

Momentumstrategien am deutschen Aktienmarkt: Neue empirische Evidenz zur Erklärung des Erfolgs

Von Roland August, Zürich,
Dirk Schiereck und Martin Weber, Mannheim

I. Problemstellung

Anhänger der technischen Analyse wollen es schon immer gewußt haben, Verfechter der Markteffizienzthese bezweifeln es nach wie vor, und auch der interessierte Kapitalanleger fragt sich, ob auf der Basis historischer Aktienrenditen Handelsstrategien abgeleitet werden können, deren erwarteter Erfolg signifikant über der am Markt üblichen Verzinsung liegt. Zumindest für eine Form technischer Handelsregeln, die sogenannten Momentumstrategien, deuten inzwischen zahlreiche Anhaltspunkte darauf hin, daß diese Strategien tatsächlich geeignet sind, nachhaltige Überrenditen zu erzielen. Der Erfolg dieser Strategien mag überraschen, denn die Vorgehensweise ist einfach und leicht nachvollziehbar. Über vorgegebene Zeiträume (sogenannte Formationsperioden) von 3 bis 12 Monaten Länge werden die Renditen für alle in einem Marktsegment an einer Börse notierten Aktien berechnet und gemäß dieser Renditen geordnet. Eine fixe Anzahl bzw. ein fester Anteil der Aktien, die in der Formationsperiode die höchsten Renditen aufweisen, wird zum sogenannten Siegerportefeuille zusammengefaßt, entsprechend die gleiche Anzahl bzw. der gleiche Anteil mit den niedrigsten Renditen zum Verliererportefeuille. Diese beiden Portefeuilles bilden die Basis der Momentumstrategien. Direkt im Anschluß an die Formationsperiode wird das Siegerportefeuille gekauft, das Verliererportefeuille leerverkauft und diese Position über eine Dauer von 3 bis 12 Monaten (die sogenannte Testperiode) gehalten.

Für den US-amerikanischen Aktienmarkt wurde der Erfolg von Momentumstrategien mit der Untersuchung von Levy (1967) zwar erstmals ansatzweise wissenschaftlich belegt, blieb aber in der Diskussion zur Informationseffizienz der Aktienmärkte weitestgehend unbeachtet. Erst mit der Untersuchung von Davidson und Dutia (1989) und insbesondere der umfassenden Analyse von Jegadeesh und Titman (1993) wurde

Kredit und Kapital 2/2000

ein verstärktes Augenmerk auf diese Handelsstrategien gerichtet und versucht, Erklärungsansätze für den Erfolg zu finden. Diese Versuche waren allerdings bislang nur von bescheidenem Erkenntnisgewinn begleitet,¹ so daß bspw. Fama (1997) vermerkt: „The short-term continuation of returns (...) is an open puzzle, but it is still rather new and further tests are in order.“²

In einem ersten Schritt zur Validierung des Erfolgs von Momentumstrategien wurden die Untersuchungen des US-Marktes für verschiedene andere Aktienmärkte dupliziert. Dabei konnten Schiereck und Weber (1995) für den deutschen Markt die amerikanischen Ergebnisse ebenso bestätigten wie Rouwenhorst (1998), der sowohl 12 nationale europäische Aktienmärkte als auch in aggregierter Form ein großes gesamteuropäisches Aktiensample analysiert.³ Während damit die Existenz der Renditezahlen durch ihren Nachweis für verschiedene Märkte und unterschiedliche Untersuchungszeiträume grundsätzlich akzeptiert wird, richtet sich das Forschungsinteresse nunmehr auf ihre Bewertung. Dabei stehen zum einen die ökonomische Ausbeutbarkeit der errechneten Überrenditen im Blickpunkt und zum anderen eine mögliche Erklärung der Renditen in Einklang mit der sich auf das CAPM beziehenden Kapitalmarkttheorie. Dem ersten Aspekt widmet sich die Untersuchung von Bromann, Schiereck und Weber (1997), die für den deutschen Aktienmarkt zeigen, daß auch unter Einbeziehung typischer Marktfriktionen wie Transaktionskosten, Illiquidität beim Handel und Restriktionen bei den Leerverkaufsmöglichkeiten signifikante Überrenditen erhalten bleiben.⁴ Der zweite Aspekt bezieht sich auf die Frage, ob die ermittelten Renditen mit unterschiedlichen Risikostrukturen von Sieger- und Verliereraktien einhergehen und damit als marktübliche Kompensation für das übernommene systematische Risiko im Sinne des CAPM erklärt werden können. Die Frage wurde bislang für deutsche Aktien nicht näher analysiert und bildet deshalb den Schwerpunkt dieser Untersuchung.

¹ Vgl. Chan, Jegadeesh und Lakonishok (1996) sowie Grundy und Martin (1998).

² Fama (1997), S. 25.

³ Vgl. auch die bei Rouwenhorst (1998) aufgeführten empirischen Untersuchungen sowie für ähnliche Ergebnisse am schweizerischen Aktienmarkt Dressendörfer (1998).

⁴ Insbesondere mit Blick auf mögliche Leerverkaufsrestriktionen gilt es zu beachten, daß die Aufteilung des Gesamterfolgs von Momentumstrategien auf die Erfolgsbeiträge von Sieger- und Verliererportefeuilles mit der Wahl des als Vergleichsmaßstab gewählten Index gelegentlich eine Asymmetrie erkennen läßt, die in vergleichbarem Kontext auch in experimentellen Studien, wie bspw. bei Oehler (1994), festgestellt wurden. Auf die Indexsensitivität der Erfolgsgesamtszusammensetzung von Momentumstrategien wird nachfolgend noch verschiedentlich eingegangen.

Konkret stehen damit neben der Überprüfung der anhaltenden Profitabilität von Momentumstrategien am deutschen Aktienmarkt drei Hauptfragen im Mittelpunkt der weiteren Analyse:

1. Sind Momentumstrategien auch dann erfolgreich, wenn zur Renditeberechnung anstelle von marktbereinigten Überrenditen eine Adjustierung für das systematische Renditerisiko vorgenommen wird?
2. Gehen die Erkenntnisse zum systematischen Renditerisiko von Sieger- und Verliereraktien einher mit gleichgerichteten Jahresabschlußgrößen und gibt es Besonderheiten hinsichtlich der Branchenzugehörigkeit?
3. Welche zeitlichen Muster hinsichtlich Kalenderzeit und Börsenphase kennzeichnen den Erfolg der Momentumstrategien?

Wenn sich im Rahmen der Analyse zeigen sollte, daß durch die Berücksichtigung des Risikos bei Verlierern und Siegern der Erfolg von Momentumstrategien (zumindest teilweise) erklärt werden kann, ist dann in einem weiteren Schritt zu überprüfen, ob die von Bromann, Schiereck und Weber (1997) ermittelte ökonomische Ausbeutbarkeit der verbliebenen Überrenditen dann noch gegeben ist. Bevor auf diesen Aspekt und die drei Hauptfragen in der obigen Reihenfolge eingegangen wird, gibt der folgende Abschnitt zunächst einen kurzen Überblick zur Datenbasis und zur Vorgehensweise dieser Untersuchung.

II. Methode und Datenbasis

Unsere Untersuchung umfaßt bereinigte Kursdaten auf wöchentlicher und monatlicher Basis von allen 418⁵ inländischen Aktien, die während der Untersuchungsperiode von Januar 1973 bis Dezember 1997 im amtlichen Handel der Frankfurter Wertpapierbörse (FWB) notiert waren.⁶ Für

⁵ Während des Untersuchungszeitraums wurden 73 Notierungen eingestellt, davon mindestens 3 wegen Auflösung der Gesellschaft, 8 wegen Konkurs, Vergleich oder Liquidation und 28 wegen Fusion oder Akquisition. (Die Angaben wurden der unvollständigen Hoppenstedt-Bilanzdatenbank entnommen, in der insbesondere Gründe fehlen, die nicht im Handelsregister eingetragen werden, wie bspw. Wechsel des Marktsegments und Fortbestand als nicht börsennotierte AG.) Von den 225 Aktien, die nach 1973 ihre Notierung im amtlichen Handel an der FWB aufgenommen haben, sind 115 Neuemissionen. Die übrigen Aktien waren schon zuvor in einem anderen Marktsegment bzw. an einer Regionalbörse eingeführt oder stellen eine weitere Aktiegattung einer bereits notierten Gesellschaft dar.

⁶ Die Daten entstammen der deutschen Finanzdatenbank. Bei der Bereinigungsverfahren handelt es sich um eine retrograde Anwendung der Operation Blanche, bei der Dividendenzahlungen, Kapitalveränderungen und Notizwechsel erfaßt werden.

die Einbeziehung in das Untersuchungssample müssen die einzelnen Aktien zum Formationszeitpunkt im amtlichen Handel notiert sein.⁷ Dementsprechend werden auch Werte berücksichtigt, die während der Formationsperiode aus einem anderen Marktsegment in den amtlichen Handel gewechselt sind. Weiterhin wird gefordert, daß der Kurs mindestens 20 vH des Nennwerts beträgt und daß die Aktie nicht den Zusatz „vorübergehend eingestellt“ trägt und in mindestens der Hälfte der Wochen- bzw. Monatsbeobachtungen „Bezahlt“-Kurse aufweist.⁸ Für alle Aktien, die diese Anforderungen erfüllen, werden für die Formationsperioden Überrenditen gegenüber der Marktrendite R_M berechnet, wobei die Marktrendite durch den Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX) und einen gleichgewichteten Index (GGI) aller Aktien des Untersuchungssamples repräsentiert wird.⁹ Für diese Werte werden die Buy-and-Hold-Überrenditen ($\ddot{U}R$) jeder Aktie i gemäß der folgenden Formel (1) berechnet:

$$(1) \quad \ddot{U}R_i = (P_{i,t}/P_{i,t-1}) - (\text{Index}_t/\text{Index}_{t-1})$$

Barber und Lyon (1997) zeigen, daß diese Form der Kalkulation von Überrenditen der additiven Verknüpfung, wie sie bei der Berechnung von Cumulative Abnormal Returns (CAR) verwendet wird, überlegen ist. Gleichzeitig kommen Barber und Lyon auch zu dem Schluß, daß bei der Berechnung von marktadjustierten Buy-and-Hold-Überrenditen über längere Zeiträume wie bspw. über 12 Monate der t -Test zur Überprüfung der statistischen Signifikanz dahingehend fehlspezifizierte Ergebnisse liefert, als daß die empirische Ablehnungsquote höher als die theoretisch richtige liegt, die aus empirischen Daten berechneten t -Werte also zu niedrig sind. Da diese Verzerrung im Falle des Erfolgs von Momentumstrategien den Erfolg nur unterschätzt, stellen die ausgewiesenen Testergebnisse eine Untergrenze der tatsächlichen Signifikanz dar.¹⁰ Auf wei-

⁷ Ein Survivorship Bias kann demnach ausgeschlossen werden.

⁸ Diese Einschränkung, die sich in der Untersuchung von *Bromann, Schiereck* und *Weber* (1997) gut bewährt hat, wurde auch hier beibehalten, um die Gefahr einer Ergebnisverzerrung durch Datenfehler zu reduzieren.

⁹ Vgl. zur Konstruktion des DAFOX *Göppl* und *Schütz* (1992). Der DAFOX ist ein wertgewichteter Performance-Index aller im amtlichen Handel an der Frankfurter Wertpapierbörse notierten deutschen Aktien. Der gleichgewichtete Index GGI basiert auf der gleichen Aktiengesamtheit wie der DAFOX, bewertet aber alle Aktien, wie dies auch in Studien für den US-Markt üblich ist, mit einem einheitlichen Gewicht. Immer dann, wenn kleine und große Gesellschaften differierende Renditen aufweisen, gibt es entsprechende Performance-Unterschiede zwischen den beiden Indizes.

tergehende Tests, die entsprechend höhere Signifikanzniveaus ausweisen sollten, wird hier verzichtet.

Die Handelsstrategien, die auf dieser Datenbasis analysiert werden, betrachten jeweils zwei Portefeuilles, das Siegerportefeuille (PF1), das von allen einbezogenen Aktien die 10 vH enthält, die in der Formationsperiode die höchsten Renditen aufweisen, und das Verliererportefeuille (PF10), das entsprechend die 10 vH schlechtesten Aktien umfaßt. Die Aufteilung in solche sogenannten „Dezil-Portefeuilles“ hat gegenüber einer Vorgehensweise mit einer über den gesamten Untersuchungszeitraum konstant gehaltenen Anzahl von Aktien den Vorteil, daß der relative Anteil der Sieger und Verlierer an der gesamten Untersuchungsstichprobe nicht abnimmt. Da die Anzahl der einbezogenen Aktien von 1974 bis 1997 um fast 75 vH zunimmt, würden konstante Portefeuillegrößen im Zeitablauf zu relativ extremeren Sieger- und Verliererportefeuilles führen und damit die intertemporale Vergleichbarkeit der Renditen möglicherweise verzerren.¹¹ Formationszeitpunkt für die Strategien mit 12 Monaten Haltedauer ist jeweils der Beginn des Kalenderjahres, bei 6 Monaten Haltedauer der Halbjahresbeginn und bei 3 Monaten der Anfang eines Quartals. Durch diese Deckungsgleichheit von Haltedauer und Kalenderjahr unterliegen die Ergebnisse der Momentumstrategien zwar, wie die weiteren Ausführungen noch deutlich dokumentieren werden, einer saisonalen Komponente, die sich negativ auf den Erfolg dieser Handelsregel auswirkt. Da aber in dieser Untersuchung weniger die Optimierung der Momentumstrategie aus Anlegersicht als vielmehr die Dokumentierung und Erklärung des Erfolgs im Vordergrund steht, wird auf eine Entkopplung von Kalenderzeit und Haltedauer hier bewußt verzichtet.

Neben den Kursdaten greift die Untersuchung zur Strukturanalyse von Sieger- und Verlierer-Aktien insbesondere auf Bilanzdaten zurück, die für die Jahre 1981–1996 aus der Hoppenstedt-Bilanzdatenbank entnom-

¹⁰ Barber und Lyon (1997) zeigen auch, daß die Verzerrung bei der Verwendung eines 3-Faktoren-Modells nach Fama und French (1993) zur Berechnung risikoadjustierter Renditen nahezu vollständig verschwindet. Auch in dieser Untersuchung wird eine entsprechende Risikobetrachtung in Abschnitt III.2.b) vorgenommen, deren Testergebnisse die bis dahin präsentierten Erkenntnisse bestätigen.

¹¹ Andererseits kann die starke Zunahme der einbezogenen Aktien auch negative Auswirkungen auf die ökonomische Ausbeutbarkeit der Überrenditen haben. So kann die Verwendung relativer Portefeuillegrößen bei kleineren Gesamtbeträgen, die jeweils in die Siegerportefeuilles investiert werden, dazu führen, daß die angelegten Absolutbeträge in jede einzelne Aktie bei zunehmender Anzahl an Aktien so klein werden, daß für die Orderausführung die zu zahlenden Transaktionskosten überproportional zunehmen. Bei größeren Anlagesummen ist dieses Problem aber zu vernachlässigen.

men wurden. Für die übrigen Jahre wird auf Eintragungen im Saling Aktienführer zurückgegriffen, der ebenfalls im Verlag Hoppenstedt erscheint. Insgesamt werden 5.423 Jahresabschlüsse einbezogen. Für die Analyseschritte, die auf Bilanzdaten zurückgreifen, muß allerdings einschränkend bemerkt werden, daß Verzerrungen durch Notierungseinstellungen nicht auszuschließen sind, da fast alle Daten von Unternehmen für das Geschäftsjahr, in dem die Einstellung erfolgte, sowie oft auch für das vorhergehende Jahr in diesen Datenquellen nicht vorhanden sind.

III. Erfolg der Momentumstrategien

1. *Momentumeffekt bei marktbereinigten Renditen*

Die nachfolgend präsentierten Ergebnisse zum Erfolg von Momentumstrategien wurden, soweit nicht ausdrücklich anders aufgeführt, alle gemäß Formel (1) unter Verwendung des GGI als Approximation der Gesamtmarktentwicklung berechnet. Zur Überprüfung der statistischen Signifikanz der so berechneten Buy-and-Hold-Überrenditen wird, wie in Abschnitt II. ausgeführt, der *t*-Test herangezogen.

Der Erfolg der Momentumstrategie im hier betrachteten Zeitraum 1974–1997 entspricht tendenziell den Ergebnissen früherer Untersuchungen für den deutschen Aktienmarkt. Tabelle 1 gibt einen Überblick zu den marktbereinigten Überrenditen von 16 momentumbasierten Handelsstrategien (je 4 unterschiedlich lange Formations- und Testperioden). Als besonders erfolgreich zeigt sich – wiederum in Einklang mit früheren Untersuchungen – eine Strategie mit einer 6monatigen Formations- und einer 12monatigen Testperiode, auf die sich im folgenden auch unser Hauptaugenmerk richten wird. Hier errechnet sich eine durchschnittliche Renditedifferenz von 12,36 %, die mit einem *t*-Wert von 4,62 hoch signifikant gegen Null abgesichert ist. Im Gegensatz zu den meisten anderen hier aufgeführten Momentumstrategien fällt bei dieser Strategie auf, daß Gewinner und Verlierer mit Überrenditen von 6,12 % bzw. 6,25 % einen annähernd gleichen Beitrag zum Erfolg liefern. Bei den übrigen Strategien zeigt sich dagegen, daß die Position der Verlierer tendenziell einen geringeren Erfolgsbeitrag leistet, was insbesondere auf positive Überrenditen der Verlierer während der ersten Monate der Testperiode (vor allem im Januar) zurückzuführen ist. Aufgrund der bereits erwähnten Indexsensitivität der Ergebniszusammensetzung sollte dieser Auffälligkeit aber keine größere Bedeutung beigemessen werden.

Tabelle 1
**Durchschnittliche Buy-and-Hold-Überrenditen in Abhängigkeit der Länge
 der Formations- und der Testperiode (Referenzindex: GGI)***

Formations- Periode	Portfeuille	Halteperiode					
		3 Monate	6 Monate	9 Monate	12 Monate		
3 Monate	Verlierer	-0,68% (-1,64)	-1,39% (-2,32)	-1,96% (-2,61)	-3,59% (-3,72)		
	Gewinner	0,15% (0,40)	2,04% (2,93)	3,52% (3,95)	4,87% (4,87)		
	Differenz	0,82% (1,27)	3,43% (3,24)	5,48% (4,29)	8,47% (5,33)		
6 Monate	Verlierer	-0,18% (-0,24)	-2,91% (-2,86)	-3,77% (-2,99)	-6,25% (-4,06)		
	Gewinner	0,98% (1,43)	3,52% (3,36)	4,99% (4,40)	6,12% (4,35)		
	Differenz	1,17% (0,90)	6,44% (3,70)	8,76% (4,15)	12,36% (4,62)		
9 Monate	Verlierer	-1,70% (-2,04)	-3,34% (-2,45)	-5,01% (-3,01)	-4,96% (-2,63)		
	Gewinner	1,90% (3,28)	4,36% (3,26)	4,39% (3,13)	5,41% (3,52)		
	Differenz	3,60% (3,02)	7,70% (3,54)	9,41% (3,65)	10,37% (3,59)		
12 Monate	Verlierer	0,95% (0,76)	-1,75% (-1,14)	-1,41% (-0,67)	-1,23% (-0,38)		
	Gewinner	2,11% (1,85)	3,13% (2,50)	4,15% (2,20)	4,90% (2,24)		
	Differenz	1,16% (0,55)	4,88% (2,06)	5,56% (1,70)	6,12% (1,40)		

* Werte des t-Tests sind in Klammern angegeben.

Insgesamt erhöht sich der Momentumeffekt sowohl mit einer Ausdehnung der Formationsperiode, wie auch der Haltedauer. Eine Ausnahme bildet die Strategie mit einer Formationsperiode von 12 Monaten. Hierbei ist zu beachten, daß bei den in Tabelle 1 angegebenen Ergebnissen die Formationsperiode mit dem Kalenderjahr übereinstimmt. Wird der Zeitpunkt der Portefeuillebildung jeweils auf den 1. Juli eines Jahres verschoben, erhöht sich die *Buy-and-Hold*-Überrendite bei 12 Monaten Haltedauer auf durchschnittlich 16,72 % bei einem *t*-Wert von 4,11 (Verlierer: -6,07 %; Gewinner: 10,64 %).¹²

Alle Ergebnisse stimmen in ihrer Struktur, aber auch annähernd in ihrer Größenordnung mit Untersuchungen des Momentumeffektes für die USA und andere europäische Länder überein.¹³ Analog zu den ausländischen Studien erhöhen sich auch in unserer Untersuchung die kurzfristigen Renditen leicht, wenn eine Pause von einer Woche zwischen dem Formationszeitpunkt und dem Beginn der Renditeberechnung in der Testperiode eingeschoben wird.

Um zu überprüfen, wie robust der Erfolg gegenüber einzelnen extremen Beobachtungen einzustufen ist, wurde ausgezählt, in wie vielen Fällen die Strategien mit positiven Ergebnissen abgeschlossen haben. Tabelle 2 faßt diese Resultate zusammen. Es zeigt sich bspw. für die Strategie mit 6 Monaten Formations- und 12 Monaten Testperiode, daß in 35 von 46 Fällen, d.h. für mehr als 75 vH aller Beobachtungen, eine positive Renditedifferenz erzielt wurde. Dabei gilt es aber zu beachten, daß der Erfolg starken Schwankungen unterliegt, bei dieser Strategie in einer Bandbreite mit minimaler Renditedifferenz von -40,68 % und maximaler von 54,26 %.¹⁴ (12monatige Formationsperioden beginnen im Januar.)

Unterteilt nach den Ergebnisbeiträgen der beiden Portefeuilles ergibt sich ein insgesamt ausgeglichenes Bild. So sind Verlierer und Gewinner

¹² In Abhängigkeit vom Zeitpunkt der Portefeuillezusammenstellung stehen auch die Ergebnisse für kürzere Formationsperioden, die aufgrund der Durchschnittsbildung in Tabelle 1 nicht auffallen. Auf saisonale Renditeefflüsse wird in Abschnitt IV. noch eingegangen.

¹³ Vgl. *Jegadeesh* und *Titman* (1993) und *Rouwenhorst* (1998).

¹⁴ Die hohe Schwankungsbreite relativiert sich bei einer Betrachtung durchschnittlicher geometrischer Renditen über 5-Jahres-Intervalle. Die niedrigste Rendite lag hier bei -6,89 %, die höchste bei 36,61 %. Über die gesamte Untersuchungsperiode betrachtet liegen die geometrisch berechneten Renditen der Sieger- und Verliererportefeuilles zwar erwartungsgemäß jeweils unter den arithmetischen Vergleichswerten. Da aber jeweils beide Portefeuilles in etwa gleichem Umfang niedrigere geometrische Überrenditen ausweisen, gibt es keine qualitativen Unterschiede zwischen arithmetisch und geometrisch berechneten Überrenditen des Differenzportefeuilles; vgl. Tabelle A-1 im Anhang.

Tabelle 2: Anzahl der Beobachtungen von erfolgreichen Strategien für verschiedene Formations- und Testperioden; minimale und maximale Überrenditen in Klammern (Referenzindex: GGI)

Formations- Periode	Portfeuille	Haltdauer					
		3 Monate	6 Monate	9 Monate	12 Monate		
3 Monate	Verlierer	57/95 (-11,00%/8,68%)	60/94 (-16,72%/15,84%)	62/93 (-20,50%/19,53%)	65/92 (-22,91%/20,54%)		
	Gewinner	49/95 (-8,53%/11,54%)	60/94 (-11,76%/24,38%)	63/93 (-15,45%/37,29%)	70/92 (-21,01%/33,56%)		
	<i>Gesamtstrategie</i>	50/95 (-15,59%/15,58%)	60/94 (-18,34%/33,37%)	66/93 (-31,16%/41,85%)	66/92 (-40,79%/47,41%)		
6 Monate	Verlierer	25/47 (-12,79%/14,85%)	36/47 (-17,28%/17,96%)	35/46 (-28,29%/22,51%)	35/46 (-29,44%/28,67%)		
	Gewinner	29/47 (-10,68%/13,07%)	33/47 (-11,52%/27,23%)	35/46 (-13,04%/18,41%)	33/46 (-14,09%/24,81%)		
	<i>Gesamtstrategie</i>	30/47 (-25,53%/25,86%)	35/47 (-25,14%/31,03%)	36/46 (-32,47%/40,14%)	35/46 (-40,68%/54,26%)		
9 Monate	Verlierer	24/31 (-13,38%/7,33%)	23/31 (-20,20%/11,25%)	24/31 (-28,50%/10,80%)	23/30 (-29,08%/14,90%)		
	Gewinner	21/31 (-3,17%/8,68%)	21/31 (-5,65%/26,39%)	20/31 (-7,74%/24,08%)	18/30 (-5,45%/25,09%)		
	<i>Gesamtstrategie</i>	24/31 (-8,45%/20,53%)	26/31 (-15,28%/41,49%)	25/31 (-16,77%/52,58%)	25/30 (-18,64%/54,17%)		
12 Monate	Verlierer	12/23 (-9,55%/14,54%)	14/23 (-15,08%/14,40%)	15/23 (-19,78%/16,76%)	15/23 (-17,99%/40,46%)		
	Gewinner	14/23 (-7,67%/11,35%)	14/23 (-6,66%/14,25%)	15/23 (-11,02%/20,05%)	15/23 (-10,84%/24,75%)		
	<i>Gesamtstrategie</i>	12/23 (-22,22%/20,56%)	16/23 (-20,55%/27,84%)	15/23 (-27,78%/33,99%)	15/23 (-32,47%/33,02%)		

in durchschnittlich 68 vH bzw. 66 vH strategiekonformer Beobachtungen als gleichermaßen erfolgreich einzustufen. Das Ergebnis der Handelsregel, ausgedrückt als Renditedifferenz zwischen Siegern und Verlierern, ist je nach Strategie in 52 vH bis 84 vH der Beobachtungen positiv, wiederum in positiver Abhängigkeit von der Länge der Formations- und Testperiode. Bei einer Unterteilung in drei Subperioden von je acht Jahren zeigt sich, daß der Erfolg der Momentumstrategien im Zeitablauf zugenommen hat. Für die Teilperiode 1990–1997 erzielte die Handelsregel mit 6monatiger Formationsperiode nach 12 Monaten Haltedauer eine durchschnittliche Renditedifferenz von 16,00% im Vergleich zu 7,02% (1982–1989) und 9,10% (1974–1981).¹⁵ Da erste wissenschaftliche Veröffentlichungen bis in die späten 80er Jahre zurückreichen, liegt die Vermutung nahe, daß die Marktteilnehmer den Erfolg von Momentumstrategien zumindest anteilig antizipieren und die Kursanpassung während der Testperiode zunehmend schneller erfolgt. Im Gegenteil ist aber statt dessen zu beobachten, daß der Erfolg der Momentumstrategie im Zeitablauf positiv von der Haltedauer abhängt, d.h., im Vergleich zu früheren Unterabschnitten wurde in der letzten Subperiode ein größerer Anteil der Überrenditen erst nach über sechs Monaten Haltedauer erzielt.

Eine alternative Darstellung des Momenteffekts findet sich in der Darstellung der Portfeuillezusammensetzung. In Tabelle 3 sind die durchschnittlichen Übergangswahrscheinlichkeiten der Portfeuillezugehörigkeit einer Aktie in zwei aufeinanderfolgenden Formationsperioden mit einer Länge von sechs Monaten wiedergegeben.

Die Daten zeigen, daß in der Regel eine erhöhte Wahrscheinlichkeit dafür besteht, daß eine Aktie in der nachfolgenden Beobachtung wieder dem gleichen Dezil-Portfeuille angehört. Diese Tendenz ist für Gewinner (PF1) mit 18,01% und Verlierer (PF 10) mit 15,79% besonders hoch. Für diese beiden Portfeuille besteht aber auch eine erhöhte Wahrscheinlichkeit, in der Folgeperiode dem jeweils anderen Extrem-Portfeuille anzugehören. Daraus läßt sich schließen, daß der Momenteffekt nur durch wenige Aktien, die mit dieser Handelsregel selektiert werden, verursacht wird. Eine eigentlich zu erwartende Gleichverteilung, d.h. 10% je Dezil, kann mit dem Chi-Quadrat-Anpassungstest für Gewinner- und Verlierer-Aktien (PF 1 und PF 10), nicht aber für die anderen Portfeuille abgelehnt werden, was mit der Beobachtung von signifikanten Überrenditen für die Portfeuille 1 und 10 konform

¹⁵ *Jegadeesh und Titman* (1993), S. 85 f., simulieren die Strategie mit 6monatiger Formationsperiode bis in das Jahr 1927 zurück. Auch in dieser langfristigen Studie nimmt der Erfolg im Zeitablauf zu.

Tabelle 3
Übergangswahrscheinlichkeiten der Portfeuillezugehörigkeit in zwei aufeinanderfolgenden 6monatigen Perioden. Prüfgröße des Chi-Quadrat-Anpassungstests an eine Gleichverteilung und deren Wahrscheinlichkeitswert bei 9 Freiheitsgraden

PF in $t + 1$	Portfeuillezugehörigkeit in Periode t									
	PF 1	PF 2	PF 3	PF 4	PF 5	PF 6	PF 7	PF 8	PF 9	PF 10
PF 1	18,01%	10,07%	9,71%	9,84%	8,62%	7,74%	9,13%	8,45%	8,46%	11,50%
PF 2	11,56%	11,02%	9,43%	10,03%	9,29%	11,32%	8,37%	11,53%	7,89%	9,26%
PF 3	9,19%	9,97%	11,24%	10,79%	10,15%	10,38%	10,17%	9,32%	10,46%	8,28%
PF 4	8,44%	10,54%	9,05%	10,03%	11,49%	10,28%	11,50%	9,70%	10,84%	7,70%
PF 5	9,19%	10,16%	9,43%	11,08%	9,67%	11,13%	11,50%	10,09%	9,79%	7,89%
PF 6	7,68%	10,07%	11,43%	10,12%	11,02%	10,38%	11,41%	10,28%	9,89%	8,87%
PF 7	8,82%	11,21%	9,71%	10,22%	11,30%	10,94%	10,36%	10,66%	9,51%	7,70%
PF 8	7,77%	9,02%	9,62%	8,60%	10,73%	10,85%	10,74%	10,85%	10,74%	11,21%
PF 9	8,34%	9,02%	10,67%	11,27%	10,15%	9,62%	8,84%	9,32%	11,69%	11,79%
PF 10	11,00%	8,93%	9,71%	8,02%	7,57%	7,36%	7,98%	9,80%	10,74%	15,79%
χ^2 -Wert	103,54	9,03	6,36	9,53	14,36	19,97	16,20	9,39	14,20	67,51
W-Wert	0,0000	0,5296	0,7846	0,4823	0,1571	0,0296	0,0941	0,4955	0,1641	0,0000

geht.¹⁶ Interessanterweise kann die Gleichverteilung für diese beiden Portefeuilles nicht nur für zwei aufeinanderfolgende Perioden, sondern auch für Perioden, die bis zu zwei Jahre auseinander liegen, auf einem Signifikanzniveau von 5% abgelehnt werden. Die Tendenz von Gewinnern und Verlierern, zukünftig eher wieder als Extremwerte eingestuft zu werden, läßt ein höheres Risiko für diese Aktien vermuten.

2. *Momentumeffekt und Risiko*

Eine theoriekonforme Erklärung für den Erfolg der Momentumstrategien könnte in einem regelmäßig auftretenden höheren systematischen Risiko der Sieger- gegenüber den Verliereraktien liegen. Deshalb wurden neben marktbereinigten Renditen auch risikoadjustierte Renditen gemäß CAPM und anhand des 3-Faktoren-Modells von Fama und French berechnet. Die Ergebnisse dieser risikobereinigten Renditebetrachtung fassen die folgenden Unterabschnitte zusammen.

a) *Momentumeffekt und Risikoadjustierung gemäß CAPM*

Zur Berechnung risikobereinigter Renditen gemäß CAPM wurden Beta-Werte jeweils für einen Zeitraum von 12 Monaten mit wöchentlichen Renditedaten herangezogen.¹⁷ Zur Vermeidung der gerade bei kürzeren Schätzzeiträumen auftretenden systematischen Verzerrungen durch das Problem unregelmäßigen Handels, welches auch für eine größere Anzahl der Werte im amtlichen Handel auftritt, werden die Beta-Schätzungen nach der Methode von Dimson (1979) bereinigt, wobei der DAFOX als Stellvertreter für das Marktportefeuille verwendet wird.¹⁸

Für die Portefeuilles mit 6monatiger Formationsperiode ergibt sich ein Beta-Faktor von 1,03 für Verlierer und 1,11 für Gewinner; die Differenz von 0,0876 reicht allerdings nicht für eine Erklärung des Momentumeffekts aus. Außerdem ist die Aussagekraft der Beta-Faktoren aufgrund ihrer geringen zeitlichen Stabilität fraglich. So wandelt sich die positive

¹⁶ Bei *Jegadeesh und Titman* (1993), S. 78, sind signifikante Überrenditen ebenfalls nur in den Extrem-Portefeuilles zu beobachten, wohingegen bei *Rouwenhorst* (1998) die Renditen von jedem der zehn Portefeuilles proportional zu den Renditen in der Formationsperiode verlaufen.

¹⁷ Auch *Frantzmann* (1990), S. 78f. und S. 82, schlägt eine ähnliche Vorgehensweise vor.

¹⁸ Die Verwendung wertgewichteter Indizes zur Abbildung des Gesamtmarktes, wie eben der DAFOX, sind zur Schätzung von Betas allgemein üblich, vgl. bspw. *Stehle* (1997).

Tabelle 4
**Risiko in Abhängigkeit vom Messzeitraum und der Entwicklung des Marktindex (alle Werte für 6 Monate Formationsperiode,
 12 Monate Halteperiode und wöchentliche Renditedaten)***

Beobach- tungen	Portefeuille	Rendite (1)	Standardabwe- ichung (2)	Beta DM ex-ante (3)	Beta DM ex-post (4)	Differenz Spalte (4)-(3) (5)	t-Test Spalte (5) (6)
Alle Beobach- tungen	Verlierer	-6,23 %	0,0181	1,0262	1,0783	+0,0522	1,61
	Gewinner	6,13 %	0,0169	1,1138	0,9589	-0,1549	-2,47
	<i>Differenz</i>	<i>12,36 %</i>	<i>0,0159</i>	<i>+0,0876</i>	<i>-0,1195</i>	<i>-0,2071</i>	<i>-3,22</i>
Marktindex Formations- Periode ≥ 0	Verlierer	-7,30 %	0,0165	0,9723	1,0931	+0,1209	1,42
	Gewinner	6,87 %	0,0188	1,1830	0,9689	-0,2141	-2,69
	<i>Differenz</i>	<i>14,18 %</i>	<i>0,0151</i>	<i>+0,2108</i>	<i>-0,1242</i>	<i>-0,3350</i>	<i>-2,99</i>
Marktindex Formations- Periode < 0	Verlierer	-4,25 %	0,0210	1,1340	1,0487	-0,0853	-1,40
	Gewinner	4,79 %	0,0132	0,9753	0,9389	-0,0364	-0,90
	<i>Differenz</i>	<i>9,04 %</i>	<i>0,0173</i>	<i>-0,1587</i>	<i>-0,1098</i>	<i>+0,0489</i>	<i>0,91</i>

* Die Beta-Faktoren beziehen sich auf Schätzungen zum Formationszeitpunkt (Spalte 3) bzw. zum Ende der Halteperiode (Spalte 4).

Differenz der Beta-Werte zum Formationszeitpunkt in eine negative Differenz von $-0,1195$ zum Ende der Haltedauer, so daß gemäß dieses Resultats während der Testperiode kein Momentum in der Kursentwicklung, sondern eine Trendumkehr zu erwarten wäre.¹⁹

b) Momenteffekt und Risikoadjustierung
gemäß Fama und French (1993)

Da das CAPM in verschiedenen empirischen Untersuchungen eine nur geringe Erklärungskraft gezeigt hat, bietet sich ergänzend als alternatives Bewertungsmodell zur Berechnung risikoadjustierter Renditen das in Gleichung (2) dargestellte 3-Faktoren-Modell von Fama und French (1993) an, für das sowohl am US-amerikanischen als auch am deutschen Aktienmarkt ein signifikanter Erklärungsgehalt ermittelt wurde.²⁰

$$(2) \quad R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i \cdot (R_M - R_f) + \gamma_i \cdot SMB + \delta_i \cdot HML + \varepsilon_i$$

Das Modell ist eine 3-Faktoren-Version der APT, welches das Beta-Konzept um die Faktoren Unternehmensgröße und Kurs/Buchwert-Verhältnis erweitert. Für jede einzelne Aktie i werden zunächst die Betafaktoren, wie im letzten Abschnitt beschrieben, ermittelt. Zur Risikoadjustierung werden dann neben diesem Risikomaß zusätzlich zwei weitere Faktoren hinzugezogen. Diese werden wie folgt gebildet: Für jede Periode werden alle Aktien zunächst nach ihrer Börsenkapitalisierung geordnet und mit dem Median als Diskriminate in zwei Portefeuilles *Small* und *Big* aufgeteilt. Der SMB-Faktor ergibt sich aus der Renditedifferenz der beiden Portefeuilles (*Small Minus Big*). Für den HML-Faktor werden alle Aktien nach dem *Book-to-Market Equity-Ratio* (reziprok zum Kurs/Buchwert-Verhältnis) geordnet. Die Aktien oberhalb des siebten Dezils bilden das *High*-Portefeuille bzw. unterhalb des dritten Dezils entsprechend das *Low*-Portefeuille. Der HML-Faktor entspricht analog der Renditedifferenz (*High Minus Low*). Die risikofreie Rendite (R_f) wird in Anlehnung an die Vorgehensweise von Stehle (1997) durch den Frankfur-

¹⁹ Ähnliche Ergebnisse zur Risikoentwicklung bei Formationsperioden zwischen 3 bis 12 Monaten sind u. a. auch beobachtet worden für den US-amerikanischen Aktienmarkt von Ball und Kothari (1989), für den kanadischen von Kryzanowski und Zhang (1992), den deutschen von Schiereck und Weber (1995) sowie für 12 europäische Märkte von Rouwenhorst (1998).

²⁰ Vgl. Fama und French (1993) für den US-amerikanischen Markt. Für andere Aktienmärkte, u. a. den deutschen, weist insbesondere das Preis/Buchwert-Verhältnis einen hohen Erklärungsgehalt auf. Vgl. Fama und French (1998) sowie Schlag und Wohlschieß (1997).

ter Geldmarktsatz, bzw. den FIBOR ab 1985, für 3-Monatsgeld und die Marktrendite (R_M) durch den DAFOX repräsentiert. Die Regression wird für jede Aktie der Sieger- und Verliererportefeuilles einzeln durchgeführt und die Ergebnisse anschließend arithmetisch gemittelt.

Die Ergebnisse der Regression von Gleichung (2) sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Zunächst fällt mit Blick auf die letzte Spalte auf, daß die Erklärungskraft des Modells für den deutschen Aktienmarkt nicht sehr hoch ist und deutlich hinter den Werten in Untersuchungen für andere Märkte zurückbleibt. Allerdings wird der Momentumeffekt eindeutig bestätigt. Alle Alphas (Spalte 3) sind unabhängig von der Länge der Formationsperiode signifikant von Null verschieden, so daß der Momentumeffekt nicht auf eine Größen- oder Preis/Buchwert-Anomalie zurückzuführen ist. Des weiteren zeigen die Alpha-Werte, daß die Ergebnisse zum risikobereinigten Anteil der Renditedifferenz deutlich höher ausfallen als die Resultate zu den marktbereinigten Differenzen der Tabelle 1. Für eine Formationsperiode von 6 Monaten beispielsweise erzielen Gewinner und Verlierer jeweils eine annähernd gleich hohe risikobereinigte Rendite von 70 Basispunkten pro Monat (im Vergleich zur marktbereinigten Renditedifferenz von insgesamt 1.236 Basispunkten pro Jahr). Dies ist auf die relativ höheren Faktorladungen der Verlierer gegenüber den Gewinnern zurückzuführen. Beide Portefeuilles verhalten sich wie kleinere Aktienwerte, wobei für den Größeneffekt in Deutschland bislang nur eine temporäre und vergleichsweise geringe Erklärungskraft nachgewiesen werden konnte.²¹ Beim HML-Faktor, welcher für den deutschen Aktienmarkt eine signifikante Risikoprämie aufweist, tendieren die Verlierer eher zu den Substanzwerten und Gewinner zu den Wachstumswerten.²²

Für alle Variationen der Formationsperiodenlänge ist die Renditedifferenz zwischen Sieger- und Verlierer-Portefeuille hoch signifikant von Null verschieden, so daß ein unterschiedliches Risiko als Ursache des Momentumeffekts zumindest mit den momentan bekannten Bewertungsmodellen ausgeschlossen werden kann. Dabei werden die Ergebnisse durch die gleichgerichteten Resultate aus Untersuchungen an anderen Börsenplätzen bestätigt.²³ Die Erkenntnis, daß bei Berücksichtigung des Renditerisikos die Renditedifferenz zwischen Sieger- und Verlierer-Portefeuilles eher höher ausfällt, führt konsequenterweise zu der Einsicht,

²¹ Vgl. Oertmann (1994), Schlag und Wohlschieß (1997) sowie Stehle (1997).

²² Vgl. Schlag und Wohlschieß (1997), S. 16f.

²³ Vgl. Chan, Jegadeesh und Lakonishok (1996), Fama und French (1996), sowie Grundy und Martin (1998).

Tabelle 5
Regressionsergebnisse der monatlichen Renditen mit dem 3-Faktoren-Modell von Fama/French bei einer Haltedauer von 12 Monaten

Formations- Periode	Portfeuille	α		β		γ		δ		R_{adj}^2
		MW	t-Wert	MW	t-Wert	MW	t-Wert	MW	t-Wert	
3 Monate	Verlierer	-0,416	-2,01	1,148	9,02	0,920	9,83	0,368	2,35	0,47
	Gewinner	0,398	2,69	1,114	15,92	0,657	4,39	-0,150	-1,55	0,43
	Differenz	0,814	2,64	-0,033	-0,42	-0,263	-1,04	-0,517	-2,48	0,12
6 Monate	Verlierer	-0,703	-4,88	1,139	11,98	0,935	5,17	0,378	2,57	0,34
	Gewinner	0,701	5,64	1,069	15,44	0,635	6,16	-0,137	-2,14	0,39
	Differenz	1,403	5,58	-0,070	-0,24	-0,300	-1,87	-0,515	-1,07	0,20
9 Monate	Verlierer	-0,452	-4,38	1,147	10,62	0,731	5,10	0,268	2,39	0,35
	Gewinner	0,602	5,07	1,074	15,66	0,654	4,77	-0,149	-1,90	0,68
	Differenz	1,053	4,49	-0,073	-0,29	-0,077	-0,24	-0,416	-1,72	0,15
12 Monate	Verlierer	-0,205	-1,67	1,125	11,65	0,887	8,49	0,342	2,27	0,48
	Gewinner	0,443	2,46	1,103	15,34	0,662	4,88	-0,041	-0,37	0,39
	Differenz	0,648	2,42	-0,022	-0,11	-0,225	-1,22	-0,383	-1,29	0,07

daß der Erfolg von Momentumstrategien, der bereits vor der Risikobetrachtung als ökonomisch ausbeutbar einzustufen war, diese Einstufung beibehält.

3. Charakterisierung der Gewinner und Verlierer

Da die Beobachtung des Momenteffekts offensichtlich nur durch eine begrenzte Anzahl von Aktien, die über die Handelsregel selektiert werden, verursacht wird, liegt es nahe, im nächsten Schritt zu analysieren, ob als eine mögliche Gemeinsamkeit dieser Aktien bestimmte Branchen die Ergebnisse treiben. Deshalb wurden die untersuchten Aktien in Anlehnung an die Systematik der CDAX-Subindizes in 16 Branchen untergliedert. Die Analyse zeigt, daß die Branchenzugehörigkeit als Selektionskriterium nicht ausreicht, die Portefeuillestrukturen zu beschreiben. So tauchen zwar Aktien aus dem Bereich der Elektroindustrie und der Textilverarbeitung in den Sieger- und Verliererportefeuilles häufiger auf als in den übrigen 8 Portefeuilles. Zwischen Gewinnern und Verlierern gibt es dabei jedoch keine Unterschiede. Gleiches gilt für Kredit- und Hypothekenbanken, die insgesamt in den Extremportefeuilles unterrepräsentiert sind und sich eher auf die mittleren Portefeuilles verteilen. Chemie- und Versorgungswerte sind in den Verliererportefeuilles unterrepräsentiert, Brauereien in den Gewinnerportefeuilles; aber diese Strukturunterschiede fügen sich nicht zu einem klaren Bild mit signifikanten Differenzen zwischen Siegern, Verlierern und sonstigen Aktien.²⁴ Deshalb richtet sich der nächste Analyseschritt auf einige willkürlich ausgewählte jahresabschlußbasierte Kennzahlen, die u. a. als Bonitätskennziffern in der Wirtschaftspresse häufig zur Erklärung von Kaufempfehlungen herangezogen werden.

Zunächst einige Anmerkungen zur Definition der hier betrachteten Kennzahlen: Die Unternehmensgröße wurde über den logarithmierten Marktwert ($\ln(\text{Marktwert})$) erfaßt, die Eigenkapitalquote (EK-Quote) aus Buchwert des Eigenkapitals zu Bilanzsumme, der Verschuldungsgrad in Jahren aus dem Quotienten von Buchwert des Fremdkapitals und Cash Flow, Aktien mit Verlust sind Unternehmen, die einen Jahresfehlbetrag aufweisen, die Eigenkapitalrendite (EK-Rendite) setzt den Jahresüberschuß ins Verhältnis zum Buchwert des Eigenkapitals, die Dividendenrendite wird über den Quotienten von Dividende und Kurswert der Aktie

²⁴ Auch Grundy und Martin (1998) können für den US-Markt keine Erklärung des Erfolgs von Momentumstrategien durch die Branchenstruktur der Sieger- und Verliereraktien finden.

Tabelle 6
Kennzahlen (Median) von Verlierern, Gewinnern und Gesamtstichprobe.
Basis: Momentumstrategie mit einer Formationsperiode von 6 Monaten

Kriterium	Beginn Formationsperiode			Formationszeitpunkt			Ende Testperiode (1 Jahr)		
	Verlierer	Gewinner	Alle	Verlierer	Gewinner	Alle	Verlierer	Gewinner	Alle
<i>ln (Marktwert)</i>	19,59	19,69	19,71	19,32	19,98	19,73	19,33	20,01	19,81
<i>EK-Quote</i>	28,50 vH	29,88 vH	29,36 vH	28,81 vH	29,40 vH	29,18 vH	28,55 vH	29,33 vH	29,05 vH
<i>Verschuldungsgrad</i>	2,68 J.	1,92 J.	1,82 J.	2,73 J.	1,74 J.	1,97 J.	2,77 J.	1,85 J.	2,01 J.
<i>Aktien m. Verlust</i>	19,07 vH	10,50 vH	9,03 vH	24,08 vH	7,95 vH	9,25 vH	24,81 vH	6,10 vH	9,51 vH
<i>EK-Rendite</i>	6,14 %	8,09 %	7,27 %	5,16 %	8,47 %	7,23 %	5,15 %	8,98 %	7,44 %
<i>Dividendenrendite</i>	2,75 %	3,29 %	3,86 %	2,62 %	3,41 %	3,83 %	2,25 %	3,51 %	3,85 %
<i>KGV</i>	24,59	20,54	24,01	19,63	23,17	23,95	20,45	24,01	24,14
<i>Kurs/Buchwert</i>	2,02	1,91	1,89	1,59	2,47	1,88	1,68	2,42	1,88
<i>Gewinnwachstum</i>	-0,27 %	+14,19 %	+6,75 %	-11,58 %	+18,94 %	+6,71 %	+0,11 %	+15,37 %	+6,74 %

gemessen, das Kurs-Gewinn-Verhältnis (KGV) über den Quotienten aus Kurswert der Aktie und Jahresergebnis je Aktien, das Verhältnis Kurs/Buchwert des Eigenkapitals ist selbsterklärend, und das Gewinnwachstum gibt die Veränderung des Jahresergebnisses für zwei aufeinanderfolgende Geschäftsjahre an.

Die meisten dieser Kennzahlen werden losgelöst von kapitalmarkttheoretischen Modellierungen in den Wirtschaftsseiten der Tagespresse auch herangezogen, um die Angemessenheit eines Aktienkurses zu bewerten und den Risikogehalt bei der Geldanlage in die betrachteten Aktienwerte zu unterstreichen. Somit lassen sich diese Kenngrößen auch als intuitive Risikoindikatoren (in Ergänzung zu den oben präsentierten Modellen zur Risikoadjustierung der Renditen) interpretieren.

Bei der Durchsicht der in Tabelle 6 präsentierten Ergebnisse zeigt sich, daß die Verliereraktien bei der Mehrzahl der Kennzahlen tendenziell riskanter einzustufen sind als die Sieger. Die Ergebnisse weisen also in die gleiche Richtung wie die kapitalmarkttheoretisch fundierten Größen des Abschnitts III.2. Auch in Anbetracht dieser Größen wäre deshalb eher eine Trendumkehr als ein Momentum zu erwarten. So ist bspw. der Verschuldungsgrad der Verlierer höher und die Eigenkapitalquote niedriger als bei Gewinnern, demnach weisen Verlierer ein höheres finanzielles Risiko auf. Die Ergebnisse zeigen auch, daß die Kursbewegungen in der Formationsperiode in Verbindung mit dem veröffentlichten, also historischen Gewinnwachstum stehen. Doch auch in der Folgeperiode haben Gewinner ein über- bzw. Verlierer ein unterdurchschnittliches Gewinnwachstum, was die Existenz eines „Gewinnmomentums“ vermuten läßt.²⁵

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, daß weder aus der Betrachtung von kapitalmarkttheoretisch fundierten noch aus der Analyse von intuitiven Ad-hoc-Risikoindikatoren ein Erklärungsgehalt für den Momentumeffekt gewonnen werden konnte. Dies bedeutet, daß der Momentumeffekt tatsächlich eine noch stärkere Wirkung besitzt, als es die Ergebnisse ohne Risikoadjustierung vermuten lassen.

²⁵ Chan, Jegadeesh und Lakonishok (1996) weisen für den US-amerikanischen Aktienmarkt nach, daß sich der (Preis-)Momentumeffekt partiell durch ein Gewinnmomentum erklären läßt. Für Deutschland ist dieser Effekt bislang noch nicht untersucht worden.

IV. Weiterführende Untersuchungen

Nachdem der Nachweis für einen anhaltenden Erfolg von Momentumstrategien auf dem deutschen Aktienmarkt auch unter Berücksichtigung von zwei verschiedenen Bewertungsmodellen erbracht ist, knüpfen die weiterführenden Untersuchungen in diesem Abschnitt an die Ergebnisse und Hinweise des Abschnitts III.1. an, in dem deutlich wurde, daß die Momentumstrategien zwar insgesamt sehr erfolgreich waren, aber auch gelegentlich mit großem Verlust abgeschlossen hätten. Nachfolgend ist zu zeigen, ob sich Marktphasen und saisonale Kalenderphasen identifizieren lassen, in denen vom Aufbau der Momentumstrategien abgesehen werden sollte, so daß bei einem gezielteren Vorgehen der Erfolg dieser Handelsregeln insgesamt noch verbessert werden kann. Bei vergleichbaren Studien für ausländische Aktienmärkte werden Momentumstrategien meist mit einer 6monatigen Formationsperiode untersucht. Zur besseren Vergleichbarkeit konzentriert sich deshalb auch unsere weitere Analyse auf entsprechende Strategien.

1. Interdependenzen zur Entwicklung des Gesamtmarktes

Bereits in Abschnitt III.2.a) wurde eine positive Korrelation zwischen der Rendite des Marktindex, gemessen über den DAFOX, und dem Erfolg der Momentumstrategie erwähnt. Da in diesem Abschnitt aber die Betrachtung des Aktienrisikos im Mittelpunkt der Analyse stand, wurde dieses Ergebnis, das sich in ähnlicher Form auch schon bei Levy (1967) für den US-amerikanischen Aktienmarkt findet,²⁶ nicht hinsichtlich seiner praktischen Implikationen für Portefeuillestrategien diskutiert, was in diesem Abschnitt nun nachgeholt werden soll. Dabei kann dann auch gezeigt werden, inwieweit die Wahl des Indexes zur Approximation der Gesamtmarktentwicklung die Resultate beeinflusst.

Aus den Ergebnissen in den Spalten 1 und 2 von Tabelle 7 ist ersichtlich, daß bei einer positiven Gesamtmarktentwicklung während der Formationsperiode unabhängig von dem zum Vergleich verwendeten Index²⁷ auch signifikante Überrenditen der Momentumstrategie in der Testperiode zu beobachten waren. Nach einer negativen Marktentwicklung werden im Durchschnitt zwar ebenfalls positive Überrenditen erzielt, die aber kein statistisch signifikantes Niveau erreichen.²⁸ Eine detailliertere

²⁶ Vgl. Levy (1967), S. 605f., und Bromann, Schiereck und Weber (1997), S. 612.

²⁷ Die gleichgerichteten Ergebnisse mit dem DAFOX als Marktindex präsentiert Tabelle 4.

Analyse zeigt, daß die Anwendung der Handelsstrategie direkt nach den drei *Crash*-Situationen 1987, 1990 und 1992 nicht zum Erfolg geführt hat. Diese drei Ereignisse tragen deshalb wesentlich zur Abhängigkeit zwischen Marktentwicklung und Momentumeffekt in unserem Untersuchungszeitraum bei.

Die Ergebnisse der Spalten 3 und 4 belegen, daß der Momentumeffekt unabhängig von der Indexentwicklung in der Testperiode ist, und bestätigen somit das Ergebnis aus Abschnitt III.2., wonach der Erfolg der Momentumstrategie nicht auf ein höheres nicht diversifizierbares Risiko der Gewinner gegenüber den Verlierern zurückzuführen ist, da hierfür in fallenden Märkten eine negative Rendite zu erwarten wäre.²⁹

Tabelle 7

Abhängigkeit des Momentumserfolgs von der Gesamtentwicklung des Aktienmarkts (Referenzindex: DAX, GGI)

6 Monate Haltedauer		Formationsperiode		Testperiode	
		DAX (1)	GGI (2)	DAX (3)	GGI (4)
Index fällt	<i>Renditedifferenz</i>	1,63 %	0,75 %	6,57 %	8,43 %
	<i>t-Wert/Beobachtungen</i>	0,50/15	0,20/16	3,29/15	3,03/15
Index steigt	<i>Renditedifferenz</i>	8,76 %	9,47 %	6,38 %	5,47 %
	<i>t-Wert/Beobachtungen</i>	4,52/31	6,05/30	2,63/31	2,47/31
12 Monate Haltedauer					
Index fällt	<i>Renditedifferenz</i>	6,21 %	9,04 %	7,29 %	10,61 %
	<i>t-Wert/Beobachtungen</i>	1,16/15	1,56/16	2,48/13	3,22/14
Index steigt	<i>Renditedifferenz</i>	15,39 %	14,18 %	14,41 %	13,18 %
	<i>t-Wert/Beobachtungen</i>	5,33/31	5,27/30	4,14/33	3,70/32

²⁸ Vgl. zu den Ergebnissen verschiedener Unabhängigkeitstests für die Renditeentwicklung die Daten der Tabelle A-2 im Anhang.

²⁹ Des weiteren weist der Momentumeffekt eine, wenn auch nur schwache Sensitivität gegenüber der Volatilität des Marktes auf. In ruhigeren Marktphasen beträgt der durchschnittliche Erfolg 15,54 % gegenüber 9,54 % in den Perioden, in welchen die Volatilität oberhalb des Medians lag.

2. Kalenderzeitliche Verteilung der Renditen

Bei allen Untersuchungen zum Momenteffekt am US-amerikanischen Aktienmarkt fällt die spezifische saisonale Verteilung der beobachteten Überrenditen auf. Besonders hohe Gewinne treten insbesondere am Jahresende auf, während nur im Januar die Strategie einen Verlust ausweist.³⁰ In Replikation dieser Studien analysieren wir nachfolgend wiederum Strategien mit 6monatiger Formations- und 12monatiger Testperiode, aber wir beschränken uns hier nicht auf Formationszeitpunkte zu Beginn eines Halbjahres, sondern bilden monatlich Sieger- und Verliererportefeuilles. Dabei kommt es zu überlappenden Formationsperioden und damit zum Verlust der Unabhängigkeit der Beobachtungen. Andererseits kann nur so gewährleistet werden, daß Sieger- und Verliererportefeuilles zum Zeitpunkt der Renditeermittlung nicht immer in der gleichen Phase der Haltedauer betrachtet werden. Durch diese Art der Betrachtung lassen sich saisonale Erklärungsmuster ausgrenzen, die sich bspw. dann ergäben, wenn bei einer Handelsstrategie stets zu Beginn der Haltedauer signifikante Renditedifferenzen auftreten würden.

Wie in Abbildung 1 graphisch dargestellt, ist auch in Deutschland beobachtbar, daß die Überrenditen der Handelsstrategie mehrheitlich im letzten Quartal auftreten (73,90% des gesamten Gewinns der Verliererposition bzw. 50,97% der Gewinnerposition). Besonders augenfällig sind die gegenläufigen Ergebnisse im Februar (Gewinner: -0,38%, Verlierer: 1,44%) bzw. die durchschnittlich positiven Renditen von Verlierern in den Januar- und Juli-Monaten (0,51% und 0,03%). Für das zweite Quartal, in dem mehrheitlich die Geschäftsergebnisse veröffentlicht werden, sind dagegen keine ungewöhnlichen Renditedifferenzen zu beobachten. Dies läßt vermuten, daß die Jahresergebnisse von Siegern und Verlierern zumindest im zweiten Quartal vor ihrer Veröffentlichung nicht anders als bei anderen Aktien antizipiert wurden.

Die Renditeverteilung läßt eine enge Wechselbeziehung zwischen dem Momentum- und dem *Januar-Effekt*, der in Deutschland besonders deutlich im Februar auftritt, vermuten.³¹ Da die saisonale Besonderheit der

³⁰ Vgl. *De Bondt und Thaler* (1985), S. 802, *Davidson und Dutia* (1989), S. 250f., *Chopra, Lakonishok und Ritter* (1992), S. 251, sowie *Jegadeesh und Titman* (1993), S. 80. Vgl. auch den Überblick bei *Stehle* (1997), der sowohl die Literatur mit empirischen Arbeiten zum Januareffekt als auch zum Firm-Size-Effekt enthält. Für den deutschen Markt vgl. *Meyer* (1995).

³¹ Vgl. *Stehle* (1997), S. 247, der trotzdem für eine Beibehaltung des Begriffes plädiert. Für eine Analyse des Einflusses von Januar-Effekt und Size-Effect auf

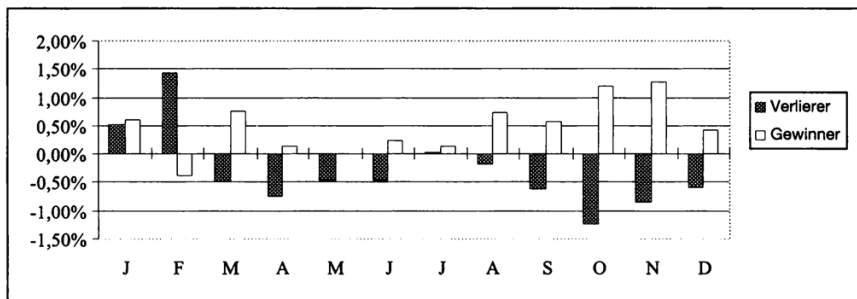


Abb. 1: Monatliche Überrenditen bei 6monatiger Formationsperiode
(Referenz: GGI)³²

Januar-/Februarrenditen insbesondere in Zusammenhang mit unterschiedlich großen Unternehmen (Unternehmensgröße gemessen über die Börsenkapitalisierung) beobachtet wird (*Size-Effect*), spricht man auch vom *January-Size-Effect*.³³ Deshalb soll im nächsten Schritt untersucht werden, inwieweit die saisonalen Renditeschwankungen der Momentumstrategie größenabhängig zu erklären sind.

In den ersten drei Spalten von Tabelle 8 sind die auf 58 von 276 Beobachtungen eingeschränkten Ergebnisse in Abbildung 1 wiedergegeben, bei denen der Median der Börsenkapitalisierung von Verlierern zum Formationszeitpunkt über dem der Gewinner lag. Es zeigt sich, daß der Erfolg der Strategie durch die Restriktion kaum verändert wird. Im nächsten Schritt wird nun die Gesamtstichprobe bezüglich der Börsenkapitalisierung zu Beginn der Formationsperiode in drei gleich große Gruppen aufgeteilt und im Anschluß die Momentumstrategie für jede Größenklasse einzeln durchgeführt. Durch die Reduzierung der Größenunterschiede sollten saisonale Schwankungen erheblich eingeschränkt werden. Die in den Spalten 4 bis 12 dargestellten Ergebnisse zeigen aber,

den Erfolg von Sieger- und Verliererportefeuilles am deutschen Aktienmarkt bei langfristigen Formations- und Testperioden vgl. Meyer (1995).

³² Bei Verwendung des DAFOX als Vergleichsindex bleiben die Ergebnisse qualitativ unverändert, der DAFAX hat allerdings eine im Vergleich zum GGI insgesamt stärkere Performance.

³³ Vgl. Frantzmann (1989), S. 148, der bei der Überprüfung von Januarrenditen den Größeneffekt hinsichtlich „potentieller“ historischer Kursveränderungen kontrolliert. Seine Beobachtungen für den Zeitraum 1970–1985 mit 100 Aktien zeigen im Januar keine signifikanten Ergebnisse. Der Februar wurde in dieser Untersuchung nicht mit einer entsprechenden Methodik überprüft.

Tabelle 8
Monatliche Überrenditen (Referenz: GGI) für unterschiedliche Unternehmensgrößenklassen

	Verlierer > Gewinner			Größenklasse 1/3			Größenklasse 2/3			Größenklasse 3/3		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Verlierer	Gewinner	Differenz	Verlierer	Gewinner	Differenz	Verlierer	Gewinner	Differenz	Verlierer	Gewinner	Differenz
Januar	0,59 %	0,40 %	-0,19 %	2,17 %	1,20 %	-0,97 %	0,52 %	0,39 %	-0,13 %	0,52 %	1,31 %	0,79 %
Februar	0,96 %	-0,80 %	-1,76 %	-0,08 %	0,11 %	0,19 %	1,43 %	0,54 %	-0,90 %	0,72 %	-0,55 %	-1,27 %
März	-1,03 %	0,24 %	1,27 %	0,22 %	0,81 %	0,59 %	-0,51 %	1,01 %	1,52 %	-0,96 %	0,21 %	1,17 %
April	-0,02 %	-0,09 %	-0,07 %	-1,09 %	0,62 %	1,71 %	-0,17 %	-0,05 %	0,11 %	-0,27 %	0,23 %	0,50 %
Mai	-0,33 %	0,68 %	1,01 %	-1,32 %	0,18 %	1,51 %	-1,29 %	-0,39 %	0,91 %	0,05 %	0,65 %	0,60 %
Juni	-0,04 %	-0,32 %	-0,28 %	-2,05 %	-1,13 %	0,93 %	-0,97 %	-0,01 %	0,96 %	-0,53 %	0,64 %	1,16 %
Juli	-0,06 %	0,77 %	0,83 %	-1,24 %	-0,09 %	1,16 %	-0,99 %	-0,10 %	0,89 %	-0,53 %	-0,02 %	0,52 %
August	0,88 %	0,76 %	-0,12 %	0,33 %	1,14 %	0,81 %	0,94 %	1,23 %	0,29 %	0,38 %	1,08 %	0,70 %
September	-0,49 %	0,25 %	0,74 %	-0,15 %	0,82 %	0,97 %	-1,05 %	0,25 %	1,30 %	-0,05 %	0,50 %	0,55 %
Oktober	-1,01 %	0,88 %	1,89 %	-1,05 %	1,29 %	2,33 %	-1,79 %	1,59 %	3,38 %	-1,22 %	0,52 %	1,74 %
November	-1,08 %	0,93 %	2,01 %	-1,73 %	0,60 %	2,33 %	-1,54 %	-0,57 %	0,97 %	-1,40 %	0,25 %	1,65 %
Dezember	-0,23 %	-0,02 %	0,21 %	-1,54 %	-0,66 %	0,88 %	-0,91 %	-0,86 %	0,06 %	-0,78 %	0,10 %	0,87 %

daß ein saisonaler Einfluß weiterhin erhalten bleibt und sogar in der Spannweite tendenziell zunimmt.

Für einen dritten Analyseschritt werden nun zunächst Kontrollportefeuilles unterteilt in Größendezile gebildet. Die in den Spalten 1 bis 3 von Tabelle 9 ausgewiesenen Werte entsprechen größenbereinigten Renditen.³⁴ Trotz der Adjustierung der Renditen bleibt der Januar-Effekt erhalten. Bemerkenswert ist eine umgekehrte Betrachtung der monatlichen Renditen der nach Größendezilen unterteilten Extremportefeuilles (Kontrollportefeuilles). Die Spalten 4 bis 6 zeigen die Ergebnisse für die gesamte Stichprobe. Dabei werden positive Überrenditen von kleinen Aktienwerten im Januar und Februar verbunden mit unterdurchschnittlichen Renditen im Dezember deutlich.

Bei einer Einschränkung der Stichprobe auf Aktien, die bei einer Momentumstrategie mit 6monatiger Formationsperiode in den Dezil-Portefeuilles 4 bis 7 einzuordnen sind, d.h. keine Extremportefeuilles darstellen, ist kein Januar-Effekt beobachtbar. Die Renditedifferenzen von November bis Februar nehmen nur noch mittlere Ränge (4, 6, 7 und 8) unter allen monatlichen Renditezahlen ein. Dadurch zeigt sich, daß die Renditeschwankungen des Momentumeffektes nicht nur größenunabhängig sind, sondern auch, daß der Januar-Effekt durch Aktien mit extremen historischen Renditeunterschieden verursacht wird.

Der Januar-Effekt legt zum einen die Einsicht nahe, im ersten Quartal keine Portefeuilles zur Ausbeutung des Momentumeffektes aufzubauen. Zum anderen stellt sich die Frage, warum die Momentumstrategie in aller Regel zu Jahresbeginn keinen Erfolg verzeichnen kann. Eine plausible Erklärung bietet hier die *Window-Dressing-Hypothese*.³⁵ Diese unterstellt, daß Portfolio-Manager aus Prestigegründen Verliereraktien in ihren Portefeuilles gegen Gewinner austauschen, da die Portefeuillezusammenstellung in den Jahresberichten veröffentlicht wird. Der relevante Stichtag ist das Geschäftsjahresende des jeweiligen Investmentfonds, welches überwiegend am 31. Dezember endet (auch wenn es in Deutschland auch anderslautende Geschäftsjahre gibt). Dies resultiert in einem zusätzlichen Angebot (Nachfrage) von Verlierern (Gewinnern) vor Jahresende. Haugen äußert die Vermutung, daß die Umschichtungen nach Jahresbeginn wieder rückgängig gemacht werden, um Unterbewer-

³⁴ Zur Größenbereinigung wurde von jeder Rendite einer Sieger- und Verliereraktie jeweils der Mittelwert der Renditen aus dem Größendezil abgezogen, in das die einzelnen Aktien eingeordnet sind.

³⁵ Vgl. bspw. Haugen und Lakonishok (1988).

Tabelle 9

Größenbereinigte Monatsrenditen der Momentumstrategie (Spalten 1-3). Nach Monaten aufgeschlüsselte Überrendite (Benchmark: GGI) des vollständigen Kontrollportefeuilles (Spalten 4-6) bzw. des auf Aktien mit durchschnittlicher historischer Kursentwicklung eingeschränkten Kontrollportefeuilles (Spalten 7-9)

Kriterium	Rendite-Momentum (bereinigt um Größe)			Börsenkapitalisierung (alle Aktien)			Börsenkapitalisierung (PF 4-7 Momentumstrategie)		
	Verlierer PF 1 (1)	Gewinner PF 10 (2)	Differenz PF 10-1 (3)	Kleinste PF 1 (4)	Größte PF 10 (5)	Differenz PF 10-1 (6)	Kleinste PF 1 (7)	Größte PF 10 (8)	Differenz PF 10-1 (9)
Januar	0,89%	0,97%	0,08%	0,63%	-0,22%	-0,84%	0,03%	0,11%	0,08%
Februar	1,47%	-0,29%	-1,76%	0,92%	-0,42%	-1,34%	-0,04%	-0,69%	-0,65%
März	-0,37%	0,97%	1,34%	0,61%	-0,30%	-0,92%	0,91%	-0,85%	-1,76%
April	-0,84%	0,07%	0,91%	0,45%	0,19%	-0,26%	-0,97%	0,48%	1,45%
Mai	-1,10%	-0,54%	0,41%	-0,20%	-0,04%	0,16%	1,53%	-0,39%	-1,92%
Juni	-0,39%	0,26%	0,65%	-0,03%	0,70%	0,73%	-0,85%	0,55%	1,41%
Juli	0,42%	0,35%	-0,06%	-0,58%	1,13%	1,71%	-0,88%	0,89%	1,77%
August	0,33%	1,23%	0,90%	0,07%	-0,54%	-0,61%	0,05%	-1,04%	-1,09%
September	-0,82%	0,54%	1,36%	0,75%	-0,49%	-1,25%	0,83%	-0,39%	-1,22%
Oktober	-1,24%	1,44%	2,68%	-0,27%	0,42%	0,69%	-0,15%	0,81%	0,96%
November	-0,55%	1,49%	2,04%	-0,18%	0,92%	1,10%	0,71%	0,59%	-0,12%
Dezember	-0,56%	0,04%	0,60%	-0,64%	1,34%	1,98%	-0,54%	0,71%	1,25%

tungen bei den Verlierern auszunutzen.³⁶ Bei halbjährlicher Berichterstattung bzw. bei einem am 30. Juni endenden Geschäftsjahr dürfte ein ähnlicher Effekt auch zur Jahresmitte zu beobachten sein. Die *Window-Dressing*-Hypothese liefert eine einsichtige Erklärung des vorliegenden Phänomens. Empirisch kann sie jedoch nur in einer abgeschwächten Fassung nachgewiesen werden, wonach keine direkten Umschichtungen vorgenommen werden.³⁷ Ferner bleibt unklar, warum der Januareffekt in Deutschland nicht wie in den USA in den Tagen um den Jahreswechsel besonders deutlich hervortritt.

3. Langfristige Betrachtung

Abschließend soll nun noch analysiert werden, welche Renditedifferenzen sich bei einer langfristigen Betrachtung des Momentumeffekts über die bisherige Grenze der Haltedauer von 12 Monaten hinaus einstellen. Hierbei stellt sich insbesondere die Frage, ob die Überrenditen auf eine Überreaktion zurückzuführen sind und demnach nur einen temporären Charakter besitzen, oder ob die Gewinne der Handelsstrategie eher das Ergebnis einer verzögerten Reaktion auf neu zu verarbeitende Informationen darstellen. Die Ergebnisse einer Betrachtung mit fünfjähriger Haltedauer sind in Abbildung 2 wiedergegeben.

Aus der graphischen Darstellung geht zum einen klar hervor, daß die Überrenditen nur in den ersten 12 Monaten entstehen. Wie im oberen Teil von Tabelle 10 dargestellt, sind danach keine weiteren signifikanten Renditedifferenzen bei Gewinnern oder Verlierern meßbar. Allerdings sind bis zu einer Frist von 3 Jahren nach dem Formationszeitpunkt auch keine Korrekturen zu beobachten und die Überrendite der Gesamtstrategie bleibt bis zu diesem Zeitpunkt signifikant gegen Null abgesichert. Erst nach 3 Jahren kehren sich die Überrenditen, insbesondere der Verlierer, um.

Im Vergleich zu Untersuchungen in den USA und anderen europäischen Ländern erweist sich der Momentumeffekt in Deutschland als langfristig stabil.³⁸ Diese Erkenntnisse stützen die Hypothese einer unterproportionalen, verzögerten Anpassung der Preise an neue Informationen, welche mittelfristig in einem Momentumeffekt zum Ausdruck kommt. Durch die langfristig gegenläufigen Überrenditen kann jedoch

³⁶ Vgl. *Haugen* (1993), S. 675-677.

³⁷ Vgl. *Lakonishok, Shleifer, Thaler und Vishny* (1991) für 769 US-amerikanische Investmentfonds.

³⁸ Vgl. *Jegadeesh und Titman* (1993), S. 83, *Grundy und Martin* (1998) und *Rouwenhorst* (1998).

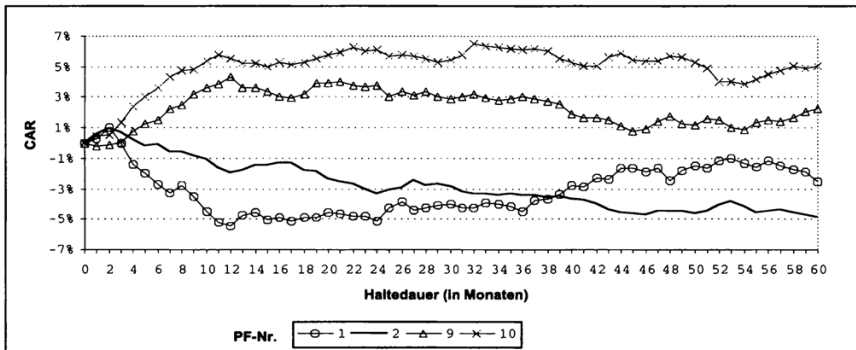


Abb. 2: Kumulierte Überrenditen (CAR) der Momentumstrategie mit 6 Monaten Formationsperiode und Haltedauer bis zu 60 Monate. Referenzindex: GGI.³⁹

nicht ausgeschlossen werden, daß der Erfolg der Momentumstrategie zum Teil auch durch eine Überreaktion verursacht wird.

Um zumindest eine grobe Idee zu bekommen, ob unterschiedliche Arten von Informationen auch spezifische Ausprägungen des Momentumeffekts nach sich ziehen, werden die einzelnen Sieger- und Verliererportefeuilles nochmals anhand der jeweils extremsten Rendite in einem Monat unterteilt. Es wird also für alle Sieger- und Verliereraktien jede einzelne Monatsrendite in den einzelnen Formationsperioden betrachtet. Für die Siegeraktien (Verliereraktien), deren höchste (niedrigste) Monatsrendite über (unter) dem Median liegt, wird angenommen, daß die Information, die diesen Kurssprung ausgelöst hat, öffentlicher Natur war. Bei den anderen Aktien werden Kursreaktionen aufgrund von (zunächst) privaten Informationen unterstellt. Differenziert man derart nach der Anpassungsgeschwindigkeit während der Formationsperiode als Indikator für die öffentliche Bekanntheit der auslösenden Information, dann zeigt sich, daß private Informationen zwar langsamer in die Kursbildung einbezogen werden als öffentliche, aber die Güte der Kursanpassung, verstanden als Ausmaß einer gegenläufigen Kursreaktion in der Folge eines starken Kursanstiegs, vergleichsweise höher ist. Die Ergebnisse im unteren Teil von Tabelle 10 verdeutlichen dies.

³⁹ Bei Verwendung des DAFOX als Vergleichsindex bleiben die Ergebnisse qualitativ unverändert, der DAFAX hat allerdings eine im Vergleich zum GGI insgesamt stärkere Performance.

Tabelle 10
Kumulierte Überrenditen (Referenz: GGI) mit langfristigen Messpunkten

Kriterium der Aktienauswahl	Portefeuille	1.-36. Monat		1.-60. Monat		13.-60. Monat	
		CAR	t-Wert	CAR	t-Wert	CAR	t-Wert
alle Aktien	Differenz	10,57 %	2,83	7,63 %	1,49	-3,35 %	1,56
	Gewinner	6,08 %	2,83	5,04 %	1,60	-0,50 %	-0,55
	Verlierer	-4,49 %	-2,00	-2,58 %	-0,75	2,85 %	1,22
Öffentliche Information	Differenz	7,66 %	1,46	2,79 %	0,57	-7,24 %	-1,79
	Gewinner	6,81 %	1,54	5,94 %	1,47	0,01 %	0,02
	Verlierer	-0,85 %	-0,25	3,15 %	1,34	7,25 %	1,89
Private Information	Differenz	13,47 %	2,43	12,46 %	2,04	0,61 %	0,13
	Gewinner	5,35 %	1,47	4,15 %	1,02	-1,45 %	-1,21
	Verlierer	-8,13 %	-2,41	-8,32 %	-1,74	-2,06 %	-1,31

Nur bei Verliereraktien, die während der Formationsperiode eine hohe Anpassungsgeschwindigkeit aufweisen, werden die relativen Kursverluste der Momentumstrategie langfristig wieder korrigiert. Bemerkenswert ist, daß diese Korrektur überwiegend im Januar und Februar erfolgt, wie dies auch bei den Untersuchungen zum *Overreaction*-Effekt zu beobachten ist.⁴⁰ Für die Gewinneraktien bleibt die in den 12 Monaten der Testperiode erzielte Überrendite auch langfristig bestehen, so daß davon auszugehen ist, daß zumindest bei diesen Aktien die kurzfristig nur verzögerte Anpassung an neue Informationen nicht langfristig in einer Überreaktion und einer Trendumkehr mündet. Eine Handelsstrategie, die sich bei fehlenden Leerverkaufsmöglichkeiten darauf beschränkt, nur in Siegeraktien zu investieren, läuft damit nicht Gefahr, durchschnittlich bei längeren Haltedauern die erzielten Überrenditen wieder anteilig zu verlieren, ein Aspekt, der diese Strategie noch attraktiver und ihren Erfolg noch erklärungsbedürftiger erscheinen läßt.

V. Ausblick

Die Ergebnisse dieser Untersuchung bestätigen den nachhaltigen Erfolg von Momentumstrategien am deutschen Aktienmarkt. Die Erkenntnis, daß bei Berücksichtigung des Renditerisikos die Renditedifferenz zwischen Sieger- und Verlierer-Portefeuilles eher höher ausfällt, führt konsequenterweise zu der Einsicht, daß der Erfolg von Momentumstrategien, der bereits vor der Risikobetrachtung als ökonomisch ausbeutbar einzustufen war, diese Einstufung beibehält. Mit diesem Erfolg wird auch die Frage nach der Erklärbarkeit der gefundenen Überrenditen evident. Da Effizienzmarktthese und CAPM hier offensichtlich scheitern, gilt es, neue Modelle zur Abbildung der gefundenen Renditestrukturen zu entwickeln. Dabei finden insbesondere verhaltenswissenschaftlich fundierte Ansätze, die heute allgemein unter dem Oberbegriff „Behavioral Finance“ subsumiert werden, eine verstärkte Berücksichtigung. Diese Ansätze stellen das Rationalitätspostulat, das in den traditionellen Modellen für die Anlegerentscheidungen zugrunde gelegt wird, in verschiedener Form in Frage und kommen dadurch zu neuen Lösungen. Wie derartige Lösungen aussehen können, soll nun kurz und exemplarisch anhand von drei neueren, diesbezüglichen Modellen kurz angedeutet werden.⁴¹

⁴⁰ Vgl. *De Bondt und Thaler* (1985), S. 799, sowie *Schiereck und Weber* (1995), S. 18.

Barberis, Shleifer und Vishny (1998) basieren ihre modelltheoretische Erklärung des Momentumeffekts auf den zwei psychologischen Erkenntnissen, daß Entscheider zum einen dazu neigen, neue Informationen im Vergleich zu Basiswissen tendenziell überzugewichten. Zum anderen verwenden sie die experimentell belegte Erfahrung, daß Anleger auf der Basis von Aktienkursverläufen grundsätzlich antizyklisch handeln und prozyklische Handelsregeln erst bei der Wahrnehmung von vermeintlichen Trends Anwendung finden. Dementsprechend entsteht kurzfristig eine Unterreaktion auf eine neue Information, wenn Anleger annehmen, daß eine Trendumkehr durchschnittlich wahrscheinlicher ist, und deshalb eine Korrektur erwartet wird. Erst bei Bestätigung bzw. bei mehreren gleichgerichteten Nachrichten schlägt sich die Information dann vollständig in den Aktienkursen nieder und es entsteht ein Momentum.

Auch Daniel, Hirshleifer und Subrahmanyam (1998) erklären den Momentumeffekt über zwei Verhaltensanomalien: Overconfidence und Biased Self-Attribution. Demnach werden die Anlegerentscheidungen durch ein selektives Wahrnehmungsverhalten charakterisiert, bei dem die ursprüngliche Meinung bestätigende Informationen verstärkt wahrgenommen, widersprechende hingegen als eher zufällig abgetan werden. Unter der Annahme, daß Informationen über ein Ereignis zunächst als unpräzise private Signale zur Verarbeitung kommen, entsteht ein Momentumeffekt immer dann, wenn private Signale durch nachfolgende, in ihrer Tendenz bestätigende Informationen bestätigt werden. Die Folge derartiger Informationsstrukturen ist zunächst eine Übergewichtung der Eintrittswahrscheinlichkeit des privaten Signals. Später kehrt sich der Momentumeffekt dann um.

Im Gegensatz zu diesen beiden Modellen nutzt der Ansatz von Hong und Stein (1999) zur Erklärung des Momentumeffekts das Zusammenspiel von zwei Gruppen begrenzt rational handelnder Marktteilnehmer, deren Entscheidungen nicht unbedingt psychologisch bedingten Verzerrungen unterliegen. Kursbewegungen werden in diesem Modell durch private Informationen ausgelöst, die nur im Zeitablauf nach und nach verbreitet werden. Innerhalb der Gruppe der „Newswatcher“, die sich darauf konzentriert, private Informationen auszuwerten, erhält jedes Gruppenmitglied zunächst nur unterschiedliche Teilinformationen, so daß die Aggregation der Gesamtinformation in den Aktienkursen nur in einer Unterreaktion auftritt. Die zweite Gruppe, die sogenannten

⁴¹ Methodisch sind diese Modelle auch als Erweiterung der Noise-Trader-Ansätze zu sehen, wie sie bspw. von *Lakonishok, Shleifer, Summers* und *Waldmann* (1990) entwickelt werden.

Momentum-Händler, konzentriert sich auf die Auswertung von Kursverläufen. Durch die sukzessive Verarbeitung der Teilinformationen erhalten sie aus den Kursbewegungen ein Momentum-Signal, auf das sie handeln und somit die Kursbewegung verstärken. Die Unterreaktion der Newswatcher kann nicht sofort von den Momentum-Händlern zur Arbitrage genutzt werden, da die Strategie der relativen Stärke eine ausreichend lange Kurshistorie benötigt und dementsprechend Momentum-Händler erst verzögert reagieren. Da die Momentum-Händler aber nicht unterscheiden können, inwieweit eine Preisbewegung durch die neue Information oder durch ihre eigenen Handelsaktivitäten induziert wurde, kann es auch in diesem Modell zu einer Überreaktion und anschließender Trendumkehr kommen.

Die hier vorgestellten theoretischen Arbeiten zeigen plausible Erklärungsmuster für den empirisch beobachteten Erfolg von Momentumstrategien. Sie weisen allerdings einerseits einen generellen Mangel an Hypothesen auf, die sich anhand von Kapitalmarktdaten empirisch überprüfen ließen. Somit basiert ihre Evidenz (bislang) ausschließlich auf den Erkenntnissen insbesondere experimenteller Studien, die hier auf den Kontext des realen Kapitalmarktgeschehens übertragen werden. Ein wesentliches Ziel weiterer Analysen zum Verständnis des Erfolgs von Momentumstrategien sollte deshalb in einer noch marktnäheren Überprüfung der in den Modellen unterstellten Verhaltensweisen liegen.

Andererseits wurde bspw. bei der Betrachtung saisonaler Renditemuster aber auch deutlich, daß es sinnvoll ist, bei der Befolgung der Momentumstrategie andere, seit langem bekannte Renditeanomalien nicht unberücksichtigt zu lassen, da diese Anomalien mit Renditemustern verbunden sind, die den Momentumerfolg konterkarieren können.

Anhang

Tabelle A-1
Durchschnittliche Buy-and-Hold-Überrenditen in Abhängigkeit von der Länge der Formations- und der Testperiode
(Referenzindex: GGI)

Formations- Periode	Portfeuille	Haltedauer							
		3 Monate		6 Monate		9 Monate		12 Monate	
Überrendite		arith.	geom.	arith.	geom.	arith.	geom.	arith.	geom.
3 Monate	Verlierer	-0,68%	-0,75%	-1,39%	-1,55%	-1,96%	-2,21%	-3,59%	-4,03%
	Gewinner	0,15%	0,09%	2,04%	1,83%	3,52%	3,19%	4,87%	4,44%
	<i>Differenz</i>	0,82%	0,66%	3,43%	2,91%	5,48%	4,82%	8,47%	7,41%
6 Monate	Verlierer	-0,18%	-0,32%	-2,91%	-3,15%	-3,77%	-4,15%	-6,25%	-6,81%
	Gewinner	0,98%	0,88%	3,52%	3,29%	4,99%	4,71%	6,12%	5,69%
	<i>Differenz</i>	1,17%	0,84%	6,44%	6,14%	8,76%	8,22%	12,36%	11,15%
9 Monate	Verlierer	-1,70%	-1,80%	-3,34%	-3,62%	-5,01%	-5,45%	-4,96%	-5,51%
	Gewinner	1,90%	1,85%	4,36%	4,12%	4,39%	4,13%	5,41%	5,09%
	<i>Differenz</i>	3,60%	3,71%	7,70%	7,69%	9,41%	8,51%	10,37%	9,16%
12 Monate	Verlierer	0,95%	0,78%	-1,75%	-2,01%	-1,41%	-1,91%	-1,23%	-2,28%
	Gewinner	2,11%	1,97%	3,13%	2,96%	4,15%	3,77%	4,90%	4,39%
	<i>Differenz</i>	1,16%	0,66%	4,88%	4,28%	5,56%	4,36%	6,12%	3,81%

Kredit und Kapital 2/2000

Tabelle A-2
Teststatistik zur Unabhängigkeit des Momentumerfolgs von der Aktienmarktentwicklung (Referenzindex: DAX, GGI)

	Formationsperiode			Testperiode		
	DAX (1)	GGI (2)	DAX (4)	GGI (5)	DAX (4)	GGI (5)
<i>6 Monate Haltdauer</i>	SPERMAN'sches rho	0,23	0,22	0,16	-0,07	
	MANN-WHITNEY U	-2,777	-2,560	-0,554	-0,246	
	Wahrscheinlichkeit	0,5 vH	1,0 vH	58,0 vH	80,6 vH	
	KOLMOGOROV-SMIRNOV Z	1,562	1,668	0,754	0,749	
	Wahrscheinlichkeit	1,5 vH	0,8 vH	62,1 vH	61,2 vH	
<i>12 Monate Haltdauer</i>	SPERMAN'sches rho	0,13	0,05	0,12	0,18	
	MANN-WHITNEY U	-1,488	-0,853	-1,330	-0,119	
	Wahrscheinlichkeit	13,7 vH	39,3 vH	18,4 vH	90,5 vH	
	KOLMOGOROV-SMIRNOV Z	0,978	1,062	0,876	0,627	
	Wahrscheinlichkeit	29,5 vH	20,8 vH	42,7 vH	82,7 vH	

Literatur

- Ball, R./Kothari S. P.* (1989): Nonstationary Expected Returns – Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, S. 51–74. – *Barber, B. M./Lyon, J. D.* (1997): Detecting Long-run Abnormal Stock Returns: The Empirical Power and Specification of Test Statistics, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, S. 341–372. – *Barberis, N./Shleifer, A./Vishny, R.* (1998): A Model of Investor Sentiment, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, S. 307–343. – *Bromann, O./Schiereck, D./Weber, M.* (1997): Reichtum durch (anti-)zyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt?, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 49. Jg., S. 1–13. – *Chan, L. K. C./Jegadeesh, N./Lakonishok, J.* (1996): Momentum Strategies, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, S. 1681–1713. – *Chopra, N./Lakonishok, J./Ritter, J. R.* (1992): Measuring Abnormal Performance – Do Stocks Overreact? in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 31, S. 235–268. – *Daniel, K./Hirshleifer, D./Subrahmanyam, A.* (1998): Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, S. 1842–1885. – *Davidson, W. N./Dutia, D.* (1989): A Note on the Behavior of Security Returns: A Test of Stock Market Overreaction and Efficiency, in: *Journal of Financial Research*, Vol. 12, S. 245–252. – *De Bondt, W. F. M./Thaler, R. H.* (1985): Does the Stock Market Overreact?, in: *Journal of Finance*, Vol. 40, S. 793–805. – *Dimson, E.* (1979): Risk Measurement when Shares are Subject to Infrequent Trading, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, S. 197–226. – *Dressendörfer, M.* (1998): Eine empirische Überprüfung des Erfolgs von Momentum- und Contrarian-Strategien am Schweizer Aktienmarkt, Schweizerisches Institut für Banken und Finanzen, Arbeitsbericht, St. Gallen. – *Fama, E. F.* (1997): Market Efficiency, Long-Term Returns, and Behavioral Finance, Working Paper, University of Chicago. – *Fama, E. F./French, K. R.* (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, S. 3–56. – *Fama, E. F./French, K. R.* (1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, S. 55–84. – *Fama, E. F./French, K. R.* (1998): Value versus Growth: The International Evidence, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, S. 1975–1999. – *Frantzmann, H.-J.* (1989): Saisonalitäten und Bewertung am deutschen Aktien- und Rentenmarkt, Fritz-Knapp-Verlag, Frankfurt/Main. – *Frantzmann, H.-J.* (1990): Zur Messung des Marktrisikos deutscher Aktien, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 42. Jg., S. 67–83. – *Göppel, H./Schütz, H.* (1992): Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX): Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung, Diskussionspapier Nr. 162, Universität Karlsruhe. – *Grundy, B. D./Martin, J. S.* (1998): Understanding the Nature of the Risks and the Source of the Rewards to Momentum Investing, Discussion Paper 013-98, Rodney L. White Center for Financial Research, University of Pennsylvania, Philadelphia. – *Haugen, R. A.* (1993): *Modern Investment Theory*, 3. Auflage, Prentice-Hall, Englewood Cliffs. – *Haugen, R. A./Lakonishok, J.* (1988): The Incredible January Effect, Dow Jones-Irvine, Homewood. – *Hong, H./Stein, J. C.* (1999): A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, S. 2143–2184. – *Jegadeesh, N./Titman, S.* (1993): Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency, in: *Journal of Finance*, Vol. 48, S. 65–91. – *Kryzanowski, L./*

Zhang, K. (1992): The Contrarian Investment Strategy Does Not Work in Canadian Markets, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 27, S. 383–395. – Lakonishok, J./Shleifer, A./Thaler, R. H./Vishny, R. (1991): Window Dressing By Pension Fund Managers, in: *American Economic Review*, Vol. 81, S. 227–231. – Lakonishok, J./Shleifer, A./Summers, L. H./Waldmann, R. J. (1990): Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Speculation, in: *Journal of Finance*, Vol. 45, S. 379–395. – Levy, R. A. (1967): Relative Strength as a Criterion for Investment Selection, in: *Journal of Finance*, Vol. 22, S. 595–610. – Meyer, B. (1995): Die langfristige Performance von „Gewinner“- und „Verlierer“-Aktien am deutschen Aktienmarkt, in: *Finanzmarkt und Portfolio Management*, 9. Jg., S. 61–80. – Oehler, A. (1992): „Anomalien“, „Irrationalitäten“ oder „Biases“ der Erwartungsnutzentheorie und ihre Relevanz für Finanzmärkte, in: *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 4. Jg., S. 97–124. – Oehler, A. (1994): Verhaltensmuster individueller Anleger – eine experimentelle Studie, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 46. Jg., S. 939–958. – Oertmann, P. (1994): Firm-Size-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 46. Jg., S. 229–258. – Rouwenhorst, G.K. (1998): International Momentum Strategies, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, S. 267–284. – Schiereck, D./Weber, M. (1995): Zyklische und antizyklische Handelsstrategien am deutschen Aktienmarkt, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 47. Jg., S. 3–24. – Schlag, C./Wohlschließ, V. (1997): Is Beta Dead? – Results for the German Stock Market, Diskussionspapier Nr. 178, Universität Karlsruhe. – Stehle, R. (1997): Der Size-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: *Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft*, 9. Jg., S. 237–259.

Zusammenfassung

Momentumstrategien am deutschen Aktienmarkt: Neue empirische Evidenz zur Erklärung des Erfolgs

Diese Studie analysiert den Erfolg von Momentumstrategien am deutschen Aktienmarkt. Unsere Ergebnisse bestätigen den nachhaltigen Erfolg von Momentumstrategien auch für risikoadjustierte Renditen. Bei Berücksichtigung des Renditerisikos fällt die Renditedifferenz zwischen Sieger- und Verlierer-Portefeuilles sogar eher höher aus. Dabei zeigen die Ergebnisse auffallende saisonale Renditemuster. Mit diesem Erfolg wird auch die Frage nach der Erklärbarkeit der gefundenen Überrenditen evident. Da Effizienzmarktthese und CAPM hier offensichtlich scheitern, gilt es, neue Modelle zur Abbildung der gefundenen Renditestrukturen zu entwickeln. Dafür finden insbesondere verhaltenswissenschaftlich fundierte Ansätze, die heute allgemein unter dem Oberbegriff „Behavioral Finance“ subsumiert werden, eine verstärkte Berücksichtigung. (JEL G 12, G 14)

Summary

Momentum Strategies in the German Stock Market: New Empirical Data Evidencing Success

The present study analyses the success of momentum strategies in the German stock market. Our findings suggest continuing success of momentum strategies in the German stock market also for risk-adjusted returns. When taking account of the returns risk, the differential between winner and loser portfolios tends to be even wider. Here, the results show typically season-specific returns patterns. Moreover, this positive finding gives rise to the question of how to explain the identified excess returns. Since the market efficiency theory and CAPM are apparently of no avail in this regard, there is a need for developing new models reflecting the identified returns structures. To this end, especially behavioral science-based approaches now generally known by the term of "behavioral finance" are increasingly being taken into consideration.

Résumé

Stratégies à très court terme sur le marché allemand des actions: succès expliqué par une nouvelle évidence empirique

Cette étude analyse le succès de stratégies à très court terme sur le marché allemand des actions. Nos résultats confirment le succès persistant de stratégies à très court terme sur le marché allemand des actions, également pour les rendements ajustés au risque. Si l'on considère le risque de rendement, la différence de rendement entre les portefeuilles gagnants et les perdants est même plus élevée. Les résultats indiquent des modèles frappants de rendement saisonnier. Comment expliquer ces rendements supplémentaires? Comme la thèse de l'efficience du marché et le CAPM n'expliquent visiblement pas les structures de rendement trouvées, il faut donc développer de nouveaux modèles. Pour ce faire, on tient de plus en plus compte des approches fondées sur la science du comportement, qui sont reprises aujourd'hui sous le générique «Behavioral Finance».