

Übersicht zu einigen Zusammenhängen und möglichen Erklärungsansätzen ausgewählter Renditeanomalien an Aktienmärkten

Von Sebastian Schneider, Augsburg¹

I. Einleitung

Im Portfoliomangement stehen neben Preisbildungsprozessen vor allem Vorstellungen über die Rendite-Risiko-Beziehungen im Vordergrund. Das erfolgreichste Modell zur Beschreibung dieser Relationen ist zweifelsohne das CAPM von *Sharpe*, *Lintner* und *Mossin*. Das CAPM bildet deshalb einen Eckpfeiler der modernen Finanzierungs- und Kapitalmarkttheorie und dominiert Überlegungen zur Unternehmensbewertung sowie zum Portfoliomangement. Während die Empirie anfänglich im Einklang mit dem CAPM stand,² zeigen Untersuchungen seit einiger Zeit, dass erhebliche Abweichungen von dem Modell bestehen. Diese Abweichungen kommen in Renditeanomalien, d. h. empirischen Regelmäßigkeiten, die im Widerspruch zur Kapitalmarkttheorie und der Theorie informationseffizienter Märkte stehen, zum Ausdruck.³

Der nachfolgende Beitrag systematisiert Renditeanomalien und stellt mögliche Erklärungsansätze vor. Im Unterschied zu anderen deskriptiven Beiträgen in der Literatur oder zu detaillierten Analysen einzelner Renditeanomalien⁴ werden im Folgenden nicht nur Renditeanomalien umfas-

¹ Der Autor dankt Bernd Rudolph, Manfred Steiner und Günter Bamberg sowie den anonymen Gutachtern für ihre Anregungen und Hinweise.

² Für den deutschen Aktienmarkt kann *Worfsmann* (1993) das CAPM nicht einwandfrei ablehnen. Er führt dies aber vor allem auf statistische Probleme zurück.

³ Vgl. *Ball* (1978), *Wallmeier* (1997), S. 223, *Schneider* (2000), S. 518 ff. Zur Bedeutung von Informationen für die Renditen bzw. Kapitalkosten vgl. *Rudolph* (1979).

⁴ Die jüngere Literatur zur Untersuchung einzelner Renditeanomalien am deutschen Aktienmarkt umfasst u.a.: *Schnittke* (1989), *Frantzmann* (1989), *Meyer* (1995) und *Schiereck/Weber* (1995) zu zeitlichen Renditemustern; *Brunn* (1994) zur Excess Volatility; *Beiker* (1993), *Oermann* (1994a, 1994b), *Sattler* (1994) und *Stehle* (1995) zum Kleinfirmeneffekt; *Beiker* (1993), *Gehrke* (1994) und *Sattler*

send dargestellt, sondern auch Zusammenhänge zwischen den Renditeanomalien aufgezeigt sowie mögliche Erklärungsansätze diskutiert. Dies betrifft vor allem kennzahlenbezogene Renditeanomalien. Dabei wird insbesondere auch ausführlich auf die Frage eingegangen, ob ausgewählte Kennzahlen (z.B. das Markt-Buchwert-Verhältnis) Risikofaktoren in einem Mehrfaktorenmodell oder Anomaliefaktoren darstellen. Während im zweiten Abschnitt zunächst die Renditeanomalien systematisiert werden, erfolgt im dritten Abschnitt eine detaillierte Darstellung von kennzahlenbezogenen Renditeanomalien. Im vierten Abschnitt werden abschließend Zusammenhänge zwischen den Renditeanomalien und Erklärungsansätze diskutiert. Für weiterführende detaillierte Untersuchungen, insbesondere zu den Fragen der Robustheit von Renditeanomalien gegenüber alternativen Kapitalmarktmodellen sowie zeitvariablen Rendite-Risiko-Strukturen in bedingten Kapitalmarktmodellen, sei an dieser Stelle auf die Dissertation von Schneider (2000) verwiesen.

II. Systematisierung von Renditeanomalien

In der Literatur wird z.T. verstärkt diskutiert, inwieweit Renditeanomalien auf irrationale Preisbildungsprozesse oder Ineffizienzen von Kapitalmarktmodellen zurückzuführen sind.⁵ Die Zuordnung von Renditeanomalien zu diesen Erklärungsansätzen muss allerdings scheitern, weil

- isolierte Untersuchungen kapitalmarkttheoretischer Modelle oder der Informationseffizienz der Kapitalmärkte unmöglich sind und
- Kapitalmarktmodelle aufgrund des beschränkten Informationszugangs nur in einer unbedingten oder reduziert bedingten Form getestet werden können, wodurch eine unbeschränkte Anzahl möglicher Bewertungsgleichungen ausgeschlossen wird.⁶

(1994) zum Marktwert-Buchwert-Verhältnis. Wallmeier (1997) gibt eine erste umfassende Untersuchung verschiedener Renditeanomalien im Rahmen der Untersuchung von Mehrfaktorenmodellen. Schneider (2000) untersucht sowohl konsumorientierte als auch bedingte Bewertungsmodelle mit zeitvariablen erwarteten Renditen bzw. Risikosensitivitäten und untersucht auf dieser Basis die Robustheit kennzahlenbezogener Renditeanomalien.

⁵ Bspw. sei hier auf die Diskussion zwischen Fama/French (1992, 1993, 1994, 1995, 1996a) und Daniel/Titman (1997a, 1997b) verwiesen, ob Anomalien zusätzliche Risikofaktoren wiedergeben, die durch das CAPM nicht erfasst werden oder ineffiziente Verhaltensweisen der Anleger widerspiegeln.

⁶ Vgl. Schneider (2000).

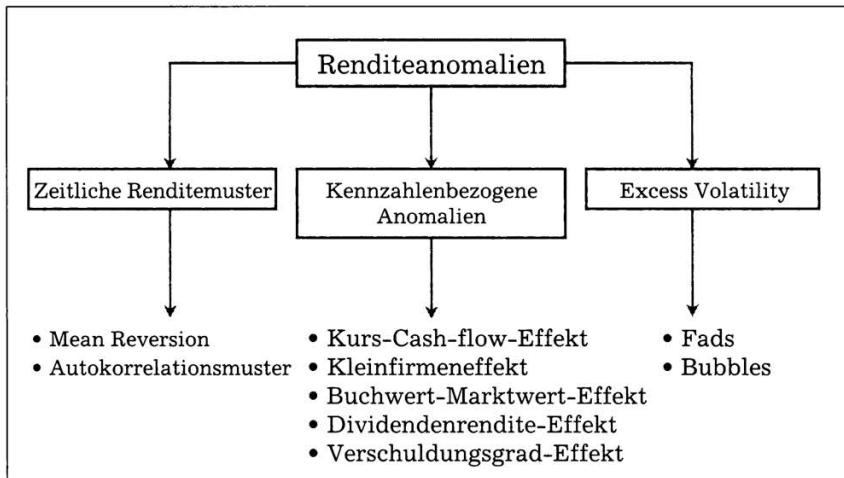


Abbildung 1: Unterscheidung von Renditeanomalien

Stattdessen können Renditeanomalien, wie in Abbildung 1 dargestellt, in zeitliche Renditemuster, kennzahlenbezogene Anomalien und Volatilitätseffekte („Excess Volatility“) unterschieden werden. Im Fokus dieses Beitrags stehen kennzahlenbezogene Anomalien. Kennzahlenbezogene Anomalien beziehen sich im nachfolgenden Artikel auf das CAPM.

1. Übersicht zu zeitlichen Renditemustern

Renditeanomalien werden häufig mit zeitlichen Effekten (Renditesaisonalitäten) in Verbindung gebracht, wenn in bestimmten, regelmäßig wiederkehrenden Zeiträumen signifikant überdurchschnittliche Renditen erzielt werden können. Diesbezüglich sind insbesondere der Montagseffekt und der Januar-Effekt zu nennen.⁷ Schneider (2000) kann den Januar-Effekt nicht mehr nachweisen und diskutiert mögliche Ursachen für das temporäre Auftreten von Renditesaisonalitäten. Allerdings sind die Renditesaisonalitäten klar von zeitlichen Renditemustern zu unterscheiden.

Zeitliche Renditemuster beschreiben systematische Fehlbewertungen, die gewinnbringend genutzt werden können und im Autokorrelationsmuster der Renditen zum Ausdruck kommen. Eng damit verbunden sind

⁷ Vgl. Grünbichler/Pleschiutschnig (1999), Krämer/Runde (1993).

Fragestellungen der kurz- und langfristigen Prognostizierbarkeit von Renditen. Die Prognostizierbarkeit von kurz- oder langfristigen Renditen ist in der Literatur unbestritten. Zweifel bestehen lediglich im Hinblick auf den Umfang der Prognostizierbarkeit und die Zuverlässigkeit der statistischen Testverfahren.⁸ Die ersten Untersuchungen konzentrierten sich auf historische Renditen als Prognoseinstrumente und somit auf die Autokorrelation der Renditen. *Fama* (1965) weist auf der Basis täglicher Renditen für elf der 30 Aktien aus dem Dow-Jones-Industrial-Index signifikante Autokorrelationen der ersten Ordnung nach.⁹ *Fisher* (1966) zeigt, dass diese Autokorrelationen für diversifizierte Portfolios größer sind als für individuelle Aktien. Letztendlich finden *Lo* und *MacKinlay* (1988) auf der Grundlage wöchentlicher Renditen stärkere Autokorrelationen für Portfolios kleinerer Unternehmen.¹⁰ Typischerweise sind die Autokorrelationen sehr gering. Deshalb werden sie häufig als ökonomisch irrelevant angesehen. Diese Ansicht wurde durch *Shiller* (1984) und *Summers* (1986) widerlegt. Beide Autoren entwickeln Modelle, in denen die Renditen kurzfristig schwach autokorriert sind und die Aktienkurse langfristig zu ihrem fundamentalen Wert zurückkehren. Implizit ist mit der langfristigen Rückkehr der Kurse zu ihrem fundamentalen Wert die Annahme langfristig negativer Autokorrelationen verbunden („mean reversion“).¹¹ Dieses Renditeverhalten wird i. d. R. als „fads“ bezeichnet. *Fama* und *French* (1988b) können dieses Zeitreihenverhalten der Renditen für eine Stichprobe von NYSE-Aktien nicht widerlegen.¹² Allerdings sind die Hinweise auf autokorrelierte Renditen vorsichtig zu

⁸ Vgl. *Campbell* (1993b), *Kirby* (1997).

⁹ Für den deutschen Aktienmarkt zeigt *Krämer* (1998), S. 637, anhand von acht Einzelwerten und dem DAX, dass die Korrelationen durchschnittlich sehr gering sind. Erst dann, wenn Montagsrenditen auf die Freitagsrenditen abgebildet werden und Dummies für positive und negative Freitagsrenditen der Einzelwerte sowie für Markttendenzen auf der Grundlage des DAX einbezogen werden, ist eine starke Zunahme der Autokorrelationen zu verzeichnen.

¹⁰ *French/Roll* (1986) zeigen, dass positive Autokorrelationen mit einer abnehmenden Marktkapitalisierung abnehmen und schließlich sogar negativ werden. Eine mögliche Erklärungsursache könnte Noise-Trading, vgl. *Black* (1986), sein. Empirische Untersuchungen widerlegen diesen Zusammenhang allerdings. Stattdessen scheint das unterschiedliche Handelsvolumen in- und außerhalb der geregelten Handelszeiten in Handelssystemen oder Börsen für die Autokorrelationen verantwortlich zu sein, vgl. *Frech/Roll* (1986), S. 23.

¹¹ Vgl. *Stambaugh* (1986).

¹² Vgl. Darüber hinaus impliziert die langfristig negative Autokorrelation der Renditen, dass die Varianz der Renditen langsamer zunimmt als der Anlagehorizont. Diese Hypothese kann durch *Poterba* und *Summers* (1988) ebenfalls nicht abgelehnt werden.

interpretieren, da die Schwankung der Renditen auch auf zeitvariable Renditeerwartungswerte zurückgeführt werden kann. Historische Renditen sind dann ungeeignete Schätzer für die erwarteten Renditen. Aufgrund dieser Überlegung versuchen andere Untersuchungen exogene Variablen als Prognoseinstrumente zu nutzen. Dabei wurde mehrfach gezeigt, dass kurzfristige Aktienrenditen durch die Inflation und die Renditen kurzfristiger risikoloser Anlagemöglichkeiten prognostiziert werden können.¹³ Andere Untersuchungen weisen nach, dass die Dividendenrendite und das Kurs-Gewinn-Verhältnis ebenfalls zur Modellierung von Renditen genutzt werden können.¹⁴

Schneider (2000) integriert zeitliche Renditemuster auf der Basis bedingter Kapitalmarktmodelle in seine Untersuchungen zur Renditebildung am deutschen Aktienmarkt. Während unbedingte Modelle (z.B. das CAPM) Unterschiede im Querschnittsbild der Renditen auf durchschnittlich divergierende Risiken zurückführen, ergänzen bedingte Modelle die Überlegungen zum Querschnittsbild der Renditen durch Hypothesen über die zeitliche Entwicklung der Renditeerwartungswerte. Insbesondere wird angenommen, dass die erwarteten Renditen mit Veränderungen der bedingten Risiken oder bedingten Risikoprämien variieren. Weil dafür eine Modellierung der Erwartungsbildungsprozesse erforderlich ist, repräsentieren bedingte Modelle stets verbundene Hypothesen von Prognose- und Bewertungsmodellen.¹⁵ *Schneider* zeigt dabei, dass in Abhängigkeit des gewählten Erwartungsbildungsprozesses deutlich von traditionellen Analysen abweichende Analyseergebnisse erzielt werden, insbesondere kann eine bedingte Form des CAPM nicht zweifelsfrei widerlegt werden.

2. Übersicht zur Excess Volatility

Parallel zu zeitlichen Verlaufsmustern der Renditen kann beobachtet werden, dass die Aktienkurse stärker schwanken, als dies die Variabilität der von den Unternehmen erwirtschafteten Free-Cash-flows rechtfertigt („Excess Volatility“). Aus Sicht der empirischen Kapitalmarktforschung stellt dies eine Anomalie dar, weil allen rationalen Kapitalmarkt-

¹³ Vgl. *Bodie* (1976), *Nelson* (1976), *Fama/Schwert* (1977), *Fama* (1981).

¹⁴ Vgl. *Campbell/Shiller* (1988, 1989, 1990, 1997).

¹⁵ Die Modelle für die Erwartungsbildungsprozesse sind unbestimmt. Somit bleiben auch die Klassen der bedingten Modelle offen. Aus der Kombination von einem Bewertungsansatz mit unterschiedlichen Prognosemodellen können vielfältige Modellvariationen gebildet werden.

modellen Barwertmodellannahmen und somit fundamentalanalytische Bewertungsansätze zugrunde liegen.¹⁶ Solange Aktienkurse dem erwarteten Barwert der zukünftigen Dividendenzahlungen entsprechen und Aktienkurse die bestmögliche Prognose des Barwerts der zukünftigen Einzahlungsüberschüsse bilden sowie Bewertungsfehler mit dieser Prognose unkorreliert sind, darf die Standardabweichung der Einzahlungsüberschüsse, d.h. der Free-Cash-flows bzw. Dividenden, nicht geringer ausfallen als die Standardabweichung der Aktienkurse.¹⁷ Empirische Untersuchungen führen allerdings regelmäßig genau zum entgegengesetzten Ergebnis. Scheinbar ist die Volatilität der Kurszeitreihen zu hoch, um sie mit einem rationalen Verhalten der Investoren in Einklang bringen zu können.¹⁸

Eine mögliche Erklärungsursache für das Phänomen der „Excess Volatility“ sind das Auftreten von Bubbles. Diese entstehen, wenn einige Investoren trotz klarer Vorstellungen über fundamental gerechtfertigte Werte darauf wetten, dass andere Investoren die Kurse noch stärker in die Höhe treiben werden. Entgegen häufig geäußerten Meinungen sind derartige rationale Bubbles mit rationalen Erwartungen sowie konstanten Renditeerwartungswerten vereinbar.¹⁹ Weil Bubbles aber jederzeit eine bestimmte Wahrscheinlichkeit des Platzens haben, erhöhen sie nur die Volatilität der Renditen – ohne aber Aktienrenditen prognostizierbar zu machen.

Andererseits weisen bereits die zeitlichen Renditemuster auf eine zeitliche Variation von erwarteten Renditen hin. Barwertmodelle mit einem konstanten Diskontierungsfaktor können dem nicht gerecht werden und unterschätzen deshalb die rationale Variabilität der Barwerte aus Einzahlungsüberschüssen, d.h. der Free-Cash-flows oder Dividenden.

¹⁶ Vgl. Cochrane (1999), Schneider (2000).

¹⁷ Vgl. LeRoy/Porter (1981), S. 564, Shiller (1981), S. 422, Cochrane (1991), S. 465.

¹⁸ Vgl. Grossman/Shiller (1981), LeRoy/Porter (1981), DeLong/Breth (1992). Schneider (2000) untersucht verschiedene Kapitalmarktmodelle und kann die Anomalie nur unter sehr restriktiven Annahmen über die intertemporale Risikoaversion erklären.

¹⁹ Vgl. Campbell/Lo/MacKinlay (1997), S. 258.

3. Übersicht zu kennzahlenbezogenen Anomalien

Diese Defizite des CAPM werden i. d. R. als kennzahlenbezogene Anomalien bezeichnet. Hervorzuheben sind dabei insbesondere die in *Abbildung 1* dargestellten Anomalien.²⁰

- der Cash-flow-Kurs-Effekt (CFKV),
- der Kleinfirmeneffekt (SIZE),
- der Buchwert-Marktwert-Effekt (BW/MW),
- der Dividendenrendite-Effekt und
- der Verschuldungsgrad-Effekt.²¹

Tabelle 1 fasst Querschnittsregressionen zum deutschen Aktienmarkt zusammen, wobei Überrenditen über eine risikolose Verzinsung für 239 börsennotierte deutsche Aktiengesellschaften aus dem Zeitraum 1971 bis 1998 einbezogen wurden.²² Aufgrund des Untersuchungsdesigns werden kennzahlenbezogene Anomalien und zeitliche Renditemuster in Form des 12-monatigen Momentum sowie der 36-monatigen Volatilität der Renditen betrachtet.

Dafür wurden die Beta-Faktoren (BETA) auf der Basis monatlicher Renditen über einen Zeitraum von 60 Monaten in Zeitreihenregressionen gemäß der ersten Stufe des Fama-MacBeth-Verfahrens berechnet. Das Buchwert-Marktwert-Verhältnis (BW/MW) gibt den Quotienten aus dem Buchwert des Eigenkapitals und der Marktkapitalisierung des Unternehmens wieder. In ähnlicher Weise misst SIZE die logarithmierte Marktkapitalisierung des Unternehmens. Das Cash-flow-Kurs-Verhältnis (CFKV) entspricht dem Verhältnis des Free-Cash-flows zum Aktienkurs und der

²⁰ Einen ausführlichen Überblick über die verschiedenen Anomalien geben *Fama* (1991), S. 1590 ff., *Wallmeier* (1997), S. 224 ff.

²¹ Dividendenrendite- und Verschuldungsgrad-Effekt werden in den nachfolgenden empirischen Untersuchungen nicht einbezogen. *Bhandari* (1988), *Fama/French* (1992) und *Wallmeier* (1997) zeigen, dass der Verschuldungsgrad-Effekt den Buchwert-Marktwert-Effekt reproduziert. Untersuchungen zum Dividendenrendite-Effekt werden erschwert, da sich Wirkungen von Dividendenpolitik und steuerliche Einflussfaktoren überlagern. Außerdem können Effekte der Dividendenrendite v.a. bei mehrjährigen Renditen und nicht wie hier bei monatlichen Renditen nachgewiesen werden, siehe *Fama/French* (1988a).

²² Während die Anomaliekennzahlen in einer normierten Form als Regressoren direkt in die Querschnittsregression aufgenommen werden, müssen die Beta-Faktoren mithilfe monatlicher Renditen über einen Zeitraum von 60 Monaten in Zeitreihenregressionen geschätzt werden. Alle Regressoren gehen mit einem Zeitlag von einem Monat in die Querschnittsregression ein.

Tabelle 1

**Geschätzte monatliche Faktorprämien für standardisierte Kennzahlen
nach dem Fama/MacBeth-Verfahren**

	CAPM	Kennzahlenbezogene Anomalien			Zeitliche Renditemuster				
Konstante	BETA	BW/MW	SIZE	CFKV	Momentum	Volatilität	R ²	F	
-0.000763 (-0.4010)	0.000433 (0.2181)						0.036	26,2	
0.001191 (0.5159)		0.001422 (2.2084)					0.021	10,5	
0.001225 (0.5291)			-0.000532 (-0.7367)				0.025	26,3	
0.000854 (0.3738)				-0.002712 (-5.779)			0.011	10,5	
0.001534 (0.6614)					0.002042 (2.9277)		0.028	10,8	
0.001477 (0.651)						-0.00073 (-1.2722)	0.012	10,5	
0.001236 (0.5336)		0.001513 (2.3221)	-0.000238 (-0.325)				0.046	21,1	
0.000887 (0.3856)		0.001117 (1.7055)	-0.000239 (-0.3286)	-0.002306 (-4.9961)			0.056	42,1	
0.001388 (0.5941)		0.001706 (2.5333)	-0.000458 (-0.6126)	-0.001975 (-4.0029)	0.002308 (3.323)		0.085	21,1	
-0.00101 (-0.4588)	-0.000017 (-0.0088)	0.001718 (2.2872)	0.00014 (0.1785)	-0.00143 (-2.5345)	0.002637 (3.6722)	-0.0011 (-1.7567)	0.144	26,3	

In Klammern sind die zugehörigen t-Werte angegeben. Dunkle (helle) Graustufen weisen auf eine Signifikanz der Koeffizienten auf einem Konfidenzniveau von 1% (5%) hin. Die letzte Spalte gibt den adjustierten R²-Wert wieder. F gibt den Anteil der auf dem 1%-Niveau signifikanten Querschnittsregressionen (F-Statistik) wieder.

Momentum-Faktor (Momentum) wurde als aggregierte Rendite der jeweiligen Aktie für die zurückliegenden 12 Monate berechnet. Die Volatilität (Volatilität) erfasst letztendlich die Standardabweichung einer individuellen Rendite über die vergangenen 36 Monate. Der letztgenannte Faktor soll u.a. außergewöhnliche Schwankungen der Renditen widerspiegeln, die nicht durch die anderen Faktoren beschrieben werden. Die Kennzahlen werden monatlich aktualisiert und fließen mit einperiodiger Verzögerung in die Querschnittsregressionen ein. Für die multivariate Querschnittsregression unter Berücksichtigung aller Kennzahlen ergibt sich somit

$$(1) \quad r_{t+1} = \gamma_0 \mathbf{1}_n + \gamma_1 \text{BETA}_t + \gamma_2 \text{BW/MW}_t + \gamma_3 \text{SIZE}_t + \gamma_4 \text{CFKV}_t \\ + \gamma_5 \text{Momentum}_t + \gamma_6 \text{Volatilität}_t$$

wobei r_{t+1} den Vektor aller monatlichen Aktienrenditen zwischen t und t + 1 und $\mathbf{1}_n$ einen n-dimensionalen Einsvektor bei insgesamt n=239 untersuchten deutschen Aktiengesellschaften darstellen.²³

Bei der Untersuchung ist auffällig, dass die Beta-Faktoren weder ökonomisch (Risikoprämie von fast Null) noch statistisch (keine signifikante Teststatistik) einen signifikanten Einfluss auf die Renditen ausüben. Dies steht im Widerspruch zum CAPM und stellt dessen Anwendung in der Unternehmensbewertung und im Portfoliomangement infrage. Stattdessen kann sowohl univariat als auch multivariat ein signifikanter Einfluss von Anomalievariablen ausgemacht werden. Dabei können der Buchwert-Marktwert-Effekt, Cash-flow-Kurs-Effekt, der Einfluss des Momentum sowie der Volatilität auf das Querschnittsbild der Renditen nachgewiesen werden. Lediglich für die Unternehmensgröße kann weder univariat noch multivariat ein signifikanter Einfluss nachgewiesen werden.

Grundsätzlich ist darauf hinzuweisen, dass Modellabweichungen bzw. Anomalien nicht auf irrationale Preisbildungsprozesse, sondern auf Abweichungen von verbundenen Hypothesen der Gültigkeit des CAPM und des rationalen Verhaltens von Marktteilnehmern zurückzuführen sind. Unabhängig davon ist nicht auszuschließen, dass statistische Probleme bei der Schätzung der Beta-Faktoren für die Anomalien verantwortlich sind. Beispielsweise kann gezeigt werden, dass die traditionellen T-Statistiken nur unter restriktiven Annahmen Aussagen zulassen.²⁴

Darüber hinaus ist anzumerken, dass unbedingte Tests keine Aussagen über das CAPM zulassen. Erst der Einbezug aller Informationen, die Marktteilnehmer bei der Einschätzung von erwarteten Renditen und Risiken nutzen und sich in zeitvariablen Renditen und Risiken niederschlagen, lässt Aussagen über Kapitalmarktmodelle zu.²⁵

Bereits der Einbezug zeitvariabler Risiken in der Form autoregressiver Prozesse erster Ordnung für den Beta-Faktor

²³ Der Fettdruck bei den anderen erklärenden Variablen soll ebenfalls die Darstellung als Vektoren der Variablen über alle Unternehmen hinweg symbolisieren. Die Daten sind detailliert in Schneider (2000) beschrieben.

²⁴ Vgl. Jagannathan/Wang (1998a, 1998b).

²⁵ Vgl. Schneider (2000).

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_t r_{m,t} + \varepsilon_{i,t} = x_t^T \theta_t + \varepsilon_{i,t}$$

mit

- $x_t^T = [1 \ r_{m,t}]$,
- $\theta_t^T = [\alpha_i \ \beta_{i,t}]$ und
- $\beta_{t+1} - \bar{\beta} = \psi (\beta_t - \bar{\beta}) + \xi_{t+1}$
- $i =$ Wertpapierindex zur Kennzeichnung der 239 Aktiengesellschaften

verändert die Wahrnehmung der Renditeanomalien erheblich.²⁶ Grund dafür ist die Integration der kurzfristigen Autokorrelation der Renditen in die Schätzung des Beta-Faktors für das CAPM. Der Parameter ψ gibt die zeitlichen Abhängigkeiten zwischen den Beta-Faktoren wieder. Dementsprechend kann β als aus der Prognose gebildeter bedingter Beta-Faktor (CBETA) interpretiert werden. Dagegen entspricht $\bar{\beta}$ dem unbedingten Beta-Faktor, der sich bei einer stationären Entwicklung des Renditemusters ergeben würde. Dafür wird unterstellt, dass die Störgrößen ε und ξ wechselseitig unkorreliert sind. Das System der beiden Gleichungen kann mithilfe von iterativen Maximum-Likelihood-Schätzverfahren simultan geschätzt werden. Dafür werden wiederum monatliche Renditen über 60 Monate verwendet. Die resultierenden Schätzer für den bedingten Beta-Faktor (CBETA) gehen anstelle des Beta-Faktors nach dem Fama-MacBeth-Verfahren in die Querschnittsregressionen gemäß (1) ein.

Tabelle 2 fasst dafür die Ergebnisse der Querschnittsregressionen für den gleichen Zeitraum wie für die vorangehenden Untersuchungen zusammen. Im Unterschied zu dem zugrunde liegenden Verfahren, das zu den in Tabelle 1 angeführten Ergebnissen führt, kann kein Buchwert-Marktwert-Effekt nachgewiesen werden. Stattdessen ist der Einfluss der Beta-Faktoren auf die Renditen sowohl ökonomisch als auch statistisch signifikant. Auch univariat kann das CAPM unter den genannten Voraussetzungen nicht abgelehnt werden.

Die gegensätzlichen Ergebnisse der Untersuchungen bei variablen und statischen Beta-Faktoren erschweren die Interpretation von Anomalievariablen in der empirischen Kapitalmarktforschung erheblich. Während einige Untersuchungen versuchen, diese Ergebnisse durch die Verwendung anderer Modelle, insbesondere der APT, transparenter zu gestalten,

²⁶ Schneider (2000) zeigt, dass diese Darstellung der Beta-Faktoren mit dem CAPM theoretisch vereinbar ist. Zimmermann (1997) verwendet autoregressive Anpassungsverfahren zur Schätzung fundamentaler Beta-Faktoren.

Tabelle 2

**Geschätzte monatliche Risikoprämien für die bedingten Beta-Faktoren
und die Anomalievariablen**

	CAPM	Kennzahlenbezogene Anomalien			Zeitliche Renditemuster		
Konstante	CBETA	BW/MW	SIZE	CFKV	Momentum	Volatilität	R ²
-0.000667 (-0.2915)	0.003562 (2.3927)	0.000588 (0.6224)	-0.001327 (-1.2776)	-0.001801 (-3.073)	0.002252 (2.2826)	-0.002662 (-3.8886)	0.1277
-0.000140 (-0.0695)	0.003940 (2,4881)						0,0447
-0.000798 (-0.3673)	0.003674 (2.2685)	0.00041 (0.4607)					0.0655
-0.001278 (-0.594)	0.004235 (2.7677)		-0.001398 (-1.3294)				0.0745
-0.0013 (-0.6049)	0.003776 (2.3022)			-0.002584 (-4.1466)			0.0597
-0.000502 (-0.2349)	0.003426 (2.0525)				0.001544 (1.6043)		0.0739
-0.001166 (-0.5566)	0.004351 (2.6939)					-0.003077 (-4.1776)	0.061

Dunkle (helle) Graustufen weisen auf eine Signifikanz der Koeffizienten auf einem Konfidenzniveau von 1% (5%) hin. Die letzte Spalte gibt den adjustierten R²-Wert wieder.

werden im vorliegenden Artikel die Erklärungsansätze für die statistische und ökonomische Wahrnehmung von Anomalien systematisiert und auf Plausibilität überprüft.

III. Kennzahlenbezogene Anomalien

1. Der Cash-flow-Kurs-Effekt/Gewinn-Kurs-Effekt

Das Kurs-Gewinn-Verhältnis (KGV) nimmt traditionell eine wichtige Rolle beim Treffen von Anlageentscheidungen ein.²⁷ Im Allgemeinen wird dabei empfohlen, Aktien zu erwerben, deren zukünftige Gewinne überdurchschnittlich hoch im Verhältnis zu den Aktienkursen ausfallen.²⁸ Zugleich belegen Untersuchungen für den US-amerikanischen Aktienmarkt, dass Renditen langfristig mithilfe des Gewinn-Kurs-Verhäl-

²⁷ Vgl. Perridon/Steiner (1999), S. 222.

nisses (GKV) prognostiziert werden können.²⁹ Anstelle des KGV wird i. d. R. dessen Reziproke gewählt, um Extremwerte bei einem Gewinn nahe Null zu vermeiden. In Bezug auf das CAPM zeigen Untersuchungen von *Basu* (1977, 1983) und *Reinganum* (1981), dass Portfolios mit hohen GKV für die Dauer von ca. zwei Jahren auch risikobereinigt höhere durchschnittliche Renditen aufweisen als Portfolios mit niedrigen GKV. Einschränkend ist darauf hinzuweisen, dass die Renditeunterschiede im Januar besonders deutlich ausfallen und kaum unterschiedliche GKV innerhalb einer Branche zu finden sind.³⁰ Der Zusammenhang zwischen dem GKV und dem so genannten „Januareffekt“ ist plausibel, wenn Fondsmanager zum Jahresende für die Performanceabsicherung ihre Portfolios in Indexwerte umschichten, um anschließend anhand des KGV im Januar scheinbar unterbewertete Aktien zu erwerben.³¹ *Wallmeier* (1997) gelangt für den deutschen Aktienmarkt zu konträren Ergebnissen. Ein univariater Einfluss des GKV auf die Renditegenerierung besteht offenbar nur in den Monaten Februar bis Dezember. Darüber hinaus kann der Einfluss des GKV vor allem in fallenden Märkten beobachtet werden.³² Vor dem Hintergrund eines fundamentalen Barwertmodells zur Unternehmensbewertung ist zusätzlich zu bemerken, dass die GKVs notwendigerweise Proxyvariablen für alle Risikofaktoren darstellen.³³ Wenn beispielsweise verschiedene Gesellschaften existieren, die identische Gewinne erwirtschaften, müssen Risikounterschiede immer in den Preisen und somit auch den GKVs zum Ausdruck kommen. Inwieweit der Gewinn-Kurs-Effekt auf ein fehlerhaftes zugrunde liegendes Modell zur Messung der Beta-Faktoren oder auf zusätzliche Risikofaktoren hinweist, bleibt aber offen. Die Frage, inwieweit Brancheneinflüsse die GKVs beeinflussen, ist ebenso unbeantwortet.

Der Anteil der mithilfe des GKV prognostizierbaren Renditen nimmt zu, wenn die Gewinne geglättet werden.³⁴ Dies legt die Vermutung nahe,

²⁸ Grundsätzlich besteht dabei das Problem der Prognose zukünftiger Gewinne. Einige Autoren beziehen das Kurs-Gewinn-Verhältnis deshalb auf historische Gewinne. Einen Überblick über die Literatur gibt *Wallmeier* (1997), S. 228 f.

²⁹ Vgl. *Nicholson* (1960), *Fama/French* (1988a), *Campbell/Shiller* (1989), *Shiller* (1996).

³⁰ Vgl. *Keim* (1986, 1990).

³¹ Das Umschichten der Portfolios zum Jahresende und Jahresbeginn wird i. d. R. auf die risikobereinigte, performanceabhängige Entlohnung der Fondsmanager zurückgeführt und als „Window-Dressing“ bezeichnet.

³² *Capaul* (1999) zeigt, dass der Gewinn-Kurs-Effekt vor allem innerhalb von Industriebereichen bzw. Branchen gewinnbringend genutzt werden kann.

³³ Vgl. *Ball* (1978).

³⁴ Vgl. *Campbell/Shiller* (1989).

dass bilanzpolitische Maßnahmen zu Ergebnisverzerrungen führen.³⁵ Ausgehend von diesen Überlegungen untersuchen einige Autoren, ob das Cash-flow-Kurs-Verhältnis (CFKV) besser zur Renditeprognose geeignet ist. Tatsächlich scheint das CFKV für gläubigerorientierte Rechnungslegungssysteme stärker mit den Renditen korreliert zu sein als das GKV.³⁶ In diesem Zusammenhang kann *Schneider* (2000) nachweisen, dass ein geringes CFKV durchschnittlich zu hohen Renditen in der Folgezeit führt.

2. Der Kleinfirmeneffekt

Empirische Untersuchungen für die US-amerikanischen und deutschen Aktienmärkte gelangen zu der Erkenntnis, dass die Renditen von Aktiengesellschaften mit geringer Marktkapitalisierung durchschnittlich höher ausfallen als die Renditen von Unternehmen mit hoher Kapitalisierung.³⁷ Signifikante Unterschiede bestehen sowohl bei absoluten als auch bei risikobereinigten Renditen, wobei die größten Differenzen zwischen mittelgroßen und kleinen Unternehmen entstehen. Auch bei einem direkten Test des Kleinfirmeneffekts mithilfe von Querschnittsregressionen und der Marktkapitalisierung ergeben sich signifikant negative Prämien.³⁸

³⁵ Beispielsweise kann eine Glättung der Gewinne in einer Prinzipal-Agenten-Beziehung sinnvoll sein, vgl. *Steiner/Schneider/Wolf* (1998).

³⁶ Beispielsweise zeigen dies *Chan/Hamao/Lakonishok* (1991, 1993) für Japan. Im Gegensatz dazu sind für kapitalmarktorientierte externe Rechnungslegungssysteme kaum Unterschiede zwischen dem GKV und dem CFKV nachzuweisen, vgl. für die USA u.a. *Jacobs/Levy* (1988), *Lakonishok/Shleifer/Vishny* (1994). Zu der Einteilung der Rechnungslegungssysteme vgl. u.a. *Ali/Hwang* (1999). Für den deutschen Aktienmarkt findet *Wallmeier* (1997) ein ähnliches Verhalten des GKV bzw. CFKV.

³⁷ Für den US-amerikanischen Aktienmarkt vgl. u.a. *Banz* (1981), *Banz/Hawani* (1987). Vgl. in ähnlicher Weise für den deutschen Aktienmarkt *Domke* (1987), *Schnittke* (1989), *Beiker* (1993), *Sattler* (1994), *Stehle* (1997).

³⁸ Dabei findet i.d.R. das Verfahren von *Fama* und *MacBeth* Anwendung, vgl. *Banz* (1981), S. 9. Für den deutschen Aktienmarkt zeigen die Ergebnisse von *Beiker* (1993), S. 321 ff., dass im Unterschied zu den USA kein linearer Zusammenhang zwischen der Marktkapitalisierung und den Renditen besteht. Demgegenüber ermittelt *Sattler* (1994), S. 226, eine signifikante Prämie für die Marktkapitalisierung mithilfe von Querschnittsregressionen. *Wallmeier* (1997), S. 226, vergleicht die Untersuchungen von *Oermann* (1994a) und *Stehle* (1997) und betont in Fußnote 59 die Bedeutung des Untersuchungszeitraums. Während *Stehle* für den Zeitraum 1986–1990 einen Renditevorsprung von 17% für kleine Unternehmen ermittelt, errechnet *Oermann* im Zeitraum 1985–1991 nur einen Renditevorteil von 1,7%. Für die USA zeigen *Kothari/Shanken* (1998), dass die ökonomi-

Einschränkend ist für den US-amerikanischen Aktienmarkt anzumerken, dass der Kleinfirmeneffekt durch eine hohe negative Korrelation der Marktkapitalisierung mit den Beta-Faktoren begleitet wird. Demzufolge ist bei kleinen Unternehmen eine größtmögliche Zunahme der Beta-Faktoren zu beobachten.³⁹ Aus diesem Grund bleibt es unklar, ob der Kleinfirmeneffekt auf statistische Probleme zurückzuführen ist und die Renditeanomalien mit den tatsächlichen Beta-Faktoren korreliert sind. Andererseits ist zu vermuten, dass von der Insolvenz bedrohte Unternehmen in besonderem Maße von Abwertungen des Börsenkapitals betroffen sind. Der Kleinfirmeneffekt würde in diesem Fall die Existenz eines zusätzlich relevanten Risikofaktors, der unternehmensspezifischen Insolvenzgefahr, verschleieren.⁴⁰ Tatsächlich führt ein Vergleich der zeitlichen Renditemuster von Aktiengesellschaften mit einer geringen Marktkapitalisierung und krisenanfälliger Unternehmen zu einer hohen Übereinstimmung.⁴¹ Ökonomisch ist diese Argumentation plausibel, wenn kleine Unternehmen durchschnittlich durch hohe Verschuldungsgrade bzw. Zahlungsverpflichtungen und geringe Cash-flows gekennzeichnet sind.⁴² Die betroffenen Unternehmen weisen dann eine stärkere Konjunkturabhängigkeit als andere Unternehmen auf. Mit der Existenz eines zusätzlichen Insolvenzgefahrnfaktors wird unterstellt, dass der Beta-Faktor ungeeignet ist, die Konkursrisiken zu erfassen.⁴³ Diese Überlegungen werden durch Untersuchungen unterstützt, die einen Zusammenhang zwischen der Marktkapitalisierung und den GKV feststellen.⁴⁴ Kleine Unternehmen weisen demzufolge durchschnittlich geringe KGVs aus, die auf zusätzliche Risikoabschläge hindeuten. An die Stelle des CAPM müsste dann eine direkte Erfassung der konjunkturellen Lage über makroökonomische Variablen in Form von Mehrfaktorenmodellen treten.⁴⁵ Tatsächlich

sche Bedeutung der Prämie für die Unternehmensgröße unabhängig von der statistischen Signifikanz gering ist.

³⁹ Chan/Chen (1988) zeigen für nach der Marktkapitalisierung gebildete Portfolios, dass die Beta-Faktoren einen signifikanten Einfluss auf die Renditegenerierung haben. Fama/French (1992) weisen aber darauf hin, dass dies auf die Portfoliobildung und die fast vollständige Korrelation der Beta-Faktoren mit dem durchschnittlichen Börsenwert der Unternehmen zurückzuführen ist. Der Korrelationskoeffizient beträgt -0,998.

⁴⁰ Vgl. Chan/Chen/Hsieh (1985).

⁴¹ Vgl. Chan/Chen (1991), He/Ng (1994), Dichev (1998).

⁴² Empirisch belegt Bhandari (1988) diesen Zusammenhang.

⁴³ Andererseits induziert der Leverage-Effekt für insolvenzgefährdete Unternehmen eine Zunahme des Beta-Faktors, wenn der Marktwert des Eigenkapitals im Zuge von konjunkturellen oder börslichen Abwärtsentwicklungen sinkt. Ursächlich ist dafür die Zunahme des Verschuldungsgrades in Marktwerten.

⁴⁴ Vgl. Reinganum (1981), Basu (1983).

gehen die Überrenditen kleiner Unternehmen am US-amerikanischen Aktienmarkt zurück, wenn die erwarteten Renditen mit dem makroökonomischen Faktormodell von *Chen, Roll und Ross* (1986) bestimmt werden. Allerdings kommt diese Untersuchung auch zu dem Ergebnis, dass der Beta-Faktor für die Renditegenerierung irrelevant ist.

Letztendlich ist darauf hinzuweisen, dass der Kleinfirmeneffekt vor allem im Januar besteht.⁴⁶ Neben der Erklärung dieser Anomalie mit dem Hinweis auf statistische Probleme oder der denkbaren Existenz eines zusätzlichen Risikofaktors kann also auch das beschriebene „Window Dressing“ für den Kleinfirmeneffekt mitverantwortlich sein.⁴⁷ Darüber hinaus scheint der Renditevorteil kleiner Aktiengesellschaften zeitlich instabil zu sein und seit der Veröffentlichung dieser Renditeanomalie zunehmend abzunehmen.⁴⁸ Außerdem ist der Kleinfirmeneffekt gegenüber der Wahl der Zeiträume für die Renditeberechnung sensitiv.⁴⁹ Für den deutschen Aktienmarkt erkennen *Oermann* (1994a, 1994b) und *Wallmeier* (1997) einen Renditevorteil kleiner Unternehmen bei Abwärtsbewegungen des Gesamtmarktes. *Schneider* (2000) kann demgegenüber weder in Marktbewegungen noch generell einen signifikanten Einfluss der Unternehmensgröße auf das Querschnittsbild der Renditen nachweisen. Stattdessen können in Rezessionsphasen sogar Renditevorsprünge großer Gesellschaften nachgewiesen werden. Dies steht bei einer „Flucht in Qualität“ im Einklang mit der Interpretation der Unternehmensgröße als Indikator für das Insolvenzrisiko.

⁴⁵ Erhärtet wird diese Vermutung durch die Untersuchungen von *Lehmann/Modest* (1988). Dabei werden mithilfe von faktorenanalytischen Verfahren 15 Faktoren identifiziert. Allerdings bleibt der Kleinfirmeneffekt nahezu unverändert bestehen. Dies deutet darauf hin, dass der Kleinfirmeneffekt nicht durch marktbezogene Faktoren erfasst werden kann. Stattdessen sind Faktoren ohne Bezug zu Marktbewegungen zu finden.

⁴⁶ Für die USA ist dieser Zusammenhang unstrittig. Für Deutschland gelangt *Stehle* (1997) zu einem identischen Ergebnis, während *Sattler* (1994) vor allem Februarrenditen und *Wallmeier* (1997) Februar- und Dezemberrenditen (nur in multivariaten Untersuchungen) für diese Anomalie verantwortlich machen.

⁴⁷ Beispielsweise ist denkbar, dass Fondsmanager im Verlaufe eines Jahres eine erreichte Überrendite absichern und den Referenzindex nachbilden. Im Anschluss an die performanceabhängige Entlohnung zum Jahresende würden dann wieder kleine Unternehmen in den Mittelpunkt des Anlageinteresses rücken.

⁴⁸ Vgl. *Keim* (1983, 1990), *Jaffe/Keim/Westerfield* (1989), *Black* (1993).

⁴⁹ Wenn die Beta-Faktoren mithilfe von jährlichen anstelle von wöchentlichen oder monatlichen Renditen berechnet werden, ist am US-amerikanischen Aktienmarkt eine zunehmende Bedeutung der Prämie des Beta-Faktors und eine abnehmende Prämie für die Unternehmensgröße festzustellen, vgl. *Handa/Kothari/Wassley* (1989).

3. Der Marktwert-Buchwert-Effekt

Die Diskrepanz zwischen der bilanziellen und ökonomischen Wahrnehmung des Kapitals legt die Vermutung nahe, dass Unternehmen anhand des Marktwert-Buchwert-Verhältnisses (MW/BW) hinsichtlich ihrer zukünftigen Ertragsaussichten unterschieden werden können. Vorteilhafte Investitionen zeichnen sich durch positive Kapitalwerte aus. Weil die Marktkapitalisierung auf rationalen Märkten dem Barwert der zukünftig erwarteten Free-Cash-flows entspricht und der Buchwert des Eigenkapitals die Investitionsauszahlungen abzüglich der angefallenen kumulierten Abschreibungen erfasst, werden rationale Preisbildungsprozesse mit wachsender Rentabilität zu einer zunehmenden Differenz zwischen dem Marktwert und dem Buchwert des Eigenkapitals eines Unternehmens führen.

Rosenberg, Reid und Lanstein (1985) weisen nach, dass Unternehmen mit einem geringen MW/BW (Value-Aktien) durchschnittlich hohe Renditen in den Folgejahren erzielen. Im Gegensatz dazu sind Aktiengesellschaften mit einem hohen MW/BW (Growth-Aktien) durch geringe Folgerenditen gekennzeichnet. Eine Anlagestrategie, die geringe MW/BW übergewichtet und gegenüber anderen Risiken immunisiert wurde, erzielt demzufolge überdurchschnittliche Renditen.⁵⁰ Damit wird das MW/BW direkt mit Marktineffizienzen in Verbindung gebracht. Wie auch bei den zuvor beschriebenen Anomalien ist ein ausgeprägter Januareffekt zu beobachten,⁵¹ der die „Window Dressing“-Hypothese weiter erhärtet.⁵² Für den deutschen Aktienmarkt kann *Wallmeier* (1997) ebenfalls nachweisen, dass die Prämie für das MW/BW im Januar nahezu doppelt so hoch ausfällt wie in allen anderen Monaten.⁵³

Die Bewertungsrelevanz des MW/BW wird durch neuere Untersuchungen bestätigt. Im Zentrum der Diskussion stehen dabei die Arbeiten von *Fama* und *French*,⁵⁴ die auch in Anwesenheit des Beta-Faktors sowie anderer Anomalievariablen eine signifikant positive Prämie für die Rezi-

⁵⁰ Für die Immunisierung greifen *Rosenberg/Reid/Lanstein* (1985) auf das BARRA-Modell zurück. Stellvertretend sei hier auf das europäische Equity-Modell von BARRA verwiesen, vgl. *Connor/Herbert* (1998).

⁵¹ Wird die Untersuchung auf NYSE-Aktien beschränkt, kann der Marktwert-Buchwert-Effekt sogar nur im Januar festgestellt werden, vgl. *Loughran* (1997), S. 254 f.

⁵² Einschränkend ist darauf hinzuweisen, dass auch die Variabilität der Renditevorteile im Januar zunimmt.

⁵³ Vgl. *Wallmeier* (1997), S. 283.

⁵⁴ Vgl. *Fama/French* (1992, 1993, 1995, 1996, 1997, 1998).

proke des MW/BW feststellen. Dabei zeigt sich, dass eine robuste Beziehung zwischen dem Kleinfirmeneffekt und dem Marktwert-Buchwert-Effekt existiert.⁵⁵ Dies lässt vermuten, dass die Marktkapitalisierung und das MW/BW aufgrund der ähnlichen Berechnung innerhalb bestimmter Grenzen enge Substitute darstellen. Darüber hinaus scheint der Aktienkurs die eigentlich bestimmende Variable für die Anomievariablen zu sein. Inwieweit diese Variablen Stellvertreter für das Autokorrelationsmuster der Aktienrenditen sind, bleibt aber offen.

Für den deutschen Aktienmarkt untersuchen *Capaul, Rowley, Sharpe* (1993), *Beiker* (1993), *Gehrke* (1994), *Sattler* (1994), *Haugen, Baker* (1996), *Wallmeier* (1997) und *Fama, French* (1998) die Performance von Value- und Growth-Aktien. Während *Capaul, Rowley* und *Sharpe* (1993) keine eindeutige Überlegenheit von Value-Aktien nachweisen können, finden *Gehrke* (1994), *Sattler* (1994), *Fama, French* (1998), *Wallmeier* (1997) und *Schneider* (2000) einen deutlichen Marktwert-Buchwert-Effekt. Dagegen weist *Beiker* (1993) einen negativen Zusammenhang zwischen dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis und den Residualrenditen als Differenz der Überrenditen über eine risikolose Verzinsung abzüglich der risikoadäquaten Rendite des CAPM nach. Die Ursachen für die widersprüchlichen Ergebnisse sind in teilweise verschiedenen Untersuchungszeiträumen und vor allem in unterschiedlichen methodischen Vorgehensweisen zu suchen. *Capaul, Rowley, Sharpe* (1993) beschränken ihre Untersuchung auf die größten im deutschen MSCI-Aktienindex enthaltenen Aktien. Dabei werden ca. 80 Prozent der Marktkapitalisierung des MSCI-Deutschland erfasst.⁵⁶ Die einzelnen Aktienwerte werden auf

⁵⁵ Vgl. *Fama/French* (1992). Zugleich findet *Loughran* (1997) keinen statistisch zuverlässigen Marktwert-Buchwert-Effekt bei den zehn Prozent größten US-amerikanischen Aktien. *Kothari/Shanken* (1998) bestätigen diese Beobachtung. Stattdessen zeigt eine Untersuchung der Gesamtstichprobe von *Fama/French* (1992), dass die Prämie für das MW/BW in den Monaten Februar bis Dezember durch an der AMEX oder NASDAQ notierte Aktien generiert wird. Diese Aktien weisen durchschnittlich eine geringere Marktkapitalisierung auf als NYSE-Aktien. Zu den Unterschieden zwischen den Renditen von NASDAQ- und NYSE-Aktien vgl. auch *Fama/French/Booth/Sinquefield* (1993). Für die Gruppe der größten Aktiengesellschaften, die ca. 73 Prozent der Marktkapitalisierung ausmachen, kann kein signifikanter Unterschied zwischen den Renditen von Value- und Growth-Stocks gefunden werden. Dagegen kann der Marktwert-Buchwert-Effekt signifikant in Stichproben der 20 Prozent größten US-amerikanischen Aktien, vgl. *Chan/Jegadeesh/Lakonishok* (1995) und der 500 größten Aktiengesellschaften der COMPUSTAT-Datenbank (<http://www.computstat.com>), vgl. *Kothari/Shanken/Sloan* (1995), nachgewiesen werden.

⁵⁶ Während des Zeitraums der Untersuchung von *Capaul, Rowley, Sharpe* (1993) umfasste der MSCI-Deutschland maximal 68 Aktien von maximal 54 Ge-

zwei Subindizes, Value- und Growth-Index, aufgeteilt, wobei die Indizes den gewichteten Durchschnitten der Einzelrenditen entsprechen. Aufgrund der beschränkten Stichprobe kann die Untersuchung kaum als repräsentativ für den Gesamtmarkt angesehen werden. Darüber hinaus widerspricht die Beschränkung auf die größten deutschen Aktienwerte der Beobachtung für den US-amerikanischen Aktienmarkt, dass vor allem kleine Unternehmen für den Marktwert-Buchwert-Effekt verantwortlich sind. Die Verbindung des Kleinfirmeneffekts und des Marktwert-Buchwert-Effekts am deutschen Aktienmarkt wird bei einem Vergleich der Untersuchung mit *Fama* und *French* (1998) deutlich. Die letztgenannte Untersuchung verwendet den MSCI-Deutschland ohne Einschränkungen. Im Unterschied zu *Capaul*, *Rowley* und *Sharpe* weisen *Fama* und *French* einen deutlichen Marktwert-Buchwert-Effekt nach. Einschränkend ist darauf hinzuweisen, dass *Capaul*, *Rowley* und *Sharpe* den Spread zwischen den Indizes in den Vordergrund stellen, während *Fama* und *French* Querschnittsregressionen verwenden.

Gehrke (1994), *Sattler* (1994) und *Wallmeier* (1997) greifen auf das Verfahren von Fama und MacBeth zurück, um den Einfluss des MW/BW zu untersuchen. Allerdings weichen die Definitionen der Regressoren von einander ab. Während *Gehrke* die logarithmierte Reziproke des MW/BW verwendet, verwenden *Sattler* das MW/BW und *Wallmeier* die Reziproke des MW/BW.⁵⁷ Auch die Hinzunahme des Beta-Faktors führt zu keinen nennenswerten Veränderungen. Während die Prämie des Beta-Faktors durchschnittlich negativ ausfällt und statistisch nicht als gesichert angesehen werden kann, weist die Reziproke des MW/BW eine positive Prämie aus, die stets signifikant ist.⁵⁸

In Tabelle 2 wird gezeigt, dass die Messung der Beta-Faktoren entscheidenden Einfluss auf die Bedeutung des MW/BW hat. Für die zeitlich variablen Beta-Faktoren kann kein Marktwert-Buchwert-Effekt nachgewiesen werden. Möglicherweise enthält das MW/BW Informationen über die Variation der Beta-Faktoren oder Risikoprämien und stellt

sellschaften, siehe dazu auch *Wallmeier* (1997), S. 235. Da die 30 im DAX zusammengefassten Aktien ca. 70 bis 80 Prozent der gesamten Marktkapitalisierung aller deutschen Aktien abdecken und die 70 im MDAX aggregierten Werte maximal 10 Prozent der Gesamtkapitalisierung ausmachen, sollte die Untersuchung ungefähr 25–30 Aktien umfassen.

⁵⁷ Dennoch sind die Ergebnisse der univariaten Querschnittsregressionen vergleichbar. *Sattler* (1994), S. 290, schätzt einen t-Wert für das MW/BW i.H.v. 3,82. *Wallmeier* (1997), S. 280, ermittelt einen t-Wert von 3,40 und berechnet den zugehörigen t-Wert für *Gehrke* (1994), S. 196, i.H.v. 2,25.

⁵⁸ Vgl. *Wallmeier* (1997), S. 280.

somit keine eigenständige Anomalievariable dar. Schneider (2000) kann allerdings nachweisen, dass das MW/BW die Variation des Beta-Faktors nicht nachbilden kann.

Neben der investitionstheoretischen Begründung des Marktwert-Buchwert-Effekts kann das MW/BW analog zur Marktkapitalisierung die Bewertungsrelevanz eines verschleierten Risikofaktors für die Insolvenzgefahr ausdrücken.⁵⁹ Konkursgefährdete Unternehmen mit geringen Cash-flows werden durch eine Abwertung des Börsenwertes und eine geringe Investitionstätigkeit gekennzeichnet sein, sodass die Entwicklungen des MW/BW und der Marktkapitalisierung nahezu identisch verlaufen müssten. Dichev (1998) bestimmt in Anlehnung an andere Studien verschiedene Indikatoren für eine drohende Unternehmensinsolvenz und vergleicht diese mit dem Marktwert-Buchwert-Effekt und dem Kleinfirmeneffekt. Dabei gelangt Dichev zu dem Schluss, dass keiner der beiden Effekte auf einen gemeinsamen Faktor für die Insolvenzgefahr zurückzuführen ist, obwohl eine negative Korrelation zwischen den Insolvenzindikatoren und der Marktkapitalisierung sowie dem MW/BW nachgewiesen werden kann. Stattdessen fallen die Renditen der Unternehmen mit hohem Insolvenzrisiko unterdurchschnittlich aus.⁶⁰ Allerdings ist diese Untersuchung auf die isolierte Analyse des Querschnittsbildes der Renditen beschränkt. In Bezug auf die nachgewiesene Prognostizierbarkeit der Renditen erscheint eine Verbindung des Querschnittsbildes mit dem Zeitreihenverhalten sinnvoll. Bernanke, Gertler (1989), Gertler, Gilchrist (1994) sowie Kiyotaki und Moore (1997) begründen, warum veränderte Kreditmarktbedingungen unterschiedliche Effekte auf große und kleine Unternehmen haben. Risikoasymmetrien werden vor allem auf den geringeren Bestand an Sicherheiten, eine durchschnittlich geringere Liquidität von kleinen Unternehmen und somit eine adverse Selektion zulasten kleiner Unternehmen bei der Kreditvergabe, d.h. ein zunehmendes Insolvenzrisiko, zurückgeführt.⁶¹ Die Risikoasymmetrien sollten dann v.a. in

⁵⁹ Beispieleweise sei auf Chan/Chen (1991) verwiesen.

⁶⁰ Darüber hinaus kann Dichev (1998) nachweisen, dass die Beziehung zwischen der Insolvenzgefahr und dem MW/BW nicht linear verläuft. Bei Unternehmen mit der höchsten Insolvenzgefahr ist durchschnittlich eine Zunahme des MW/BW im Vergleich zu Unternehmen mit hoher Insolvenzgefahr zu verzeichnen. Darüber hinaus bestätigt Dichev, dass der Kleinfirmeneffekt nach 1980 zurückgeht. Allerdings kann auch für den davor liegenden Zeitraum kein Zusammenhang zwischen der Insolvenzgefahr und dem Kleinfirmeneffekt nachgewiesen werden.

⁶¹ Bernanke/Gertler (1989) vermuten, dass ein „flight to quality“ in Rezessionen für den Kleinfirmeneffekt verantwortlich ist. Deshalb müssen die erwarteten Renditen von kleinen Unternehmen dann höher ausfallen, um Investoren zu inte-

konjunkturellen Abschwüngen auftreten. *Perez-Quiros* und *Timmermann* (1999) und *Schneider* (2000) belegen diese Vermutungen empirisch, indem in Rezessionsphasen ein signifikanter Einfluss des MW/BW auf die Renditen nachgewiesen werden kann.⁶²

4. Dividendenrendite-Effekt und Verschuldungsgrad-Effekt

Wie auch für das GKV zeigen Untersuchungen, dass die Dividendenrendite in einem engen Zusammenhang mit dem Autokorrelationsmuster der Renditen steht und für die Prognose von Renditen geeignet ist.⁶³ Insbesondere für langfristige Renditeprognosen scheint die Dividendenrendite gut geeignet zu sein.⁶⁴ Allerdings bestehen erhebliche Zweifel in Bezug auf die Zuverlässigkeit der Teststatistiken.⁶⁵ *Cochrane* (1994) demonstriert, dass im Unterschied zu unerwarteten Renditen von unerwarteten Dividendenveränderungen dauerhafte Effekte auf zukünftige Rendite- und Dividendenerwartungswerte ausgehen. Dies lässt die Schlussfolgerung zu, dass Kursbewegungen auf eine Anpassung der Dividendenrenditen an ihren Mittelwert zurückzuführen sind.⁶⁶ In Verbindung mit diesen Effekten zeigen Untersuchungen, dass die Dividendenrendite auch bei der Präsenz des Beta-Faktors einen systematischen Risikofaktor verkörpert.⁶⁷

Andererseits bestimmen die Effekte von Prinzipal-Agenten-Beziehungen die Dividendenpolitik. *Steiner, Schneider* und *Wolf* (1998) stellen bei-

ressieren. Dieser Zusammenhang ist mit den Beobachtungen von *Oertmann* (1994a, 1994b) und *Wallmeier* (1997), die den Size-Effekt nur in Abwärtsbewegungen des Marktes identifizieren können, nicht inkonsistent.

⁶² Kreditmarktbedingungen werden anhand zunehmender Zinsen, einem gerin- gem Wachstum der Geldmenge und wachsender Kreditspreads gemessen, vgl. *Perez-Quiros/Timmermann* (1999), S. 11 ff., *Schneider* (2000).

⁶³ Vgl. *Litzenberger/Ramaswamy* (1979, 1982), *Rozeff* (1984), *Shiller* (1984), *Fama/French* (1988a, 1988b), *Harvey* (1991). Zudem zeigen *Campbell/Shiller* (1988, 1989), dass die Dividendenrendite Informationen über die rationale Variation der Renditen enthält.

⁶⁴ Vgl. *Campbell/Shiller* (1988, 1989, 1997), *Fama/French* (1988a, 1988b).

⁶⁵ Vgl. *Hodrick* (1992), *Campbell* (1993), *Goetzmann/Jorion* (1993, 1995), *Kirby* (1997). Zudem gelangen *Goyal/Welch* (1999) zu dem Ergebnis, dass die Dividendenrendite out-of-sample keine Prognose der Renditen ermöglicht.

⁶⁶ Ähnlich äußern sich auch *Carlson/Sargent* (1998).

⁶⁷ Bei einem diskriminierenden Steuersystem, wenn Kursgewinne gegenüber den Dividendenzahlungen privilegiert sind, kann dies theoretisch begründet werden, weil der steuerliche Nachteil von hohen Dividendenzahlungen durch zusätzliche Kursgewinne kompensiert werden muss, vgl. *Litzenberger/Ramaswamy* (1982), S. 443.

spielsweise fest, dass insbesondere Unternehmen mit hohem Streubesitz volatile Ausschüttungen zugunsten einer gesicherten Innenfinanzierung vermeiden. Ausschüttungen der Free-Cash-flows würden die Notwendigkeit zur Außenfinanzierung schaffen und die betroffenen Aktiengesellschaften der Kontrolle der Kapitalmärkte zuführen, was den Gestaltungsspielräumen und Interessen der Agenten zuwiderläuft.

Der Verschuldungsgrad als Verhältnis des Buchwerts des Fremdkapitals zu dem Marktwert des Eigenkapitals ähnelt in seiner Zusammensetzung stark dem MW/BW, sodass ein vergleichbarer Einfluss auf die erwarteten Renditen zu erwarten ist. Tatsächlich findet *Bhandari* (1988) einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen den Renditen und dem Verschuldungsgrad, der nicht durch Beta-Faktoren absorbiert werden kann.⁶⁸ *Fama* und *French* (1992) berechnen neben dem dargestellten Verschuldungsgrad einen weiteren Verschuldungsgrad in Buchwerten. Die Verschuldungsgrade beeinflussen die nachfolgenden Renditen in entgegengesetzter Richtung. Im Allgemeinen wird dies als Hinweis interpretiert, dass die Verschuldungsgrade das MW/BW reproduzieren. *Wallmeier* (1997) bestätigt diese Vermutung implizit, indem er für den deutschen Aktienmarkt zeigt, dass der Verschuldungsgrad die zukünftigen Renditen in einer univariaten Querschnittsanalyse signifikant beeinflusst und die Signifikanz in einer multivariaten Analyse verloren geht, wenn auch die Reziproke des MW/BW oder das CFKV in die Querschnittsanalyse eingehen.

IV. Erklärungsansätze für die kennzahlenbezogenen Renditeanomalien

1. Zusammenhänge zwischen den Renditeanomalien

Der Mehrzahl der Kennzahlanomalien ist gemein, dass die Überrenditen vor allem im Januar erzielt werden. Daneben ist zu beobachten, dass alle erwähnten Anomalievariablen auf den Aktienkurs oder die Marktkapitalisierung zurückgreifen. Zusätzlich weisen mit der Ausnahme der Marktkapitalisierung alle anderen Anomalievariablen ein übereinstimmendes Konstruktionsprinzip aus. Dies lässt eine enge Beziehung zwischen den Anomalievariablen vermuten. Zugleich lassen die Untersuchungen vermuten, dass die Anomalievariablen den Einfluss von einem oder einigen verdeckten Einflussfaktoren wiedergeben.

⁶⁸ Interessanterweise wird auch der Verschuldungsgrad-Effekt durch einen ausgeprägten Januareffekt begleitet.

Bei der Beurteilung der Interdependenzen zwischen den Anomalievariablen gelangen empirische Untersuchungen zu widersprüchlichen Resultaten. Offenbar beeinflussen die unterschiedlichen Untersuchungsmethoden die Ergebnisse nachhaltig. *Chan, Hamao und Lakonishok* (1991) sowie *Fama* und *French* (1992) zeigen, dass zwischen der Marktkapitalisierung und dem MW/BW Verbindungen bestehen, die sich aus der Abwertung der Börsenkapitalisierung bestimmter Unternehmen ergeben. Dennoch folgt aus den statistischen Untersuchungen, dass der Kleinfirmeneffekt nicht durch den Marktwert-Buchwert-Effekt zu erklären ist, sondern eine selbstständige Anomalievariable darstellt.⁶⁹ *Loughran* (1997) entgegnet dieser Auffassung, dass signifikante Unterschiede zwischen Value- und Growth-Aktien nur mit abnehmender Unternehmensgröße zu finden sind.⁷⁰ Diese Beobachtungen werden indirekt durch Untersuchungen bestätigt, wonach die Performance von Value-Fonds jene von Growth-Fonds nicht im erwarteten Ausmaß übertrifft.⁷¹ Investmentfonds können offenbar weder den Kleinfirmeneffekt noch den Marktwert-Buchwert-Effekt ausnutzen, weil das Fondsvermögen einerseits in marktgängige Titel angelegt wird⁷² und andererseits aufsichtsrechtliche bzw. gesetzliche Vorschriften die Fokussierung auf wenige Werte unterbinden.⁷³

Für den deutschen Aktienmarkt kann *Sattler* (1994) keinen Kleinfirmeneffekt nachweisen, wenn neben der Marktkapitalisierung auch das MW/BW in die Querschnittsregressionen einbezogen wird. Während *Schneider* (2000) keinen Kleinfirmeneffekt dokumentiert, kann *Wallmeier* (1997) den Kleinfirmeneffekt univariat nur in fallenden Märkten nachweisen. Demgegenüber kann der Marktwert-Buchwert-Effekt von *Wallmeier* (1997) nur in steigenden Märkten statistisch nachgewiesen werden. *Schneider* (2000) findet den Marktwert-Buchwert-Effekt und einen inversen Kleinfirmeneffekt bei konjunkturellen Abschwüngen. In

⁶⁹ Dabei ist eine leichte Abnahme der t-Werte zu verzeichnen, vgl. *Fama/French* (1992).

⁷⁰ Siehe auch Fußnote 55. Außerdem bestätigen *Davis/Fama/French* (1999), S. 6, diese Hypothese partiell. Danach beträgt die Value-Prämie für große Unternehmen zwischen 1963 und 1997 0,29 Prozent pro Monat im Vergleich zu 0,56 Prozent pro Monat für kleine Unternehmen. Andererseits tritt im Zeitraum 1927 bis 1963 genau der gegenteilige Effekt ein.

⁷¹ Vgl. *Malkiel* (1995).

⁷² Ansonsten ist der Erwerb von größeren Aktienpaketen nicht ohne Kurseffekte möglich, vgl. *Wallmeier* (1997), S. 241.

⁷³ Erhärtert wird diese Erklärung durch *Brown/Goetzmann* (1999). Sie zeigen, dass durchschnittlich weder Value- noch Growth-Fonds vollständig in Value- oder Growth-Aktien investiert sind.

multivariaten Untersuchungen kann der Kleinfirmeneffekt von *Wallmeier* ausschließlich im Februar und Dezember identifiziert werden. Der Marktwert-Buchwert-Effekt kann von verschiedenen Autoren nur im Januar und Februar nachgewiesen werden. Eine abschließende Aussage über das Verhältnis der beiden Anomaliekennzahlen am deutschen Aktienmarkt ist demzufolge nicht möglich, wenngleich der Marktwert-Buchwert-Effekt die robustere Kennzahl darstellt.

Reinaganum (1981) und *Basu* (1983) gelangen übereinstimmend zu dem Ergebnis, dass das GKV und die Marktkapitalisierung negativ korreliert sind. Große Unternehmen wiesen demzufolge i. d. R. geringe GKVs auf.⁷⁴ Dies ist möglicherweise darauf zurückzuführen, dass kleinere Unternehmen in stärkerem Maße konjunkturellen Schwankungen ausgesetzt sind und insgesamt größere Risiken aufweisen, die in geringeren Unternehmenswerten zum Ausdruck kommen. *Reinaganum* bildet in seiner Untersuchung zwei alternative Portfolioklassen, indem einerseits das GKV und andererseits die Marktkapitalisierung als Sortierkriterien dienen. Während der Kleinfirmeneffekt unverändert in nach dem GKV gebildeten Portfolios auftritt, verschwindet der Gewinn-Kurs-Effekt, wenn die Portfolios nach der Marktkapitalisierung sortiert werden. Eine Schwäche der Studie bildet die fehlende Risikoadjustierung der Renditen, da nicht gewährleistet werden kann, dass beide Portfoliogruppierungen zu vergleichbaren Risiken führen. Risikoadjustiert dominiert der Gewinn-Kurs-Effekt den Kleinfirmeneffekt.⁷⁵ *Fama* und *French* (1992) zeigen demgegenüber, dass die Prämie für das GKV statistisch nicht mehr zuverlässig festgestellt werden kann, wenn in der Querschnittsanalyse auch die Marktkapitalisierung und das MW/BW berücksichtigt werden. Zugleich dokumentiert *Bhandari* (1988), dass kleine Unternehmen häufig hohe Verschuldungsgrade aufweisen, die überwiegend als Indiz für eine drohende Insolvenz angesehen werden.⁷⁶

Den umfassendsten Versuch zur Klärung des Zusammenhangs zwischen den Anomalievariablen unternehmen *Haugen* und *Baker* (1996) mit dem Test eines Mehrfaktormodells, das gleichzeitig zehn Branchendummies und 40 fundamentale Faktoren berücksichtigt. Die ausgewähl-

⁷⁴ Eine mögliche Erklärung für diesen Zusammenhang ist die Überschätzung der zukünftigen Gewinne von Wachstumsunternehmen, vgl. *Lakonishok/Shleifer/Vishny* (1994), *La Porta* (1996), *Billings/Morton* (1999).

⁷⁵ Vgl. *Basu* (1983). *Jaffe/Keim/Westerfield* (1989) führen die unterschiedlichen Ergebnisse auf abweichende Untersuchungsmethoden und -zeiträume zurück. Stattdessen messen sie beiden Anomalien eine ähnliche Bedeutung zu.

⁷⁶ Vgl. auch *Fama* (1991), S. 1591.

ten Einflussfaktoren umfassen auch alle beschriebenen Anomalievariablen. Die Regressionskoeffizienten werden für zwei Teilperioden innerhalb des Zeitraums 1979–1993 nach dem Verfahren von Fama und MacBeth ausgewertet. Von den vorgestellten Anomalievariablen leisten das CFKV, GKV und die Reziproke des MW/BW einen signifikanten Erklärungsbeitrag für das Querschnittsbild der Renditen. Für den Zeitraum 1985–1993 dokumentieren *Haugen* und *Baker* ähnliche Resultate für Deutschland. Anstelle des GKV besteht vor allem zwischen dem Verhältnis der Umsatzerlöse zu der Marktkapitalisierung und den Renditen eine positive Beziehung.

Wallmeier (1997) dokumentiert die Korrelationsbeziehungen zwischen den Anomalievariablen am deutschen Aktienmarkt. Tabelle 3 zeigt die Korrelationskoeffizienten zwischen den Variablen. Alle Koeffizienten sind auf dem 1%-Signifikanzniveau von Null verschieden. Hervorzuheben sind vor allem die hohen Korrelationen zwischen dem BW/MW und dem Verschuldungsgrad (Leverage) sowie dem GKV (Gewinn-Kurs-Verhältnis) und Leverage. Die negative Beziehung zwischen dem Verschuldungsgrad und der Unternehmensgröße sowie die positive Korrelation zwischen dem Beta-Faktor und der Marktkapitalisierung werden auch für den US-amerikanischen Aktienmarkt dokumentiert.⁷⁷ Die starke Korrelation zwischen dem GKV und dem CFKV war zu erwarten, weil Cash-flows ausgehend von den Gewinnen berechnet werden.

Interessant sind vor allem die negative Korrelation zwischen dem GKV und dem Verschuldungsgrad und die leicht positive Beziehung zwischen dem Leverage und dem CFKV. Hoch verschuldete Unternehmen weisen demzufolge geringe Gewinne oder hohe Kurse auf, während ein vergleichbarer Multiplikator für das CFKV nicht festgestellt werden kann. Möglicherweise ist dies auf eine verstärkte Fremdfinanzierung von bereits hoch verschuldeten Unternehmen zurückzuführen. Die Diskrepanz zwischen Gewinnen und Cash-flows wäre dann vor allem auf die Zinszahlungen zurückzuführen.⁷⁹ In diesem Zusammenhang weisen *Steiner, Schneider* und *Wolf* (1998) nach, dass deutsche Aktiengesellschaften ge-

⁷⁷ Die Korrelation zwischen Beta-Faktoren und Anomaliefaktoren kann bei zweistufigen Testverfahren nach Fama und MacBeth berechnet werden. In einem ersten Schritt werden dafür in Zeitreihenregressionen die Beta-Faktoren berechnet, welche dann die Grundlage für Querschnittsregressionen und die Messung der Korrelationen bilden.

⁷⁸ Entnommen aus *Wallmeier* (1997), S. 270. Hervorzuheben ist die Berechnung der Beta-Faktoren auf Grundlage von wöchentlichen Renditen.

⁷⁹ Vgl. *Wallmeier* (1997), S. 271.

Tabelle 3
Korrelation der Kennzahlen im Zeitraum (1967–1993)⁷⁸

	Leverage	BW/MW	GKV	CFKV	Beta	ln(SIZE)
Leverage	1,000	0,545	-0,333	0,054	0,046	-0,185
BW/MW		1,000	-0,190	0,123	0,115	-0,198
GKV			1,000	0,677	0,027	0,170
CFKV				1,000	0,019	0,036
Beta					1,000	0,427
ln(SIZE)						1,000

nerell die Fremdfinanzierung gegenüber der Beteiligungsfinanzierung präferieren. Die Autoren führen dies auf Effekte der Prinzipal-Agenten-Beziehung zurück und begründen diesen Zusammenhang optionspreis-theoretisch.

2. Interdependenzen zwischen Renditeanomalien und dem Autokorrelationsmuster der Renditen

Die Kennzahlenanomalien stehen auf vielfältige Weise in wechselseitigen Zusammenhängen. Da das Konstruktionsprinzip der Kennzahlen überwiegend identisch ist und alle Kennzahlen Preisvariablen enthalten, ist zu vermuten, dass die Renditen selbst die bestimmende Größe hinter den Anomalievariablen sind. Momentum- und Contrarian-Strategien nutzen das nachgewiesene Autokorrelationsmuster der Renditen aus.⁸⁰ Kurzfristig weisen positive Autokorrelationen auf eine Trendverstärkung hin.⁸¹ Langfristig kann der Mean-Reversion-Effekt und die damit verbundene Trendumkehr gewinnbringend umgesetzt werden.⁸² Diese zyklischen Handelsstrategien folgen demzufolge dem Konzept der relativen

⁸⁰ Vgl. Chan/Jegadeesh/Lakonishok (1996).

⁸¹ Momentum-Effekte weisen Jegadeesh/Titman (1993) für Anlagehorizonte zwischen 3 und 12 Monaten nach. Im Gegensatz dazu finden Jegadeesh (1990) und Lehmann (1990) für kürzere Zeiträume Hinweise für eine Trendumkehr. Anhand des MSCI kann Rouwenhorst (1996) den Erfolg von Momentum-Strategien für internationale Finanzmärkte nachweisen.

⁸² Vgl. DeBondt/Thaler (1985, 1987).

Stärke und werden im Allgemeinen als „Winner-Loser-Anomalie“ zusammengefasst.⁸³

Für den deutschen Aktienmarkt weist *Meyer* (1995) eine Trendverstärkung für einjährige Zeiträume nach. Zugleich sind für drei- bis neunjährige Perioden Überreaktionen und die damit verbundenen Trendumkehrungen feststellbar. Ein Zusammenhang zwischen dem Kleinfirmeneffekt und der Winner-Loser-Anomalie kann aber ausgeschlossen werden.^{84, 85} Andererseits nimmt der Renditevorteil von Value-Aktien mit abnehmender relativer Stärke zu. Demzufolge scheinen Loser-Aktien tatsächlich ein geringes MW/BW aufzuweisen. Aufgrund des unmittelbaren Zusammenhangs zwischen der historischen Performance von Aktien und deren Marktkapitalisierung ist dies ohnehin zu vermuten. *Sattler* (1994) findet erste Zusammenhänge zwischen der Winner-Loser-Anomalie und dem Marktwert-Buchwert-Effekt. *Wallmeier* (1997) zeigt, dass die Gruppe der Growth-Aktien mit dem größten MW/BW in den zurückliegenden fünf Jahren fast immer auch Winner-Aktien sind.⁸⁶ Auch *DeBondt* und *Thaler* (1987) sehen die historische Performance und das MW/BW als nahezu identische Variablen an.⁸⁷ Zugleich führen Momentum-Strategien unter den Growth-Aktien zu den höchsten Überrenditen.⁸⁸ Dies kann auf eine mögliche Überschätzung der zukünftigen Gewinne von bestimmten Growth-Aktien zurückgeführt werden.⁸⁹ Auch *Wallmeier* (1997) findet, dass die Rendite der vergangenen fünf Jahre durchschnittlich 66 Prozent der Variation des MW/BW erklärt. Ein Zusammenhang zwischen

⁸³ Vgl. *Steiner/Bruns* (2000), S. 264 ff.

⁸⁴ Aufgrund der Auswirkungen von kontinuierlichen oder zyklischen Renditen auf die Marktwerte von Unternehmen ist eine Verbindung der Winner-Loser-Anomalie mit marktwertbezogenen Renditeanomalien zu vermuten. Vgl. dazu auch *Zarowin* (1989), S. 1398.

⁸⁵ Vgl. *Meyer* (1995), S. 77, *Schiereck/Weber* (1995), S. 21. Genauso für den US-amerikanischen Aktienmarkt *Chopra/Lakonishok/Ritter* (1992).

⁸⁶ Zugleich wird die Gruppe der Value-Aktien aus Verlierern (Loser-Aktien) gebildet, vgl. *Wallmeier* (1997), S. 293.

⁸⁷ *Daniel/Titman* (1999) bestätigen, dass Momentum-Strategien bei Growth-Aktien am erfolgreichsten sind. *Daniel* und *Titman* führen diesen Effekt darauf zurück, dass die Bewertung von Wachstumsunternehmen auf unzureichenden und wenig konkreten Informationen beruht. Andererseits wird davon ausgegangen, dass diese Effekte nicht mit der Annahme effizienter Märkte kollidieren, wenn die Investoren zugleich über diese Zusammenhänge uninformiert sind und rational handeln. Erst bei einer Veröffentlichung der Zusammenhänge müssten die Effekte zurückgehen. Allerdings scheint dies bei dem asymmetrischen Momentum-Effekt nicht der Fall zu sein.

⁸⁸ Vgl. *Asness* (1997).

⁸⁹ Siehe Fußnote 74.

dem Autokorrelationsmuster der Renditen und den Anomaliekennzahlen kann demnach nicht vollständig ausgeschlossen werden. Demgegenüber zeigt Schneider (2000), dass sowohl die Prämien als auch die Signifikanz des BW/MW nicht abnehmen, wenn das einjährige Momentum in die Untersuchungen einbezogen wird.

Einer Verbindung zwischen Renditeanomalien und dem Autokorrelationsmuster treten Lehmann und Modest (1988) implizit mit dem Argument entgegen, dass faktorenanalytische Verfahren nicht in der Lage sind, den Einfluss der Anomalievariablen zu beseitigen. Demzufolge scheinen marktbezogene Variablen nicht für die Anomalien maßgeblich zu sein. Stattdessen werden die Renditen offenbar durch marktfremde Einflüsse bestimmt. Erhärtet wird diese Vermutung dadurch, dass auch die Winner-Loser-Anomalie verstärkt im Januar auftritt. Zudem stellen weiterführende faktorenanalytische Untersuchungen den Einfluss des aggregierten Kapitalzuflusses auf den Finanzmarkt, die Bedeutung des Rankings der Aktien in Bezug auf ihre Liquidität und Marktkapitalisierung sowie der Dividendenzahlungen fest.⁹⁰

3. Kennzahlenbezogene Anomalien als Risikomaßstäbe

Weil bereits theoretisch erhebliche Zweifel bestehen, inwieweit Risikofaktoren und mit den Faktoren korrelierte Variablen innerhalb von Faktormodellen unterscheidbar sind, kann nicht ausgeschlossen werden, dass Kennzahlenanomalien als scheinbare Risikomessgrößen den Einfluss von tatsächlichen Risikofaktoren auf die Renditegenerierung verschleieren.⁹¹ Ausschlaggebend für diese Vermutung sind der Einbezug von Marktdaten und externen Rechnungslegungsinformationen in die Anomaliekennzahlen. Über die Verknüpfung des vereinfachten Dividendenmodells mit dem Gewinndiskontierungsmodell wird deutlich,⁹² dass die Marktdaten zumindest partiell Informationen über die risikoadjustierten Renditeforderungen offenbaren. So gilt für das MW/BW beispielsweise

$$\text{MW/BW}_{t=0} = \frac{eG_{t=1}}{(r - g)\text{BW}_{t=0}},$$

⁹⁰ Vgl. Fernholz (1999). Ähnlich äußern sich Brennan/Chordia/Subrahmanyam (1997).

⁹¹ Vgl. Reisman (1992), Nawalkha (1997), Balduzzi/Kallal (1997).

⁹² Vgl. Perridon/Steiner (1999), S. 218.

wobei e die Einbehaltungsquote, r die risikoadjustierten Eigenkapitalkosten, g die Wachstumsrate der operativen Gewinne und BW den Buchwert des Eigenkapitals wiedergeben. Die Einbehaltung von Gewinnen führt nur zu einer zeitlichen Verlagerung der Ausschüttungen. Wenn am Kapitalmarkt identische Unternehmen mit gleichen Erwartungen über die Gewinnentwicklung gehandelt werden, sollten die Marktwerte der Unternehmen genauso identisch sein wie die Buchwerte. Voneinander abweichende MW/BW müssen dann Unterschiede bei den Kapitalkosten reflektieren. Andererseits sind Unterschiede zu rechtfertigen, wenn das Wachstum der operativen Gewinne eines Unternehmens steigt. In diesem Fall nimmt dessen Marktwert zu. Aus diesem Zusammenhang resultiert die Unterscheidung von Growth- und Value-Aktien. Dagegen können divergierende Buchwerte auf eine geringere Kapitalintensität oder einen höheren Anteil nicht bilanzierungsfähiger Vermögensgegenstände eines Unternehmens hinweisen. Darüber hinaus kann im Buchwert des Eigenkapitals auch die Bilanzpolitik eines Unternehmens zum Ausdruck kommen.

Aufgrund der engen Anlehnung der beschriebenen kennzahlenbezogenen Anomalien an die Marktkapitalisierung und die Wertschöpfung der Unternehmen wird häufig die Insolvenzgefahr als maßgeblicher Risikofaktor vermutet.⁹³ Zugleich wird als Alternative zum CAPM i.d.R. auf die APT oder eine diskrete Form des ICAPM verwiesen. Diese Vermutung impliziert, dass die Anomaliekennzahlen in Querschnittsregressionen als Stellvertreter der Faktorsensitivitäten gegenüber Risikofaktoren, z.B. der Insolvenzgefahr, fungieren. Dafür bildet ein Zusammenhang zwischen den durchschnittlichen Renditen und den Anomaliekennzahlen eine notwendige, aber keinesfalls hinreichende Bedingung. Stattdessen muss zusätzlich auch die Faktormodellannahme der APT erfüllt sein. Um die Bewertungsrelevanz der Anomalievariablen als Risikomaßstäbe beurteilen zu können, greifen *Fama* und *French* auf ein Faktormodell für die Renditegenerierung zurück.⁹⁴ Im Unterschied zu gewöhnlichen empirischen Untersuchungen wird dabei aber von einer identifizierten Bewertungsgleichung ausgegangen, um zu analysieren, ob die Anomalievariablen auch die zeitliche Variation der Renditen erklären.

Weil auf dem US-amerikanischen Aktienmarkt der Marktwert-Buchwert-Effekt und die Marktkapitalisierung eine dominante Rolle unter

⁹³ Vgl. *Chan/Chen* (1991), *Fama/French* (1992, 1993, 1994, 1995, 1996a, 1996b, 1997). *Dichev* (1998) kann diesen Zusammenhang verneinen, siehe Fußnote 60.

⁹⁴ Vgl. u.a. *Fama/French* (1992, 1993, 1994, 1995, 1996a, 1996b, 1997).

den Anomalievariablen einnehmen, duplizieren *Fama* und *French* (1993) diese Kennzahlen durch entsprechende „Mimicking-Portfolios“. Diese Portfolios sollen exakt den Effekt der beiden Variablen nachbilden. Dafür werden die verfügbaren Aktien in Klassen von großen und kleinen Aktien sowie Aktien mit hohen, mittleren und niedrigen MW/BW unterteilt. Die Überrenditen der Portfolios von kleinen über große Aktien bzw. von Aktien mit hohem MW/BW über Aktien mit geringem MW/BW über die risikolose Verzinsung sollen den Risikoprämien für die Marktkapitalisierung bzw. das MW/BW entsprechen, sodass folgende Zeitreihenregression formuliert werden kann:

$$(2) \quad E(R_i) - r_f = \alpha_i + \beta_{M,i}[E(R_M) - r_f] + \beta_{BW/MW,i} [E(R_{BW/MW}) - r_f] \\ + \beta_{SIZE,i} [E(R_{SIZE}) - r_f]$$

Wenn die Anomaliekennzahlen tatsächlich die Existenz eines Risikofaktors verschleiern, müssen deshalb die nachfolgenden Eigenschaften annähernd erfüllt sein:

- Die absoluten Terme α der Zeitreihenregressionen dürfen nicht signifikant von Null divergieren,
- die Faktorsensitivitäten für das BW/MW und SIZE müssen den jeweiligen Buchwert-Marktwert-Verhältnissen bzw. Marktkapitalisierungen entsprechen.

Theoretisch müsste deshalb die Zeitreihenregression (2) zu dem Ergebnis

$$E(R_i) - r_f = \alpha'_i + \beta_M [E(R_M) - r_f] + BW/MW_i [E(R_{BW/MW}) - r_f] + SIZE_i [E(R_{SIZE}) - r_f]$$

führen. Dabei werden die Faktorsensitivitäten durch β und die Renditen der Mimicking-Portfolios mit $R_{BW/MW}$ bzw. R_{SIZE} gekennzeichnet. Zusätzlich repräsentieren SIZE die Marktkapitalisierung und BW/MW das Buchwert-Marktwert-Verhältnis.

Fama und *French* (1993) gelangen zu dem Ergebnis, dass die Anomaliekennzahlen mit der Faktormodellannahme im Einklang stehen.⁹⁵ Diese

⁹⁵ Die R^2 -Werte betragen bis zu 0,97 im Vergleich zu einem Maximum von 0,7 bei Verwendung des Marktmodells. Die Ordinatenabschnitte können zumindest auf dem Signifikanzniveau von 0,05 zuverlässig von Null unterschieden werden. Zugleich zeigt sich, dass die Faktorprämie des Beta-Faktors zu gering ausfällt. Dies wird auch in allen späteren Untersuchungen bestätigt, vgl. *Fama/French* (1992, 1993, 1994, 1995, 1996a).

Interpretation der Ergebnisse ist sowohl in ökonomischer als auch statistischer Hinsicht umstritten. Insbesondere die Konstruktion der Mimicking-Portfolios sowie der Testportfolios wird in der Literatur regelmäßig als kritikwürdig angesehen.⁹⁶

Die Konstruktion der Mimicking-Portfolios für SIZE und das BW/MW beruht bei den angesprochenen Untersuchungen auf einer unabhängigen Gruppierung der verfügbaren Aktien nach den Kriterien BW/MW und SIZE. Auf der Grundlage des BW/MW werden drei Portfolios gebildet, wobei die 30 Prozent der Unternehmen mit dem höchsten bzw. geringssten MW/BW jeweils zu einem Portfolio zusammengefasst werden. Bei der Unternehmensgröße dient der Median als Trennpunkt, sodass sich zwei Portfolios ergeben.⁹⁷ Aus der Kombination beider Trennkriterien resultieren sechs Portfolios. Die Mimicking-Portfolios werden aus den Portfolioklassen gebildet, sodass sich Leerverkäufe und Käufe ausgleichen. Insgesamt ist also keine Investition in die Mimicking-Portfolios erforderlich. Die Rendite des Mimicking-Portfolios „HML“ („high minus low“), das Unterschiede zwischen Value- und Growth-Aktien erfassen soll, errechnet sich dann als Durchschnittsrendite der Portfolios mit hohem BW/MW abzüglich der Durchschnittsrendite der Portfolios mit geringem BW/MW. Die Durchschnittsbildung über verschiedene Größenklassen soll eine Einflussnahme der Unternehmensgröße auf das HML-Portfolio ausschließen. In analoger Weise wird das zweite Mimicking-Portfolio „SMB“ („small minus big“) berechnet. Vor dem Hintergrund der Ergebnisse von *Chan, Jegadeesh* und *Lakonishok* (1995) sowie *Kotahri, Shanken* und *Sloan* (1995), die den Marktwert-Buchwert-Effekt für die 20 Prozent größten Aktiengesellschaften bzw. 500 Unternehmen der COMPUSTAT-Datenbank nachweisen, erfasst das HML-Portfolio genau diese Anomalievariable. Im Gegensatz dazu kann der Kleinfirmeneffekt oftmals nur beim Vergleich der kleinsten und größten Unternehmen nachgewiesen werden.⁹⁸ Inwiefern der Kleinfirmeneffekt durch das SMB-Portfolio erfasst wird, bleibt also zweifelhaft.

Obwohl die Zeitreihenregressionen für alle einzelnen Aktien durchgeführt werden können, greifen *Fama* und *French* (1993) auf 25 Portfolios zurück, die ebenfalls nach den Kriterien SIZE und BW/MW gebildet

⁹⁶ Vgl. *Breen/Korajczyk* (1993).

⁹⁷ Vgl. *Fama/French* (1993), S. 8.

⁹⁸ Beim Einbezug aller Unternehmen ist der Kleinfirmeneffekt häufig nicht erkennbar, da systematische Überrenditen i. d. R. nur für die kleinsten Unternehmen im Vergleich zu den größten Unternehmen feststellbar sind. Der Einbezug aller Unternehmen nivelliert diese Unterschiede statistisch.

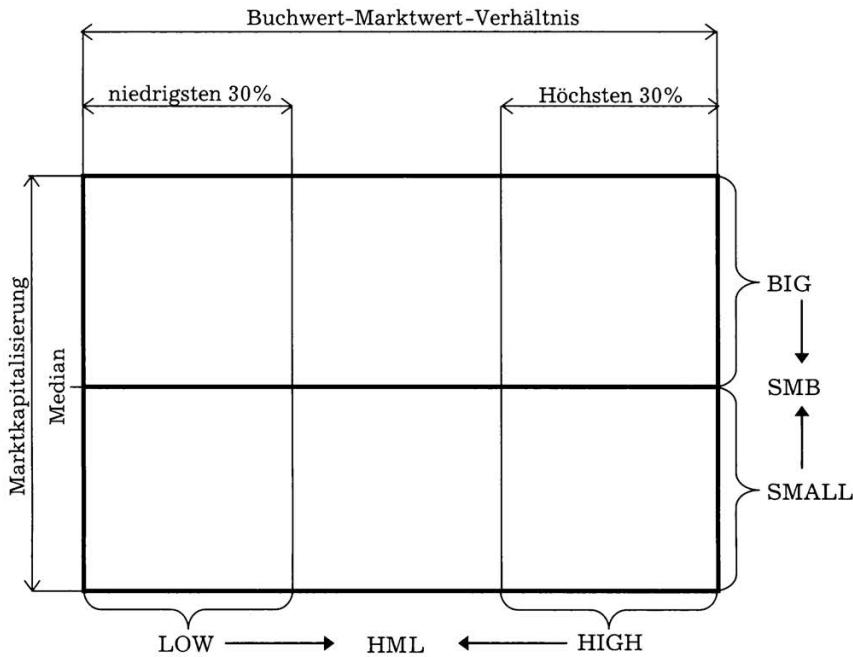
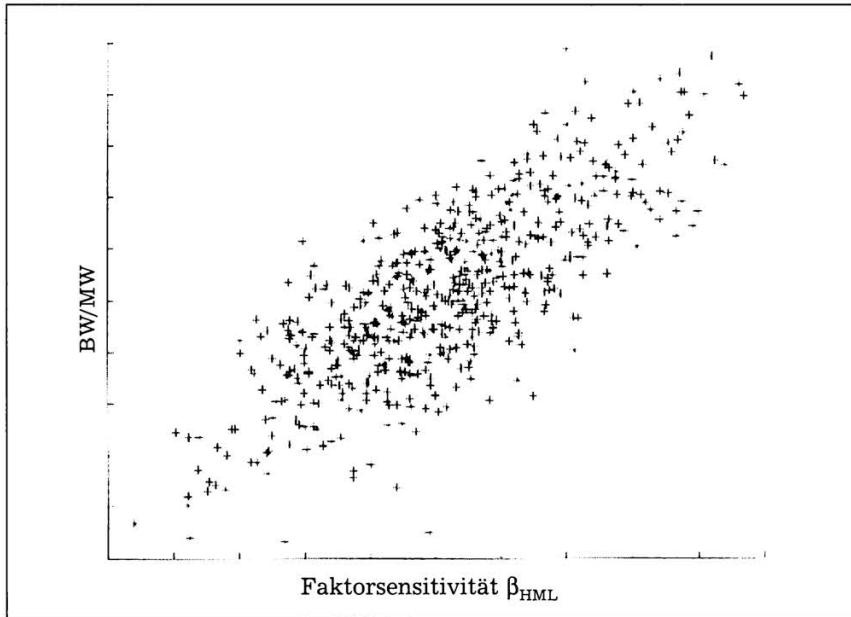


Abbildung 2: Berechnung der Mimicking-Portfolios nach Fama/French (1993)

werden. Laufende Umschichtungen der Portfolios gewährleisten, dass die durchschnittlichen Unternehmensgrößen und BW/MW der Portfolios nahezu unverändert bleiben. Das grundlegende Problem des Untersuchungsaufbaus besteht darin, dass sowohl die Mimicking-Portfolios HML und SMB als auch die Testportfolios nach identischen Kriterien sortiert werden.⁹⁹ Unterschiede bestehen nur in der Feinheit der Gruppierungen. Aus diesem Grund besteht die Gefahr, dass der statistische Erklärungsgehalt des Modells auf eine Tautologie zurückzuführen ist.¹⁰⁰ Erst in einer späteren Untersuchung verwenden *Fama* und *French* (1996) andere Sortierkriterien für die Testportfolios. Auch wenn die Portfolios anhand des Umsatzwachstums, des GKV, des CFKV und der langfristigen Trendumkehr bei Aktienrenditen gebildet werden, scheinen die Anomalievariablen im Einklang mit einer Faktormodellannahme zu stehen.

⁹⁹ Vgl. *Fama/French* (1993), S. 46.

¹⁰⁰ Vgl. *Wallmeier* (1997), S. 253. Ähnlich äußert sich *Ferson* (1996).



Quelle: Daniel/Titman (1997b), S. 9.

Abbildung 3: Zusammenhang zwischen Faktorsensitivitäten für das BW/MW und den logarithmierten BW/MW für den US-amerikanischen Aktienmarkt, wenn das HML-Portfolio analog zu Fama/French (1993) gebildet wird

Nur dann, wenn Portfolios nach dem Momentum gebildet werden, muss diese Hypothese verworfen werden.

Fama und *French* (1992) weisen selbst auf die Zusammenhänge zwischen den Anomaliekennzahlen hin. Andererseits wurde die Unvereinbarkeit des Marktwert-Buchwert-Effekts sowie des Kleinfirmeneffekts mit Momentum-Strategien für den amerikanischen Aktienmarkt durch *Asness* (1997) bzw. *Chopra, Lakonishok* und *Ritter* (1992) nachgewiesen. Demzufolge können auch durch die Verwendung alternativer Sortierkriterien nicht alle Zweifel hinsichtlich eines möglichen tautologischen Zusammenhangs ausgeräumt werden.

Abbildung 3 offenbart eine mögliche Erklärungsursache für den engen Zusammenhang zwischen den Renditemustern von Value-Aktien und dem HML-Portfolio sowie von kleinen Aktien und dem SMB-Portfolio. Solange die Anomaliekennzahlen, in der vorangehenden Abbildung das BW/MW, mit den Faktorsensitivitäten gegenüber dem zugehörigen Mi-

micking-Portfolio, hier das HML-Portfolio, vollständig korreliert sind, ist es unmöglich zu unterscheiden, ob Anomalien oder verschleierte Risikofaktoren für die erwarteten Renditen maßgeblich sind.¹⁰¹ Die zur Verdeutlichung des Sachverhalts konstruierten Abbildung 4 und Abbildung 5 veranschaulichen diesen Zusammenhang grafisch. Von den drei eingezeichneten Portfolios A, B sowie C weisen A und B identische BW/MW auf, während die Portfolios A und C gegenüber dem HML-Portfolio äquivalente Faktorsensitivitäten besitzen. Wenn die Faktormodellannahme zutreffend ist, müssen die Portfolios A und C durch identische erwartete Renditen gekennzeichnet sein. Dieses Szenario ist in Abbildung 4 grafisch dargestellt. Demgegenüber sollte Portfolio B mit einer höheren Faktorsensitivität eine höhere erwartete Rendite haben.¹⁰² Dies ist insofern bemerkenswert, weil die BW/MW der Portfolios A und B identisch sind und somit beide Portfolios der gleichen Kategorie, Value- oder Growth-Portfolio, angehören sollten.¹⁰³ Zugleich unterscheiden sich die BW/MW der Portfolios A und C erheblich. Sollte die Renditegenerierung nicht auf verschleierte Risikofaktoren sondern auf Ineffizienzen bzw. Anomalien, die beispielsweise im BW/MW zum Ausdruck kommen, zurückzuführen sein, werden die Portfolios A und B identische Renditen aufweisen. Portfolio C besitzt ein geringeres BW/MW und sollte demnach durch eine geringere durchschnittliche Rendite gekennzeichnet sein. Dieser Fall ist in Abbildung 5 dargestellt.

Von besonderem Interesse sind die diagonalen Portfolios, die in beiden Abbildungen durch Punkte hervorgehoben werden.¹⁰⁴ Für diese Portfolios gelangen ein Risikomodell und eine Anomalieinterpretation des Renditemusters zu identischen Ergebnissen, weil die Faktorsensitivitäten und Anomaliekennzahlen vollständig korreliert sind. Abbildung 3 zeigt, dass am US-amerikanischen Aktienmarkt bereits für einzelne Aktien ein bemerkenswerter Zusammenhang zwischen dem BW/MW und den Faktorsensitivitäten gegenüber dem HML-Portfolio besteht. Dies legt die Vermutung nahe, dass die 25 Testportfolios von *Fama* und *French* (1993)

¹⁰¹ Vgl. *Daniel/Titman* (1997a, 1997b).

¹⁰² Vorausgesetzt wird hier, dass weitere Sortierkriterien keine zusätzliche Unterscheidung der Portfolios zulassen.

¹⁰³ Hierin kommt der Einfluss des Faktormodells zum Ausdruck. Das Renditemuster von B ähnelt offenbar in stärkerem Maße dem Verhaltensmuster von Value-Aktien als dies bei A oder C der Fall ist. Das BW/MW als eigentlicher Indikator für Value- oder Growth-Aktien wird in diesem Fall durch die Faktormodellannahme verdrängt, siehe auch *Daniel/Titman* (1997b), S. 7.

¹⁰⁴ Die diagonalen Portfolios werden durch die diagonal verlaufenden Punkte „•“ wiedergegeben.

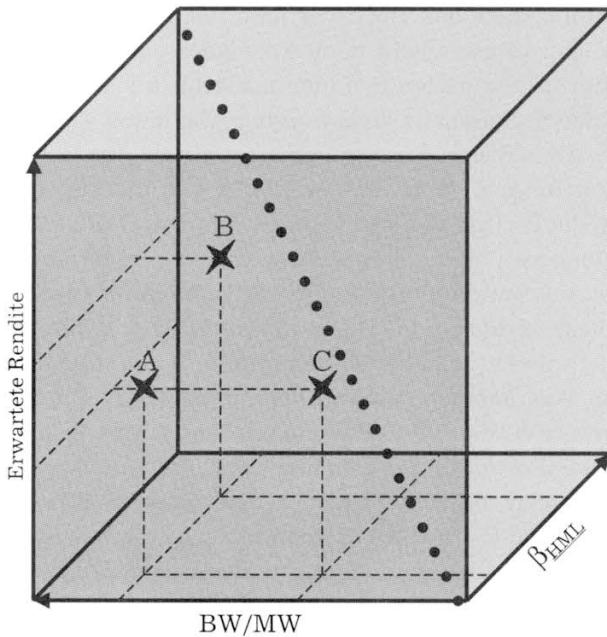


Abbildung 4: Anomaliekennzahlen als Indikatoren für ein Risikomodell

in starkem Maße den Diagonalportfolios ähneln. Kausal für diese Vermutung ist die eindimensionale Portfoliobildung. Gemäß Abbildung 3 ist für Aktien mit größer werdenden BW/MW durchschnittlich eine größere Faktorsensitivität gegenüber dem HML-Portfolio zu erwarten, weil jenes Portfolio genau das Renditemuster von Value-Aktien im Unterschied zu Growth-Aktien wiedergeben soll. Als Konsequenz einer solchen Portfoliobildung werden nahezu vollständig korrelierte BW/MW und Faktorsensitivitäten gegenüber dem HML-Portfolio resultieren. Eine Unterscheidung, ob die Renditegenerierung durch Risikofaktoren oder Anomaliekennzahlen getrieben wird, ist demzufolge unmöglich.¹⁰⁵ Die Inter-

¹⁰⁵ Die potenzielle Anomaliekennzahl, BW/MW, ist eng mit dem Renditemuster von Value- oder Growth-Aktien verbunden. Zugleich bestehen aber erhebliche Korrelationsbeziehungen zwischen den Renditen von Aktien einer Branche, die durch branchenspezifische konjunkturelle Schwankungen und damit verbundene Veränderungen des MW/BW hervorgerufen werden und beispielsweise eine zunehmende Insolvenzgefahr widerspiegeln. Mimicking-Portfolios, die einen Risikofaktor für die Insolvenzgefahr nachbilden sollen, greifen dann die branchenspezifischen Korrelationsbeziehungen auf, die dauerhaft existieren, durch das BW/MW

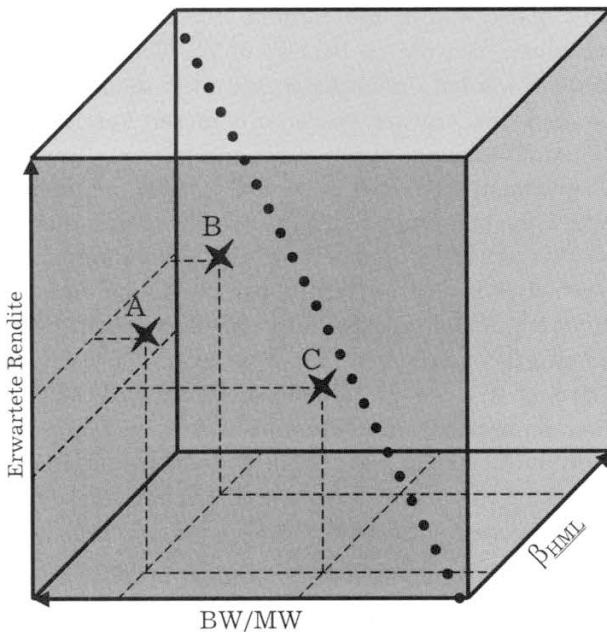


Abbildung 5: Anomaliekennzahlen im Widerspruch zum Risikomodell

pretation des Marktwert-Buchwert-Effekts und des Kleinfirmeneffekts als Indikatoren für verborgene Risikofaktoren ist somit ebenso zweifelhaft wie die scheinbare Kompatibilität der Renditegenerierung mit der APT oder dem ICAPM.¹⁰⁶

Daniel und Titman (1997a) versuchen den potenziellen Einfluss von Anomaliekennzahlen und Risikofaktoren zu isolieren.¹⁰⁷ Im Unterschied

abgebildet werden und nur vorübergehend mit der Insolvenzgefahr in einem Zusammenhang zu stehen scheinen. Die Risikoprämien von Aktien sind dann scheinbar mit der Faktorsensitivität gegenüber dem Mimicking-Portfolio verbunden, obwohl die Anomaliekennzahl BW/MW ausschlaggebend ist. Tatsächlich weisen Cohen/Polk (1998) nach, dass der Marktwert-Buchwert-Effekt primär innerhalb einzelner Branchen auftritt und somit einen branchenspezifischen Charakter trägt. Die Erklärungskraft der gegenüber branchenspezifischen Mimicking-Portfolios für das BW/MW gemessenen Faktorsensitivitäten nimmt ebenfalls deutlich zu.

¹⁰⁶ *Daniel/Titman (1997a, 1997b)* wiesen erstmals auf diesen Zusammenhang hin.

¹⁰⁷ Die vorangehende Darstellung zu β_{HML} und BW/MW kann analog auf den Zusammenhang von $\beta_{\Sigma MB}$ sowie die Unternehmensgröße übertragen werden, vgl. *Daniel/Titman (1997a)*.

zu *Fama* und *French* wählen die Autoren ein abweichendes Verfahren zur Portfoliobildung. Sowohl in Bezug auf die Unternehmensgröße als auch das BW/MW werden drei Klassen gebildet, sodass sich neun charakteristische Bereiche ergeben. Innerhalb dieser Bereiche erfolgt die eigentliche Portfoliobildung durch eine zusätzliche Gruppierung der Aktien mit ähnlichem MW/BW bzw. SIZE nach weiteren Kriterien. Dafür werden die zuvor geschätzten Faktorsensitivitäten aus der Zeitreihenregression (2) verwendet, um jeweils fünf Portfolios zu berechnen. Insgesamt ergeben sich also 45 Portfolios. Durch die Hinzunahme der Faktorsensitivitäten kann innerhalb relativ homogener BW/MW bzw. SIZE-Klassen getestet werden, ob die Faktorsensitivitäten unabhängig von den charakteristischen Unternehmensmerkmalen eine weiterführende Variation der erwarteten Renditen verursachen. *Daniel* und *Titman* können aber genau dies nicht feststellen. Stattdessen unterscheiden sich die Portfoliorenditen für Gruppen von Portfolios mit vergleichbaren BW/MW und Unternehmensgröße kaum.¹⁰⁸ Dies kann als Indiz gegen die Risikomodellinterpretation der Anomaliekennzahlen angesehen werden.¹⁰⁹

Ein weiteres Unterscheidungskriterium zwischen beiden Modellen kann aus der Zeitreihenregression (2) abgeleitet werden. Das Risikomodell basiert notwendigerweise auf der Überlegung, dass die Ordinatenabschnitte den Wert Null annehmen. Bei der zugleich vermuteten Unabhängigkeit der Faktorladungen von den Anomaliekennzahlen sollte der Ordinatenabschnitt von (2) systematisch von Null abweichen. *Daniel* und *Titman* können auch diese Vermutung empirisch bestätigen.¹¹⁰ Letztendlich zeigen die Autoren in einer späteren Untersuchung, dass ein Portfolio, das kein Nettoexposure gegenüber den Anomaliekennzahlen BW/MW und SIZE aufweist, durchschnittlich eine Rendite von nahezu Null erzielt, obgleich die Faktorsensitivitäten gegenüber den Mimicking-Portfolios unausgeglichen sind. Stattdessen erzielt ein Portfolio, dass durch β_{HML} und β_{SMB} in Höhe von Null und unausgeglichenen Exposures gegenüber den Anomaliekennzahlen gekennzeichnet ist, eine

¹⁰⁸ Siehe Tabelle IV in *Daniel/Titman* (1997a), S. 19.

¹⁰⁹ *Cohen/Polk* (1998) weisen nach, dass der Marktwert-Buchwert-Effekt branchenspezifisch auftritt. In Verbindung mit Fußnote 105 folgt hieraus, dass die Kovarianzmatrix der Renditen nicht konstant ist. Weil *Daniel/Titman* (1997a, 1997b) auf eine Anpassung der Portfoliogewichte im Anschluss an die jährliche Portfoliobildung verzichten und implizit eine Konstanz der Kovarianzmatrix voraussetzen, ist anzunehmen, dass deren Ergebnisse nicht von der Portfoliobildung unabhängig sind. Tatsächlich weisen *Cohen/Pork* nach, dass die Resultate von *Daniel/Titman* nicht gegenüber der Portfoliobildung robust sind.

¹¹⁰ Siehe Tabellen V, VII und VIII in *Daniel/Titman* (1997a), S. 20 f., 24 f., 26 f.

signifikante Überrendite.¹¹¹ Demzufolge treiben die Anomaliekennzahlen anstelle der Risikofaktoren die erwarteten Renditen.

Die Anomalieinterpretation des Marktwert-Buchwert-Effekts wird in einer neueren Untersuchung durch *Davis, Fama* und *French* (1999) widerlegt. Im Unterschied zu *Daniel* und *Titman* liegt dieser Untersuchung ein leicht modifiziertes Verfahren der Portfoliobildung zugrunde. Es werden nur 27 anstelle der 45 Portfolios konstruiert und vor allem ein längerer Untersuchungszeitraum gewählt.¹¹²

4. Data-Mining als Erklärungsursache für Kennzahlenanomalien

Data-Mining¹¹³ wurde bereits früh als Erklärungsursache für den scheinbaren Erfolg von technischen Anlagestrategien angesehen.¹¹⁴ Data-Mining wird z.T. vermutet, wenn empirische Ergebnisse nicht in unabhängigen Stichproben bestätigt oder verschiedene Handelsstrategien oder Kennzahlenanomalien getestet werden, um anschließend lediglich die erfolgreichen Versuche zu veröffentlichen.¹¹⁵ Eine vollständige Dokumentation aller Ergebnisse würde diese Befunde mildern oder sogar vollständig beseitigen.¹¹⁶

In Bezug auf die Kennzahlenanomalien bedeutet dies, dass die zugehörigen Renditemuster lediglich Zufallsprodukte einer systematischen Suche nach auffälligen Korrelationsbeziehungen darstellen. Spätere Tests wurden dann in Kenntnis der zufälligen Ergebnisse genau so konstruiert, dass die Anomalien noch stärker hervortreten. Insbesondere von dem Untersuchungsaufbau nach *Fama* und *French* (1992) wird angenommen, dass er auf die Anomalien ausgerichtet ist.¹¹⁷ Insgesamt führen diese Un-

¹¹¹ Vgl. *Daniel/Titman* (1997b), S. 11 ff.

¹¹² Vgl. *Davis/Fama/French* (1999), S. 13.

¹¹³ Synonym für Data-Mining werden in der Literatur die Begriffe Data Snooping oder Data Dredging verwendet.

¹¹⁴ Beispielsweise in *Jensen/Bennington* (1970), S. 470: „... given enough computer time, we are sure that we can find a mechanical trading rule which ‘works’ on a table of random numbers – provided of course that we are allowed to test the rule on the same table of numbers which we used to discover the rule“.

¹¹⁵ *Mikkelsen* (1999) zeigt, dass eine zufällige Portfoliobildung regelmäßig zu einer positiven linearen Beziehung zwischen dem Beta-Faktor und den Renditen führt. Diese Beziehung bleibt auch dann bestehen, wenn alle gebildeten Portfolios in die Kalkulation der Risikoprämien und Teststatistiken einbezogen werden.

¹¹⁶ Vgl. für einen anderen Zusammenhang *Sullivan/Timmermann/White* (1999).

¹¹⁷ Vgl. *Ferson* (1996), S. 24 ff.

tersuchungen zu einer verzerrten Wahrnehmung der wirklichen Abhängigkeiten bei einem Renditegenerierungsprozess.¹¹⁸

In Bezug auf das MW/BW und die Unternehmensgröße konnten die Data-Mining-Vorwürfe insoweit ausgeräumt werden, als *Chan, Hamao* und *Lakonishok* (1991), *Capaul, Rowley* und *Sharpe* (1993), *Davis* (1994), *Sattler* (1994), *Barber* und *Lyon* (1997), *Wallmeier* (1997) sowie *Fama* und *French* (1998) die Kennzahlenanomalien zumindest partiell in unabhängigen Stichproben bestätigen konnten.¹¹⁹ Allerdings können die anderen Aspekte des Data-Mining, insbesondere verzerrter Teststatistiken infolge der Nichtberücksichtigung von Testläufen ohne Anomalieeffekte, nicht vollständig ausgeschlossen werden.¹²⁰

Stattdessen wird der Verdacht auf Data-Mining durch einfache Unternehmensbewertungskalküle erhärtet. Auf rationalen Märkten sollte der Aktienkurs genau dem Barwert der zukünftigen Dividendenzahlungen oder Free-Cash-flows abzüglich der auf die Aktie entfallenden Verbindlichkeiten zu Marktwerten entsprechen. Die erwarteten Aktienrenditen werden dadurch automatisch mit den Barwerten und den Aktienkursen verbunden. Demzufolge geben alle Anomalievariablen, die auf den Marktwert des Unternehmens zurückgreifen, tautologische Zusammenhänge wieder, die das Querschnittsbild der Renditen notwendigerweise erfassen.¹²¹

5. Survivorship Bias¹²²

Während die Hypothese des Data-Mining von einer systematischen Suche nach zufälligen Zusammenhängen ausgeht, versucht die Vermu-

¹¹⁸ Vgl. *Lo/MacKinlay* (1990), *Black* (1993a, 1993b), *Grinold* (1993), *MacKinlay* (1995).

¹¹⁹ Die Unabhängigkeit der Stichproben bezieht sich auf von *Fama/French* (1992) abweichende Datenerhebungen. So beziehen sich *Chan/Hamao/Lakonishok* (1991) auf den japanischen Aktienmarkt. *Capaul/Rowley/Sharpe* (1993) sowie *Fama/French* (1998) weisen die Anomalien für internationale Finanzmärkte nach. *Barber/Lyon* (1997) nutzen, dass *Fama/French* (1992) Finanzdienstleister von ihrer Untersuchung ausschließen und weisen die Anomalien auch für diese Unternehmen nach. *Davis* (1994) weist die Effekte für einen überschneidungsfreien Zeitraum nach. *Sattler* (1994) und *Wallmeier* (1997) können die Anomalien partiell für den deutschen Aktienmarkt nachweisen.

¹²⁰ Vgl. *Black* (1993b), S. 37.

¹²¹ Vgl. *Berk* (1995). In diesem Zusammenhang zeigt *Grauer* (1999), dass die Koeffizienten derartiger Variablen aus Querschnittsregressionen keine Schlussfolgerung in Bezug auf das CAPM zulassen. Vielmehr treten die Anomalieeffekte unabhängig von der Gültigkeit des CAPM auf.

tung des Survivorship Bias die Anomalieeffekte mit systematischen Fehlern bei der Datenerhebung zu erklären. Im Vordergrund steht dabei die COMPUSTAT-Datenbank, die mehrheitlich die Grundlage der relevanten empirischen Untersuchungen für den US-amerikanischen Aktienmarkt bildet.¹²³ COMPUSTAT führt keine Vollerhebung aller börsennotierten Aktiengesellschaften durch. Stattdessen werden für eine Aufnahme der Unternehmen in die Datenbank unterschiedliche Kriterien, u.a. die Marktkapitalisierung und die anhand verschiedener Kriterien gemessenen Erfolgsaussichten, zugrunde gelegt. Insofern ist zu bezweifeln, ob COMPUSTAT eine repräsentative Stichprobe für die US-amerikanischen Aktienmärkte wiedergibt.¹²⁴

Ein potenzieller Survivorship Bias resultiert vor allem aus der Aufnahme von neuen Gesellschaften in die Datenbank. In diesem Fall werden die Renditen und Jahresabschlüsse der vergangenen fünf Jahre ebenfalls in die Datenbank aufgenommen,¹²⁵ obwohl das Unternehmen in diesem Zeitraum die Zulassungsvoraussetzungen eigentlich nicht erfüllen konnte. Zugleich ist zu erwarten, dass aus der Anzahl der nicht aufgenommenen Aktiengesellschaften nicht alle Unternehmen ihre Ertragslage und Wachstumsperspektiven nachhaltig verbessern können. Stattdessen werden Unternehmen systematisch von der COMPUSTAT-Datenbank ausgeschlossen. Davon sind auch Unternehmen betroffen, die

¹²² Letztendlich führen *Clare, Priestley* und *Thomas* (1998) die Anomalien auf statistische Probleme bei der Anwendung der mit Anomalieuntersuchungen eng verbundenen zweistufigen Untersuchungstechnik nach *Fama* und *MacBeth* (1973) zurück. Insbesondere die Annahme wechselseitig unkorrelierter Residuen wird von den Autoren als kritisch angesehen. Tatsächlich ergibt sich bei der Verwendung der einstufigen Untersuchungsmethode nach *McElroy, Burmeister* und *Wall* (1985) ein verändertes Verhalten der Beta-Faktoren, das durch eine signifikante Prämie für das Marktrisiko begleitet wird. In diesem Zusammenhang sind auch die Ergebnisse von *Grauer* (1999) für Querschnittsregressionen, d.h. die zweite Stufe des Fama-MacBeth-Verfahrens, hervorzuheben. Obwohl *Grauer* Szenarien modelliert, indem das CAPM gilt oder versagt, sind weder OLS- noch GLS-Verfahren in der Lage, die Szenarien zu unterscheiden. Folglich sind die Interpretationsmöglichkeiten der Regressionskoeffizienten im Hinblick auf eine Modellverwerfung eingeschränkt. Eine ausführliche Diskussion der statistischen Verfahren und deren Implikationen für die empirische Kapitalmarktforschung kann Schneider (2000), S. 396 ff. entnommen werden. Aus Platzgründen wird hier nicht darauf eingegangen.

¹²³ Siehe <http://www.computstat.com/>.

¹²⁴ Vgl. *Breen/Korajczyk* (1994), *Kothari/Shanken/Sloan* (1995), *Brown/Goetzmann/Ross* (1995).

¹²⁵ Bis 1978 wurden alle Daten bis maximal 1946 in die Datenbank aufgenommen. Seit 1978 werden lediglich die vergangenen fünf Jahre berücksichtigt.

Konkurs anmelden mussten. In Bezug auf die aufgenommenen Gesellschaften ist zu vermuten, dass die Verbesserung der Unternehmenssituation mit einer Zunahme des MW/BW, der Unternehmensgröße und beispielsweise des GKV sowie der realisierten Renditen einhergegangen ist. Der Zusammenhang zwischen der Verbesserung der Anomaliekennzahlen und der Renditen wäre dann zumindest teilweise auf die Bildung der Datenbank und die überhöhte Konzentration von Unternehmen mit geringem MW/BW bzw. niedriger Marktkapitalisierung zurückzuführen.¹²⁶ Würden andererseits alle vergleichbaren und dauerhaft ausgeschlossenen Aktiengesellschaften ebenfalls in die Datenbank aufgenommen, wäre eine Nivellierung oder sogar Umkehrung dieser scheinbaren Beziehungen zu erwarten.¹²⁷

Kothari, Shanken und Sloan (1995) dokumentieren eine zweite Fehlerquelle in der COMPUSTAT-Datenbank, die einen Survivorship Bias in den Daten unterstützen würde. Offenbar halten US-amerikanische Unternehmen, die sich in einer Schieflage befinden, ihre Jahresabschlüsse zurück. Wenn die Insolvenz abgewendet werden kann, werden die Jahresabschlussdaten später in die COMPUSTAT-Datenbank aufgenommen. Andernfalls entsteht eine Datenlücke, die auf eine scheinbare Verbindung des MW/BW und der anderen Anomaliekennzahlen mit den realisierten Renditen hinweist.

Zur Untersuchung des Ausmaßes des Survivorship Bias werden verschiedene Strategien verfolgt:

1. Eine Gegenüberstellung der Untersuchungsergebnisse bei Verwendung der COMPUSTAT-Datenbank sowie einer alternativen Datenquelle,¹²⁸
2. eine Beschränkung der Datenbank durch den Ausschluss aller Unternehmen mit geringer Marktkapitalisierung, weil vor allem in diesem Bereich der Datenbank potenzielle Fehlerquellen vermutet werden,¹²⁹

¹²⁶ *Brown/Goetzmann/Ross (1995)* stellen die möglichen Konsequenzen einer derartigen Verzerrung detailliert vor.

¹²⁷ Vgl. *Breen/Korajczyk (1994)*, S. 23.

¹²⁸ *Davis (1994)* und *Kothari/Shanken/Sloan (1995)* verwenden als Alternative von Standard & Poors bereitgestellte Daten (Anzumerken ist, dass Standard & Poors mittlerweile COMPUSTAT erworben hat.). *Kim (1998)* greift stattdessen auf Daten von Moody's zurück.

¹²⁹ Dieses Vorgehen ist nicht unkritisch, da die statistische Verzerrung genau in das Gegenteil überführt werden kann. Dennoch können die Anomalien für die 500 größten Unternehmen der COMPUSTAT-Datenbank nachgewiesen werden, vgl. *Kothari/Shanken/Sloan (1995)*.

3. eine Ergänzung der COMPUSTAT-Datenbank, um Datenlücken zu schließen und zumindest einen Teil des Survivorship Bias zu eliminieren,¹³⁰
4. der Ausschluss aller nachträglich eingefügten Unternehmen¹³¹ oder
5. die ersten fünf Jahre aller Unternehmen in der COMPUSTAT-Datenbank zu löschen.¹³²

Die empirischen Untersuchungen gelangen zu widersprüchlichen Ergebnissen. *Kothari, Shanken und Sloan* (1995) belegen, dass nicht in der COMPUSTAT-Datenbank registrierte Unternehmen unterdurchschnittliche Renditen aufweisen. Allerdings steht die Nichtberücksichtigung der Unternehmen nur selten mit Variablen in Verbindung, die einen Survivorship Bias vermuten lassen.¹³³ Dementsprechend finden *Cohen, Polk* (1995) sowie *Kim* (1998) in Bezug auf das MW/BW und den Beta-Faktor keine signifikanten Unterschiede zwischen COMPUSTAT-Unternehmen und nicht in der Datenbank registrierten Unternehmen bzw. zwischen COMPUSTAT-Datenbanken mit und ohne Ergänzung von Daten von Moody's. Auch beim Ausschluss aller nachträglich eingefügten Unternehmen kann der Marktwert-Buchwert-Effekt festgestellt werden. Allerdings nimmt die Risikoprämie für das BW/MW deutlich ab.¹³⁴ Als Evidenz für die Resistenz des Marktwert-Buchwert-Effekts gegenüber dem Survivorship Bias kann auch der Nachweis des Effekts für den Zeitraum 1940 bis 1963, wofür keine Informationen der COMPUSTAT-Datenbank vorliegen, und für andere Kapitalmärkte angesehen werden.¹³⁵

Für den deutschen Aktienmarkt spielt der Survivorship Bias keine nennenswerte Rolle, weil die relevante Karlsruher Kapitalmarkt-Datenbank keine diskriminierende Auswahl erfolgreicher Unternehmen vornimmt.¹³⁶

Eine andere Erklärung für die Anomalien, insbesondere den Kleinfirmen- und den Marktwert-Buchwert-Effekt finden *Knez* und *Ready* (1997). Die Autoren können für den US-amerikanischen Aktienmarkt

¹³⁰ Vgl. *Chan/Jegadeesh/Lakonishok* (1995), *Cohen/Polk* (1995).

¹³¹ Vgl. *Breen/Korajczyk* (1994).

¹³² Auf diese pragmatische Vorgehensweise verweisen u.a. *Lakonishok/Shleifer/Vishny* (1994), S. 1544.

¹³³ Vgl. *Kothari/Shanken/Sloan* (1995), S. 205 ff., *Chan/Jegadeesh/Lakonishok* (1995), S. 271 ff.

¹³⁴ Vgl. *Breen/Korajczyk* (1994), S. 23, *Davis* (1994), S. 1581 ff.

¹³⁵ Siehe die in Fußnote 119 angegebenen Quellen.

¹³⁶ Genauso *Wallmeier* (1997), S. 247.

nachweisen, dass der Kleinfirmeneffekt durch die 16 Monate mit den extremsten Koeffizientenschätzungen verursacht wird. Auf der Grundlage der verbleibenden Monate ist keine durchschnittlich negative Prämie für die Unternehmensgröße festzustellen. Ebenso geht der Marktwert-Buchwert-Effekt verloren, wenn monatlich ein Prozent der extremsten Beobachtungen aus der Datenbank entfernt wird. *Knez* und *Ready* erklären die widersprüchlichen Ergebnisse mit einer zunehmenden Schiefe der Renditeverteilung bei jungen Unternehmen und schlussfolgern, dass die beiden Anomalien nicht robust sind.¹³⁷

V. Zusammenfassung

Bei der Anomaliediskussion stehen zwei Erklärungsansätze diametral gegenüber. Einerseits können Marktineffizienzen zu den beobachteten Renditemustern führen. Andererseits besteht die Möglichkeit, dass Risikofaktoren die Renditegenerierung bestimmen. Die Anomaliediskussion vernachlässigt dabei die Zuverlässigkeit, mit der Abweichungen des CAPM festgestellt werden können, nahezu vollständig. In diesem Zusammenhang ist auf die faktische Unmöglichkeit hinzuweisen, das CAPM zu überprüfen. Stattdessen bleibt das wahre Marktportfolio stets verborgen und darüber hinaus gewährleistet jedes beliebige effiziente Portfolio eine lineare Rendite-Risiko-Beziehung. Umgekehrt kann aber nachgewiesen werden, dass auch marginale Abweichungen vom Marktportfolio nachhaltige Veränderungen der Korrelationsbeziehungen zwischen der Rendite der gewählten Benchmark und den Aktienrenditen verursachen können. Zugleich existieren stets ineffiziente Portfolios, die eine nahezu lineare Rendite-Risiko-Beziehung zulassen. Demzufolge kann nicht ausgeschlossen werden, dass die besprochenen Kennzahlenanomalien lediglich statistische Artefakte bilden, die aus einer fehlerhaften Nachbildung des Marktportfolios resultieren. Allerdings bleibt damit die Frage unbeantwortet, warum bestimmte Kennzahlen auf verschiedenen Kapitalmärkten und bei divergierenden Benchmark-Portfolios mit den Abweichungen vom Marktmodell korreliert sind und bestimmte Renditemuster regelmäßig auftreten. Stattdessen deuten die internationalen Bestätigungen von Kennzahlenanomalien auf eine Resistenz dieser Effekte gegenüber der Auswahl der Indizes hin.

¹³⁷ Insbesondere scheinen kleine Unternehmen periodisch und in konzentrierter Form erfolgreich zu sein, sodass die signifikante Prämie für die Marktkapitalisierung kleiner Unternehmen nur durch periodische Erfolge auftritt.

Unter diesen Voraussetzungen ist es nahezu unmöglich, die konkurrierenden Erklärungsansätze zu beurteilen. Darüber hinaus bleibt es auch illusorisch, eine Wertpapierlinie auf hohem Signifikanzniveau ablehnen zu können, wenn nicht berücksichtigte Risikofaktoren die Abweichungen vom CAPM verursachen. Derartige Differenzen werden i. d. R. durch eine höhere Streuung der Residuen und somit abnehmende Teststatistiken begleitet. Andererseits besteht eine hohe Wahrscheinlichkeit, dass Merkmale existieren, die innerhalb der Stichprobe mit den Modellabweichungen stark korreliert sind. Bei einem irrationalen Verhalten der Marktteilnehmer ist es demzufolge wahrscheinlicher, Anomalien nachweisen zu können. Allerdings scheint das Rationalitätsempfinden bzw. -verhalten am deutschen Aktienmarkt starken zeitlichen Schwankungen zu unterliegen, sodass eine abschließende Aussage über die Interpretation der Anomaliekennzahlen zunächst unmöglich bleibt, obgleich die Signifikanz der zu den Kennzahlen zugehörigen Faktorprämien eher mit der Hypothese eines irrationalen Marktverhaltens im Einklang steht.

Literatur

- Asness, C. S. (1997): The Interaction of Value and Momentum Strategies, in: FAJ 53, Heft 2, 1997, S. 29–36.* – *Baldazzi, P. H. Kallal (1997): Risk Premia and Variance Bounds, in: JoF 52, 1997, S. 1913–1949.* – *Ball, R. (1978): Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yield-Surrogates, in: JoFE 6, 1978, S. 103–126.* – *Banz, R. W. (1981): The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, in: JoFE 9, 1981, S. 3–18.* – *Banz, R. W./Hawawini, G. (1987): Equity Pricing and Stock Market Anomalies, in: FuPM 1, Heft 3, 1987, S. 7–15.* – *Barber, B. M./Lyon, J. D. (1997): Firm Size, Book-to-Market Ratio, and Security Returns: A Holdout Sample of Financial Firms, in: JoF 52, 1997, S. 875–883.* – *Basu, S. (1977): Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, in: JoF 32, 1977, S. 663–682.* – *Basu, S. (1983): The Relationship between Earnings' Yield, Market Value and Returns for NYSE Common Stock, in: JoFE 12, 1983, S. 129–156.* – *Beiker, H. (1993): Überrenditen und Risiken kleiner Aktiengesellschaften, Köln 1993.* – *Berk, J. B. (1995): A Critique of Size-Related Anomalies, in: RFS 8, 1995, S. 275–286.* – *Bernanke, B./Gertler, M. (1989): Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations, in: AER 79, 1989, S. 14–31.* – *Bhandari, L. C. (1988): Debt/Equity ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical evidence, in: JoF 43, 1988, S. 507–528.* – *Billings, B. K./Morton, R. M. (1999): Book-to-Market Components, Future Security Returns, and Errors in Expected Future Earnings, Working Paper, Florida State University 1999.* – *Black, F. (1986): Noise, in: JoF 41, 1986, S. 529–543.* – *Black, F. (1993a): Beta and Return, in: JoPM 20, 1993, S. 8–18.* – *Black, F. (1993b): Estimating Expected Return, in: FAJ 49, Heft 5, 1993, S. 36–38.* – *Breen, W./Korajczyk, R. (1994): On Selection Biases in Book-to-Market Based Tests of Asset Pricing Models, Working Paper 167, Northwestern University,*

1994. – *Brennan, M. J./Chordia, T./Subrahmanyam, A.* (1997): Cross-Sectional Determinants of Expected Returns, Working Paper, University of California at Los Angeles, 1997. – *Brown, S. J./Goetzmann, W. N.* (1999): Mutual Fund Styles, Working Paper, New York University 1999. – *Brown, S. J./Goetzmann, W. N./Ross, S. A.* (1995): Survival, in: JoF 50, 1995, S. 853–873. – *Campbell, J. Y.* (1993b): Why Long Horizons? A study of Power against Persistent Alternatives, Working Paper, Princeton University, 1993. – *Campbell, J. Y./Shiller, R. J.* (1988): Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends, in: JoF 43, 1988, S. 661–675. – *Campbell, J. Y./Shiller, R. J.* (1989): The Dividend-Price ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, in: RFS 1, 1989, S. 195–228. – *Campbell, J. Y./Shiller, R. J.* (1990): Cointegration and Tests of Present Value Models, in: *Shiller, R. J.* (Hrsg.): Market Volatility, 2. Aufl., Cambridge (Ma.) 1990, S. 288–316. – *Campbell, J. Y./Shiller, R. J.* (1997): Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook, Working Paper, Harvard University, 1997. – *Campbell, J. Y./Shiller, R. J.* (1997): Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook, Working Paper, Harvard University, 1997. – *Capaul, C.* (1999): Asset-Pricing Anomalies in Global Industry Indexes, in: FAJ 55, Heft Juli/August, 1999, S. 17–37. – *Capaul, C./Rowley, I./Sharpe, W. F.* (1993): International Value and Growth Stock Returns, in: FAJ 49, Heft 1, 1993, S. 27–36. – *Carlson, J. B./Sargent, K. H.* (1998): The Recent Ascent of Stock Prices: Can it be Explained by Earnings Growth or Fundamentals?, Working Paper, Federal Reserve Bank of Cleveland, 1998. – *Chan, K. C./Chen, N.-F.* (1988): Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms, in: JoF 46, 1988, S. 1467–1484. – *Chan, K. C./Chen, N.-F.* (1991): An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as an Instrumental Variable for Risk, in: JoF 43, 1991, S. 309–325. – *Chan, K. C./Chen, N.-F./Hsieh, D. A.* (1985): An Explorative Investigation of the Firm Size Effect, in: JoFE 14, 1985, S. 451–471. – *Chan, L. K. C./Jegadeesh, N./Lakonishok, J.* (1995): Evaluating the Performance of Value versus Glamour Stocks – The Impact of Selection Bias, in: JoFE 38, S. 269–296. – *Chan, L. K. C./Jegadeesh, N./Lakonishok, J.* (1996): Momentum Strategies, in: JoF 51, 1996, S. 1681–1713. – *Chan, L. K. C./Hamao, Y./Lakonishok, J.* (1993): Can Fundamentals Predict Japanese Stock Returns?, in: FAJ 49, Heft 4, 1993, S. 63–69. – *Chopra, N./Lakonishok, J./Ritter, J.* (1992): Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?, in: JoFE 9, 1992, S. 3–18. – *Clare, A. D./Priestley, R./Thomas, S. H.* (1998): Reports of Beta's Death are premature: Evidence from the UK, in: Journal of Banking and Finance 22, 1998, S. 1207–1229. – *Cochrane, J. H.* (1991): Volatility Tests and Efficient Markets, in: JoME 21, 1991, S. 463–485. – *Cochrane, J. H.* (1994): Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices, in: QJE 109, 1994, S. 241–265. – *Cochrane, J. H.* (1999): Asset Pricing, Working Paper, University of Chicago. – *Cohen, R. B./Polk, C. K.* (1998): The Impact of Industry Factors in Asset-Pricing Tests, Working Paper, Harvard University 1998. – *Connor, G./Herbert, N.* (1998): Estimation of the European Equity Model, BARRA International, London 1998. – *Conrad, J./Kaul, G.* (1988): Time-Variation in Expected Returns, in: JoB 61, 1988, S. 409–425. – *Daniel, K./Titman, S.* (1997a): Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns, in: JoF 52, 1997, S. 1–33. – *Daniel, K./Titman, S.* (1997b): Characteristics or Covariances?, Working Paper, Northwestern University, 1997. – *Davis, J.* (1994): The Cross-Section of Realized Stock Returns: The pre-COMPUSTAT evidence, in: JoF 49, 1994, S. 1579–1593. – *Davis, J. L./Fama, E. F.*

French, K. R. (1999): Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929–1997, demnächst erscheinend in: JoF, 1999. – *DeBondt*, W. F. M./*Thaler*, R. H. (1985): Does the Stock Market Overreact?, in: JoF 40, 1985, S. 793–805. – *DeBondt*, W. F. M./*Thaler*, R. H. (1987): Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality, in: JoF 42, 1987, S. 557–581. – *Dichev*, I. D. (1998): Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk?, in: JoF 53, 1998, S. 1131–1147. – *Domke*, H.-M. (1987): Rendite und Risiko von Aktien kleiner Börsengesellschaften, Frankfurt a.M. 1987. – *Fama*, E. F. (1965): The Behavior of Stock Market Prices, in: JoB 38, 1965, S. 34–105. – *Fama*, E. F. (1991): Efficient Capital Markets: II, in: JoF 46, 1991, S. 1575–1617. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1988a): Dividend Yields and Expected Stock Returns, in: JoFE 19, 1988, S. 3–29. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1988a): Dividend Yields and Expected Stock Returns, in: JoFE 19, 1988, S. 3–29. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1988b): Permanent and Temporary Components of Stock Prices, in: JoPE 96, 1988, S. 246–273. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns, in: JoF 47, 1992, S. 427–465. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns of Stocks and Bonds, in: JoFE 33, 1993, S. 3–56. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1995): Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, in: JoF 50, 1995, S. 131–156. – *Fama*, E. F./*French*, K. R. (1996a): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, in: JoF 51, 1996, S. 55–84. – *Fama*, E. F./*French*, K. R./*Booth*, D. G./*Sinquefield*, R. (1993): Differences in the Risks and Returns of NYSE and NASD Stocks, in: FAJ 49, Heft 1, 1993, S. 37–41. – *Fernholz*, R. (1999): Factorization of Equity Returns, Working Paper, INTECH 1999. – *Fisher*, L. (1966): Some New Stock Market Indexes, in: JoB 39, 1966, S. 191–225. – *Frantzmann*, H. J. (1989): Saisonalitäten und Bewertung am deutschen Aktien- und Rentenmarkt, Frankfurt. – *French*, K. R./*Roll*, R. (1986): Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders, in: JoFE 17, 1986, S. 5–29. – *Gehrke*, N. (1994): Tobins q, Wiesbaden 1993. – *Gertler*, M./*Gilchrist*, S. (1994): Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms, in: Quarterly Journal of Economics 109, 1994, S. 309–340. – *Goetzmann*, W. N./*Jorion*, P. (1993): Testing the Predictive Power of Dividend Yields, in: JoF 48, 1993, S. 663–679. – *Goetzmann*, W. N./*Jorion*, P. (1995): A Longer Look at Dividend Yields, in: JoB 68, 1995, S. 663–679. – *Goyal*, A./*Welch*, I. (1999): The Myth of Predictability: Does the Dividend Yield Forecast the Equity Premium Puzzle, Working Paper, University of California at Los Angeles, 1999. – *Grauer*, R. R. (1999): On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns, Betas, and Size, in: JoF 54, 1999, S. 773–789. – *Grinold*, R. C. (1993): Is Beta Dead Again?, in: FAJ 49, Heft 4, 1993, S. 28–34. – *Grossman*, S. J./*Shiller*, R. J. (1981): The Determinants of the Variability of Stock Market Prices, in: AER – Papers & Proceedings 71, 1981, S. 222–227. – *Grünbichler*, A./*Pleschiutschnig*, U. (1999): Das Januar Barometer: Viel Lärm um nichts?, in: FuPM 13, Heft 2, 1999, S. 145–158. – *Harvey*, C. R. (1991): The Specification of Conditional Expectations, Working paper, Duke University 1991. – *Haugen*, R. A./*Baker*, N. L. (1996): Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns, in: JoFE 41, 1996, S. 401–439. – *He*, J./*Ng*, L. K. (1994): Economic Forces, Fundamental Variables, and Equity Returns, in: JoB 67, 1994, S. 599–609. – *Hodrick*, R. J. (1992): Dividend Yields and Expected Stock Returns: Alternative Procedures for Inference and Measurement, in: RFS 5, S. 337–386. – *Jacobs*, B. I./*Levy*, K. N. (1988): Disentangling Equity Return Regularities: New Insights and Investment

Opportunities, in: FAJ 44, Heft 3, 1988, S. 18–43. – *Jaffe, J./Keim, D. B./Westerveld, R.* (1989): Earnings Yields, Market Values and Stock Returns, in: JoF 44, 1989, S. 135–148. – *Jagannathan, R./Wang, Z.* (1998a): An Asymptotic Theory for Estimating Beta-Pricing Models using Cross-Sectional Regressions, in: JoF 53, S. 1285–1309. – *Jagannathan, R./Wang, Z.* (1998b): A Note on the Asymptotic Covariance in Fama-MacBeth Regression, in: JoF 53, 1998, S. 799–801. – *Jegadeesh, N.* (1990): Evidence of Predictable Behavior of Security Returns, in: JoF 45, 1990, S. 881–898. – *Jegadeesh, N./Titman, S.* (1993): Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, in: JoF 48, 1993, S. 65–91. – *Jensen, M. C./Bennington, G. A.* (1970): Random Walks and Technical Theories: Some Additional Evidence, in: JoF 25, 1970, S. 469–482. – *Keim, D. B.* (1986): The CAPM and Equity Return Regularities, in: FAJ 42, Heft 3, 1986, S. 19–34. – *Keim, D. B.* (1990): A New Look at the Effects of Firm Size and E/P Ratio on Stock Returns, in: FAJ 46, Heft 2, 1990, S. 56–67. – *Kim, D.* (1997): A Reexamination of Firm-Size, Book-to-market, and Earnings Price in the Cross-Section of Expected Stock Returns, in: JoFQA 32, 1997, S. 463–489. – *Kirby, C.* (1997): Measuring the Predictable Variation in Stock and Bond Returns, in: RFS 10, 1997, S. 579–630. – *Kiyotaki, N./Moore, J.* (1997): Credit Cycles, in: JoPE 105, 1997, S. 211–248. – *Knez, P. J./Ready, M. J.* (1997): On the Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions, in: JoF 52, 1997, S. 1355–1382. – *Kothari, S. P./Shanken, J.* (1998): Beta and Book-to-Market: Is the Glass Half Full or Half Empty, Working Paper, University of Rochester, 1998. – *Kothari, S./Shanken, J./Sloan, R.* (1995): Another Look on the Cross-Section of Expected Returns, in: JoF 50, 1995, S. 185–224. – *Krämer, W.* (1998): Short-term Predictability of German Stock Returns, in: Empirical Economics 23, 1998, S. 635–639. – *Krämer, W./Runde, R.* (1993): Kalendereffekte auf Kapitalmärkten – Eine empirische Untersuchung für deutsche Aktien und den DAX, in: ZfbF, Sonderheft 31, S. 87–98. – *La Porta, R.* (1996): Expectations and the Cross-Section of Stock Returns, in: JoF 51, 1996, S. 1715–1742. – *LeRoy, S. F./Porter, R. D.* (1981): The Present-Value Relation: Tests based on Implied Variance Bounds, in: Econometrica 49, 1981, S. 555–574. – *Lakonishok, J./Shleifer, A./Vishny, R. W.* (1994): Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk, in: JoF 49, 1994, S. 1541–1578. – *Lehmann, B. N.* (1990): Fads, Martingales, and Market Efficiency, in: QJE 60, 1990, S. 1–28. – *Lehmann, B. N./Modest, D. M.* (1988): The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory, in: JoFE 21, 1988, S. 213–254. – *Litzenberger, R. H./Ramaswamy, K.* (1979): The Effect of Personal Taxes and Dividends on Capital Asset Prices: Theory and Empirical Evidence, in: JoFE 7, 1979, S. 163–195. – *Litzenberger, R. H./Ramaswamy, K.* (1982): The Effects of Dividends on Common Stock Prices – Tax Effects or Information Effects?, in: JoF 37, 1982, S. 429–443. – *Lo, A. W./MacKinlay, A. C.* (1988): Stock Market Prices do not follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test, in: RFS 1, 1988, S. 41–66. – *Loughran, T. J.* (1997): Book-to-Market Across Firm Size, Exchange, and Seasonality: Is there an Effect?, in: JoFQA 32, 1997, S. 249–268. – *MacKinlay, A. C.* (1995): Multifactor Models of Asset Pricing do not Explain Deviations from the CAPM, in: JoFE 38, 1995, S. 3–28. – *Malkiel, B. G.* (1995): Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991, in: JoF 50, 1995, S. 549–572. – *McElroy, M. B./Burmeister, E./Wall, K. D.* (1985): Two Estimators for the APT-Model when Factors are Measured, in: Economic Letters 19, 1985, S. 271–275. – *Meyer, B.* (1995): Die langfristige Performance von „Gewinner“- und

„Verlierer“-Aktien am deutschen Aktienmarkt, in: Finanzmarkt- und Portfolio-management 9, 1995, S. 61–80. – Mikkelsen, H. O. (1999): The General Cross-Sectional Relation Between Expected Return and Beta, Working Paper, 1999. – Nawalkha, S. K. (1997): A Multibeta Representation Theorem for Linear Asset Pricing Theories, in: JoFE 46, 1997, S. 357–381. – Nicholson, S. F. (1960): Price-Earnings Ratios, in: FAJ 16, Heft 4, 1960, S. 43–45. – Oertmann, P. (1994a): Firm-Size-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: ZfbF 46, 1994, S. 229–259. – Oertmann, P. (1994b): Size-Effekt und Performance von deutschen Aktien, in: FuPM 8, Heft 2, S. 197–211. – Perez-Quiros, G./Timmermann, A. (1999): Firm Size and Cyclical Variations in Stock Returns, Working Paper, London School of Economics, 1999, demnächst erscheinend in: JoF. – Perridon, L./Steiner, M. (1999): Finanzwirtschaft der Unternehmung, 10. Aufl., München 1999. – Poterba, J./Summers, L. (1988): Mean reversion in Stock Prices: Evidence and Implications, in: JoFE 22, 1988, S. 27–59. – Reinganum, M. R. (1981): Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies based on Earnings' Yields and Market Values, in: JoFE 9, 1981, S. 19–46. – Reisman, H. (1992): Reference Variables, Factor Structure, and the Approximate Multibeta Representation, in: JoF 47, 1992, S. 1303–1314. – Rosenberg, B./Reid, K./Lanstein, R. (1985): Persuasive Evidence of Market Inefficiency, in: Journal of Portfoliomangement 11, Heft Frühjahr, S. 9–16. – Rouwenhorst, K. G. (1996): International Momentum Strategies, Working Paper, Yale University, 1996. – Rozeff, M. S. (1984): Dividend Yields are Equity Risk Premiums, in: JoPM 10, 1984 (Herbst), S. 68–75. – Rudolph, B. (1979): Kapitalkosten bei unsicheren Erwartungen, Berlin. – Sattler, R. R. (1994): Renditeanomalien am deutschen Aktienmarkt, Aachen 1994. – Schiereck, D./Weber, M. (1995): Zyklische und anti-zyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt, in: ZfbF 47, 1995, S. 3–24. – Schneider, S. (2000): Kapitalmarktmödelle und erwartete Renditen am deutschen Aktienmarkt, Bad Soden 2000. – Schnittke, J. (1994): Überrenditeeffekte am deutschen Aktienmarkt, Köln 1994. – Shiller, R. J. (1981): Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?, in: AER 71, 1981, S. 421–436. – Shiller, R. J. (1984): Stock Prices and Social Dynamics, in: Brookings Papers on Economic Activity 2, 1984, S. 457–510. – Shiller, R. J. (1996): Price-Earnings Ratios as Forecasters of Returns: The Stock Market Outlook in 1996, Electronic Work-in-Progress, Yale University, <http://www.econ.yale.edu/~shiller/peratio.html>, 1996. – Stambaugh, R. F. (1986): Discussion, in: JoF 41, 1986, S. 601–602. – Stehle, R. (1997): Der Size-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: ZBB, 1997, S. 237–260. – Steiner, M./Bruns, C. (2000): Wertpapiermanagement, 7. Aufl., Stuttgart 2000. – Steiner, M./Wallmeier, M. (1999): Forecasting the Correlation Structure of German Stock Returns: A Test of Firm-Specific Factor Models, in: European Financial Management 5, 1999, S. 85–102. – Steiner, M./Schneider, S./Wolf, J. B. (1998): An Analysis of the Financing Behavior of German Stock Corporations using Artificial Neural Networks, in: Bol, G., G. Nakhaeizadeh, K.-H. Vollmer (Hrsg.): Risk Measurement, Econometrics and Neural Networks, Heidelberg 1998, S. 105–146. – Sullivan, R./Timmermann, A./White, H. (1999): Data-Snooping, Technical Trading Rules Performance, and the Bootstrap, Working Paper, University of California at San Diegeo, demnächst erscheinend in: JoF. – Summers, L. H. (1986): Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values?, in: JoF 41, 1986, S. 591–601. – Wallmeier, M. (1997): Mehrfaktormodelle, Bad Soden 1997. – Warfsmann, J. (1993): Das Capital Asset Pricing Model in Deutschland. Uni-

variate und multivariate Tests für den Kapitalmarkt, Wiesbaden 1993. – Zarowin, P. (1990): Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information?, in: Jof 44, 1990, S. 1385–1400. – Zimmermann, P. (1997): Schätzung und Prognose von Betawerten, Bad Soden.

Zusammenfassung

Übersicht zu einigen Zusammenhängen und möglichen Erklärungsansätzen ausgewählter Renditeanomalien an Aktienmärkten

Bei der Anomaliediskussion stehen zwei Erklärungsansätze diametral gegenüber. Einerseits können Marktineffizienzen zu den beobachteten Renditemustern führen. Andererseits besteht die Möglichkeit, dass Risikofaktoren die Renditegenerierung bestimmen. Allerdings vernachlässigt die Anomaliediskussion die Zuverlässigkeit, mit der Abweichungen des CAPM festgestellt werden können, nahezu vollständig. Demzufolge kann nicht ausgeschlossen werden, dass Renditeanomalien lediglich statistische Artefakte bilden. Der Beitrag systematisiert deshalb Renditeanomalien und stellt mögliche Erklärungsansätze vor. Es werden nicht nur kennzahlenbezogene Renditeanomalien umfassend dargestellt, sondern auch Zusammenhänge zwischen den Renditeanomalien aufgezeigt sowie mögliche Erklärungsansätze diskutiert. Dabei wird sowohl die Robustheit der Anomalien gegenüber zeitvariablen Beta-Faktoren getestet als auch auf die Frage eingegangen, ob ausgewählte Kennzahlen Risikofaktoren in einem Mehrfaktorenmodell oder Anomaliefaktoren darstellen. (JEL G11, G12)

Summary

Abstract on a Number of Correlations and Possible Explanatory Approaches to Selected Rate-of-return Anomalies in the Stock Market

In the anomaly discussion, two explanatory approaches are diametrically opposed. On the one hand, market inefficiencies may result in the observed rate-of-return patterns. But it is also possible on the other hand that risk factors are the determinants of rate-of-return generation. However, the anomaly discussion neglects almost entirely the reliability allowing derogations of the CAPM to be identified. It follows therefrom that it cannot be precluded that rate-of-return anomalies represent just statistical artefacts. This contribution therefore systematises rate-of-return anomalies and introduces possible explanatory methods. It not only shows in a comprehensive manner index figure-related rate-of-return anomalies, but also correlations between the rate-of-return anomalies represented and possible explanatory approaches. In this context, the robustness of the anomalies to time-variable beta factors are tested and answers are attempted to whether selected index figures represent risk factors in a multi-factorial model or whether they represent anomaly factors.

Résumé

Anomalies des rendements sur les marchés des actions – un aperçu de quelques relations et explications possibles

Il y a deux explications diamétralement opposées dans la discussion sur les anomalies des rendements. D'une part, des inefficiences du marché peuvent conduire aux modèles de rendement observés. D'autre part, il est possible que des facteurs de risque déterminent les rendements. Cependant, les discussions sur les anomalies ignorent presque entièrement la fiabilité avec laquelle des écarts du modèle CAPM peuvent être constatés. On ne peut donc pas exclure que des anomalies des rendements soient uniquement dues à des phénomènes statistiques. C'est pourquoi, l'auteur de cet article systématisé les anomalies des rendements et présente différentes explications. Il présente en détail les anomalies des rendements basées sur des indicateurs. De plus, il montre aussi les relations entre les anomalies des rendements et analyse les différentes explications possibles. Il teste la robustesse des anomalies par rapport aux facteurs bêta variables dans le temps et examine également si les indicateurs sélectionnés sont des facteurs de risque ou des facteurs d'anomalie dans un modèle de plusieurs facteurs.