 sowie Tabelle 17.2 dargelegten Ergebnisse unterstützen die zwei erwarteten gegenläufigen Effekte von ESG auf Aktienrenditen, indem sie zeigen, dass ein hohes Level an öffentlichem Bewusstsein für ESG, gemessen durch den Google-Trend-Index, zu einer geringeren Aktienrendite nachhaltiger Unternehmen führt. Zusätzlich wurde jedoch auch nachgewiesen, dass ein Wachstum des öffentlichen Bewusstseins für ESG höhere Renditen nachhaltiger Unternehmen nach sich zieht. Alle hierfür genutzten Regressionsanalysen verwenden den ESG-Faktor als abhängige und zu erklärende Variable. Hierdurch entstehen zwei Herausforderungen: (1) Möglicherweise unterschiedliche Reaktionen von kleinen und großen bzw. Value- und Growth-Unternehmen werden nicht berücksichtigt und (2) es ist für jede Region jeweils nur eine begrenzte Anzahl an Beobachtungen vorhanden.

Tabelle 18.1: Einfluss von öffentlichem Bewusstsein auf verschiedene ESG-Faktoren

Tabelle 18.1 zeigt die Ergebnisse linearer Regressionen. Die abhängigen Variablen sind in allen Regressionsmodellen die vier verschiedenen ESG-Faktoren (ESG-Groß-Faktor, ESG-Klein-Faktor, ESG-Value-Faktor, ESG-Growth-Faktor). Die Modelle (1) und (2) vereinen die Beobachtungen zu beiden Märkten, die Modelle (2) und (3) die zum US-amerikanischen Markt und die Modelle (5) und (6) die zum EMU-Markt. GI ist der weltweite Google-Trend-Index für das Suchwort ESG und ΔGI die monatliche relative Veränderung des Google-Trend-Index entsprechend der Definition in Formel (17.1). Standardfehler der geschätzten Koeffizienten sind in Klammern angegeben und die statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

	Total		US		EMU	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
GI	0,018*** (0,005)	0,046*** (0,011)	0,026*** (0,005)	0,055*** (0,012)	0,010 (0,008)	0,037** (0,018)
ΔGI	-1,272** (0,577)	-1,542*** (0,581)	-0,009 (0,636)	-0,267 (0,640)	-2,557*** (0,959)	-2,823*** (0,970)
Konstante ^{US}		-0,149 (0,164)				
Konstante ^{EMU}		-0,522*** (0,164)				
Konstante ^{Groß}		-0,153 (0,192)		-0,591* (0,326)		-0,393 (0,492)
Konstante ^{Klein}		-0,519*** (0,192)		-0,784** (0,326)		-0,931* (0,492)
Konstante ^{Value}		-0,494* (0,283)		-0,376 (0,312)		-0,612 (0,472)
Konstante ^{Growth}		0,128 (0,283)		0,183 (0,312)		0,073 (0,472)
# Beobachtungen	1 048	1 048	524	524	524	524
R^2	0,017	0,029	0,051	0,046	0,015	0,026
Adjustiertes R^2	0,015	0,023	0,047	0,037	0,011	0,017
Std.-Fehler Regression	3,248	3,228	2,532	2,516	3,812	3,804
F-Statistik	8,874***	5,125***	13,889***	4,939***	3,898**	2,787**

Um die Robustheit der gezeigten und diskutierten Ergebnisse zu überprüfen, werden im Folgenden ähnliche Regressionsanalysen genutzt, denen allerdings eine wesentlich höhere Anzahl an Beobachtungen zugrunde liegt und für unterschiedliche Effekte von Größe so-

wie Markt-zu-Buchwert erlauben. Für die Analyse werden anstelle der monatlichen Beobachtungen des ESG-Faktors die zwei größenspezifischen ESG-Faktoren entsprechend den Formeln (16.2) und (16.3) sowie die ESG-Value- und ESG-Growth-Faktoren verwendet, die wie folgt definiert sind:

$$ESG\text{-Value-Faktor} = \frac{(r_{\text{Groß-Value}}^{\text{Gering ESG}} - r_{\text{Groß-Value}}^{\text{Hoch ESG}}) + (r_{\text{Klein-Value}}^{\text{Gering ESG}} - r_{\text{Klein-Value}}^{\text{Hoch ESG}})}{2}$$

$$ESG\text{-Growth-Faktor} = \frac{(r_{\text{Groß-Wachstum}}^{\text{Gering ESG}} - r_{\text{Groß-Wachstum}}^{\text{Hoch ESG}}) + (r_{\text{Klein-Wachstum}}^{\text{Gering ESG}} - r_{\text{Klein-Wachstum}}^{\text{Hoch ESG}})}{2}$$

Dies führt dazu, dass es vier monatliche Faktoren als abhängige Variablen für die Regressionsanalysen gibt, die entsprechend den Analysen in Tabelle 17.2 mit dem Zusatz, dass es jeweils eine Dummy-Variable für die vier Gruppen gibt (Konstante^{Large}, Konstante^{Small}, Konstante^{Value}, Konstante^{Growth}), erfolgen. Die Regressionsgleichung ergibt sich somit als

$$\begin{aligned} ESG\text{-Faktor}_t^{r,a} = & \beta^1 \cdot \Delta GI_t + \beta^2 \cdot GI_t + \text{Konstante}^{US} \cdot \text{US-Dummy}^{r,a} \\ & + \text{Konstante}^{EMU} \cdot \text{EMU-Dummy}^{r,a} + \text{Konstante}^{Groß} \cdot \text{Groß-Dummy}^{r,a} \\ & + \text{Konstante}^{Klein} \cdot \text{Klein-Dummy}^{r,a} + \text{Konstante}^{Value} \cdot \text{Value-Dummy}^{r,a} \\ & + \text{Konstante}^{Growth} \cdot \text{Growth-Dummy}^{r,a} + \epsilon_t^{r,a} \end{aligned} \quad (18.1)$$

Hierbei ist $ESG\text{-Faktor}_t^{r,a}$ der a -te¹⁸ ESG-Faktor der Region r (US oder EMU) im Jahr t . $\text{US-Dummy}^{r,a}$ ist eine Dummy-Variable, die eins ist wenn die Beobachtung aus dem US-amerikanischen Markt stammt und null ist wenn sie aus dem EMU-Markt kommt. Das gleiche gilt analog für $\text{EMU-Dummy}^{r,a}$ für den EMU-Markt. $\text{Groß-Dummy}^{r,a}$ ist eine Dummy-Variable, die eins ist wenn die Beobachtung der ESG-Groß-Faktor ist und sonst null ist. Das gleiche gilt analog für die weiteren Dummy-Variablen $\text{Klein-Dummy}^{r,a}$, $\text{Value-Dummy}^{r,a}$ und $\text{Growth-Dummy}^{r,a}$. Die sich daraus ergebenden Resultate sind in Tabelle 18.1 dargestellt.

¹⁸Wobei a für die vier unterschiedlichen Arten der ESG-Faktoren steht (Groß, Klein, Value und Growth).

Da es sich bei dem ESG-Faktor nur um einen gleichgewichteten Durchschnitt des ESG-Groß- und ESG-Klein-Faktors bzw. des ESG-Value- und ESG-Growth-Faktors handelt, entsprechen die geschätzten Koeffizienten in allen Modellen den Koeffizienten der Analyse im Hauptteil. Es zeigt sich aber, dass die statistische Signifikanz der geschätzten Koeffizienten sowohl für GI als auch für ΔGI erheblich ansteigt. Sowohl im Gesamtmarkt als auch im EMU-Markt sind beide Effekte damit zum 99 %-Niveau statistisch signifikant. Auch die Signifikanz des gesamten Regressionsmodells ist deutlich höher, was an der größeren F-Statistik zu erkennen ist.

Insgesamt kann hiermit erneut gezeigt werden, dass Schwankungen der ESG-Faktoren in Teilen durch Google Trends-Suchdaten zu erklären sind und sich diese Effekte entsprechend den initialen Hypothesen verhalten. Diese Ergebnisse stärken damit die Robustheit der im vorhergehenden Kapitel nachgewiesenen Effekte.

18.2 Veränderte Suchbegriffe

Da das Akronym *ESG* erstmalig 2005 genutzt wurde (Pollman, 2022), ist es möglich, dass der Suchbegriff *ESG*, insbesondere für den Beginn des Untersuchungszeitraums (das Jahr 2010), das öffentliche Bewusstsein für Nachhaltigkeit nicht umfassend erfasst. Als weiterer Robustheitstest werden daher im Folgenden Regressionsanalysen entsprechend den Ergebnisse aus Abschnitt 17.2 vorgenommen¹⁹, mit dem Unterschied, dass der Google-Trend-Index nicht für den Suchbegriff *ESG*, sondern für den Suchbegriff *Sustainable Investing* genutzt wird.

Die Ergebnisse basierend auf diesem Suchbegriff sind in Tabelle 18.2 präsentiert. Es fällt auf, dass auf der einen Seite beide erwarteten Effekte nun im US-amerikanischen Markt sichtbar sind und im Unterschied zu den Ergebnissen der Hauptanalyse auch der kurzfristige positive Effekt von ΔGI statistisch signifikant ist. Auf der anderen Seite ist im EMU-Markt nun nur noch der langfristige negative Effekt nachweisbar.

Insgesamt deutet diese Robustheitsüberprüfung auf zwei Erkenntnisse hin: (1) Grundsätzlich lässt sich auch der kurzfristige positive Effekt statistisch signifikant im US-amerikanischen Markt nachweisen, was eine Stärkung der bereits präsentierten Ergebnisse bedeutet. (2) Auf der anderen Seite ist die Spezifizierung des Suchbegriffs bzw. die

¹⁹Die Regressionsgleichungen entsprechen der Regressionsgleichung aus Formel (18.1).

Messung des öffentlichen Bewusstseins für ESG insgesamt herausfordernd und in der zukünftigen Forschung werden womöglich weitere Indikatoren gefunden. Die Tatsache, dass der konkrete Suchbegriff *Sustainable Investing* im EMU-Markt zu schwächeren Ergebnissen führt, ist vermutlich auch darauf zurückzuführen, dass dieser Begriff nicht in den in diesen Ländern gesprochenen Sprachen vorkommt. Das Akronym ESG ist im Vergleich dazu vermutlich weniger abhängig von der Landessprache.

Tabelle 18.2: Einfluss des öffentlichen Bewusstseins auf ESG-Faktoren (veränderter Suchbegriff)

Tabelle 18.2 zeigt die Ergebnisse linearer Regressionen. Die abhängigen Variablen sind in allen Regressionsmodellen die vier verschiedenen ESG-Faktoren (ESG-Groß-Faktor, ESG-Klein-Faktor, ESG-Value-Faktor, ESG-Growth-Faktor). Die Regressionsmodelle (1) und (2) vereinen die Beobachtungen zu beiden Märkten, die Modelle (2) und (3) die Beobachtungen zum US-amerikanischen Markt und die Modelle (5) und (6) die zum EMU-Markt. GI ist der weltweite Google-Trend-Index für das Suchwort *Sustainable Investing* und ΔGI die monatliche relative Veränderung des Google-Trend-Index entsprechend der Definition in Formel (17.1). Standardfehler der geschätzten Koeffizienten sind in Klammern angegeben und die statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

GI	0,017*** (0,005)	0,027*** (0,009)	0,025*** (0,005)	0,031*** (0,010)	0,008 (0,008)	0,022 (0,014)
ΔGI	-0,178 (0,154)	-0,207 (0,155)	-0,300* (0,170)	-0,318* (0,172)	-0,056 (0,256)	-0,096 (0,258)
Konstante ^{US}		0,043 (0,146)				
Konstante ^{EMU}		-0,304** (0,146)				
Konstante ^{Groß}		0,051 (0,177)		-0,057 (0,283)		-0,100 (0,426)
Konstante ^{Klein}		-0,312* (0,177)		-0,259 (0,283)		-0,626 (0,426)
Konstante ^{Value}		-0,484* (0,283)		-0,363 (0,314)		-0,604 (0,472)
Konstante ^{Growth}		0,120 (0,283)		0,162 (0,314)		0,078 (0,472)
# Beobachtungen	1 048	1 048	524	524	524	524
R^2	0,012	0,018	0,044	0,028	0,002	0,011
Adjustiertes R^2	0,010	0,013	0,040	0,019	-0,002	0,001
Std.-Fehler Regression	3,246	3,237	2,537	2,537	3,823	3,820
F-Statistik	6,501***	3,217***	12,032***	3,016**	0,589	1,155

18.3 Verschiedene Asset-Pricing-Modelle

Nachdem Fama und French (1993) das inzwischen weit verbreitete und bekannte Drei-Faktoren-Modell entwickelt hatten, erarbeitete Carhart (1997) ein erweitertes Drei-Faktoren-Modell, indem er einen weiteren Faktor für Momentum ergänzte. Das so entstandene Vier-Faktoren-Modell zeigte eine höhere Akkuratessse als das davor genutzte Drei-Faktoren-Modell. Im Jahr 2015 entwickelten Fama und French (2015), aufbauend auf ihrem bestehenden Drei-Faktoren-Modell (Fama und French, 1993), ein Fünf-Faktoren-Modell mit einer nochmals höheren Akkuratessse, sowohl im Vergleich zum ursprünglichen Drei-Faktoren-Modell als auch gegenüber dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart (1997). Daher basieren alle in Kapitel 17 beschriebenen empirischen Auswertungen auf dem aktuellen Fünf-Faktoren-Modell.

Zur Überprüfung, ob die Ergebnisse von der Wahl des zugrunde liegenden Asset-Pricing-Modells abhängen, werden die Auswertungen auf Unternehmensebene analog mit diesen zwei zusätzlichen Asset-Pricing-Modellen durchgeführt. Die empirischen Ergebnisse für das Vier-Faktoren-Modell sind in Tabelle 18.3 aufgelistet, die für das Drei-Faktoren-Modell in Tabelle 18.4.

Werden die Ergebnisse der beiden Asset-Pricing-Modelle mit den initialen Ergebnissen des Fünf-Faktoren-Modells verglichen, ist zu erkennen, dass sich diese nicht wesentlich unterscheiden. So ergeben sich weder Unterschiede hinsichtlich des Vorzeichens noch Differenzen hinsichtlich der statistischen Signifikanz.

Damit kann geschlussfolgert werden, dass die Wahl des Asset-Pricing-Modells keinen bedeutenden Einfluss auf die Ergebnisse hat. Diese Erkenntnis untermauert die Robustheit der dargestellten Schlussfolgerung.

Tabelle 18.3: Gruppierete Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten (Vier-Faktoren-Modell)

Tabelle 18.3 zeigt durchschnittliche Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten für den US-amerikanischen Markt (Panel A) und den EMU-Markt (Panel B). α_i und β_i wurden individuell für jedes Unternehmen i mit mehr als dreißig Monatsbeobachtungen basierend auf dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart (1997) geschätzt. $\bar{\alpha}$ ist der durchschnittliche geschätzte Alpha-Wert für alle Unternehmen, $\bar{\alpha}^{ESG}$ der durchschnittliche Alpha-Wert für das Quantil mit den Unternehmen mit den höchsten ESG-Scores und $\bar{\alpha}^{Non}$ der durchschnittliche Alpha-Wert für das Quantil mit den Unternehmen mit den niedrigsten ESG-Scores. Die Differenz zwischen $\bar{\alpha}^{Non}$ und $\bar{\alpha}^{ESG}$ wird als $\bar{\alpha}^{Dif}$ dargestellt. $\bar{\beta}$ entspricht dem durchschnittlichen geschätzten Beta-Koeffizienten für alle Unternehmen, $\bar{\beta}^{ESG}$ dem durchschnittlichen Beta-Koeffizienten für das Quantil mit den Unternehmen mit den höchsten ESG-Scores und $\bar{\beta}^{Non}$ dem durchschnittlichen Beta-Koeffizienten für das Quantil mit den Unternehmen mit den niedrigsten ESG-Scores. Die Differenz zwischen $\bar{\beta}^{Non}$ und $\bar{\beta}^{ESG}$ wird als $\bar{\beta}^{Dif}$ dargestellt. Die statistische Signifikanz der durchschnittlichen Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten basiert auf einfachen T-Tests, die statistische Signifikanz der Differenzen $\bar{\alpha}^{Dif}$ und $\bar{\beta}^{Dif}$ auf dem T-Test nach Welch. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Panel A: USA						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\alpha}$	0,3410	0,4590	-0,0205	0,0712	0,1844	0,1674
$\bar{\alpha}^{Non}$	0,9565	1,8110	0,1821*	-0,1357	0,2181	0,3117
$\bar{\alpha}^{ESG}$	-0,0003	-0,0539	-0,1179	0,1914***	0,1037	0,0539
$\bar{\alpha}^{Dif}$	0,9568	1,8649	0,2999**	-0,3272***	0,1144	0,2578
$\bar{\beta}$	0,0129	-0,0458	-0,0518	-0,0309	0,1144	0,2238
$\bar{\beta}^{Non}$	0,1837	0,1492	0,1119	0,1803	0,1966*	0,5240***
$\bar{\beta}^{ESG}$	-0,0686***	-0,1103***	-0,1935***	-0,2069***	-0,0940	0,0066
$\bar{\beta}^{Dif}$	0,2523	0,2594	0,3055***	0,3873**	0,2906**	0,5174***
Panel B: EMU						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\alpha}$	0,4592	0,1377	-0,0110	0,8168	0,4646	0,2208
$\bar{\alpha}^{Non}$	0,5712***	0,1364	-0,0148	0,3986	0,3914*	0,4275*
$\bar{\alpha}^{ESG}$	0,5043***	0,2415***	0,0704	1,0637***	0,6644***	0,4195***
$\bar{\alpha}^{Dif}$	0,0670	-0,1051	-0,0853	-0,6652***	-0,2730	0,0080
$\bar{\beta}$	-0,0935	-0,0305	-0,1900	-0,1430	-0,2509	-0,1016
$\bar{\beta}^{Non}$	0,0686	0,1481*	-0,0162	-0,1311	-0,0067	-0,0082
$\bar{\beta}^{ESG}$	-0,1889***	-0,1260	-0,2234***	-0,1603*	-0,3372***	-0,1447**
$\bar{\beta}^{Dif}$	0,2575***	0,2741**	0,2072*	0,0292	0,3304***	0,1365

Tabelle 18.4: Gruppierete Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten (Drei-Faktoren-Modell)

Tabelle 18.4 zeigt durchschnittliche Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten für den US-amerikanischen Markt (Panel A) und den EMU-Markt (Panel B). α_i und β_i wurden individuell für jedes Unternehmen i mit mehr als dreißig Monatsbeobachtungen basierend auf dem Drei-Faktoren-Modell von Fama und French (1993) geschätzt. $\bar{\alpha}$ ist der durchschnittliche geschätzte Alpha-Wert für alle Unternehmen, $\bar{\alpha}^{ESG}$ der durchschnittliche Alpha-Wert für das Quantil mit den Unternehmen mit den höchsten ESG-Scores und $\bar{\alpha}^{Non}$ der durchschnittliche Alpha-Wert für das Quantil mit den Unternehmen mit den niedrigsten ESG-Scores. Die Differenz zwischen $\bar{\alpha}^{Non}$ und $\bar{\alpha}^{ESG}$ wird als $\bar{\alpha}^{Dif}$ dargestellt. $\bar{\beta}$ entspricht dem durchschnittlichen geschätzten Beta-Koeffizienten für alle Unternehmen, $\bar{\beta}^{ESG}$ dem durchschnittlichen Beta-Koeffizienten für das Quantil mit den Unternehmen mit den höchsten ESG-Scores und $\bar{\beta}^{Non}$ dem durchschnittlichen Beta-Koeffizienten für das Quantil mit den Unternehmen mit den niedrigsten ESG-Scores. Die Differenz zwischen $\bar{\beta}^{Non}$ und $\bar{\beta}^{ESG}$ wird als $\bar{\beta}^{Dif}$ dargestellt. Die statistische Signifikanz der durchschnittlichen Alpha-Werte und Beta-Koeffizienten basiert auf einfachen T-Tests, die statistische Signifikanz der Differenzen $\bar{\alpha}^{Dif}$ und $\bar{\beta}^{Dif}$ auf dem T-Test nach Welch. Statistische Signifikanz ist markiert durch * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Panel A: US						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\alpha}$	0,3438	0,4477	0,0066	0,0240	0,0810	0,0871
$\bar{\alpha}^{Non}$	1,0038	1,7515	0,2034*	-0,2127**	0,1668	0,2299
$\bar{\alpha}^{ESG}$	-0,0140	0,0010	-0,0843	0,1775**	0,0059	-0,0250
$\bar{\alpha}^{Dif}$	1,0178	1,7505	0,2878**	-0,3902***	0,1609	0,2549
$\bar{\beta}$	0,0197	-0,0443	0,0801	-0,0166	0,0777	0,2578
$\bar{\beta}^{Non}$	0,1859	0,1553	0,2076***	0,2065	0,1694*	0,5536***
$\bar{\beta}^{ESG}$	-0,0553**	-0,1125***	-0,0310	-0,2028***	-0,1199*	0,0420
$\bar{\beta}^{Dif}$	0,2412	0,2678	0,2387**	0,4093***	0,2893**	0,5116***
Panel B: EMU						
Zeitraum	2010-2020	2018-2020	2016-2018	2014-2016	2012-2014	2010-2012
$\bar{\alpha}$	0,2963	0,1442	-0,1696	0,8112	0,4452	0,1087
$\bar{\alpha}^{Non}$	0,4653***	0,1448	-0,1134	0,4136**	0,4261*	0,3337
$\bar{\alpha}^{ESG}$	0,3144***	0,2549***	-0,1157	1,0668***	0,6933***	0,3823***
$\bar{\alpha}^{Dif}$	0,1509	-0,1101	0,0023	-0,6532***	-0,2672	-0,0486
$\bar{\beta}$	-0,1583	-0,0960	-0,2479	-0,1229	-0,2503	-0,1118
$\bar{\beta}^{Non}$	0,0002	0,0871	-0,0587	-0,0947	-0,0068	-0,0171
$\bar{\beta}^{ESG}$	-0,2372***	-0,2024**	-0,2914***	-0,1295	-0,3375***	-0,1475**
$\bar{\beta}^{Dif}$	0,2374***	0,2896**	0,2326**	0,0348	0,3307***	0,1303

Kapitel 19

Zusammenfassende Beurteilung

In diesem Teil der Dissertation werden anhand von Portfoliodaten und Unternehmensdaten empirische Belege für die Hypothesen, dass (1) ESG Aktienrenditen systematisch in Form eines ESG-Faktors beeinflusst, (2) das Level an öffentlichem Bewusstsein für ESG langfristig negative Auswirkungen hat und (3) die Veränderung des Levels des öffentlichen Bewusstseins kurzfristig die Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen positiv beeinflusst.

Auf Grundlage von Google Trends-Suchdaten konnte der zweiseitige Effekt von ESG auf Aktienrenditen bestätigt werden. Die empirischen Ergebnisse stützen die Erwartungen, dass ESG, aufgrund eines Bewertungseffektes infolge einer Steigerung des öffentlichen Bewusstseins für ESG, kurzfristig einen positiven Einfluss auf ex post realisierte Aktienrenditen hat. Zusätzlich bekräftigen die Analysen den langfristigen negativen Einfluss eines hohen öffentlichen Bewusstseins für ESG auf Aktienrenditen.

Diese beiden Beobachtungen sind vermutlich eine der Ursachen dafür, dass derzeitige empirische Arbeiten zu unterschiedlichen Ergebnissen bezüglich des Effektes von ESG kommen. Anhand der zwei gegenläufigen Effekte ist es nachvollziehbar, wieso in Abhängigkeit von der gewählten Methodik, dem betrachteten Markt und dem Beobachtungszeitraum unterschiedliche Effekte ermittelt werden. Einzelne Marktphasen, in denen der kurzfristige positive Effekt den langfristigen negativen Effekt dominierte, konnten auch während der Subzeiträume in dieser empirischen Auswertung gefunden werden.

Die zusätzlichen Robustheitsanalysen stützen ebenfalls die Existenz dieser beiden Effekte. Sie zeigen allerdings auch, dass die Messung des öffentlichen Bewusstseins für ESG herausfordernd ist, da einerseits Google Trends-Suchdaten nur einen möglichen Indikator hierfür darstellen und andererseits die Wahl des Suchbegriffs einen Einfluss auf die Ergebnisse hat.

Hieraus ergeben sich somit Ansätze für zukünftige Arbeiten, weitere und ggf. auch präzisere Indikatoren für das öffentliche Bewusstsein für ESG zu finden und die Existenz der beiden Effekte zu überprüfen. Auch ist eine Erweiterung der theoretischen Überlegungen sowie der empirischen Auswertungen, um die Erwartungen der Märkte hinsichtlich des zukünftigen öffentlichen Bewusstseins für ESG zu berücksichtigen, vielversprechend.

Teil V

Schlussbetrachtung

In dieser Arbeit wurden neue Denkanstöße gegeben, die bei der Bepreisung von Aktien weiterführend sind. Traditionelle Asset-Pricing-Modelle – die mit dem Fokus auf Risikofaktoren bereits einen großen Teil der Variationen in Aktienrenditen erklären können – beziehen nicht vollumfänglich die Charakteristika des Unternehmens und der Märkte, in denen die Unternehmen agieren, oder die (nichtfinanziellen) Präferenzen der Investoren ein. Insbesondere vor dem Hintergrund zunehmender regulatorischer Anforderungen an Unternehmen, auch aufgrund klimapolitischer Überlegungen, müssen die Charakteristika der Produktmärkte, in denen die zu bepreisenden Unternehmen tätig sind, weitreichender in Betracht gezogen werden. Zusätzlich zu den regulatorischen Anforderungen an Unternehmen nehmen die Nachhaltigkeitsaspekte, die Asset-Manager aufgrund eines steigenden Bewusstseins für Nachhaltigkeit aufseiten der Investoren berücksichtigen, zu.

Im ersten Teil dieser Arbeit wurde im Rahmen eines theoretischen Modells ein möglicher Übertragungsmechanismus erarbeitet, der auf der Annahme fußt, dass regulierte Unternehmen aufgrund des geringeren Wettbewerbs eine (risikofreie bzw. risikoarme) Zahlung zusätzlich zum gewöhnlichen Cashflow erhalten. Dies führt für ein reguliertes Unternehmen zu einem verbesserten Rendite-Volatilitäts-Verhältnis. Dieses, aus Sicht der Investoren, positive Ergebnis kommt allerdings auf Kosten eines Deregulierungsrisikos, das sich in einer negativen Schiefe der Verteilung der Aktienrenditen regulierter Unternehmen widerspiegelt. Denn im Fall einer Deregulierung generiert das nun nicht mehr regulierte Unternehmen substanzielle Unterrenditen bei gesteigerter Volatilität.

Diese Implikationen des Modells wurden im zweiten Teil dieser Dissertation empirisch, auf Grundlage eines neuen Datensatzes zur Quantifizierung der Restriktivität der US-amerikanischen bundesweiten Regulierung, bestätigt. Die empirischen Beobachtungen des US-amerikanischen Markts aus dem Zeitraum von 2000 bis 2020 zeigen, dass regulierte Unternehmen höhere Alpha-Werte, geringere Volatilitäten und negativere Schiefen aufweisen als vergleichbare nicht regulierte Unternehmen. Ebenfalls wurde der negative Effekt einer Deregulierung belegt.

Diese Arbeit trägt somit zum Verständnis des Einflusses von Charakteristika im Produktmarkt auf die Bepreisung der Unternehmen, die in diesen Märkten aktiv sind, und insbesondere zur Diskussion über die Auswirkungen von Wettbewerb im Produktmarkt auf Aktienrenditen und entsprechende Risiken bei. Darüber hinaus schärfen die Ergebnisse das Verständnis des Effekts von Regulierung, der über den direkten Einfluss in den

Produktmärkten hinausgeht. Derzeit wird der positive (negative) Einfluss einer Regulierung (Deregulierung) auf Investoren kaum berücksichtigt; dieser Aspekt sollte jedoch zukünftig mehr Beachtung finden.

Nicht nur Regulierung, sondern auch Nachhaltigkeit wirkt sich auf die Verteilung von Aktienrenditen aus. Daher wurde im dritten Teil dieser Arbeit der Einfluss des öffentlichen Bewusstseins für Nachhaltigkeit und im Besonderen der Einfluss eines Transitionsprozesses, im Zuge dessen in einer Ökonomie das öffentliche Bewusstsein für ESG wächst, analysiert. Diesbezüglich ergab sich, dass Nachhaltigkeit nicht nur einen negativen Effekt auf Aktienrenditen, der bereits in der akademischen Diskussion erarbeitet wurde, aufweist, sondern während des Wachstums des öffentlichen Bewusstseins auch einen positiven Effekt auslöst. Dieser positive Effekt entsteht durch die Steigerung der Preise von Aktien nachhaltiger Unternehmen bei einer Zunahme des öffentlichen Bewusstseins und schlägt sich als Kursgewinn in den ex post realisierten Renditen nieder. Diese Erkenntnis ist eine mögliche Erklärung für die derzeit noch voneinander abweichenden empirischen Ergebnisse zum Einfluss von Nachhaltigkeit auf Aktienrenditen, da in diesen Studien gewöhnlicherweise dieser Effekt nicht berücksichtigt ist.

Die beiden aufgezeigten Effekte wurden im vierten Teil der Arbeit mittels Google-Trend-Suchdaten als Ersatzgröße zur Messung des öffentlichen Bewusstseins für Nachhaltigkeit bestätigt. Es wurde gezeigt, dass eine Zunahme des öffentlichen Bewusstseins, gemessen durch den Anstieg des Google-Trend-Indikators, zu einer Steigerung der Aktienrenditen nachhaltiger Unternehmen führt und bei einem anhaltend hohen Level an öffentlichem Bewusstsein die Renditen sinken. Dies gilt sowohl für den US-amerikanischen als auch für den EMU-Markt.

Diese Betrachtung gibt Raum für weitergehende Forschung, insbesondere bezüglich der Wahl eines Indikators für das öffentliche Interesse. Die Analysen im Rahmen dieser Arbeit haben bereits gezeigt, dass Google Trends-Suchdaten nur ein erster Indikator hierfür sein können und genauere Ersatzgrößen zur Messung des öffentlichen Interesses an Nachhaltigkeit, insbesondere des öffentlichen Interesses von Investoren, notwendig sind. Auch die Berücksichtigung von Markterwartungen bezüglich des zukünftigen öffentlichen Interesses an Nachhaltigkeit im theoretischen Modell eröffnet Möglichkeiten für weitergehende Analysen.

Insgesamt wurde nachgewiesen, dass klimapolitische Überlegungen auf zwei Wegen Einfluss auf die Preise von Aktien nehmen: (1) durch die Veränderung des öffentlichen Bewusstseins für Nachhaltigkeit aufseiten der Investoren, aber auch (2) durch neue klimapolitisch induzierte Regulierung (zum Beispiel durch Anforderungen an die Aufbereitung industrieller Abfallprodukte).

Generell unterstreicht diese Arbeit – neben den zwei erarbeiteten konkreten Übertragungswegen und den empirischen Überprüfungen dieser – die Tatsache, dass es multikausale Erklärungen für die Preise von Aktien sowie die sich daraus ergebenden Performance- und Risikocharakteristika gibt. Einzelne Ansätze können, zumindest derzeit, nicht alle Ursachen der Varianz in Aktienpreisen erklären und Märkte scheinen dazu zu tendieren, neben den klassischen Risikofaktoren eine Vielzahl von Faktoren (zum Beispiel Charakteristika des Produktmarkts oder nichtfinanzielle Präferenzen) zu berücksichtigen.

Literaturverzeichnis

- Abdoh, H. und Varela, O. (2017), Product market competition, idiosyncratic and systematic volatility, *Journal of Corporate Finance* **43**, 500–513.
- Adams, J., Hayunga, D., Mansi, S., Reeb, D. und Verardi, V. (2019), Identifying and treating outliers in finance, *Financial Management* **48**(2), 345–384.
- Aguerrevere, F. L. (2009), Real Options, Product Market Competition, and Asset Returns, *The Journal of Finance* **64**(2), 957–983.
- Al-Ubaydli, O. und McLaughlin, P. A. (2017), RegData: A numerical database on industry-specific regulations for all United States industries and federal regulations, 1997–2012, *Regulation & Governance* **11**(1), 109–123.
- Albuquerque, R., Koskinen, Y. und Zhang, C. (2019), Corporate Social Responsibility and Firm Risk: Theory and Empirical Evidence, *Management Science* **65**(10), 4451–4469.
- Alessandrini, F. und Jondeau, E. (2020), ESG Investing: From Sin Stocks to Smart Beta, *The Journal of Portfolio Management* **46**(3), 75–94.
- Ali, A., Klasa, S. und Yeung, E. (2009), The Limitations of Industry Concentration Measures Constructed with Compustat Data: Implications for Finance Research, *Review of Financial Studies* **22**(10), 3839–3871.
- Anderson, G. M., Halcoussis, D., Johnston, L. und Lowenberg, A. D. (2000), Regulatory barriers to entry in the healthcare industry: the case of alternative medicine, *The Quarterly Review of Economics and Finance* **40**(4), 485–502.
- Angrist, J. D. und Guryan, J. (2008), Does teacher testing raise teacher quality? Evidence from state certification requirements, *Economics of Education Review* **27**(5), 483–503.

- Anson, M., Spalding, D., Kwait, K. und Delano, J. (2020), The Sustainability Conundrum, *The Journal of Portfolio Management* **46**(4), 124–138.
- Arellano, M. und Bond, S. (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *The Review of Economic Studies* **58**(2), 277–297.
- Arellano, M. und Bover, O. (1995), Another look at the instrumental variable estimation of error-components models, *Journal of Econometrics* **68**(1), 29–51.
- Armour, J., Mayer, C. und Polo, A. (2017), Regulatory Sanctions and Reputational Damage in Financial Markets, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **52**(4), 1429–1448.
- Babar, M. und Habib, A. (2021), Product market competition in accounting, finance, and corporate governance: A review of the literature, *International Review of Financial Analysis* **73**, 101607.
- Bagchi, S. und Sivadasan, J. (2017), Barriers to Entry and Competitive Behavior: Evidence from Reforms of Cable Franchising Regulations, *The Journal of Industrial Economics* **65**(3), 510–558.
- Bagnoli, M. und Watts, S. G. (2003), Selling to Socially Responsible Consumers: Competition and The Private Provision of Public Goods, *Journal of Economics & Management Strategy* **12**(3), 419–445.
- Bannier, C. E., Bofinger, Y. und Rock, B. (2022), Doing Safe by Doing Good: Non-Financial Reporting and the Risk Effects of Corporate Social Responsibility, *European Accounting Review* **32**(4), 903–933.
- Berg, F., Fabisik, K. und Sautner, Z. (2020), Rewriting History II: The (Un)Predictable Past of ESG Ratings, *European Corporate Governance Institute – Finance Working Paper* (708).
- Berg, F., Kölbel, J. F. und Rigobon, R. (2022), Aggregate Confusion: The Divergence of ESG Ratings, *Review of Finance* **26**(6), 1315–1344.

- Berk, J. B., Green, R. C. und Naik, V. (2004), Valuation and Return Dynamics of New Ventures, *Review of Financial Studies* **17**(1), 1–35.
- Billio, M., Costola, M., Hristova, I., Latino, C. und Pelizzon, L. (2021), Inside the ESG ratings: (Dis)agreement and performance, *Corporate Social Responsibility and Environmental Management* **28**(5), 1426–1445.
- Blanchard, O. und Giavazzi, F. (2003), Macroeconomic Effects of Regulation and Deregulation in Goods and Labor Markets, *The Quarterly Journal of Economics* **118**(3), 879–907.
- Blundell, R. und Bond, S. (1998), Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics* **87**(1), 115–143.
- Boubaker, S., Cellier, A., Manita, R. und Saeed, A. (2020), Does corporate social responsibility reduce financial distress risk?, *Economic Modelling* **91**, 835–851.
- Brandon, R. G., Krueger, P. und Schmidt, P. S. (2021), ESG Rating Disagreement and Stock Returns, *Financial Analysts Journal* **77**(4), 104–127.
- Brealey, R., Myers, S. und Allen, F. (2017), *Principles of Corporate Finance*, 12. Auflage, McGraw-Hill, New York City, USA.
- Breuer, W., Müller, T., Rosenbach, D. und Salzmann, A. (2018), Corporate social responsibility, investor protection, and cost of equity: A cross-country comparison, *Journal of Banking & Finance* **96**, 34–55.
- Bustamante, M. C. und Donangelo, A. (2017), Product Market Competition and Industry Returns, *Review of Financial Studies* **30**(12), 4216–4266.
- Campello, M. und Gao, J. (2017), Customer concentration and loan contract terms, *Journal of Financial Economics* **123**(1), 108–136.
- Carhart, M. M. (1997), On Persistence in Mutual Fund Performance, *The Journal of Finance* **52**(1), 57–82.
- Carlson, M., Fisher, A. und Giammarino, R. (2004), Corporate Investment and Asset Price Dynamics: Implications for the Cross-section of Returns, *The Journal of Finance*

- 59**(6), 2577–2603.
- Cette, G., Lopez, J. und Mairesse, J. (2016), Market Regulations, Prices, and Productivity, *The American economic review* **106**(5), 104–108.
- Chambers, D. und O'Reilly, C. (2022), The economic theory of regulation and inequality, *Public Choice* **193**(1-2), 63–78.
- Chava, S. (2014), Environmental Externalities and Cost of Capital, *Management Science* **60**(9), 2223–2247.
- Chen, C., Li, L. und Ma, M. L. (2014), Product market competition and the cost of equity capital: evidence from China, *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics* **21**(3), 227–261.
- Cheng, B., Ioannou, I. und Serafeim, G. (2014), Corporate social responsibility and access to finance, *Strategic Management Journal* **35**(1), 1–23.
- den Hertog, J. (2012), Economic theories of regulation, in R. J. Van den Bergh und A. M. Paccès, Hrsg., *Regulation and Economics*, Encyclopedia of Law and Economics, Edward Elgar Publishing Ltd, Cheltenham, S. 25–99.
- Dhaliwal, D., Li, O. Z., Tsang, A. und Yang, Y. G. (2014), Corporate social responsibility disclosure and the cost of equity capital: The roles of stakeholder orientation and financial transparency, *Journal of Accounting and Public Policy* **33**(4), 328–355.
- Dimson, E., Marsh, P. und Staunton, M. (2020), Divergent ESG Ratings, *The Journal of Portfolio Management* **47**(1), 75–87.
- Dorffleitner, G., Halbritter, G. und Nguyen, M. (2015), Measuring the level and risk of corporate responsibility – An empirical comparison of different ESG rating approaches, *Journal of Asset Management* **16**(7), 450–466.
- Edmans, A. (2011), Does the stock market fully value intangibles? Employee satisfaction and equity prices, *Journal of Financial Economics* **101**(3), 621–640.
- El Ghoul, S., Guedhami, O., Kwok, C. C. und Mishra, D. R. (2011), Does corporate social responsibility affect the cost of capital?, *Journal of Banking & Finance* **35**(9), 2388–

2406.

Europäische Kommission (o. D.), EU taxonomy for sustainable activities.

URL: https://finance.ec.europa.eu/sustainable-finance/tools-and-standards/eu-taxonomy-sustainable-activities_en (Abgerufen: 04.05.2023).

Fabozzi, F. J., Ma, K. C. und Oliphant, B. J. (2008), Sin Stock Returns, *The Journal of Portfolio Management* **35**(1), 82–94.

Fama, E. F. und French, K. R. (1993), Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* **33**, 3–56.

Fama, E. F. und French, K. R. (2007), Disagreement, tastes, and asset prices, *Journal of Financial Economics* **83**(3), 667–689.

Fama, E. F. und French, K. R. (2015), A five-factor asset pricing model, *Journal of Financial Economics* **116**(1), 1–22.

Ferson, W. E. (1994), Finite sample properties of the generalized method of moments in tests of conditional asset pricing models, *Journal of Financial Economics* **36**(1), 29–55.

Fisman, R. und Allende, V. S. (2010), Regulation of Entry and the Distortion of Industrial Organization, *Journal of Applied Economics* **13**(1), 91–111.

French, K. R. (2021), Current Research Returns.

URL: http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html (Abgerufen: 10.12.2021).

Friede, G., Busch, T. und Bassen, A. (2015), ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies, *Journal of Sustainable Finance & Investment* **5**(4), 210–233.

Gaspar, J.-M. und Massa, M. (2006), Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition, *The Journal of Business* **79**(6), 3125–3152.

Giese, G., Nagy, Z. und Lee, L.-E. (2021), Deconstructing ESG Ratings Performance: Risk and Return for E, S, and G by Time Horizon, Sector, and Weighting, *The Journal of Portfolio Management* **47**(3), 94–111.

- Godfrey, P. C. (2005), The Relationship Between Corporate Philanthropy And Shareholder Wealth: A Risk Management Perspective, *Academy of Management Review* **30**(4), 777–798.
- Godfrey, P. C., Merrill, C. B. und Hansen, J. M. (2009), The relationship between corporate social responsibility and shareholder value: An empirical test of the risk management hypothesis, *Strategic Management Journal* **30**, 425–445.
- Góes, C. (2016), Institutions and growth: A GMM/IV Panel VAR approach, *Economics Letters* **138**, 85–91.
- Greenwald, B. C. und Stiglitz, J. E. (1986), Externalities in Economies with Imperfect Information and Incomplete Markets, *The Quarterly Journal of Economics* **101**(2), 229.
- Gu, L. (2016), Product market competition, R&D investment, and stock returns, *Journal of Financial Economics* **119**(2), 441–455.
- Halbritter, G. und Dorfleitner, G. (2015), The wages of social responsibility – where are they? A critical review of ESG investing, *Review of Financial Economics* **26**, 25–35.
- Hantke-Domas, M. (2003), The Public Interest Theory of Regulation: Non-Existence or Misinterpretation?, *European Journal of Law and Economics* **15**(2), 165–194.
- Heinkel, R., Kraus, A. und Zechner, J. (2001), The Effect of Green Investment on Corporate Behavior, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* **36**(4), 431.
- Helm, D. (2006), Regulatory Reform, Capture, and the Regulatory Burden, *Oxford Review of Economic Policy* **22**(2), 169–185.
- Hong, H. und Kacperczyk, M. (2009), The price of sin: The effects of social norms on markets, *Journal of Financial Economics* **93**(1), 15–36.
- Hou, K. und Robinson, D. T. (2006), Industry Concentration and Average Stock Returns, *The Journal of Finance* **61**(4), 1927–1956.
- Ihlanfeldt, K. R. (2007), The effect of land use regulation on housing and land prices, *Journal of Urban Economics* **61**(3), 420–435.

- Irvine, P. J. und Pontiff, J. (2009), Idiosyncratic Return Volatility, Cash Flows, and Product Market Competition, *Review of Financial Studies* **22**(3), 1149–1177.
- Jo, H. und Na, H. (2012), Does CSR Reduce Firm Risk? Evidence from Controversial Industry Sectors, *Journal of Business Ethics* **110**(4), 441–456.
- Johnson, S. (2021), ESG outperformance narrative ‘is flawed’, new research shows: Financial Times.
URL: <https://www.ft.com/content/be140b1b-2249-4dd9-859c-3f8f12ce6036> (Abgerufen: 11.09.2023).
- Joseph Hotz, V. und Xiao, M. (2011), The Impact of Regulations on the Supply and Quality of Care in Child Care Markets, *The American economic review* **101**(5), 1775–1805.
- Ketokivi, M. und McIntosh, C. N. (2017), Addressing the endogeneity dilemma in operations management research: Theoretical, empirical, and pragmatic considerations, *Journal of Operations Management* **52**(1), 1–14.
- Kim, J. W. und Park, C. K. (2023), Can ESG Performance Mitigate Information Asymmetry? Moderating Effect of Assurance Services, *Applied Economics* **55**(26), 2993–3007.
- Klapper, L., Laeven, L. und Rajan, R. (2006), Entry regulation as a barrier to entrepreneurship, *Journal of Financial Economics* **82**(3), 591–629.
- Kleiner, M. M. und Kudrle, R. T. (2000), Does Regulation Affect Economic Outcomes? the Case of Dentistry, *The Journal of Law and Economics* **43**(2), 547–582.
- Koziol, C. und Kuhn, S. (2023a), ESG Risk Premia and the Impact of ESG Awareness: Differences between the US and the EMU Markets, *The Journal of Portfolio Management* **49**(6), 158–171.
- Koziol, C. und Kuhn, S. (2023b), The impact of regulation on risk and return, *Economics Letters* (228), 111154.
- Lev, B. (1974), On the Association Between Operating Leverage and Risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **9**(4), 627–641.

- Lins, K. V., Servaes, H. und Tamayo, A. N. (2017), Social Capital, Trust, and Firm Performance: The Value of Corporate Social Responsibility during the Financial Crisis, *The Journal of Finance* **72**(4), 1785–1824.
- Luo, H. A. und Balvers, R. J. (2017), Social Screens and Systematic Investor Boycott Risk, *Journal of financial and quantitative analysis* **52**(1), 365–399.
- Makowski, L. (1995), Appropriation and efficiency: A revision of the first theorem of welfare economics, *The American economic review* **85**(4), 808–827.
- Margolis, J. D., Elfenbein, H. A. und Walsh, J. P. (2009), Does it Pay to Be Good...And Does it Matter? A Meta-Analysis of the Relationship between Corporate Social and Financial Performance, *SSRN Electronic Journal* .
- Mas-Colell, A., Whinston, M. D. und Green, J. R. (1995), *Microeconomic Theory*, Oxford University Press, New York, USA.
- Masulis, R. W. und Reza, S. W. (2015), Agency Problems of Corporate Philanthropy, *Review of Financial Studies* **28**(2), 592–636.
- McLaughlin, P. A. und Sherouse, O. (2019), RegData 2.2: a panel dataset on US federal regulations, *Public Choice* **180**(1-2), 43–55.
- McLaughlin, P. und Nelson, J. (2021), *RegData US 4.0 Annual (dataset)*, QuantGov, Mercatus Center at George Mason University, Arlington, VA, USA.
- Moore, J. C. (2007), *General Equilibrium and Welfare Economics: An Introduction*, 1. Auflage, Springer-Verlag, Berlin.
- Moore, T. G. (1978), The Beneficiaries of Trucking Regulation, *The Journal of Law and Economics* **21**(2), 327–343.
- Navarro, P. (1988), Why Do Corporations Give to Charity?, *The Journal of Business* **61**(1), 65–93.
- Ng, A. C. und Rezaee, Z. (2015), Business sustainability performance and cost of equity capital, *Journal of Corporate Finance* **34**, 128–149.

- Novy-Marx, R. (2011), Operating Leverage, *Review of Finance* **15**(1), 103–134.
- Pindyck, R. (2009), Sunk Costs and Risk-Based Barriers to Entry, *National Bureau of Economic Research, Working Paper* (14755).
- Pollman, E. (2022), The Making and Meaning of ESG, *ECGI Working Paper Series in Law* (659/2022).
- Rasmusen, E. und Zupan, M. (1991), Extending the economic theory of regulation to the form of policy, *Public Choice* **72**(2-3), 167–191.
- Riedl, A. und Smeets, P. (2017), Why Do Investors Hold Socially Responsible Mutual Funds?, *The Journal of Finance* **72**(6), 2505–2550.
- Roberts, M. R. und Whited, T. M. (2013), Endogeneity in Empirical Corporate Finance, *Handbook of the Economics of Finance* **2**, 493–572.
- Roodman, D. (2009), How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata, *The Stata Journal: Promoting communications on statistics and Stata* **9**(1), 86–136.
- Salaber, J. M. (2009), Sin Stock Returns Over the Business Cycle, *SSRN Journal* .
- Sharma, V. (2011), Stock returns and product market competition: beyond industry concentration, *Review of Quantitative Finance and Accounting* **37**(3), 283–299.
- SICCODE.com (2023), SIC to NAICS Code Conversion.
URL: <https://siccode.com/sic-to-naics-conversion> (Abgerufen: 26.05.2023).
- Statman, M. und Glushkov, D. (2009), The Wages of Social Responsibility, *Financial Analysts Journal* **65**(4), 33–46.
- Stigler, G. J. (1971), The Theory of Economic Regulation, *The Bell Journal of Economics and Management Science* **2**(1), 3–21.
- Stiglitz, J. (1991), The Invisible Hand and Modern Welfare Economics, *National Bureau of Economic Research, Working Paper* (3641).

- Taylor, T. L. und Collins, S. (2022), Ingraining sustainability in the next era of ESG investing.
- URL:** <https://www2.deloitte.com/us/en/insights/industry/financial-services/esg-investing-and-sustainability.html> (Abgerufen: 31.07.2023).
- Ullah, S., Akhtar, P. und Zaefarian, G. (2018), Dealing with endogeneity bias: The generalized method of moments (GMM) for panel data, *Industrial Marketing Management* **71**, 69–78.
- United States Census Bureau (2023), North American Industry Classification System: Frequently Asked Questions (FAQs).
- URL:** <https://www.census.gov/naics/?28967> (Abgerufen: 08.08.2023).
- Valta, P. (2012), Competition and the cost of debt, *Journal of Financial Economics* **105**(3), 661–682.
- Viscusi, W. K., Harrington, J. E. und Vernon, J. M. (2005), *Economics of regulation and antitrust*, 4. Auflage, MIT Press, Cambridge, Mass.
- Windmeijer, F. (2005), A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators, *Journal of Econometrics* **126**(1), 25–51.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S. und Netter, J. M. (2012), Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance, *Journal of Financial Economics* **105**(3), 581–606.
- Wu, D., Hua, J. und Xu, F. (2023), pydynpd: A Python package for dynamic panel model, *The Journal of Open Source Software* **8**(83), 4416.
- Zeileis, A. (2004), Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators, *Journal of Statistical Software* **11**(10).