

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft  
*The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics*

Hanauer, Matthias; Kaserer, Christoph; Rapp, Marc Steffen

**Working Paper**

## Risikofaktoren und Multifaktormodelle für den Deutschen Aktienmarkt (Risk Factors and Multi-Factor Models for the German Stock Market)

CEFS working paper series, No. 2011-1

**Provided in cooperation with:**

Technische Universität München

Suggested citation: Hanauer, Matthias; Kaserer, Christoph; Rapp, Marc Steffen (2011) :  
Risikofaktoren und Multifaktormodelle für den Deutschen Aktienmarkt (Risk Factors and Multi-Factor Models for the German Stock Market), CEFS working paper series, No. 2011-1, <http://hdl.handle.net/10419/52391>

**Nutzungsbedingungen:**

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

**Terms of use:**

*The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at*

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
*By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.*

# RISIKOFAKTOREN UND MULTIFAKTORMODELLE FÜR DEN DEUTSCHEN AKTIENMARKT\*

**Matthias Hanauer**

Department of Financial Management and Capital Markets  
TUM Business School, Technische Universität München  
Email: [matthias.hanauer@wi.tum.de](mailto:matthias.hanauer@wi.tum.de)

**Christoph Kaserer**

Department of Financial Management and Capital Markets  
TUM Business School, Technische Universität München  
Email: [christoph.kaserer@wi.tum.de](mailto:christoph.kaserer@wi.tum.de)

**Marc Steffen Rapp**

Institute of Management Accounting  
School of Business Administration and Economics, Philipps-Universität Marburg  
Email: [rappm@wiwi.uni-marburg.de](mailto:rappm@wiwi.uni-marburg.de)

Erste Version: 27. Juli 2010; Diese Version: 14. November 2011

---

## Zusammenfassung

Der deutsche Aktienmarkt sah sich in den letzten 15 Jahren substantiellen Veränderungen gegenüber, welche unter anderem in eine zunehmende Internationalisierung und deutlich erhöhten Streubesitz mündeten. In der vorliegenden Arbeit untersuchen wir, inwieweit dies die aus klassischen Multifaktormodellen bekannten Risikofaktoren beeinflusste. Basierend auf den Renditen der CDAX-Unternehmen von Juli 1996 bis Juni 2011 dokumentieren wir vier wesentliche Ergebnisse. Erstens finden wir eine insignifikant (positive) Marktrisikoprämie, eine signifikant negative Größenprämie (Size Premium), eine signifikant positive Substanzprämie (Value Premium) und eine signifikant positive Momentumprämie (Momentum Premium). Zweitens zeigen sich alle vier Faktoren untereinander nur schwach bzw. negativ korreliert und teilweise mit internationalen Gegenstücken nur schwach korreliert. Drittens zeigt sich, dass Renditen von Aktienportfolios, sortiert nach Marktkapitalisierung und Buch-Marktwert-Verhältnis, durch ein Dreifaktorenmodell nach [Fama / French \(1993\)](#) substantiell besser erklärt werden, als durch ein Einfaktormodell in Anlehnung an das klassische Capital Asset Pricing Model. Der zusätzliche Erklärungsbeitrag des Momentumfaktors in Anlehnung an [Carhart \(1997\)](#) ist hingegen marginal. Letztendlich argumentieren wir daher vor dem Hintergrund der bekannten Literatur und unserer Ergebnisse für eine länderspezifische Erweiterung des Capital Asset Pricing Models.

*JEL classification:* G11 · G12 · G15

*Keywords:* Asset Pricing · Fama French · Carhart · Risikofaktoren · Value · Size · Momentum · Germany

---

\*Wir danken Florian Bitsch und Piotr Czembor für hilfreiche Kommentare und Hilfe bei der Datenerhebung.

# 1 Einleitung

Die Berücksichtigung verschiedener Risikofaktoren zur Erklärung und Prognose von Aktienrenditen gehört zu den Hauptforschungsthemen der modernen Finanzwissenschaft. In der Praxis hat sich das von [Sharpe \(1964\)](#) und [Lintner \(1965\)](#) entwickelte Kapitalmarktgleichgewichtsmodell Capital Asset Pricing Model (CAPM) zur Schätzung der Eigenkapitalkosten von Unternehmen etabliert (vgl. [Graham / Harvey \(2001\)](#)), obwohl sich verschiedene Multifaktormodelle vielfach als empirisch vorteilhafter erwiesen. Im Rahmen von Studien des US-amerikanischen Marktes zeigen insbesondere das von [Fama / French \(1993\)](#) eingeführte Dreifaktorenmodell bzw. das von [Carhart \(1997\)](#) erweiterte Vierfaktorenmodell, dass Faktoren, die auf Charakteristika wie Marktkapitalisierung (Size), Buch-Marktwert-Verhältnis (Value) oder Vorjahresperformance (Momentum) beruhen, einen signifikanten Einfluss auf die Renditen von Aktien besitzen und einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag in Multifaktormodellen liefern können. Auch außerhalb des US-Marktes zeichnet sich ein ähnliches Bild ab. Für den deutschen Markt finden etwa [Ziegler / Schröder / Schulz / Stehle \(2007\)](#), dass das Dreifaktorenmodell eine höhere Erklärungskraft für die Überschussrendite von Aktienportfolios besitzt als das mit dem traditionellen Capital Asset Pricing Model kompatible Einfaktormodell.

Die Arbeit von [Ziegler et al. \(2007\)](#) analysiert den Zeitraum von Juli 1968 bis Juni 1995. Der deutsche Aktienmarkt sah sich jedoch in den letzten 15 Jahren substantiellen Veränderungen gegenüber,<sup>1</sup> welche unter anderem in einer zunehmenden Internationalisierung und deutlich erhöhten Streubesitz mündeten (vgl. [Böhler / Rapp / Wolff \(2010\)](#)). Vor diesem Hintergrund untersuchen wir in der vorliegenden Arbeit, inwieweit dies die oben genannten Risikofaktoren veränderte und gehen der Frage nach, inwiefern die institutionellen Veränderungen mit den genannten Implikationen die Risikostruktur des Marktes, repräsentiert durch die Risikofaktoren, veränderte. Speziell konstruieren wir die die von [Fama / French \(1993\)](#) und [Carhart \(1997\)](#) diskutierten Risikofaktoren, untersuchen deren Korrelationsstruktur untereinander, wie auch gegenüber ausgewählten internationalen Benchmarks und analysieren im Rahmen von Portfolioregressionen bekannte CAPM-Anomalien.<sup>2</sup>

Basierend auf einem dynamischen Datensatz, welcher alle zum jeweiligen Jahr im CDAX notierten Unternehmen umfasst, werden monatliche Renditen von Juli 1996 bis Juni 2011 betrachtet. Dabei dokumentieren wir vier wesentliche Ergebnisse. Erstens finden wir eine insignifikant (positive) Marktrisikoprämie, eine signifikant negative Größenprämie (Size Premium), eine signifikant positive Substanzprämie (Value Premium) und eine signifikant positive Momentumprämie (Momentum Premium). Wir untersuchen somit zusätzlich zu [Ziegler et al. \(2007\)](#)

<sup>1</sup>Etwa die Euroeinführung 1999 (vgl. [Haselmann / Herwartz \(2010\)](#)) und die Steuerreform von 2000 mit der Steuerbefreiung von Veräußerungsgewinnen (vgl. [Edwards / Lang / Maydew / Shackelford \(2004\)](#)).

<sup>2</sup>Anhand der vorgestellten Daten und Methodik liegen diese Faktoren für den deutschen Aktienmarkt vor und können analog zu den US Daten fortlaufend aktualisiert als Kontrollvariablen zur Verfügung gestellt werden. Vgl. <http://www.fm.wi.tum.de/en/research/data>.

die Momentumprämie für den deutschen Kapitalmarkt im Rahmen dieses breiten Datensatzes. Darüber hinaus dokumentieren wir eine signifikant negative Größenprämie in Höhe von über 8% p.a., welche im Widerspruch zu vielfacher empirischer Evidenz für internationale Aktienmärkte steht.

Zweitens finden wir im Rahmen von Korrelationsanalysen, dass alle vier Faktoren untereinander nur schwach bzw. negativ korreliert und teilweise mit internationalen Gegenstücken (USA, Schweiz) nur schwach korreliert sind. Damit dokumentieren wir die Notwendigkeit der Berücksichtigung nationaler Besonderheiten und bestätigen die Ergebnisse von Fama / French (1998) sowie Griffin (2002), die zeigen, dass die Risikofaktoren länderspezifisch sind.

Drittens zeigt sich, dass die Variation der Renditen von Aktienportfolios, sortiert nach Marktkapitalisierung und Buch-Marktwert-Verhältnis, durch ein Dreifaktorenmodell nach Fama / French (1993) substantiell besser erklärt werden ( $R^2 = 71,9\%$ ) als durch ein Einfaktormodell in Anlehnung an das klassische Capital Asset Pricing Model ( $R^2 = 47,5\%$ ). Der Erklärungsbeitrag des Vierfaktorenmodells in Anlehnung an Carhart (1997) ( $R^2 = 72,7\%$ ) steigt durch Addition des Momentumfaktors marginal. Auch im Hinblick auf die Kompatibilität des Einfaktormodells mit dem CAPM bzw. der Mehrfaktorenmodelle mit dem erweiterten CAPM schneiden die Multifaktormodelle besser ab. So sind nur für das Einfaktormodell die nicht durch die Faktoren erklärbaren Renditebestandteile („Alphas“) statistisch von Null verschieden.

Letztendlich argumentieren wir daher vor dem Hintergrund der bekannten Literatur und unserer Ergebnisse für eine länderspezifische Erweiterung des Capital Asset Pricing Models.

Zunächst gibt Kapitel 2 einen Überblick zur Entstehung einzelner Faktormodelle und zum aktuellen Stand der Diskussion. In Kapitel 3 wird auf die verwendeten Daten und Methodik eingegangen. Diese umfasst sowohl die Konstruktion der Risikofaktoren und der Aktienportfolios, als auch die verwendeten Regressionsmodelle. Die ermittelten Risikoprämien der Faktoren werden in Kapitel 4 dargestellt und mit den Werten aus anderen Untersuchungen verglichen, bevor die Ergebnisse anschließend in Zeitreihen-Regressionen verifiziert werden. Eine abschließende Diskussion erfolgt in Kapitel 5.

## 2 Erklärung von Aktienrenditen durch Faktormodelle

In diesem Kapitel wird die zu diesem Thema wesentliche Literatur präsentiert. Dazu wird zunächst auf die Entstehung der verschiedenen Faktormodelle eingegangen, bevor anschließend die empirische Evidenz der grundlegenden Arbeiten und aktueller Studien dargestellt wird.

## 2.1 CAPM und Mehrfaktorenmodelle

Ausgangspunkt der meisten Kapitalmarktmodelle ist das von [Sharpe \(1964\)](#) und [Lintner \(1965\)](#) entwickelte CAPM, welches auf der Arbeit von [Markowitz \(1952\)](#) zur Diversifikation von Risiko beruht. Nach dem CAPM entspricht die erwartete Rendite  $E[R_i]$  einer Aktie oder eines Aktienportfolios  $i$  dem Ertrag der risikolosen Anlage  $R_f$  zuzüglich einer Risikoprämie. Diese ergibt sich aus dem Produkt eines anlagespezifischen Merkmals  $\beta_i$  und der Differenz aus der erwarteten Rendite des Marktes  $E[R_m]$  und der risikolosen Anlage  $R_f$ :

$$E[R_i] = R_f + \beta_i \cdot (E[R_m] - R_f). \quad (1)$$

Hierbei stellt  $\beta_i$  das standardisierte nichtdiversifizierbare oder systematische Risiko der Anlage  $i$  gegenüber der Marktrendite dar. Das durch (1) charakterisierte CAPM, welches auf theoretischen Gleichgewichtsüberlegungen basiert, stellt aus empirischer Sicht ein Einfaktormodell dar.

Allerdings hat eine Vielzahl empirischer Studien seit Anfang der 80er Jahre gezeigt, dass möglicherweise auch andere Faktoren einen Beitrag zur Erklärung von erwarteten Aktienrenditen leisten können. Die Einflüsse solcher Faktoren werden in der Literatur häufig als Anomalien bezeichnet, da sie nicht durch das CAPM erfasst werden (vgl. [Fama / French \(1996\)](#)).

So zeigt [Banz \(1981\)](#), dass die Renditen von Unternehmen mit kleiner Marktkapitalisierung die Renditen von Unternehmen mit hoher Marktkapitalisierung signifikant übertreffen. Einen möglichen Erklärungsversuch dieses Kleinfirmeneffekts, auch Size-Effekt genannt, gibt [Roll \(1981\)](#). Nach ihm führt die Illiquidität von kleinen Unternehmen zu einer Unterschätzung der Beta-Faktoren des CAPM, was zu einer Überschätzung der Überrenditen führt. Jedoch zeigt [Reinganum \(1982\)](#), dass dies die Überrenditen kleiner Firmen nur teilweise erklärt, und stellt weiterhin einen signifikanten Kleinfirmeneffekt fest. Aktuell werden in der Literatur zur Erklärung des Size-Effekts beispielsweise Transaktionskosten oder Liquiditätsrisiken diskutiert (vgl. [Van Dijk \(2011\)](#) für einen Überblick).

Darüber hinaus zeigen [Rosenberg / Reid / Lanstein \(1985\)](#), dass in den USA durchschnittliche Renditen positiv mit dem Buch-Marktwert-Verhältnis korreliert sind. Diesen Effekt, der auch als Value-Effekt bezeichnet wird, weisen [Chan / Hamao / Lakonishok \(1991\)](#) ebenfalls für den japanischen Markt nach.<sup>3</sup> [Lakonishok / Shleifer / Vishny \(1994\)](#) vermuten als Grund für den Value-Effekt Überreaktionen des Marktes. So würden Marktteilnehmer die Wachstumsaussichten von Growth-Aktien überbewerten oder zu weit in die Zukunft extrapolieren und hingegen in Not geratene (distressed) Firmen unterbewerten.

<sup>3</sup>Generell werden Aktien mit hohem Quotienten aus Buch- und Marktwert, niedrigem Kurs-Gewinn-Verhältnis oder Kurs-Cashflow-Verhältnis als Value-Aktien bezeichnet (vgl. z.B. [Fama / French \(1996\)](#)). Demgegenüber stehen Glamour- bzw. Growth-Aktien, die sich durch gegenteilige Ratios oder hohes Umsatz- bzw. Gewinnwachstum auszeichnen.

Diese beiden Beobachtungen stellen den Ausgangspunkt der Analysen von Eugene Fama und Kenneth French dar, welche zunächst in [Fama / French \(1992\)](#) sowohl den Size- als auch den Value-Effekt bestätigen und in [Fama / French \(1993\)](#) das CAPM zu einem Dreifaktorenmodell erweitern.

$$E[R_i] = R_f + \beta_i \cdot E[RMRF] + s_i \cdot E[SMB] + h_i \cdot E[HML]. \quad (2)$$

Das in (2) dargestellte Fama-French-Dreifaktorenmodell enthält neben der Überrendite des Aktienmarktportfolios *RMRF* zusätzlich einen Größenfaktor (*SMB*) und einen Faktor für das Buch-Marktwert-Verhältnis (*HML*). *SMB*, kurz für „Small Minus Big“, bezeichnet dabei die Rendite von Portfolios aus Unternehmen mit kleiner Marktkapitalisierung abzüglich der Rendite von Portfolios aus Unternehmen mit großer Marktkapitalisierung. *HML*, kurz für „High Minus Low“, stellt die Differenzrendite von Portfolios aus Unternehmen mit hohem Buch-Marktwert-Verhältnis und Portfolios aus Unternehmen mit niedrigem Buch-Marktwert-Verhältnis dar. *SMB* und *HML* dienen als Proxy für nichtdiversifizierbare Risikofaktoren („mimicking returns“), die nicht im CAPM abgebildet werden (vgl. [Fama / French \(1993\)](#)). Das Modell stellt eine Anwendung der Arbitrage-Pricing-Theorie nach [Ross \(1976\)](#) dar.

Seine Popularität verdankt das Dreifaktorenmodell seiner Robustheit gegenüber anderen Anomalien wie Kurs-Gewinn-Verhältnis, Kurs-Cashflow-Verhältnis, langfristigem Momentum-Effekt oder Umsatzwachstum (vgl. [Lakonishok et al. \(1994\)](#) und [Fama / French \(1996\)](#)). Einzig der von [Jegadeesh / Titman \(1993\)](#) festgestellte kurzfristige Momentum-Effekt kann nicht abgedeckt werden.<sup>4</sup> Während auch hierfür Überreaktionen des Marktes als Erklärung angeführt werden,<sup>5</sup> kann [Carhart \(1997\)](#) diese Lücke schließen, indem er das Fama-French-Dreifaktorenmodell um einen weiteren Faktor erweitert, der die Differenzrendite zwischen Portfolios mit hoher und niedriger Vorjahresperformance (*WML*<sup>6</sup>, kurz für „Winners Minus Losers“) misst. Das resultierende Carhart-Vierfaktorenmodell ist in Gleichung (3) dargestellt:

$$E[R_i] = R_f + \beta_i \cdot E[RMRF] + s_i \cdot E[SMB] + h_i \cdot E[HML] + w_i \cdot E[WML]. \quad (3)$$

## 2.2 Empirische Evidenz der Faktormodelle

[Fama / French \(1993\)](#) stellen in Ihrer grundlegenden Arbeit zunächst die Vorteilhaftigkeit des Dreifaktorenmodells gegenüber den CAPM fest und dokumentieren zusätzlich für *SMB* und *HML* signifikant positive Risikoprämien von 0,27% bzw. 0,40%. [Carhart \(1997\)](#) wiederum erweitert das Dreifaktorenmodell zum Vierfaktorenmodell, welches wesentlich besser als das CAPM

<sup>4</sup>Später stellt [Rouwenhorst \(1998\)](#) den Momentum-Effekt ebenfalls für zwölf europäische Märkte fest.

<sup>5</sup>Vgl. [Jegadeesh / Titman \(1993\)](#) oder [Daniel / Hirshleifer / Subrahmanyam \(1998\)](#). Daneben gibt es auch verhaltenswissenschaftliche Erklärungsmodelle in denen Momentum auch als anfängliche Unterreaktion des Marktes aufgefasst wird (vgl. [Barberis / Shleifer / Vishny \(1998\)](#) oder [Hong / Stein \(1999\)](#)).

<sup>6</sup>Auch als *UMD*, kurz für „Up Minus Down“, oder *MOM*, kurz für „Momentum“, bezeichnet.

die Renditen von Aktienfonds erklären kann. Für *WML* erhält er eine signifikante Risikoprämie von 0,82%.

Ausgehend von diesen Arbeiten zeigt eine Vielzahl von Arbeiten die inzwischen breite Akzeptanz sowohl des Fama-French-Dreifaktorenmodells als auch des Carhart-Vierfaktorenmodells, bzw. den dabei verwendeten Faktoren. So untersuchen [Liew / Vassalou \(2000\)](#) die Faktoren des Carhart-Vierfaktorenmodells in zehn entwickelten Märkten. Sie finden dabei signifikante Risikoprämien für *SMB*, *HML* und *WML* in vier, neun bzw. acht Ländern.<sup>7</sup> Da [Fama / French \(1998\)](#) sowie [Griffin \(2002\)](#) zeigen, dass die Risikoprämien länderspezifisch sind, lohnt sich eine explizite Betrachtung des deutschen Marktes.

Erste Arbeiten, die den deutschen Markt auf die vorgestellten Effekte betrachten, sind [Sattler \(1994\)](#), [Wallmeier \(2000\)](#), [Liew / Vassalou \(2000\)](#) und später auch [Schrimpf / Schröder / Stehle \(2007\)](#). In allen vier Untersuchungen besitzt das Buchwert-Marktwert-Verhältnis einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Rendite. Der Einfluss des Marktwertes des Eigenkapitals ist dagegen bei gleichzeitiger Einbeziehung des Buchwert-Marktwert-Verhältnisses bei allen Untersuchungen statistisch nicht signifikant.<sup>8</sup>

Keine dieser Arbeiten verwendet jedoch lineare Zeitreihen-Regressionen der Überschussrenditen von Aktienportfolios analog zu [Fama / French \(1993\)](#). Erst [Ziegler et al. \(2007\)](#), deren Untersuchungszeitraum bis Juni 1995 reicht, verwenden eine mit [Fama / French \(1993\)](#) vergleichbare Methodik und erzielen so bis auf eine insignifikante Größenprämie vergleichbare Ergebnisse. Sie begrenzen den Zeitraum, da die Qualität ihrer Daten nur bis 1995 gesichert ist, aufgrund der besseren Vergleichbarkeit der Ergebnisse mit [Fama / French \(1993\)](#) und aufgrund des außergewöhnlichen Zeitraums nach 1995. Dieser ist durch eine extreme Aktienkursentwicklung, vor allem im Technologiebereich, und durch historisch einmalige Änderungen der deutschen Börsenlandschaft (Aufbau und Ende des Neuen Marktes) gekennzeichnet (vgl. [Ziegler et al. \(2007\)](#)). Des Weiteren erfolgt 1999 die Einführung des Euros<sup>9</sup> und die Steuerreform von 2000 mit der Steuerbefreiung von Veräußerungsgewinnen (vgl. [Edwards et al. \(2004\)](#)). In der Folge stellen beispielsweise [Böhler et al. \(2010\)](#) eine zunehmenden Internationalisierung und deutlich erhöhten Streubesitz fest. Die vorliegende Arbeit untersucht deshalb in einem ersten Schritt das Einfaktormodell und das Dreifaktorenmodell für den Zeitraum nach 1995 analog zu [Fama / French \(1993\)](#) sowie [Ziegler et al. \(2007\)](#) und schließt damit die existierende Lücke.<sup>10</sup> In einem weiteren Schritt wird dann das Fama-French-Dreifaktorenmodell erweitert und es wird insbe-

---

<sup>7</sup>[L'Her / Masmoudi / Suret \(2004\)](#) untersuchen das Modell für den kanadischen und [Steiner / Ammann \(2008\)](#) für den Schweizer Markt. Sie finden jeweils signifikante Prämien für alle vier Faktoren bzw. zwei Faktoren.

<sup>8</sup>Die insignifikante Größenprämien stehen dabei im Einklang mit der zuletzt kritischen Betrachtung des Größenfaktors (vgl. [Van Dijk \(2011\)](#)). Dieser ist somit der am stärksten in Frage gestellte Faktor des Carhart-Vierfaktorenmodells.

<sup>9</sup>Vgl. zu den Auswirkungen auf die Portfolioentscheidung [Haselmann / Herwartz \(2010\)](#).

<sup>10</sup>[Artmann / Finter / Kempf / Koch / Theissen \(2010\)](#) betrachten den Zeitraum von 1962 bis 2006. Jedoch teilen Sie den Untersuchungszeitraum nicht in Subperioden auf um mögliche Veränderungen im Zeitverlauf beobachten zu können.

sondere der zusätzliche Erklärungsbeitrag des Momentumfaktors im deutschen Aktienmarkt betrachtet.

### 3 Faktorkonstruktion

In diesem Kapitel schildern wir die Methodik und Herkunft der zugrundeliegenden Daten. Zunächst gehen wir auf die Datenbasis ein. Anschließend erläutern wir sowohl die Konstruktion der Risikofaktoren als auch der Fama-French-Portfolios. Abschließend stellen wir die verwendeten Regressionsmodelle dar.

#### 3.1 Datenbasis

Diese Arbeit untersucht monatliche Renditen deutscher Aktien bzw. daraus zusammengesetzter Portfolios in Anlehnung an [Fama / French \(1993\)](#) und [Carhart \(1997\)](#). Gegenstand der Untersuchung ist der Zeitraum von Juli 1996 bis Juni 2011 ( $T = 180$  Monate).<sup>11</sup> Es werden mit Ausnahme von Finanzdienstleistern alle Titel des Prime und General Standards betrachtet, die im CDAX zusammengefasst sind. Finanzdienstleister, wie Banken und Versicherungen, werden nicht berücksichtigt, da sie vom Markt anders als Industrieunternehmen bewertet werden und anderen Rechnungslegungsvorschriften unterliegen (vgl. [Ziegler et al. \(2007\)](#)). Der Information wann eine Aktie im CDAX enthalten ist, liegt eine handgepflegte Datenbank zugrunde, die jährlich aktualisiert wird. Die Datenbank umfasst somit insbesondere delistete Unternehmen um eine Survivorship Bias auszuschließen. Sämtliche aktienspezifische Daten entstammen dem Datenanbieter Thomson Reuters Datastream/Worldscope und beziehen sich auf die Frankfurter Wertpapierbörse.<sup>12</sup> Um Probleme mit der Datenqualität von Einzelaktienrenditen zu vermeiden, schlagen [Ince / Porter \(2006\)](#) verschiedene Filter vor. Die von ihnen unter Level I genannten Bereinigungs-schritte wurden in der vorliegenden Arbeit durchgeführt. Die zuvor erwähnte handgepflegte Datenbank zur Auswahl der Aktien ersetzt einzelne der unter Level II genannten Bereinigungs-schritte. Das nach diesen Schritten die Datenqualität sichergestellt sein sollte, zeigen [Schmidt / Von Arx / Schrimpf / Wagner / Ziegler \(2011\)](#).

In die Berechnungen der Renditen von Juli des Jahres  $y$  bis Juni des Jahres  $y + 1$  gehen nur Unternehmen ein, für die der Marktwert und ein positiver Buchwert zum Bilanzstichtag des Vorjahres  $y - 1$ , die Marktkapitalisierung Ende Juni des Jahres  $y$  und der Returnindex von

---

<sup>11</sup>Der Untersuchungszeitraum ist somit kürzer als in [Fama / French \(1993\)](#) ( $T = 324$  Monate), [L'Her et al. \(2004\)](#) ( $T = 490$  Monate), [Ziegler et al. \(2007\)](#) ( $T = 342$  Monate), [Schrimpf et al. \(2007\)](#) ( $T = 396$  Monate) sowie [Steiner / Ammann \(2008\)](#) ( $T = 193$  Monate), jedoch länger als für den deutschen Aktienmarkt in [Liew / Vassalou \(2000\)](#) ( $T = 108$  Monate).

<sup>12</sup>Industrieklassifikationen anhand der ICB-Codes (Industry Classification Benchmark), Monatliche Return- und Marktkapitalisierungsdaten stammen dabei von Datasteam, Bilanzstichtage, Buch- und Marktwert zum Bilanzstichtag stammen von Worldscope.

Anfang Juli des Jahres  $y - 1$  bis Anfang Juni des Jahres  $y$  vorliegen. Falls für ein Unternehmen in einem Jahr mehrere Aktiengattungen existieren, werden die Marktkapitalisierungen der einzelnen Aktiengattungen zur Marktkapitalisierung des Unternehmens addiert. Die Rendite des Unternehmens ergibt sich aus den mit der Marktkapitalisierung gewichteten Renditen der einzelnen Aktiengattungen.

Tabelle 1 beinhaltet die Anzahl der Unternehmen, die in den jeweiligen Jahren in die Untersuchung eingehen. In der zweiten Spalte sind alle Aktien berücksichtigt, die Ende des Jahres  $y - 1$  im CDAX enthalten sind. Die Anzahl der Aktien, für die sämtliche Daten zur Berechnung der Faktoren *SMB* und *HML* von Juli des Jahres  $y$  bis Juni des Jahres  $y + 1$  vorliegen, wird in der nächsten Spalte gezeigt. Spalte vier ist um Finanzdienstleister bereinigt, Spalte fünf enthält nur noch eine Aktiengattung je Unternehmen. Mehrfache Aktiengattungen eines Unternehmens wurden wie beschrieben zusammengefasst. Somit ist in der letzten Spalte die Anzahl der Firmen angegeben, für die zusätzlich die Berechnung des Risikofaktors *WML* möglich ist, d.h. auch die Vorjahresperformance vorliegt. Zwischen Ende 1995 und Ende 2009 sind 1012 verschiedene Aktien im CDAX gelistet. Davon gehen 821 verschiedene Aktien und durchschnittlich 401 Unternehmen pro Jahr in die Berechnungen ein. Liew / Vassalou (2000), die ebenfalls alle vier Risikofaktoren bestimmen, berücksichtigen hingegen im Mittel nur 317 Firmen und betrachteten einen kürzeren Untersuchungszeitraum.

Tabelle 2 zeigt, inwieweit die verbleibenden Firmen den Gesamtmarkt repräsentieren. Dazu vergleichen wir die mit der Marktkapitalisierung gewichteten Portfolios der verbleibenden Unternehmen mit dem CDAX. Trotz der hohen Korrelation liegt der Mittelwert der monatlichen Rendite des in die Arbeit eingehenden Aktienmarktportfolios (Spalte 4FM) unter der monatlichen Rendite des CDAX. Dieser Unterschied ergibt sich auch durch den Ausschluss der Finanzdienstleister und Aktien ohne Vorjahresperformance. Aufgrund der Unterschiede wird in dieser Arbeit das Marktportfolio, durch das von uns konstruierte, alle von uns betrachteten Aktien berücksichtigende, Aktienportfolio approximiert, da dessen Erklärungskraft besser als die des CDAX eingeschätzt wird.<sup>13</sup> Die Rendite  $R_m$  des Aktienmarktportfolios ist somit die Rendite eines mit der Marktkapitalisierung gewichteten Portfolios aller verbleibenden Unternehmen.

Als Proxy für die Rendite der risikolosen Anlage  $R_f$  dient bis Ende 1998 die einmonatige Frankfurt Interbank Offered Rate (*FIBOR*), welche danach von der European Interbank Offered Rate (*EURIBOR*) abgelöst wird. Dies entspricht der Vorgehensweise anderer Arbeiten, die den deutschen Markt betrachten (vgl. Schimpf et al. (2007) oder Ziegler et al. (2007)). In den Untersuchungen des amerikanischen Marktes wird alternativ die Rendite einmonatiger Schatzwechsel des Staates (Treasury Bill) verwendet. Für Schatzwechsel der Bundesbank oder Europäischen Zentralbank liegt nach bestem Wissen kein passender Index über den gesamten

<sup>13</sup>Diese Einschätzung wird auch von Fama / French (1993) und Ziegler et al. (2007) geteilt.

**Tabelle 1:** Anzahl der Unternehmen pro Jahr

Jahr	CDAX	Vollständige Daten	Non Financials	3FM	4FM
1996	342	300	244	206	202
1997	350	316	254	214	205
1998	351	321	259	220	216
1999	515	467	389	344	317
2000	667	591	501	455	406
2001	786	722	627	586	543
2002	786	703	605	570	568
2003	747	622	540	510	508
2004	716	572	493	464	463
2005	689	550	472	445	441
2006	675	556	474	449	441
2007	680	562	473	450	437
2008	680	569	475	453	444
2009	660	540	451	430	429
2010	619	496	421	402	398
Summe	9263	7887	6678	6198	6018

Tabelle 1 zeigt in der ersten Spalte das jeweilige Jahr. Die Spalte **CDAX** enthält alle Aktien, die Ende des Jahres  $y - 1$  im CDAX enthalten sind. Die Spalte **Vollständige Daten** umfasst die Anzahl der Aktien, für die sämtliche Daten zur Berechnung der Faktoren SMB und HML von Juli des Jahres  $y$  bis Juni des Jahres  $y + 1$  vorliegen. Spalte **Non Financials** ist um Finanzdienstleister bereinigt und Spalte **3FM** enthält nur noch eine Aktiengattung je Unternehmen. Für diese Spalte könnten anhand der Methodik dieser Arbeit die Faktoren des Fama-French-Dreifaktorenmodells berechnet werden. In der letzten Spalte **4FM** ist die Anzahl der Firmen angegeben mit denen alle vier Faktoren berechnet werden können, d.h. zusätzlich auch die Vorjahresperformance vorliegt. Diese Unternehmen bilden die Basis für alle Analysen.

Untersuchungszeitraum vor, sodass ein Vergleich der beiden Maße für den risikolosen Zins nicht möglich war.

## 3.2 Methodik

### 3.2.1 Risikofaktoren

Im Folgenden wird die Konstruktion der Faktoren des Carhart-Vierfaktorenmodells dargestellt. Die Überrendite des Marktes  $RMRF (= R_m - R_f)$  ist wie oben dargestellt die Differenz aus der Rendite  $R_m$  eines mit der Marktkapitalisierung gewichteten Portfolios aller in die Untersuchung eingehenden Unternehmen und dem risikolosen Zins  $R_f$ .

Die Risikofaktoren *SMB* und *HML* werden analog zu [Fama / French \(1993\)](#) berechnet. Hierzu wird Ende Juni eines jeden Jahres  $y$  für alle betrachteten Aktiengesellschaften der Median der Marktkapitalisierung sowie unabhängig davon die 30%- und 70%-Quantile des Quotienten

**Tabelle 2:** Vergleich der monatlichen Renditen des Aktienmarktportfolios mit dem CDAX

	CDAX	Vollständige Daten	Non Financials	4FM
Arithmetisches Mittel	0,761	0,611	0,657	0,710
Standardabweichung	6,348	5,763	5,717	5,725
Korrelation zu CDAX	na.	0,991	0,967	0,966

Tabelle 2 enthält Statistiken für monatliche Aktienmarktrenditen von Juli 1996 bis Juni 2011 für den CDAX und für die Aktienmarktportfolios, die aus dem Datensatz gebildet werden können. Die Aktienmarktportfolios stellen ein mit der Marktkapitalisierung gewichtetes Portfolio aller verbleibenden Unternehmen dar. Die Anzahl der eingehenden Unternehmen in das jeweilige Aktienmarktportfolio ist in den Spalten **Vollständige Daten**, **Non Financials** und **4FM** von Tabelle 1 dargestellt. Die Performance des Aktienmarktportfolios der Unternehmen aus der Spalte **3FM** entspricht der der Spalte **Non Financials**, da in diesem Schritt lediglich verschiedene Aktiengattungen konsolidiert werden.

aus Buch- und Marktwert zum Bilanzstichtag des vorangegangenen Jahres  $y - 1$  berechnet.<sup>14</sup> Anhand des Medians der Marktkapitalisierung werden die Aktien mit der größeren Marktkapitalisierung der Gruppe B (Big) und die Aktien mit der kleineren Marktkapitalisierung der Gruppe S (Small) zugeordnet.<sup>15</sup> Ebenso werden die Unternehmen anhand der Quantile des Buch-Marktwert-Verhältnisses auf drei weitere Gruppen aufgeteilt. Aktiengesellschaften mit hohem Buch-Marktwert-Verhältnis werden der Gruppe H (High), mit mittlerem Buch-Marktwert-Verhältnis der Gruppe M (Medium) und mit niedrigem Buch-Marktwert-Verhältnis der Gruppe L (Low) zugeteilt. Diese Zuordnung bildet die Grundlage für die sechs Aktienportfolios  $S/H$ ,  $S/M$ ,  $S/L$ ,  $B/H$ ,  $B/M$ ,  $B/L$ , welche das Kreuzprodukt der fünf Gruppen sind.<sup>16</sup> Die Unternehmen werden Anfang Juli des Jahres  $y$  einem der sechs Portfolios zugeteilt und verbleiben dort bis Ende Juni des Jahres  $y + 1$ . Im Juli des Jahres  $y + 1$  werden die Portfolios anhand aktualisierter Daten neu gebildet. Während des gesamten Beobachtungszeitraums werden für jeden Monat  $t$  die nach Marktkapitalisierung gewichteten Renditen der sechs Portfolios  $R_t^{S/H}$ ,  $R_t^{S/M}$ ,  $R_t^{S/L}$ ,  $R_t^{B/H}$ ,  $R_t^{B/M}$  und  $R_t^{B/L}$  berechnet. Die Gewichtung der Portfolios erfolgt nach der Marktkapitalisierung statt Gleichgewichtung, da dies einer realen Investmentstrategie näher kommt und auch den Gesamtmarkt besser repräsentiert. Es ist jedoch anzumerken, dass damit die Marktkapitalisierung innerhalb der Portfolios nochmals betont wird, obwohl sie in *SMB* schon als Risikofaktor abgebildet ist.

<sup>14</sup>Die vorliegende Arbeit bezieht beide Größen auf den Bilanzstichtag, Fama / French (1993) verwenden dagegen die Marktkapitalisierung von Ende Dezember. Dies stimmt überwiegend mit dem Bilanzstichtag überein.

<sup>15</sup>Fama / French (1993) berechnen zwar den Median der Marktkapitalisierung aller Aktien an der NYSE, verwenden diesen dann aber als Trenngröße für alle Aktien an NYSE, Amex und NASDAQ. Schmidt et al. (2011) stellen fest, dass dies in etwa dem 80%-Quantil über alle Aktien entspricht. Die Ergebnisse in dieser Arbeit erweisen sich robust gegenüber dieser alternativen Wahl.

<sup>16</sup>Z.B. steht  $S/H$  für „Small-High“, und enthält Unternehmen mit kleiner Marktkapitalisierung und hohem Quotient aus Buch- und Marktwert.

Ausgehend von den Portfolios ist *SMB* der gleichgewichtete Durchschnitt der Renditen von Portfolios kleiner Unternehmen abzüglich der Renditen von Portfolios großer Unternehmen:

$$SMB_t = \frac{(R_t^{S/L} - R_t^{B/L}) + (R_t^{S/M} - R_t^{B/M}) + (R_t^{S/H} - R_t^{B/H})}{3}. \quad (4)$$

Auf ähnliche Weise wird *HML* berechnet:

$$HML_t = \frac{(R_t^{S/H} - R_t^{S/L}) + (R_t^{B/H} - R_t^{B/L})}{2}. \quad (5)$$

*WML* wird analog zu [Carhart \(1997\)](#) und Kenneth Frenchs Website (vgl. [French \(2011\)](#)) bestimmt. Für jeden Monat  $t$  von Juli des Jahres  $y$  bis Juni von  $y + 1$  werden die Aktien nach der Performance von Anfang des Monats  $t - 12$  bis Anfang des Monats  $t - 2$  sortiert.<sup>17</sup> Anhand der Liste der Vorjahresperformance werden das 30%- und 70%-Quantil bestimmt. Die Aktien mit der besten Vorjahresperformance werden der Gruppe W (Winners), mit der mittleren Vorjahresperformance der Gruppe N (Neutral) und mit der schlechtesten Vorjahresperformance der Gruppe L (Losers) zugeordnet. Wie bei der Berechnung für *HML* werden wieder die sechs Portfolios *S/W*, *S/N*, *S/L*, *B/W*, *B/N* und *B/L* aus dem Kreuzprodukt mit den Gruppen der Marktkapitalisierung gebildet.<sup>18</sup> Die zugehörigen Renditen sind die mit der Marktkapitalisierung gewichteten Renditen der im jeweiligen Portfolio enthaltenen Unternehmen. *WML* ist folglich das gleichgewichtete Mittel der Rendite von Portfolios aus Unternehmen mit guter Vorjahresperformance abzüglich der Rendite von Portfolios aus Unternehmen mit schlechter Vorjahresperformance:

$$WML_t = \frac{(R_t^{S/W} - R_t^{S/L}) + (R_t^{B/W} - R_t^{B/L})}{2}. \quad (6)$$

Durch diese Konstruktion der Faktoren soll erreicht werden, dass *RMRF*, *SMB*, *HML* und *WML* weitgehend unkorreliert sind. Beispielsweise kann *SMB* als Rendite eines Portfolios interpretiert werden, das in kleine Aktien investiert und große Aktien leerverkauft, jedoch gegenüber dem Markt- und dem Value-Effekt neutral ist (vgl. [Steiner / Ammann \(2008\)](#)). Ähnliche Interpretationen können auch zu den anderen Faktoren getroffen werden.<sup>19</sup>

<sup>17</sup>Für Juli von  $y$  entspricht dies der Performance von Anfang Juli des Jahres  $y - 1$  bis Anfang Juni des Jahres  $y$ . Der letzte Monat wird weggelassen, was der üblichen Vorgehensweise anderer Arbeiten entspricht, die einen Momentum-Faktor verwenden (vgl. [Fama / French \(1996\)](#), [Liew / Vassalou \(2000\)](#), [L'Her et al. \(2004\)](#), [Steiner / Ammann \(2008\)](#)). So sollen Probleme in der Mikrostruktur wie dem „bid-ask bounce“ vermieden werden (vgl. [Liew / Vassalou \(2000\)](#) oder [Fama / French \(1996\)](#)). Diese führen zu einer negativen Autokorrelation der einmonatigen Renditen, was den Momentum-Effekt verunreinigen und seine Erklärungskraft mindern würde (vgl. [Asness \(1999\)](#)).

<sup>18</sup>*B/W* steht z.B. für „Big-Winners“, und enthält also Unternehmen mit großer Marktkapitalisierung und relativ guter Vorjahresperformance.

<sup>19</sup>Die Sortierung der Unternehmen in einzelne Gruppen kann auch sequentiell statt unabhängig voneinander erfolgen (vgl. dazu [Liew / Vassalou \(2000\)](#) oder [Steiner / Ammann \(2008\)](#)). [L'Her et al. \(2004\)](#) verwenden ebenfalls die Vorgehensweise der vorliegenden Arbeit.

### 3.2.2 Regressionsmodelle

Zur Untersuchung der Anomalien des CAPM folgt diese Arbeit der Systematik von [Fama / French \(1993\)](#) und [Ziegler et al. \(2007\)](#). Im ersten Schritt werden Portfolios auf Grundlage der Marktkapitalisierung und des Buch-Marktwert-Verhältnisses konstruiert, deren Überrenditen durch lineare Zeitreihen-Regressionen erklärt werden sollen.

Die Konstruktion der Portfolios ähnelt der Konstruktion der sechs Portfolios zur Berechnung von *SMB* und *HML*. [Fama / French \(1993\)](#) bilden 25 (= 5 × 5) Portfolios, indem sie die Aktien der Schnittmenge von je fünf unabhängig voneinander bestimmten Gruppen zuteilen. Die fünf Gruppen werden jeweils anhand der Quintile der beiden Charakteristika Marktkapitalisierung oder Buch-Marktwert-Verhältnis definiert.

In der vorliegenden Untersuchung werden entsprechend [Ziegler et al. \(2007\)](#) statt 25 nur 16 (= 4 × 4) Portfolios mittels vier Gruppen pro Charakteristika konstruiert. Die Quartile der Marktkapitalisierung und dem Quotienten aus Buch- und Marktwert bilden jeweils wiederum die Grundlage für die Bildung der Gruppen. Einerseits wird damit gewährleistet, dass in den jeweiligen Portfolios genügend Aktien enthalten sind. Andererseits sind auch die Ergebnisse für den deutschen Markt besser mit [Ziegler et al. \(2007\)](#) vergleichbar.<sup>20</sup> Im weiteren Verlauf der Arbeit werden die Portfolios allgemein als Fama-French-Portfolios bezeichnet und die 16 Aktienportfolios entsprechend ihres Marktwerts sowie ihres Quotienten aus Buch- und Marktwert mit *1-1* („Small-Low“), ..., *1-4* („Small-High“), ..., *4-1* („Big-Low“), ..., *4-4* („Big-High“) bezeichnet.

Zu beachten ist ein möglicher tautologischer Zusammenhang, da sowohl die zu erklärenden Renditen als auch die zur Erklärung der Renditen verwendeten Faktoren auf der Sortierung derselben Variablen beruhen (vgl. [Ziegler et al. \(2007\)](#)). Eine Aufteilung der Aktien in zwei disjunkte Gruppen wie in einem Robustheitstest in [Fama / French \(1993\)](#) könnte dies vermeiden. Basierend auf einer Gruppe würden die vier Risikofaktoren *RMRF*, *SMB*, *HML* sowie *WML* mittels der anderen Gruppe die Überrenditen der 16 Portfolios berechnet. Leider ist das aufgrund der geringeren Anzahl von Unternehmen auf dem deutschen Markt nicht möglich. Diese Gefahr wird im Folgenden vernachlässigt, da die Unterteilung der abhängigen Variablen feiner als die der unabhängigen Variablen ist und sich Tests in [Fama / French \(1993\)](#) als robust erwiesen.

Ausgehend vom CAPM schätzen wir für die 16 Portfolios die Faktorgewichte des in Gleichung (7) dargestellten Einfaktormodells mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + \varepsilon_{it}. \quad (7)$$

<sup>20</sup>Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse wurden alle Schätzungen zusätzlich auf Basis von 25 Aktienportfolios durchgeführt. Abweichungen in den Resultaten werden an geeigneter Stelle in dieser Arbeit erwähnt.

Anschließend wird das Einfaktormodell um die beiden Faktoren *SMB* und *HML* zum Fama-French-Dreifaktorenmodell erweitert, welches in Gleichung (8) in einer empirisch überprüf-baren Version beschrieben ist. Sollten die beiden Faktoren Risiken darstellen, die nicht in der Marktrendite enthalten sind, sollten *SMB* und *HML* signifikante Faktorgewichte aufweisen.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + s_i \cdot SMB_t + h_i \cdot HML_t + \varepsilon_{it}. \quad (8)$$

Abschließend wird überprüft, ob durch Hinzunahme des Faktors *WML* die Renditen der 16 Portfolios besser erklärt werden. Somit erhalten wir in Gleichung (9) das in einer empirischen Form dargestellte Carhart-Vierfaktorenmodell.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + s_i \cdot SMB_t + h_i \cdot HML_t + w_i \cdot WML_t + \varepsilon_{it}. \quad (9)$$

Um die Güte der Modelle zu bewerten, analysieren wir die Ergebnisse in zwei Schritten. Zum einen betrachten wir das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R_k^2$  des Modells. Je höher dieses ist, desto besser kann das Modell die Varianz der Portfoliorenditen erklären. Zum anderen sollten in einem Modell, das alle relevanten Risikofaktoren enthält, die Konstanten  $\alpha_i$  nicht signifikant von Null verschieden sein (vgl. Fama / French (1993)). Die  $\alpha_i$  werden sowohl einzeln als auch gemeinsam gegen diese Hypothese getestet. Beim gemeinsamen Test wird der von Gibbons / Ross / Shanken (1989) vorgeschlagene F-Test verwendet (GRS Statistik).

Um robuste statistische Analysen zu erhalten, verwenden wir zur Schätzung der Standardfehler den Newey / West (1987) Schätzer der Ordnung  $p$ , welcher für Autokorrelation und Heteroskedastizität korrigiert. In Anlehnung an Liew/Vassalou (2000) berücksichtigen wir hierbei über den Parameter  $p$  drei Perioden.<sup>21</sup> Als signifikant gilt im Folgenden, dass nach dem zweiseitigen T-test die jeweilige erklärende Variable zu einem Signifikanzniveau von 10% von Null verschieden ist.

## 4 Risikoprämien

In diesem Kapitel werden die vier Carhart-Faktoren und deren Erklärungskraft für den deutschen Aktienmarkt im Zeitraum zwischen Juli 1996 und Juni 2011 untersucht. Zunächst werden deskriptive Statistiken der Risikofaktoren und Fama-French-Portfolios betrachtet und diese mit früheren nationalen und internationalen Untersuchungen verglichen. Anschließend folgen Regressionsanalysen, um die Ergebnisse zu verifizieren und den Erklärungsgehalt der einzelnen Modelle zu messen.

<sup>21</sup>Zum Vergleich: Der Standardschätzer der linearen Regression liefert in einigen Fällen etwas niedrigere Standardfehler, jedoch keine wesentliche Unterschiede. Somit werden die konservativen Ergebnisse berichtet.

## 4.1 Deskriptive Statistiken

Tabelle 3 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen der vier Carhart-Faktoren sowie die Pearsonschen Korrelationskoeffizienten. Außerdem umfasst sie Statistiken für die Rendite des Aktienmarktportfolios  $R_m$  und der risikofreien Anlage  $R_f$ . Für den Betrachtungszeitraum zwischen Juli 1996 und Juni 2011 beträgt die durchschnittliche monatliche Rendite des Aktienmarktportfolios 0,710% und die durchschnittliche monatliche Überrendite beträgt 0,474%, wobei jedoch nur die absolute Rendite und nicht die Überrendite signifikant von Null verschieden ist. Der durchschnittliche monatliche risikofreie Zins von 0,236% ist dagegen auf einem Niveau von 1% signifikant. Von den drei Faktoren *SMB*, *HML* und *WML* ist die Prämie für den Momentum-Effekt mit einem durchschnittlichen Wert von 1,129% am stärksten ausgeprägt. Die Value-Risikoprämie beträgt 0,717% und die Size-Risikoprämie -0,700%. Alle drei Faktoren sind signifikant von Null verschieden, *HML* sogar auf einem Signifikanzniveau von 1%.

**Tabelle 3:** Deskriptive Statistiken der Carhart-Faktoren,  $R_m$  und  $R_f$

Deskriptive Statistiken der Carhart-Faktoren, $R_m$ und $R_f$						
Variable	Arithmetisches Mittel	Standardabweichung	Pearsonscher Korrelationskoeffizient			
			<i>RMRF</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>WML</i>
$R_m$	0,710*	5,725				
$R_f$	0,236***	0,099				
<i>RMRF</i>	0,474	5,746	1,000			
<i>SMB</i>	-0,700**	4,061	-0,510***	1,000		
<i>HML</i>	0,717***	3,542	0,034***	-0,185***	1,000	
<i>WML</i>	1,129**	6,897	-0,324***	-0,122*	-0,038***	1,000

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*) und 1% (\*\*\*).

Tabelle 3 zeigt deskriptive Statistiken für die Risikoprämien im deutschen Aktienmarkt der Carhart-Faktoren *RMRF* ( $R_m - R_f$ , Überrendite des Aktienmarktportfolios), *SMB* („Small minus Big“, Differenzrendite anhand der Markt-kapitalisierung), *HML* („High minus Low“, Differenzrendite anhand des Buch-Marktwert-Verhältnisses) und *WML* („Winners minus Losers“, Differenzrendite anhand der Vorjahresperformance). Zusätzlich sind die Renditen und zugehörigen Standardabweichungen des Aktienmarktportfolios  $R_m$  und der risikolosen Anlage  $R_f$  dargestellt. Alle Berechnungen basieren auf monatlichen Renditen von Juli 1996 bis Juni 2011.

Die korrespondierenden Werte für  $R_m$  und *RMRF* aus Ziegler et al. (2007) betragen im Zeitraum zwischen Juli 1968 und Juni 1995 0,801% und 0,265%. In Fama / French (1993) ergibt sich auf dem amerikanischen Aktienmarkt von Juli 1963 bis Dezember 1991 eine durchschnittliche monatliche Markttrendite von 0,97% und eine Überrendite von 0,43%. Dabei sind die Aktienmarkttrenditen jeweils auf einem Signifikanzniveau von 1% von Null verschieden, die Überrendite des Aktienmarktes jedoch nur im amerikanischen Markt auf einem Niveau von 10%. Der durchschnittliche monatliche risikofreie Zins  $R_f$  beträgt in der früheren Untersuchung des deutschen bzw. amerikanischen Aktienmarktes 0,536% bzw. 0,43% und ist in beiden Fällen auf einem Signifikanzniveau von 1% von Null verschieden.

Die negative Prämie für *SMB* bestätigt die erwähnte kritische Diskussion dieses Faktors (vgl. [Van Dijk \(2011\)](#)). In [Ziegler et al. \(2007\)](#) beträgt sie noch 0,083%. [Schrimpf et al. \(2007\)](#) verwenden hingegen einen längeren Zeitraum von Dezember 1969 bis Dezember 2002 und erhalten für *SMB* den Wert  $-0,189\%$ . Mit einer etwas abweichenden Methodik<sup>22</sup> ermitteln [Liew / Vassalou \(2000\)](#) für *SMB* auf jährlicher Basis eine Risikoprämie von 0,46% im Zeitraum von 1987 und 1996 für Deutschland. Alle drei für Deutschland ermittelten Werte sind jedoch nicht signifikant von Null verschieden. In [Fama / French \(1993\)](#) wird für *SMB* im Mittel der signifikante Wert 0,27% dokumentiert. Unsere Ergebnisse lassen dagegen vermuten, dass dieser klassische Size-Effekt am deutschen Markt vor 1995 nicht eindeutig und nach 1995 nicht mehr existiert oder gegenteilig auftritt. Auch für die alternative Wahl des 80%-Quantils als Size-Trennpunkt wie bei [Schmidt et al. \(2011\)](#) erhält man eine signifikant negative Risikoprämie von  $-0,469\%$ .

Für den Value-Effekt liegen hingegen einheitlichere Ergebnisse vor. Diese reichen von 0,402% in [Ziegler et al. \(2007\)](#) (1968-1995) bis 0,271% in [Schrimpf et al. \(2007\)](#) (1969-2002), 0,40% in [Fama / French \(1993\)](#) (1963-1991) auf monatlicher Basis sowie 4,56% in [Liew / Vassalou \(2000\)](#) (1987-1996) auf jährlicher Basis. In [Schrimpf et al. \(2007\)](#) ist *HML* auf einem Signifikanzniveau von 5%, bei den anderen oben genannten Arbeiten sogar auf einem Signifikanzniveau von 1% von Null verschieden.

[Liew / Vassalou \(2000\)](#) betrachten alle vier Faktoren für den deutschen Markt. Auf jährlicher Basis ist *WML* mit 9,24% ebenso wie in unserer Untersuchung der am stärksten ausgeprägte Risikofaktor und signifikant (1%).<sup>23</sup>

Abbildung 1 zeigt den kumulierten Verlauf der vier Risikofaktoren für den deutschen Aktienmarkt von Juli 1996 bis Juni 2011 und visualisiert die angesprochenen Ergebnisse. Wir stellen fest, dass *WML* die anderen Faktoren dominiert und gerade in Zeiten mit negativer Überrendite des Marktes *RMRF* ansteigt. Jedoch sind auch die starken Rückgänge in 2009 oder 2003 bemerkenswert, als sich der Aktienmarkt von seinen Tiefständen erholte. Dies stimmt mit den Beobachtungen von [Asem / Tian \(2010\)](#) überein, die eine Beziehung zwischen Marktdynamiken und Momentumsrenditen in den USA feststellen. *RMRF* zeigt sich sehr volatil mit sehr starken Anstiegen vor den Jahren 2000 und 2008 und anschließend starken Rückgängen. Die Entwicklung von *HML* ist vor dem Jahr 2000 nahezu unverändert und am Ende sogar negativ. Nach dem Ende der teilweise als Dotcom Blase bezeichneten Phase Anfang 2000 nimmt *HML* jedoch kontinuierlich zu, was einem nahezu konstanten Value-Effekt entspricht. Für *SMB* ergibt sich eine weitgehend negative Entwicklung, die nur von einem neutralen bis leicht positiven Verlauf von 2003 bis 2006 und ab 2009 unterbrochen wird.

<sup>22</sup>Sequentielle statt unabhängige Sortierung der Gruppen zur Bildung der Faktoren, sowie zusätzliche Kontrolle auf den Momentum-Effekt.

<sup>23</sup>[Rouwenhorst \(1998\)](#) kontrolliert den Momentum-Effekt nur auf den Size-Effekt, verwendet statt der Einjahresperformance eine Sechsmontatsperformance zur Bildung der Portfolios und berechnet gleichgewichtete Portfoliorenditen. Die durchschnittliche monatliche Differenz aus dem obersten und untersten Dezil beträgt in Deutschland 0,0065% für die Jahre 1978 bis 1995 und ist auf einem Signifikanzniveau von 5% von Null verschieden.

Abbildung 1: Kumulierter Verlauf der vier Risikofaktoren

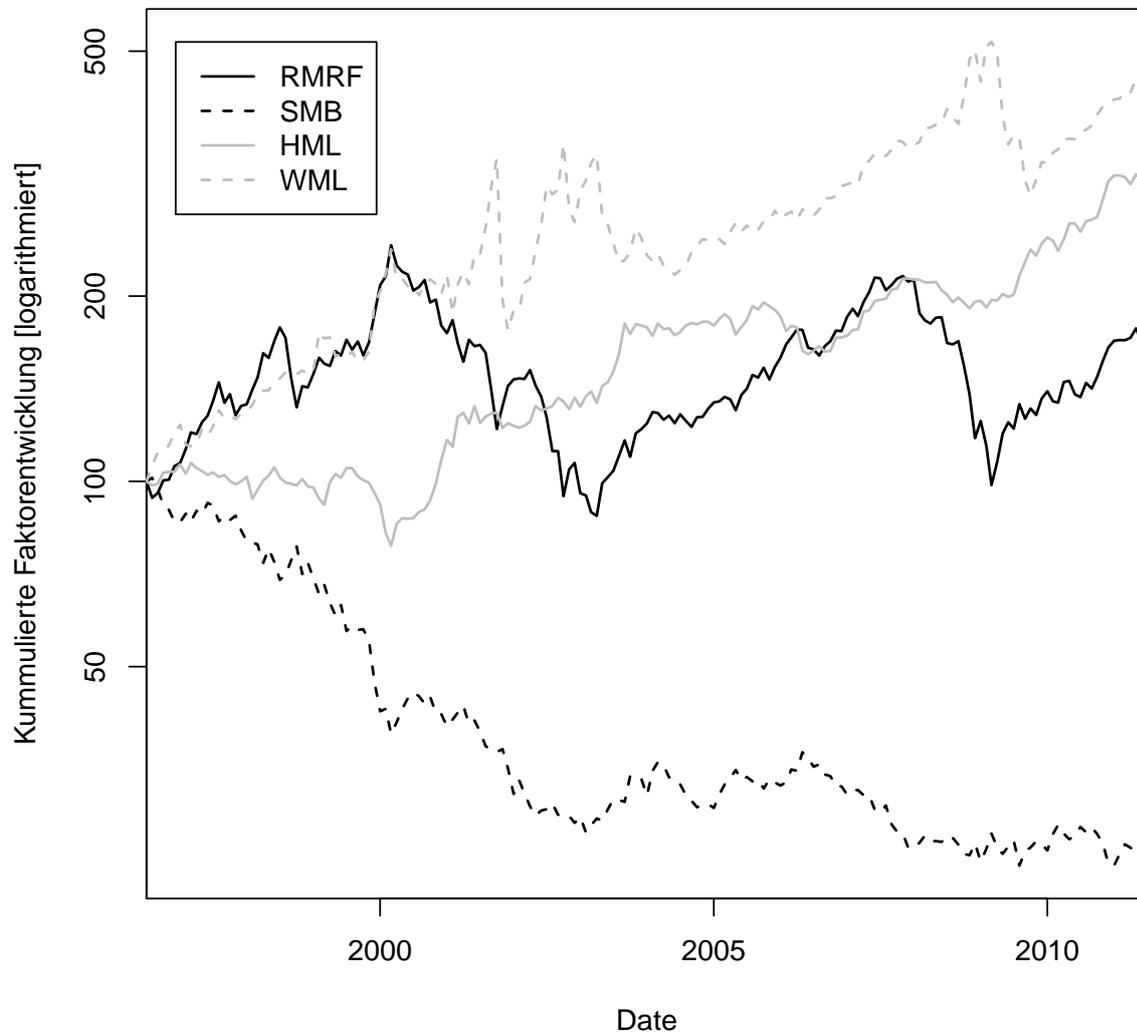


Abbildung 1 zeigt den kumulierten Verlauf der Carhart-Faktoren  $RMRF$  ( $R_m - R_f$ , Überrendite des Aktienmarktportfolios),  $SMB$  („Small minus Big“, Differenzrendite anhand der Marktkapitalisierung),  $HML$  („High minus Low“, Differenzrendite anhand des Buch-Marktwert-Verhältnisses) und  $WML$  („Winners minus Losers“, Differenzrendite anhand der Vorjahresperformance) für den deutschen Aktienmarkt von Juli 1996 bis Juni 2011.

Die Korrelationen zwischen den Faktoren sind im Hinblick auf einen möglichen Einsatz in einer multiplen Regression wichtig. In Tabelle 3 wurden die Pearsonschen Korrelationskoeffizienten der vier Faktoren für Deutschland gezeigt. Eine hohe Korrelation der Faktoren könnte auf Multikollinearität hindeuten, was jedoch später im Rahmen der Regressionsanalyse mittels des Varianzinflationsfaktors ( $VIF$ ) überprüft wird. Die vorliegenden Werte sprechen für die verwendete Methodik, da die Korrelation der Faktoren  $SMB$ ,  $HML$  und  $WML$  untereinander sehr gering ist. Die Korrelation zwischen  $HML$  und  $WML$  ist mit  $-0,038$  betragsmäßig sehr gering,

obwohl bei der Bildung von *HML* und *WML* der jeweils andere Faktor nicht berücksichtigt wurde. Die Korrelation zwischen *RMRF* und *SMB* ist mit -0,510 deutlich höher als die anderen auftretenden Werte. Dies kann dadurch erklärt werden, dass die Renditen von Aktien mit hoher Marktkapitalisierung negativ in *SMB* eingehen und zugleich die nach Marktkapitalisierung gewichtete Überrendite des Aktienmarktportfolios dominieren. Auch [Schrimpf et al. \(2007\)](#) und [Ziegler et al. \(2007\)](#) weisen mit -0,657 und -0,597 ähnlich negative Werte aus. Dagegen sind in [Fama / French \(1993\)](#) *RMRF* und *SMB* mit 0,32 positiv und weniger stark korreliert.

## 4.2 Internationaler Vergleich

Internationale Studien, welche alle vier Faktoren beinhalten, existieren für einen ähnlichen Betrachtungszeitraum für die Schweiz und Kanada. So erhalten [Steiner / Ammann \(2008\)](#) für den Schweizer Markt zwischen Januar 1990 und Dezember 2005 auf jährlicher Basis für *RMRF*, *SMB*, *HML* und *WML* 7,16%, -0,67%, 2,35% und 10,33%. Die korrespondierenden Werte für den kanadischen Markt von Juli 1960 bis April 2001 ermitteln [L'Her et al. \(2004\)](#) mit 4,52%, 5,08%, 5,09% und 16,07% auf jährlicher Basis.

Zudem wollen wir in Tabelle 4 die Statistiken der vier Faktoren für den amerikanischen und Schweizer Markt zeigen. Für die USA liegen die Faktoren bis Juni 2011, für die Schweiz bis Dezember 2010 vor. Die Daten stammen von Kenneth Frenchs bzw. Michael Steiners / Manuel Ammanns Website (vgl. [French \(2011\)](#) und [Steiner / Ammann \(2011\)](#)). Wir erhalten auf monatlicher Basis für *RMRF*, *SMB*, *HML* und *WML* 0,449%, 0,295%, 0,312% und 0,473% bzw. 0,474%, 0,285%, -0,012% und 0,731%. Dabei ist jedoch nur der Schweizer Momentum-Faktor signifikant von Null verschieden.

Wenn wir die einzelnen nationalen und internationalen Studien vergleichen, so stellen wir fest, dass häufig der Momentum-Effekt am stärksten ausgeprägt ist, der Value-Effekt bis auf den aktuelleren Schweizer Zeitraum stets feststellbar ist und der Size-Effekt unterschiedlich beobachtet wird.

Abschließend wollen wir die in dieser Arbeit ermittelten Faktoren mit den aktuellen Faktoren für die USA und die Schweiz vergleichen, um zu überprüfen inwieweit sie globale oder länderspezifische Risikofaktoren darstellen. Die Korrelationen zwischen den amerikanischen bzw. Schweizer und deutschen Faktoren in Tabelle 4 bestätigen die Ergebnisse von [Fama / French \(1998\)](#) und [Griffin \(2002\)](#). Die Überschussrendite des deutschen Aktienmarktes  $RMRF_D$  ist mit der Überschussrendite des amerikanischen und Schweizer Aktienmarktes  $RMRF_{US}$  bzw.  $RMRF_{CHF}$  korreliert. Die *WML*-Faktoren weisen unter den Differenzrenditen die höchste Korrelation auf, was daran liegen könnte, dass ihre Ausprägung auch mit der generellen Aktienmarktdynamik zusammenhängt (vgl. [Asem / Tian \(2010\)](#)). Die Faktoren *SMB* und *HML* für Deutschland sind jedoch ökonomisch betrachtet nicht bzw. nur leicht (mit dem jeweiligen Faktor

Tabelle 4: Internationaler Vergleich der Carhart-Faktoren

Internationaler Vergleich						
Variable	Arithm. Mittel	Std.-abw.	Pearsonscher Korrelationskoeffizient			
			$RMRF_D$	$SMB_D$	$HML_D$	$WML_D$
$RMRF_{US}$	0,449	4,932	<b>0,785***</b>	-0,333***	0,082	-0,349***
$SMB_{US}$	0,295	3,812	0,288***	<b>-0,179**</b>	-0,116	-0,022
$HML_{US}$	0,312	3,660	-0,232***	0,156**	<b>0,379***</b>	0,012
$WML_{US}$	0,473	5,985	-0,252***	-0,076	-0,076	<b>0,612***</b>
$RMRF_{US}^{EUR}$	0,473	4,895	<b>0,787***</b>	-0,335***	0,081	-0,348***
$SMB_{US}^{EUR}$	0,297	3,795	0,287***	<b>-0,178**</b>	-0,116	-0,022
$HML_{US}^{EUR}$	0,311	3,646	-0,232***	0,157**	<b>0,379***</b>	0,013
$WML_{US}^{EUR}$	0,470	5,979	-0,251***	-0,076	-0,076	<b>0,611***</b>
$RMRF_{CH}$	0,474	4,777	<b>0,755***</b>	-0,261***	0,154**	-0,321***
$SMB_{CH}$	0,285	2,918	-0,221***	<b>0,247***</b>	-0,218***	0,159**
$HML_{CH}$	-0,012	2,232	-0,034	0,113	<b>0,216***</b>	0,003
$WML_{CH}$	0,731***	3,692	-0,348***	0,015	-0,194**	<b>0,529***</b>
$RMRF_{CH}^{EUR}$	0,495	4,749	<b>0,755***</b>	-0,261***	0,155**	-0,321***
$SMB_{CH}^{EUR}$	0,280	2,909	-0,220***	<b>0,247***</b>	-0,219***	0,159**
$HML_{CH}^{EUR}$	-0,012	2,227	-0,035	0,115	<b>0,216***</b>	0,002
$WML_{CH}^{EUR}$	0,726**	3,685	-0,347***	0,014	-0,194**	<b>0,529***</b>

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*) und 1% (\*\*\*).

Tabelle 4 zeigt die deskriptiven Statistiken der Carhart-Faktoren  $RMRF$  ( $R_m - R_f$ , Überrendite des Aktienmarktportfolios),  $SMB$  („Small minus Big“, Differenzrendite anhand der Marktkapitalisierung),  $HML$  („High minus Low“, Differenzrendite anhand des Buch-Marktwert-Verhältnisses) und  $WML$  („Winners minus Losers“, Differenzrendite anhand der Vorjahresperformance) des amerikanischen und Schweizer Aktienmarktes sowohl in lokaler Währung als auch in Euro umberechnet. Zusätzlich sind die Pearsonschen Korrelationskoeffizienten zwischen den Carhart-Faktoren des amerikanischen und Schweizer Aktienmarktes mit ihren deutschen Gegenstücken dargestellt. Die Berechnungen basieren auf monatlichen Daten von Juli 1996 bis Juni 2011 für den amerikanischen Aktienmarkt bzw. von Juli 1996 bis Dezember 2010 für den Schweizer Aktienmarkt.

der USA bzw. Schweiz) korreliert. Dies unterstützt die These, dass diese Fama-French-Faktoren länderspezifisch sind und daher für jeden Markt separat bestimmt werden sollten.

### 4.3 Fama-French-Portfolios

Tabelle 5 zeigt die Überrenditen der 16 Fama-French-Portfolios für den deutschen Aktienmarkt von Juli 1996 bis Juni 2011. Dabei zeigt sich für die durchschnittlichen monatlichen Überrenditen eine erhebliche Bandbreite von -0,682% (Portfolio 3 – 1) und 1,042% (Portfolio 4 – 4). Die Spannweiten bei Ziegler et al. (2007) (0,002% bis 0,668%) und Schrimpf et al. (2007) (-0,329% bis 0,472%), die ebenfalls 16 (4x4) Portfolios verwenden, sind dagegen deutlich geringer. Die Überrenditen der 25 (5x5) Portfolios in Fama / French (1993) reichen von 0,32% bis 1,02%.

**Tabelle 5:** Überrenditen der  $i = 1, \dots, 16$  Fama-French-Portfolios für den deutschen Aktienmarkt

<b>Zu erklärende Variablen, d.h. Überrenditen <math>R_{it} - R_{ft}</math> der <math>i = 1, \dots, 16</math> Portfolios: Arithmetisches Mittel (Standardabweichung)</b>					
Quotienten aus Buch- und Marktwert					
Marktwert	1 (Low)	2	3	4 (High)	
1 (Small)	-0,118 (6,89)	-0,127 (6,31)	0,104 (5,98)	0,289 (5,90)	
2	-0,661 (6,55)	-0,362 (5,71)	-0,063 (5,21)	0,427 (5,90)	
3	-0,682 (6,87)	0,068 (4,92)	0,426 (4,70)	0,945** (6,25)	
4 (Big)	0,364 (6,14)	0,354 (6,66)	0,922** (6,20)	1,042* (7,98)	

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*) und 1% (\*\*\*)

Tabelle 5 zeigt die Überrenditen der 16 Fama-French-Portfolios für den deutschen Markt. Anfang Juli eines jeden Jahres werden die Aktien unabhängig anhand ihrer Marktkapitalisierung von Ende Juni des Jahres und dem Buch-Marktwert-Verhältnis zum Bilanzstichtag des Vorjahres jeweils vier Gruppen zugeteilt. Die Schnittmenge der vier Gruppen je Charakteristikum ergibt die 16 nach Marktkapitalisierung gewichteten Portfolios. Alle Berechnungen basieren auf monatlichen Renditen von Juli 1996 bis Juni 2011.

Innerhalb der einzelnen nach Marktkapitalisierung geordneten Quartile steigen die Renditen in Tabelle 5 mit zunehmendem Buch-Marktwert-Verhältnis fast ausschließlich an. Auch in den anderen Untersuchungen ergibt sich stets ein positiver Zusammenhang zwischen dem Quotienten aus Buch- und Marktwert sowie der Überrendite des Aktienportfolios. Dies bestätigt den positiven Wert für *HML* auch für die Aufteilung in den Fama-French-Portfolios.

Aufgrund des negativen Wertes für *SMB* vermuten wir eine positive Beziehung zwischen Marktkapitalisierung und Rendite. Diese können wir bis auf die Portfolios  $1 - 1$ ,  $1 - 2$  und  $1 - 3$  beobachten. Auffällig ist, dass trotz der breiten Streuung der Renditen nur drei arithmetische Mittel der 16 Portfolios signifikant von Null verschieden sind.

Ähnlich gemischt wie die Werte für *SMB* ist auch der Zusammenhang von Marktwert und Aktienrendite in den anderen Beobachtungen. Im Gegensatz zu Ziegler et al. (2007), die keine Relation feststellen, können Schrimpf et al. (2007) innerhalb des verlängerten Zeitraums ebenfalls eine positive Wechselwirkung dokumentieren.

Zwischen den Standardabweichungen der Renditen und den Renditen lässt sich keine Relation feststellen. Mit steigender Rendite nimmt die Standardabweichung nicht systematisch zu, was ein erhöhtes Risiko oder  $\beta$  vermuten lassen würde. Auch in den anderen Arbeiten gibt es bis auf Fama / French (1993) dafür keine Anzeichen.

Die Überrenditen der aus demselben Datensatz konstruierten 25 Fama-French-Portfolios zeigen ähnliche Zusammenhänge zwischen den Renditen und der Marktkapitalisierungen bzw. den Buch-Marktwert-Verhältnissen, weisen jedoch mehr Ausreißer innerhalb der Tendenzen auf. Bemerkenswert sind zudem die höchsten Standardabweichungen für Portfolio  $1 - 1$  und  $5 - 5$ .

#### 4.4 Regressionsanalyse

Nachdem im Abschnitt 4.1 die Fama-French-Faktoren *SMB* und *HML* sowie der von Carhart definierte Faktor *WML* für den deutschen Aktienmarkt zwischen Juli 1996 und Juni 2011 dargestellt wurden, sollen die aufgezeigten Zusammenhänge zwischen Rendite und aktienspezifischen Merkmalen durch eine multiple Regressionsanalyse verifiziert werden. Zur Untersuchung von Anomalien des CAPM werden zunächst die Fama-French-Portfolios auf Grundlage der Marktkapitalisierung und des Buch-Marktwert-Verhältnisses konstruiert. Deren Überrenditen werden dann mittels linearer Zeitreihen-Regressionen und den verschiedenen Faktoren erklärt.

Zunächst schätzen wir die Parameter für das mit dem CAPM kompatiblen Einfaktormodells aus Gleichung (7). Anschließend wird dieses Modell zum Fama-French-Dreifaktorenmodell bzw. Carhart-Vierfaktorenmodell aus Gleichung (8) bzw. (9) erweitert und die Schätzungen werden erneut durchgeführt. Analog zu Fama / French (1993) sowie Ziegler et al. (2007) werden in dieser Arbeit die Ergebnisse in zwei Schritten analysiert. In einem ersten Schritt analysieren wir, ob die Variablen *RMRF*, *SMB*, *HML* und *WML* tatsächlich Risikofaktoren für den deutschen Aktienmarkt zwischen Juli 1996 und Juni 2011 darstellen und die Streuung der in Kapitel 4.1 beschriebenen Überrenditen erklären. Hierzu betrachten wir die jeweiligen Faktorladungen und deren Signifikanz sowie das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R_k^2$ . Im Anschluss wird untersucht, inwieweit die Faktormodelle mit dem CAPM oder dem erweiterten CAPM im Einklang stehen.

Tabelle 6 fasst die geschätzten Parameter des mit dem CAPM kompatiblen Einfaktormodells für den deutschen Aktienmarkt zusammen. Zusätzlich ist das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R_k^2$  aufgeführt. Analog zu Ziegler et al. (2007) steigen sowohl  $\beta_i$  als auch  $R_k^2$  mit zunehmendem Marktwert (und unverändertem Quotienten aus Buch- und Marktwert) tendenziell an. Auch für den amerikanischen Markt nehmen die  $R_k^2$  geringfügig mit wachsender Marktkapitalisierung zu (vgl. Fama / French (1993)). Innerhalb der Buch-Marktwert-Verhältnisse (und konstanter Marktkapitalisierung) lässt sich jedoch keine klare Tendenz erkennen. Einzig bei den Portfolios mit den höchsten Marktwerten fällt das  $R_k^2$  für das Portfolio mit dem höchsten Quotienten aus Buch- und Marktwert (Portfolio 4 – 4) deutlich ab. Die  $\beta_i$  reichen von 0,555 bis 1,087 und liegen im Mittel bei 0,725. Zudem sind alle  $\beta_i$  auf einem Signifikanzniveau von 1% von Null verschieden. Die  $R_k^2$  besitzen eine Bandbreite von 0,214 bis 0,878 mit einem Durchschnittswert von 0,475. Der Wertebereich für  $\beta_i$  und  $R_k^2$  hat sich im Vergleich zu dem früheren Untersuchungszeitraum von Juli 1968 bis Juni 1995 kaum verändert. In den USA waren diese Werte mit Spannweiten von 0,84 bis 1,42 für  $\beta_i$  und 0,61 bis 0,92 für  $R_k^2$  jedoch höher. Es lässt sich feststellen, dass anhand des CAPM die Aktienrenditen teilweise erklärt werden können. Für Portfolios mit kleiner Marktkapitalisierung bleibt jedoch genügend Variation, die durch weitere Risikofaktoren erklärt werden könnte.

**Tabelle 6:** Lineare Zeitreihen-Regressionen der Überrenditen der  $i = 1, \dots, 16$  Fama-French-Portfolios anhand des CAPM

$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + \varepsilon_{it}$				
Quotienten aus Buch- und Marktwert				
	1 (Low)	2	3	4 (High)
Marktwert	Schätzwert für $\beta_i$			
1 (Small)	0,560***	0,555***	0,570***	0,600***
2	0,658***	0,613***	0,597***	0,707***
3	0,857***	0,594***	0,591***	0,729***
4 (Big)	0,974***	1,087***	0,931***	0,969***
Korrigiertes Bestimmtheitsmaß $R_k^2$				
1 (Small)	0,214	0,251	0,296	0,337
2	0,329	0,377	0,430	0,471
3	0,511	0,479	0,519	0,446
4 (Big)	0,829	0,878	0,743	0,484

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*) und 1% (\*\*\*).

Tabelle 6 dokumentiert die Schätzwerte der Regressionsanalyse des mit dem CAPM kompatiblen Einfaktormodells für den deutschen Aktienmarkt. Neben den Koeffizienten des Risikofaktors  $RMRF$  ( $R_m - R_f$ , Überrendite des Aktienmarktportfolios) ist das korrigierte Bestimmtheitsmaß für die 16 Fama-French-Portfolios angegeben. Alle Berechnungen basieren auf monatlichen Renditen von Juli 1996 bis Juni 2011. Der verwendete Newey / West (1987) Schätzer für die Standardfehler der Koeffizienten korrigiert auf Autokorrelation und Heteroskedastizität für bis zu drei Perioden.

Das mit dem CAPM kompatible Einfaktormodell wird um die Risikofaktoren  $SMB$  und  $HML$  zum Fama-French-Dreifaktorenmodell erweitert.<sup>24</sup> Die Ergebnisse der multiplen Regression umfasst Tabelle 7. Das Spektrum der  $\beta_i$  der 16 Portfolios reicht von 0,773 bis 1,125 mit einem Mittelwert von 0,967. Im Gegensatz zum Einfaktormodell stellen wir mit steigendem Buch-Marktwert-Verhältnis oder steigender Marktkapitalisierung keine Entwicklung in den  $\beta_i$  fest. Vor allem in Portfolios mit geringer Marktkapitalisierung steigen die  $\beta_i$  deutlich an, näher an den Wert Eins. Dies könnte vor allem durch die negative Korrelation zwischen  $RMRF$  und  $SMB$  beeinflusst sein. Die Faktorladungen  $s_i$  des negativen Faktors  $SMB$  besitzen für diese Portfolios positive Werte, so dass die  $\beta_i$  im Einfaktormodell nach unten verzerrt sein könnten. Das ist eine typische Auswirkung des Auslassens relevanter erklärender Variablen. Auch in Ziegler et al. (2007) nehmen vor allem die  $\beta_i$  in den Portfolios mit niedrigem Marktwert zu, in Fama / French (1993) jedoch ab. In der früheren Untersuchung des deutschen Marktes waren  $RMRF$  und  $SMB$  ebenfalls deutlich negativ korreliert, in der des amerikanischen Marktes positiv. Die Spannweite der  $\beta_i$  reichte für den deutschen bzw. amerikanischen Markt von 0,689 bis 1,067 bzw. 0,91 bis 1,18.

<sup>24</sup>Siehe Gleichung (8).

**Tabelle 7:** Lineare Zeitreihen-Regressionen der Überrenditen der  $i = 1, \dots, 16$  Fama-French-Portfolios anhand des Fama-French-Dreifaktorenmodells

$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + s_i \cdot SMB_t + h_i \cdot HML_t + \varepsilon_{it}$				
Quotienten aus Buch- und Marktwert				
	1 (Low)	2	3	4 (High)
Marktwert	Schätzwert für $\beta_i$			
1 (Small)	0,890***	0,872***	0,945***	0,996***
2	1,062***	0,979***	0,914***	1,063***
3	1,125***	0,821***	0,773***	1,025***
4 (Big)	0,980***	1,084***	0,884***	1,058***
	Schätzwert für $s_i$			
1 (Small)	0,902***	0,892***	1,059***	1,131***
2	1,111***	1,023***	0,907***	1,024***
3	0,729***	0,641***	0,532***	0,851***
4 (Big)	-0,004	0,003	-0,118	0,295***
	Schätzwert für $h_i$			
1 (Small)	-0,209*	0,201**	0,299***	0,555***
2	-0,137	0,119	0,469***	0,589***
3	-0,250*	0,187**	0,438***	0,531***
4 (Big)	-0,378***	0,157***	0,226**	0,836***
	Korrigiertes Bestimmtheitsmaß $R_k^2$			
1 (Small)	0,449	0,481	0,666	0,810
2	0,701	0,755	0,827	0,881
3	0,681	0,678	0,731	0,705
4 (Big)	0,876	0,884	0,765	0,617

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*) und 1% (\*\*\*).

Tabelle 7 dokumentiert die Schätzwerte der Regressionsanalyse des Fama-French-Dreifaktorenmodells für den deutschen Aktienmarkt. Neben den Koeffizienten der Risikofaktoren  $RMRF$  ( $R_m - R_f$ , Überrendite des Aktienmarktportfolios),  $SMB$  („Small minus Big“, Differenzrendite anhand der Marktkapitalisierung) und  $HML$  („High minus Low“, Differenzrendite anhand des Buch-Marktwert-Verhältnisses) ist das korrigierte Bestimmtheitsmaß für die 16 Fama-French-Portfolios angegeben. Alle Berechnungen basieren auf monatlichen Renditen von Juli 1996 bis Juni 2011. Der verwendete Newey / West (1987) Schätzer für die Standardfehler der Koeffizienten korrigiert auf Autokorrelation und Heteroskedastizität für bis zu drei Perioden.

Bei den Faktorladungen  $s_i$  und  $h_i$  der neu hinzugefügten Faktoren  $SMB$  und  $HML$  existieren klare Tendenzen. So nehmen die  $s_i$  mit steigendem Marktwert und festem Buch-Marktwert-Verhältnis kontinuierlich ab. Lediglich die Werte von Portfolio 2 – 1 und 2 – 2 sind größer als die Werte von Portfolio 1 – 1 und Portfolio 1 – 2. Die Werte für  $h_i$  steigen mit zunehmenden Quotienten aus Buch- und Marktwert innerhalb aller Marktkapitalisierungen. Die Schätzwerte für die Parameter  $s_i$  bzw.  $h_i$  besitzen eine Bandbreite von -0,118 bis 1,131 bzw. -0,378 bis 0,836. Bemerkenswert ist die hohe Signifikanz der Faktoren. In 13 der 16 Portfolios ist  $s_i$  auf einem Signifikanzniveau von 1% von Null verschieden.  $h_i$  ist in 14 der 16 Portfolios signifikant, in neun davon auf einem Signifikanzniveau von 1%, die Parameter  $\beta_i$  sogar in allen Fällen.

Die Ergebnisse in Fama / French (1993) und Ziegler et al. (2007) weisen die gleichen Entwicklungen für  $s_i$  und  $h_i$  auf, jedoch sei darauf hingewiesen, dass *SMB* ein anderes Vorzeichen besitzt. Die Spektren der Werte für  $s_i$  (-0,208 bis 1,012) und  $h_i$  (-0,530 bis 0,651) in der früheren Untersuchung des deutschen Marktes besitzen ein niedrigeres Niveau. Die korrespondierenden Werte für den amerikanischen Markt besitzen eine größere Spannweite von -0,23 bis 1,46 bzw. -0,52 bis 0,76. Die feinere Aufteilung in 25 Portfolios könnte dafür ein Grund sein.

Im Vergleich zum Einfaktormodell kann das Dreifaktorenmodell wesentlich besser die Streuung der Renditen im Zeitverlauf erklären. Der Durchschnitt des korrigierten Bestimmtheitsmaßes  $R_k^2$  steigt von 0,475 auf 0,719 und reicht von 0,449 bis 0,884. Eine systematische Zunahme der  $R_k^2$  mit steigendem Marktwert (und gleich bleibendem Quotienten aus Buch- und Marktwert) können wir im Gegensatz zum Einfaktormodell nicht mehr feststellen. Allerdings fällt das korrigierte Bestimmtheitsmaß für Portfolios mit kleiner Marktkapitalisierung und niedrigem Buch-Marktwert-Verhältnis (Portfolio 1 – 1 und Portfolio 1 – 2) im Vergleich zu den anderen Portfolios ab. Trotz der höheren Korrelation von *RMRF* und *SMB* deuten die *VIF* Werte<sup>25</sup> von 1,358, 1,404 und 1,041, die deutlich kleiner 10 sind, nicht auf Multikollinearität hin. Die Vorteilhaftigkeit des Dreifaktorenmodells gegenüber dem Einfaktormodell wurde auch von Ziegler et al. (2007) beobachtet und steht im Einklang mit den Studien von Fama / French (1993).

Im Unterschied zu Fama / French (1993) sowie Ziegler et al. (2007), die das Dreifaktorenmodell um zwei Faktoren des Anleihenmarktes erweitern, wird in dieser Untersuchung der Faktor *WML* hinzugefügt. Ob dies die Streuung von Aktienrenditen besser erklärt, zeigt Tabelle 8. Die Ergebnisse der multiplen Regression für das Vierfaktorenmodell ähneln stark den Ergebnissen des Dreifaktorenmodells. So weisen die Parameter  $s_i$  und  $h_i$  ähnliche Signifikanzniveaus und Entwicklungen innerhalb der Marktwerte oder Buch-Marktwert-Verhältnisse auf. Die Parameter von *SMB* bzw. *HML* sind für 14 statt 13 bzw. weiterhin 14 Portfolios signifikant. Im Mittel sind die  $\beta_i$ ,  $s_i$  und  $h_i$  im Vergleich zum Dreifaktorenmodell geringfügig kleiner. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß  $R_k^2$  steigt von einem Durchschnitt von 0,719 nur marginal auf 0,727. Obwohl es im Portfolio 1 – 1 von 0,449 auf 0,465 ansteigt, besitzt dieses Portfolio nach wie vor die größte unerklärte Varianz. Die Schätzwerte für  $w_i$  besitzen im Vergleich zu  $s_i$  und  $h_i$  betragsmäßig geringe Werte zwischen -0,188 und 0,113. Die geringsten Werte treten bei Portfolios mit der niedrigsten Marktkapitalisierung 1 – 1, 1 – 2 und 1 – 3 sowie Portfolio 3 – 1 und 4 – 4 auf. Tendenzen innerhalb der Marktwerte oder Buch-Marktwert-Verhältnisse sind nicht erkennbar. Dennoch ist *WML* für acht Portfolios signifikant von Null verschieden. Die *VIF* Werte (1,720, 1,621, 1,052, 1,291) deuten ebenfalls auf keine Probleme bezüglich Multikollinearität hin.

Im Folgenden betrachten wir die Schätzwerte für die Konstanten  $\alpha_i$  und die zugehörigen Signifikanzniveaus um zu untersuchen, inwieweit die verschiedenen Faktormodelle mit dem CAPM bzw. dem erweiterten CAPM kompatibel sind. Für diesen Fall sollten die Konstanten  $\alpha_i$  bei

<sup>25</sup>Die *VIF* Werte sind der Übersichtlichkeit halber nicht in der Tabelle enthalten.

**Tabelle 8:** Lineare Zeitreihen-Regressionen der Überrenditen der  $i = 1, \dots, 16$  Fama-French-Portfolios anhand des Carhart-Vierfaktorenmodells

$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + s_i \cdot SMB_t + h_i \cdot HML_t + w_i \cdot WML_t + \varepsilon_i$				
Quotienten aus Buch- und Marktwert				
	1 (Low)	2	3	4 (High)
Schätzwert für $\beta_i$				
Marktwert				
1 (Small)	0,792***	0,764***	0,872***	0,990***
2	1,006***	0,927***	0,928***	1,044***
3	1,018***	0,787***	0,751***	0,994***
4 (Big)	0,973***	1,046***	0,956***	0,938***
Schätzwert für $s_i$				
1 (Small)	0,795***	0,774***	0,979***	1,125***
2	1,050***	0,966***	0,922***	1,003***
3	0,612***	0,604***	0,507***	0,817***
4 (Big)	-0,012	-0,040	-0,039	0,164
Schätzwert für $h_i$				
1 (Small)	-0,237*	0,170**	0,278***	0,553***
2	-0,153	0,104	0,473***	0,583***
3	-0,282*	0,177**	0,431***	0,522***
4 (Big)	-0,380***	0,145**	0,247***	0,802***
Schätzwert für $w_i$				
1 (Small)	-0,154	-0,169***	-0,116***	-0,009
2	-0,088**	-0,082**	0,022	-0,031
3	-0,168**	-0,054	-0,036	-0,049
4 (Big)	-0,012	-0,061*	0,113**	-0,188***
Korrigiertes Bestimmtheitsmaß $R_k^2$				
1 (Small)	0,465	0,505	0,678	0,809
2	0,707	0,761	0,827	0,881
3	0,702	0,680	0,731	0,706
4 (Big)	0,875	0,886	0,776	0,635

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*) und 1% (\*\*\*).

Tabelle 8 dokumentiert die Schätzwerte der Regressionsanalyse des Carhart-Vierfaktorenmodells für den deutschen Aktienmarkt. Neben den Koeffizienten der Risikofaktoren  $RMRF$  ( $R_m - R_f$ , Überrendite des Aktienmarktportfolios),  $SMB$  („Small minus Big“, Differenzrendite anhand der Marktkapitalisierung),  $HML$  („High minus Low“, Differenzrendite anhand des Buch-Marktwert-Verhältnisses) und  $WML$  („Winners minus Losers“, Differenzrendite anhand der Vorjahresperformance) ist das korrigierte Bestimmtheitsmaß für die 16 Fama-French-Portfolios angegeben. Alle Berechnungen basieren auf monatlichen Renditen von Juli 1996 bis Juni 2011. Der verwendete Newey / West (1987) Schätzer für die Standardfehler der Koeffizienten korrigiert auf Autokorrelation und Heteroskedastizität für bis zu drei Perioden.

der Schätzung des Faktormodells nicht signifikant von Null verschieden sein. Tabelle 9 enthält die entsprechenden Schätzwerte der einzelnen Regressionsmodelle sowie deren Signifikanzniveaus. Außerdem sind die GRS Statistik und die zugehörige Irrtumswahrscheinlichkeit dargestellt. Diese zeigen inwieweit die Konstanten des jeweiligen Modells gemeinsam signifikant

von Null verschieden sind. Zunächst stellen wir fest, dass die Konstanten nur selten signifikant von Null verschieden sind. Für das mit dem CAPM kompatible Einfaktormodell reichen die Schätzwerte für  $\alpha_i$  von -1,087% bis 0,600%. Diese Streuung ist aus ökonomischer Sicht sehr stark. Drei der Konstanten sind signifikant von Null verschieden, eine davon sogar auf einem Signifikanzniveau von 1%. Zwei dieser Konstanten treten bei Portfolios mit niedrigem Buch-Marktwert-Verhältnis (Portfolio 2 – 1 und 3 – 1), die andere in 4 – 3 auf. Tendenziell lässt sich ein Anstieg der  $\alpha_i$  mit steigendem Quotienten aus Buch- und Marktwert sowie steigender Marktkapitalisierung beobachten. Die GRS Statistik verwirft die Hypothese, dass alle Konstanten gemeinsam gleich Null sind, auf einem Signifikanzniveau von 5%. Auch dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass eine Erweiterung des CAPM sinnvoll sein könnte. Für das Dreifaktorenmodell sinkt die Bandbreite der  $\alpha_i$  von -0,525% bis 0,676%. Zudem sind nur noch zwei der Portfolios signifikant von Null verschieden. Trotz dieser ökonomisch starken Streuung der Schätzwerte ist das eine deutliche Verbesserung zum Einfaktormodell. Die Tendenz, dass mit steigendem Buch-Marktwert-Verhältnis (und festen Marktwerten) die  $\alpha_i$  zunehmen, ist nicht mehr so stringent. Eine deutliche Verbesserung zeigt auch die GRS Statistik. So kann nun im Gegensatz zum Einfaktormodell die Hypothese, dass alle Konstanten gemeinsam gleich Null sind, nicht mehr verworfen werden. Die Erweiterung zum Vierfaktorenmodell verändert das Spektrum der Konstanten von -0,343% bis 0,728% geringfügig. Auch das  $\alpha_i$  des Portfolios 3 – 4 bleibt signifikant von Null verschieden. Die GRS Statistik weist jedoch einen höheren Signifikanzwert ( $p_{GRS}$ ) auf. Eine wesentliche Verbesserung zum Dreifaktorenmodell ist bei Betrachtung der 16 Portfolios jedoch nicht festzustellen.

Bei der früheren Untersuchung für den deutschen Markt ergeben sich ähnliche Ergebnisse für das Einfaktor- und Dreifaktorenmodell (vgl. [Ziegler et al. \(2007\)](#)). Die Spannweite reicht beim Einfaktormodell von 0,282% bis 0,480% und sechs Portfolios sind auf einem Signifikanzniveau von mindestens 10% von Null verschieden. Das Spektrum der  $\alpha_i$  im Dreifaktorenmodell beginnt bei -0,129% und endet bei 0,143%. Somit variiert es wesentlich dichter um Null. Für kein Portfolio ist  $\alpha_i$  signifikant von Null verschieden. Eine Erweiterung zum Fünffaktorenmodell führt zu keiner wesentlichen Verbesserung. Ähnliche Resultate ergeben sich für den amerikanischen Markt. Die Konstanten im Einfaktormodell streuen zwischen -0,22% und 0,57% und sind für zwölf von 25 Portfolios auf einem Signifikanzniveau von 10% von Null verschieden. Beim Dreifaktorenmodell reichen die  $\alpha_i$  von -0,34% und 0,21%. Dabei sind die Konstanten von drei Portfolios auf einem Signifikanzniveau von 1%. Die Konstanten für das Fünffaktorenmodell ändern sich ebenfalls kaum zum Dreifaktorenmodell.

An dieser Stelle soll auf die Regressionsergebnisse der einzelnen Modelle für die 25 Fama-French-Portfolios hingewiesen werden. Die zu schätzenden Parameter weisen mit zunehmenden Marktwerten bzw. Quotienten aus Buch- und Marktwert identische Tendenzen wie die Parameter der Regression auf 16 Portfolios auf. Die geringere Anzahl der Aktien je Portfolio

könnte der Grund sein, dass das korrigierte Bestimmtheitsmaß im Schnitt etwas niedriger ist. Bei Betrachtung der Konstanten  $\alpha_i$  erweist sich das Vierfaktorenmodell vorteilhafter als das Dreifaktorenmodell und das Einfaktormodell. So können nur für die Mehrfaktorenmodelle die Hypothese, dass alle  $\alpha_i$  gemeinsam gleich Null sind, nicht verworfen werden.

In Hinblick auf die dargestellten Studien halten wir zusammenfassend fest, dass eine Erweiterung des Einfaktormodells zum Dreifaktorenmodell stets sinnvoll erscheint. Das Hinzufügen von weiteren Faktoren führt zu keinem eindeutigen Ergebnis. Eine Erweiterung um zwei Faktoren des Anleihenmarktes erweist sich in [Fama / French \(1993\)](#) und [Ziegler et al. \(2007\)](#) als nicht notwendig, da diese keinen zusätzlichen Erklärungsgehalt liefern. Für das in dieser Arbeit dargestellte Vierfaktorenmodell steigt der Erklärungsgehalt nur gering. Jedoch weist das Vierfaktorenmodell hinsichtlich der GRS Statistik sowohl für die 16 Portfolios als auch für die 25 Portfolios Vorteile gegenüber dem Dreifaktorenmodell auf.

**Tabelle 9:** Konstanten der  $i = 1, \dots, 16$  Fama-French-Portfolios anhand der einzelnen Faktormodelle

Quotienten aus Buch- und Marktwert				
	1 (Low)	2	3	4 (High)
Marktwert	Schätzwert für $\alpha_i$			
$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + \varepsilon_i$				
$F_{GRS} = 2,065 \quad p_{GRS} = 0,012$				
1 (Small)	-0,384	-0,389	-0,166	0,005
2	-0,973**	-0,653	-0,346	0,092
3	-1,087***	-0,214	0,146	0,600
4 (Big)	-0,097	-0,161	0,481**	0,584
$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + s_i \cdot SMB_t + h_i \cdot HML_t + \varepsilon_i$				
$F_{GRS} = 1,464 \quad p_{GRS} = 0,119$				
1 (Small)	0,241	-0,060	0,183	0,211
2	-0,288	-0,195	-0,197	0,218
3	-0,525	-0,007	0,118	0,676**
4 (Big)	0,168	-0,271*	0,259	0,148
$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i \cdot RMRF_t + s_i \cdot SMB_t + h_i \cdot HML_t + w_i \cdot WML_t + \varepsilon_i$				
$F_{GRS} = 1,451 \quad p_{GRS} = 0,125$				
1 (Small)	0,407	0,123	0,308	0,220
2	-0,194	-0,107	-0,221	0,251
3	-0,343	0,051	0,157	0,728***
4 (Big)	0,181	-0,205	0,138	0,350

Signifikanzniveaus: 10% (\*), 5% (\*\*) und 1% (\*\*\*).

Tabelle 9 dokumentiert die Schätzwerte der Konstanten  $\alpha_i$  für die 16 Fama-French-Portfolios des deutschen Aktienmarktes sowie deren Signifikanzniveaus. Desweiteren ist die GRS-Statistik und der zugehörige Signifikanzwert (p-Wert) für jedes Modell dargestellt. Die verschiedenen Faktormodelle enthalten die Risikofaktoren  $RMRF$  ( $R_m - R_f$ , Überrendite des Aktienmarktportfolios),  $SMB$  („Small minus Big“, Differenzrendite anhand der Marktkapitalisierung),  $HML$  („High minus Low“, Differenzrendite anhand des Buch-Marktwert-Verhältnisses) und  $WML$  („Winners minus Losers“, Differenzrendite anhand der Vorjahresperformance). Alle Berechnungen basieren auf monatlichen Renditen von Juli 1996 bis Juni 2011. Der verwendete [Newey / West \(1987\)](#) Schätzer für die Standardfehler der Koeffizienten korrigiert auf Autokorrelation und Heteroskedastizität für bis zu drei Perioden.

## 5 Zusammenfassung und Diskussion

Der deutsche Aktienmarkt sah sich in den letzten 15 Jahren substantiellen Veränderungen gegenüber, welche unter anderem in eine zunehmende Internationalisierung und deutlich erhöhten Streubesitz mündeten. In der vorliegenden Arbeit untersuchen wir, inwieweit dies die aus klassischen Multifaktormodellen nach Fama / French (1993) oder Carhart (1997) bekannten Risikofaktoren beeinflusste. Hiermit wird einerseits die zeitliche Lücke gefüllt, die nach der Untersuchung von Ziegler et al. (2007) entstanden ist, da deren Untersuchungszeitraum nur bis 1995 reicht. Basierend auf allen CDAX-Unternehmen der Jahre 1995 bis 2009 dokumentieren wir vier wesentliche Ergebnisse.

Erstens ergeben sich für die monatlichen Prämien der Risikofaktoren *RMRF*, *SMB*, *HML* und *WML* die arithmetischen Mittel 0,474%, -0,700%, 0,717% bzw. 1,129%. Hierbei sind bis auf die Überschussrendite des Marktes *RMRF* alle Risikofaktoren signifikant von Null verschieden. Bemerkenswert ist das negative Vorzeichen für *SMB*. Dies steht im Gegensatz zum klassischen Size-Effekt, der besagt, dass die Renditen kleiner Unternehmen die Renditen großer Unternehmen übertreffen. Jedoch wird dieser Effekt in den früheren Untersuchungen des deutschen Aktienmarktes (vgl. Liew / Vassalou (2000), Ziegler et al. (2007) und Schrimpf et al. (2007)) nicht eindeutig festgestellt, da die Risikoprämie von *SMB* jeweils nicht signifikant von Null verschieden ist und in Schrimpf et al. (2007) ebenfalls ein negatives Vorzeichen besitzt. Somit stehen die Ergebnisse dieser Arbeit in Einklang mit der kritischen Diskussion des Größeneffekts (vgl. Van Dijk (2011)), der zumindest ab 1996 im deutschen Aktienmarkt nicht mehr bzw. sogar gegenteilig vorliegt.

Zweitens zeigen wir im Rahmen von Korrelationsanalysen, dass alle vier Faktoren untereinander nur schwach bzw. negativ korreliert und teilweise mit internationalen Gegenständen (USA, Schweiz) nur schwach korreliert sind. Damit dokumentieren wir die Notwendigkeit der Berücksichtigung nationaler Besonderheiten und bestätigen die Ergebnisse von Fama / French (1998) sowie Griffin (2002), die zeigen, dass die Risikofaktoren länderspezifisch sind.

Drittens zeigen die erzielten Ergebnisse, dass die Multifaktormodelle die zeitliche Streuung der Renditen wesentlich besser als das Einfaktormodell abbilden. Das Einfaktormodell besitzt für die 16 Fama-French-Portfolios im Durchschnitt ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von 0,475, das Drei- und Vierfaktorenmodell 0,719 bzw. 0,727. Auch im Hinblick auf die Kompatibilität des Einfaktormodells mit dem CAPM bzw. der Mehrfaktorenmodelle mit dem erweiterten CAPM schneiden die Multifaktormodelle besser ab, da zum einen weniger Konstanten  $\alpha_i$  der Regression signifikant von Null verschieden sind. Außerdem kann nur für das Einfaktormodell die Hypothese verworfen werden, dass alle Konstanten gemeinsam von Null verschieden sind.

Dies bestätigt die Ergebnisse früherer Untersuchungen des deutschen und amerikanischen Aktienmarktes. Letztendlich argumentieren wir daher vor dem Hintergrund der bekannten Literatur und unserer Ergebnisse für eine länderspezifische Erweiterung des Capital Asset Pricing Models.

Neben den erzielten theoretischen Erkenntnissen ergeben sich zahlreiche Anwendungsmöglichkeiten. Als Alternative zum CAPM können Multifaktormodelle zur Kapitalkostenschätzungen herangezogen werden. Zusätzlich zur Rendite der risikolosen Anlage und des Marktes werden die Faktoren *SMB* und *HML* als nicht aktienspezifische Faktoren benötigt. Das Hinzufügen des kurzfristigen und kurzlebigen Momentum-Faktors *WML* erscheint für die Kapitalkostenschätzung als nicht notwendig, ist jedoch möglich (vgl. Fama / French (2004)). Zwar werden die Faktoren für den amerikanischen Markt auf Kenneth Frenchs Website (vgl. French (2011)) fortlaufend veröffentlicht, jedoch sind diese Faktoren, wie oben geschildert, mit denen für den deutschen Markt nur schwach korreliert. Anhand der vorgestellten Daten und Methodik liegen diese Faktoren für den deutschen Aktienmarkt vor und werden analog zu den US Daten zur Verfügung gestellt.<sup>26</sup> Somit stehen die Risikofaktoren des Vierfaktorenmodells zur Performancemessung oder für andere Eventstudien zur Verfügung.

---

<sup>26</sup>Vgl. <http://www.fm.wi.tum.de/en/research/data>.

## Literatur

Artmann, S. / Finter, P. / Kempf, A. / Koch, S. / Theissen, E. (2010): The cross-Section of German stock returns: New data and new evidence, CFR Working Papers, University of Cologne, Centre for Financial Research (CFR).

Asem, E. / Tian, G. Y. (2010): Market Dynamics and Momentum Profits, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45 (06), S. 1549–1562.

Asness, C. S. (1999): The Power of Past Stock Returns to Explain Future Stock Returns, AQR Capital Management, LLC.

Banz, R. W. (1981): The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, in: Journal of Financial Economics, 9 (1), S. 3–18.

Barberis, N. / Shleifer, A. / Vishny, R. (1998): A model of investor sentiment, in: Journal of Financial Economics, 49 (3), S. 307 – 343.

Böhler, D. / Rapp, M. S. / Wolff, M. (2010): Foreign Investors as a Mechanism to Resolve Domestic Director Networks - Evidence from the Germany Inc., in: 72nd VHB Annual Congress 2010, German Academic Association for Business Research (VHB).

Carhart, M. M. (1997): On Persistence in Mutual Fund Performance, in: Journal of Finance, 52 (1), S. 57–82.

Chan, L. K. C. / Hamao, Y. / Lakonishok, J. (1991): Fundamentals and Stock Returns in Japan, in: The Journal of Finance, 46 (5), S. 1739–1764.

Daniel, K. / Hirshleifer, D. / Subrahmanyam, A. (1998): Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions, in: Journal of Finance, 53 (6), S. 1839–1885.

Edwards, C. H. / Lang, M. H. / Maydew, E. L. / Shackelford, D. A. (2004): Germany's Repeal of the Corporate Capital Gains Tax: The Equity Market Response., in: Journal of the American Taxation Association, 26, S. 73 – 97.

Fama, E. F. / French, K. R. (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns, in: Journal of Finance, 47 (2), S. 427–65.

Fama, E. F. / French, K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, in: Journal of Financial Economics, 33 (1), S. 3–56.

Fama, E. F. / French, K. R. (1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, in: Journal of Finance, 51 (1), S. 55–84.

Fama, E. F. / French, K. R. (1998): Value versus Growth: The International Evidence, in: Journal of Finance, 53 (6), S. 1975–1999.

- Fama, E. F. / French, K. R. (2004): The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, in: *Journal of Economic Perspectives*, 18 (3), S. 25–46.
- French, K. R. (2011): Kenneth R. French - Data Library -, [http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html), (24.10.2011).
- Gibbons, M. R. / Ross, S. A. / Shanken, J. (1989): A Test of the Efficiency of a Given Portfolio, in: *Econometrica*, 57 (5), S. 1121–52.
- Graham, J. R. / Harvey, C. R. (2001): The Theory and Practice of Corporate Finance: Evidence from the Field, in: *Journal of Financial Economics*, 60 (2-3), S. 187–243.
- Griffin, J. M. (2002): Are the Fama and French Factors Global or Country Specific?, in: *Review of Financial Studies*, 15 (3), S. 783–803.
- Haselmann, R. / Herwartz, H. (2010): The introduction of the Euro and its effects on portfolio decisions, in: *Journal of International Money and Finance*, 29 (1), S. 94 – 110.
- Hong, H. / Stein, J. C. (1999): A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets, in: *Journal of Finance*, 54 (6), S. 2143–2184.
- Ince, O. S. / Porter, R. B. (2006): Individual equity return data from Thomson Datastream: Handle with care!, in: *Journal of Financial Research*, 29 (4), S. 463–479.
- Jegadeesh, N. / Titman, S. (1993): Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, in: *Journal of Finance*, 48 (1), S. 65–91.
- Lakonishok, J. / Shleifer, A. / Vishny, R. W. (1994): Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk, in: *Journal of Finance*, 49 (5), S. 1541–78.
- L'Her, J.-F. / Masmoudi, T. / Suret, J.-M. (2004): Evidence to Support the Four-Factor Pricing Model from the Canadian Stock Market, in: *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14 (4), S. 313–328.
- Liew, J. / Vassalou, M. (2000): Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors that Predict Economic Growth?, in: *Journal of Financial Economics*, 57 (2), S. 221–245.
- Lintner, J. (1965): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, in: *The Review of Economics and Statistics*, 47 (1), S. 13–37.
- Markowitz, H. (1952): Portfolio Selection, in: *The Journal of Finance*, 7 (1), S. 77–91.
- Newey, W. K. / West, K. D. (1987): A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, in: *Econometrica*, 55 (3), S. 703–08.
- Reinganum, M. R. (1982): A Direct Test of Roll's Conjecture on the Firm Size Effect, in: *The Journal of Finance*, 37 (1), S. 27–35.

- Roll, R. (1981): A Possible Explanation of the Small Firm Effect, in: *The Journal of Finance*, 36 (4), S. 879–888.
- Rosenberg, B. / Reid, K. / Lanstein, R. (1985): Persuasive Evidence of Market Inefficiency, in: *The Journal of Portfolio Management*, 11 (3), S. 9–16.
- Ross, S. A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, in: *Journal of Economic Theory*, 13 (3), S. 341–360.
- Rouwenhorst, K. G. (1998): International Momentum Strategies, in: *Journal of Finance*, 53 (1), S. 267–284.
- Sattler, R. R. (1994): *Renditeanomalien am deutschen Aktienmarkt*, 1. Aufl., Shaker, Aachen 1994.
- Schmidt, P. S. / Von Arx, U. / Schrimpf, A. / Wagner, A. F. / Ziegler, A. (2011): On the Construction of Common Size, Value and Momentum Factors in International Stock Markets: A Guide with Applications, Working Paper, Swiss Finance Institute Research Paper 10-58.
- Schrimpf, A. / Schröder, M. / Stehle, R. (2007): Cross-Sectional Tests of Conditional Asset Pricing Models: Evidence from the German Stock Market, in: *European Financial Management*, 13 (5), S. 880–907.
- Sharpe, W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, in: *The Journal of Finance*, 19 (3), S. 425–442.
- Steiner, M. / Ammann, M. (2008): Risk Factors for the Swiss Stock Market, in: *Swiss Journal of Economics and Statistics (SJES)*, 144 (1), S. 1–35.
- Steiner, M. / Ammann, M. (2011): Risk Factors for the Swiss Stock Market, <http://www.ammannsteiner.ch/>, (24.10.2011).
- Van Dijk, M. A. (2011): Is Size Dead? A Review of the Size Effect in Equity Returns, in: *Journal of Banking and Finance*, Forthcoming.
- Wallmeier, M. (2000): Determinanten erwarteter Renditen am deutschen Aktienmarkt - Eine empirische Untersuchung anhand ausgewählter Kennzahlen, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 52, S. 27–57.
- Ziegler, A. / Schröder, M. / Schulz, A. / Stehle, R. (2007): Multifaktormodelle zur Erklärung deutscher Aktienrenditen: Eine empirische Analyse, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 59, S. 355–389.