Erklärt das Zyklusbeta Aktienrenditen?

Von Beatrice Bieri und Klaus Spremann, St. Gallen

Beatrice Bieri, M.A. HSG und Professor Dr. Dr. h.c. Klaus Spremann, beide Schweizerisches Institut für Banken und Finanzen, Universität St. Gallen, Rosenbergstrasse 52, CH-9000 St. Gallen. Wir danken Patrick Scheurle und einem anonymen Gutachter für Hinweise und Verbesserungsvorschläge zu Vorversionen.

Korrespondenz an Prof. Dr. Klaus Spremann, klaus.spremann@unisg.ch

I. Motivation und Problemstellung

In Anlehnung an das Capital Asset Pricing Model (CAPM) werden Kapitalmarktrenditen vielfach mit einem Einfaktormodell erklärt, wobei die Überrendite des Marktportfolios (MKT) als Explanans fungiert. Zur verbesserten Erklärung der mit Aktienanlagen verbundenen Renditen wurde das CAPM verschiedentlich zu Mehrfaktormodellen erweitert. Regelmäßig wird dazu MKT beibehalten und durch weitere Faktoren ergänzt. In der letzten Zeit liegt hierfür, Chen / Roll / Ross (1986) entsprechend, der Fokus auf *makroökonomischen* Variablen.¹ Eine Modellvariante geht auf Fama / French (1993-98) zurück. Sie wählen als weitere Faktoren die Renditen spezieller Long-Short-Portfolios. Konkret führen sie SMB (Small Minus Big) und HML (High Minus Low) ein. Diese Portfolios SMB und HML können, auch wenn Fama / French (1993) von „Änderungen des Investment-Opportunity-Sets“ sprechen, als Repräsentanten der makroökonomischen Situation gesehen werden.

Unsere Arbeit geht zwei Forschungsfragen nach. Erstens greifen wir das Dreifaktormodell mit den Faktoren MKT, SMB und HML auf und kalibrieren es für Schweizer Daten. Auch wenn Fama / French (1998) ihre Ergebnisse von den USA bereits auf 12 andere Länder² übertragen haben, lohnt sich diese Vervollständigung des empirischen Befunds. Denn die internationale Studie berücksichtigt einerseits nur den Faktor HML (der Faktor SMB bleibt unberücksichtigt). Andererseits verwendet die Studie von Fama und French (1998) nur Daten bis 1995³. Unsere Analyse zeigt, dass es in der Schweiz bei Verwendung neuerer Daten keinen HML-Effekt gibt. Zur Erklärung gehen wir auf Bilanzierungsgrundsätze von Industrien ein, in denen die Schweiz stark vertreten ist.

Zweitens fragen wir, ob sich das durch SMB und HML ausgedrückte konjunkturelle Risiko zu einem einzigen Faktor verdichten lässt, der hier mit ZYC für *Zyklusrisiko* bezeichnet wird. Das Exposure gegenüber diesem Faktor ZYC wird *Zyklusbeta* genannt. Wir zeigen Wege für die Definition dieses zyklischen Faktors und kalibrieren die Modelle anhand von Daten für die USA und die Schweiz. Wir klären, ob dieser Faktor ZYC und das Exposure gegenüber ihm, das Zyklusbeta, in einem Einfaktormodell höhere Erklärungskraft aufweisen als das dem CAPM entsprechende Einfaktormodell (mit dem Faktor MKT und dem klassischen Beta oder *Marktbeta* als Exposure).

Die Darstellung ist so organisiert: Der folgende Abschnitt II rekapituliert die Tests zum CAPM und den Weg zur Entwicklung des Dreifaktormodells von Fama und French. Die

¹ Siehe etwa Berry / Burmeister / McElroy (1988) und Bessler / Opfer (2003).

² Japan, Grossbritannien, Frankreich, Deutschland, Italien, Niederlande, Belgien, Schweiz, Schweden, Australien, Hong Kong, Singapur.

³ Auch in der neueren Studie von Fama und French (2006) ist die Schweiz nicht als eigenes Land berücksichtigt.

Abschnitte III und IV behandeln die zwei genannten Forschungsfragen. In III werden die Faktoren SMB und HML präzisiert und interpretiert. Ebenso in III zeigen wir die Ergebnisse des Modells mit den drei Faktoren MKT, SMB und HML für die Schweiz. In IV wird, um SMB und HML zusammenzufassen, ein neues Long-Short-Portfolio definiert, dessen Rendite und deren Renditeschwankungen über die Zeit hinweg das Zyklusrisiko ausdrücken. Sodann wird eine vergleichende Analyse der beiden Einfaktormodelle dargestellt, die einerseits mit diesem ZYC, andererseits mit dem klassischen Faktor MKT gebildet werden. Schließlich nennen wir auch die Gütemaße zum Zweifaktormodell, das MKT und ZYC verwendet.

II. Mehrfaktormodelle zur Erklärung von Aktienrenditen

1. Das CAPM und frühe Kritik

Das Capital Asset Pricing Model (CAPM) gilt weithin als Standardmodell zur Erklärung der mit einer Aktienanlage verbundenen Renditeerwartung. Verbreitet ist seine Verwendung zur Bestimmung risikogerechter Diskontierungen bei der Unternehmensbewertung und der Kapitalkosten im Management.⁴ Das CAPM geht auf Sharpe (1964) und andere zurück und besagt, dass für jede risikobehaftete Investition⁵ folgendes gilt: Die mit der Einzelinvestition verbundene Risikoprämie ist proportional zu ihrem Beta. Das Beta drückt das relative systematische Risiko der Einzelinvestition aus. Der allen Investitionen gemeinsame Proportionalitätsfaktor ist die Risikoprämie des Marktportfolios, deren Bedeutung Tobin (1958) aufgezeigt hat. Die Risikoprämie ist der Unterschied zwischen der erwarteten Rendite und dem Zinssatz.

Das CAPM entspricht einem Einfaktormodell, wenn anstelle von Erwartungswerten der Renditen deren Realisationen in einzelnen Perioden (etwa Monaten oder Quartalen) betrachtet werden. Für jede Einzelinvestition sind die Überrenditen in den betrachteten Perioden proportional zur zeitgleichen Überrendite des Marktportfolios. Die Überrendite einer Periode ist die Differenz zwischen der Rendite dieser Periode und dem Zinssatz.⁶

In diesem Faktormodell kommt ein Fehlerterm hinzu, der als titelspezifisches Risiko bezeichnet wird und ideosynkratisch ist. Das Exposure einer jeden Einzelinvestition ist wieder ihr Beta. In der Schreibweise als Faktormodell besagt das CAPM zweierlei. Erstens gibt es für die Erklärung der Rendite einer Investition (in einer Periode) einen einzigen Faktor, die Rendite des Marktportfolios (jener Periode). Zweitens ist der im Einfaktormodell unerklärte Teil

⁴ Geginat / Morath / Wittmann / Knüsel (2006) legen die Verwendungsbreite dar.

⁵ die in den (oft als „Markt“ angesprochenen) Untersuchungsrahmen einbezogen ist.

⁶ Der Erwartungswert der Überrendite ist gleich der Risikoprämie.

der Variation der Renditen „rein zufällig“ oder „unsystematisch“, weshalb sich dahinter keine weiteren Momente finden lassen, die zusätzliche Erklärungskraft besitzen könnten.⁷

In den Jahren nach seiner Entdeckung wurden zahlreiche empirische Tests für dieses dem CAPM entsprechende Einfaktormodell durchgeführt. Der Faktor, die Überrendite des Marktportfolios, wird üblicherweise mit MKT bezeichnet. Hervorzuheben sind die Tests von Black / Jensen / Scholes (1972) und Fama / MacBeth (1973), die allerdings keinen klaren Schluss zuließen. Abgesehen von Problemen mit den Testdesigns wurden die Schätzprobleme für das „wahre“ Beta gesehen. Sie zeigen sich in einer zeitlichen Instabilität der Betas und führen auch heute noch Anwender dazu, Adjustierungen zu praktizieren.⁸ In den achtziger und neunziger Jahren wurden dann immer mehr Effekte entdeckt, die dem CAPM zu widersprechen scheinen. Zu ihnen gehören Anomalien⁹ sowie die offensichtliche Erklärungskraft für die Rendite, die von mikroökonomischen, das heißt titelspezifischen, Faktoren ausgeht. So wurden betriebswirtschaftliche, also mikroökonomische Kennzahlen als (weitere) erklärende Faktoren herangezogen. Besonders wirksam schienen die Unternehmensgröße (Size-Effekt), der Einfluss der Relation zwischen Buchwert und Marktwert des Eigenkapitals (B/M) sowie das Kurs-Gewinn-Verhältnis (KGV) beziehungsweise dessen Kehrwert E/P (Earnings/Price). Nach dem Size-Effekt haben kleinere Firmen eine höhere Rendite als ihrem Beta und dem CAPM entspricht. Der Größeneffekt geht auf Banz (1981) zurück und ist seither in praktisch allen Ländern bestätigt.¹⁰ Der Einfluss von B/M wurde von Stattman (1980) entdeckt, der des KGV von Basu (1977).

Allerdings war seinerzeit unklar, ob die entdeckten Einflussfaktoren nicht letztlich wieder Proxies für das Beta darstellen, so dass letztlich das CAPM nicht klar widerlegt wurde. Denn immerhin lässt sich das Beta nicht so genau messen. Wenn die Unternehmensgröße, B/M oder das KGV nur wieder das Beta ausdrücken, dann sind entsprechende Zweifaktormodelle genauer, ohne dass dadurch das CAPM widerlegt wird. Warum? Wird das Beta — eine Größe, die sich nur ungenau messen lässt — auf zwei verschiedene Arten geschätzt, erhält man ein genaueres Bild, sofern es aus zweierlei Perspektive bestimmt wird.

2. Die empirische Widerlegung 1986 bis 1992

Ein anderer Ansatz für die Bildung von Mehrfaktormodellen wählt nicht mikroökonomische, sondern makroökonomische Faktoren. Hier gilt die Publikation von Chen / Roll /

⁷ Die moderne Portfoliotheorie zeigt, wie spezifische Risiken, dort als „unsystematisch“ bezeichnet, durch Diversifikation zum Verschwinden gebracht werden können.

⁸ Siehe Blume (1971), Alexander / Chervany (1980).

⁹ Übersichten zu Anomalien bieten Dimson (1988) und Schwert (2003).

¹⁰ Für Deutschland beispielsweise durch Stehle (1997).

Ross (1986) als Pionierarbeit. Die drei Autoren wählen neben MKT, der Überrendite des Marktportfolios, zeitgleiche makroökonomische Größen wie die Wachstumsrate der industriellen Produktion, die Veränderung der Inflationsrate, unerwartete Änderungen des Credit-Spreads und des Term-Spreads. Bei diesen Faktoren konnte niemand mehr behaupten, sie seien titelspezifisch und würden möglicherweise nur eine andere Messung des Betas einer Einzelinvestition ausdrücken. Chen / Roll / Ross (1986) erkennen die Erklärungskraft von makroökonomischen Faktoren, wodurch das CAPM eigentlich widerlegt ist. Ein ähnliches Modell wurde von Bessler / Opfer (2003) für den deutschen Aktienmarkt entwickelt.¹¹ Auch Versuche, das Beta entweder als zeitveränderlich oder als von makroökonomischen Einflüssen abhängig darzustellen, vermochten das CAPM nicht zu retten.¹²

In einer anderen Arbeitsrichtung zeigen Fama / French (1992), dass die Unternehmensgröße nicht als Proxy für das Beta aufgefasst werden kann. Sie führen dazu ein doppeltes Ranking ein, bei dem das Aktienuniversum periodisch neu erstens nach der augenblicklichen Größe der Aktiengesellschaften (in zehn Gruppen) und zweitens nach dem (gleitend geschätzten) Beta hierarchisch wiederum in zehn Gruppen eingeteilt wird. Durch das doppelte Ranking entstehen insgesamt 100 Gruppen. Fama / French (1992) zeigen, dass innerhalb der Größenklassen sogar negative Beziehungen zwischen Beta und der Renditeerwartung auftreten.

Durch die genannten Arbeiten ist für das CAPM und das ihm entsprechende Einfaktormodell eine negative Beurteilung der empirischen Gültigkeit begründet. Auf unternehmensindividueller Ebene ist demnach zumindest die Größe der Gesellschaft von Einfluss auf die Renditeerwartung, eventuell sind es auch B/M und das KGV. Auf volkswirtschaftlicher Ebene haben konjunkturelle Indikatoren Einfluss auf die Renditen.

3. Der Forschungsansatz von Fama und French 1993 bis 1998

Die Arbeit mit Mehrfaktormodellen wurde seither intensiviert. Allerdings ist dabei die Homogenität beziehungsweise Heterogenität der Faktoren zu sehen. Im Einfaktormodell zum CAPM werden Renditen — oder Überrenditen, was im Schrifttum nicht immer eigens hervorgehoben wird — durch Renditen erklärt. Explanans und Explanandum sind ähnlicher Natur. Das lässt ein höheres R^2 vermuten. Banz (1981) hatte noch die Unternehmensgröße durch den Logarithmus der Marktkapitalisierung ausgedrückt, wodurch eine deutliche Heterogenität zwischen diesem Faktor und der zu erklärenden Variablen entsteht. Ähnlich kommen durch die Mehrfaktormodelle, die der Tradition von Chen / Roll / Ross (1986) folgen, zu den beiden Renditen (Explanandum sowie MKT) Faktoren ganz anderer Art hinzu. Das macht verständ-

¹¹ Das Modell von Bessler / Opfer 2003 verwendet diese Faktoren: Term-Spread, Höhe des langfristigen Zinssatzes, Währungsparität zum USD, IFO Geschäftsklimaindex, Deutscher Aktienforschungsindex DAFOX.

lich, dass in diesen Modellen MKT immer noch eine hohe Rolle spielt und die Erklärungskraft der hinzugenommenen makroökonomischen Faktoren demgegenüber zurückfällt, auch wenn sie vorhanden und signifikant ist.

Um diesen nachteiligen Punkt im Modelldesign zu durchbrechen, haben Fama und French (1993) einen besonderen Ansatz vorgestellt, der inzwischen von ihnen und von anderen Forschern ausgebaut wurde.¹³ Fama und French verwenden (neben MKT) als zweiten und dritten Faktor die Renditen gewisser Long-Short-Portfolios aus Aktien. Der Vorteil dieses Wurfs besteht darin, dass nicht nur mit dem ersten, sondern auch mit dem zweiten und dritten Faktor für die zu erklärenden Renditen wiederum Renditen genommen werden. Die Natur der zu erklärenden Variablen und die aller Faktoren stimmen dadurch überein, was ein höheres Bestimmtheitsmaß vermuten lässt. Dem Modell liegt folgende Gleichung zu Grunde¹⁴:

$$P_{k,t} = a_k + b_k \cdot MKT_t + c_k \cdot SMB_t + d_k \cdot HML_t + \varepsilon_t$$

Fama und French (1993) führen als zweiten Faktor die Rendite des Portfolios SMB ein, das für *Small Minus Big* steht. Das ist ein Portfolio, das *long* in Aktien von kleineren Firmen und *short* in Aktien von Unternehmungen mit größerer Marktkapitalisierung ist. Die Rendite dieses Portfolios SMB ist in jenen Monaten positiv, in denen an der Börse kleinere Firmen insgesamt attraktiver erscheinen als größere Gesellschaften. Die Rendite von SMB ist hingegen negativ, wenn die Aktien kleinerer Firmen eher verkauft und die der größeren Firmen gekauft werden. Hat ein einzelner Titel oder ein gewisses Portfolio, etwa ein sektoral gebildetes Portfolio, ein (positives) Exposure gegenüber SMB, dann heißt dies, dass sich dieser Titel oder die Aktien dieses Industrieportfolios am Markt ähnlich verhalten wie kleine Aktien insgesamt — im Unterschied zu den Aktien der großen Unternehmungen. Hinter diesem Faktor SMB steht also eine ökonomische Situation, eine konjunkturelle Phase, in der die kleinen Firmen relativ zu den großen attraktiver sind und sich der zuvor von Banz entdeckte Größeneffekt besonders stark ausdrückt. Auf lange Sicht sollte das Portfolio SMB eine im Durchschnitt positive Rendite zeigen.¹⁵

Als dritten Faktor wählen Fama und French (1993) die Rendite des Portfolios HML, das für *High Minus Low* steht. Es ist *long* in Aktien mit einem hohen Wert der Kennzahl Buchwert zu Marktwert B/M und *short* in Aktien von Unternehmungen mit einem geringen B/M. Anhand der Kennzahl B/M wird oft festgelegt, ob eine Aktie eher ein „Value-Stock“ oder ein „Growth-Stock“ beziehungsweise ein „Glamour-Stock“ ist. Aktien mit einem hohen

¹² Klemkosky / Martin (1975), Bodurtha / Mark (1991), Choudhry (2001).

¹³ So von Carhart (1997), Liew / Vassalou (2000).

¹⁴ $P_{k,t}$ bezeichnet die Überrendite (Rendite minus risikofreier Zinssatz) der Einzelinvestition oder des sektoral gebildeten Aktienportfolios k in der Periode t .

¹⁵ Die Höhe hängt allerdings von der Art ab, nach der kleine und grosse Gesellschaften getrennt werden.

B/M gehören in die Kategorie *Value*: Ihr Marktwert liegt kaum über (oder vielleicht sogar unter) dem Buchwert. Auf der anderen Seite stehen bei HML Aktien mit einer geringen B/M-Kennzahl. Sie haben eine hohe Marktbewertung, weil ihnen enormes Wachstum zugebilligt wird oder weil sie über Markennamen und intellektuelles Kapital verfügen: *Growth* und *Glamour*. Ein geringer B/M kann auch daran liegen, dass der Buchwert aufgrund der Rechnungslegungsvorschriften gering ist. Möglicherweise werden gewisse Vermögenspositionen, die mit Forschung und Wissen zusammenhängen, überhaupt nicht in der Bilanz gezeigt oder sie sind mit einem tiefen Wertansatz aufgenommen.¹⁶ Das Portfolio HML ist also in Value-Stocks investiert; leer verkauft werden Growth-Stocks und Glamour-Stocks. Nach dem von Stattman (1980) entdeckten Book-to-Market-Effekt oder „HML-Effekt“ sollte das Portfolio HML eine positive Rendite erwarten lassen.¹⁷

Das beschriebene und von Fama / French (1993) entwickelte Dreifaktormodell mit den drei Faktoren Marktüberrendite (MKT), Small minus Big (SMB) und High minus Low (HML) konnte gute bis sehr gute Resultate zeigen. Dieses Modell bildet auch die Grundlage für unsere anschließende empirische Untersuchung.

Zuvor seien noch zwischenzeitliche Arbeiten erwähnt. Das Dreifaktormodell wurde von Carhart (1997) mit UMD zu einem Vierfaktormodell erweitert; UMD steht dabei für *Up minus Down* und repräsentiert den Renditeunterschied der Aktien oder Sektoren von Aktien mit positivem Trend zur Rendite von Sektoren ohne ein solches Momentum. Carhart greift auf eine Arbeit von Jagadech / Titman (1993) zurück, die eine Strategie untersucht, bei der *Winner* gekauft und *Loser* leerverkauft werden. Die Identifikation der Faktoren SMB und HML mit konjunkturzyklischen Ereignissen steht im Mittelpunkt der Arbeiten von Vassalou. In Liew / Vassalou (2000) sowie Li / Vassalou / Xing (2006) wird der Zusammenhang zwischen SMB und HML sowie dem Wachsen der industriellen Produktion empirisch geklärt. In Vassalou (2003) wird ein mit HLICI bezeichnetes Long-Short-Portfolio betrachtet, dessen Rendite wiederum als zusätzlicher Faktor dient; HLICI ist long in den Aktien von Unternehmen mit hoher Innovation und short in solchen mit geringen Innovationsausgaben. In einer jüngeren Arbeit haben Fama und French schließlich den Faktor HML durch das Kurs-Gewinn-Verhältnis ersetzt (2006). Die genannten Modifikationen des Modells mit den drei Faktoren MKT, SMB und HML sollen demnach einerseits weitere, als wirksam erkannte Stile erfassen (UMD, Winner und Loser, HLICI), andererseits den Zusammenhang zwischen den

¹⁶ Typische Assets, die in diese Kategorie fallen sind immaterielle Werte wie Marken, Forschung und Entwicklung oder Patente, welche nicht aktiviert werden dürfen, weil sie entweder selbst erstellt sind oder der zukünftige wirtschaftliche Nutzenzufluss unsicher oder in seiner Höhe nicht bestimmbar ist.

¹⁷ Wie bei SMB hängt auch bei HML die Höhe der Renditen und der Renditeerwartung von der genauen Klasseneinteilung ab.

Renditen der verwendeten Long-Short-Portfolios SMB und HML sowie Phasen im (unsicheren) Konjunkturzyklus herstellen.

III. Das Dreifaktormodell für den Schweizer Aktienmarkt

1. Definition von SMB und HML

Um die Faktoren SMB und HML für die Regressionen zu bilden, teilen Fama und French (1993) die an der NYSE, Amex und NASDAQ gehandelten Aktien in Gruppen ein, die nach den beiden Kriterien Größe (Marktkapitalisierung) und B/M gebildet werden. Der Median der an der NYSE gehandelten Aktien wird gewählt, um im Universum (NYSE, Amex und NASDAQ) die kleinen (Gruppe S) von den großen Firmen (Gruppe B) zu trennen.¹⁸ Dieses Ranking unterscheidet mithin zwei Gruppen. Parallel dazu wird das Universum nach der Kennzahl B/M in drei Gruppen unterteilt. Die Grenzen bilden das 30%-Quantil und das 70%-Quantil der NYSE-Aktien hinsichtlich ihres Book-to-Market. Die Gruppe der Aktien mit der kleinsten B/M-Ratio wird mit L bezeichnet (Glamour-Stocks), die mittlere Gruppe mit M und die Gruppe der Aktien mit der höchsten B/M-Ratio (Value-Stocks) mit H.

In der Kombination der beiden Rankings entstehen sechs Gruppen, siehe Abbildung 1. Beispielsweise ist SH die Gruppe der Aktien des Universums, die sowohl zu S als auch zu H gehören (kleine Value-Stocks). BL ist die Gruppe der Aktien, die sowohl groß sind als auch eine geringe B/M-Kennzahl aufweisen. BL umfasst also die großen Growth-Stocks. Obwohl alle sechs Gruppen oder Portfolios in der Illustration als gleich groß dargestellt sind, enthalten sie unterschiedlich viele Titel und selbstverständlich ändert sich ihre Zusammensetzung über die Zeit hinweg. Vor allem in der linken Spalte (bei den kleinen Unternehmen) sind im allgemeinen wesentlich mehr Firmen als in der rechten Spalte (bei den großen Unternehmen). Die Zusammensetzung der sechs Gruppen wird jedes Jahr (anhand der Gegebenheiten Ende Juni) neu bestimmt.

¹⁸ Da die meisten Unternehmen, welche an der Amex und am NASDAQ gehandelt werden, ihrer Marktkapitalisierung nach kleiner sind als diejenigen, die an der NYSE gehandelt werden, sind in der Gruppe der Kleinen mehr Titel als in der Gruppe der Großen. Obwohl etwa $\frac{3}{4}$ aller Unternehmen nach dem Median-Kriterium zu den Kleinen gezählt werden, weist die Gruppe der Kleinen insgesamt einen deutlich tieferen Marktwert auf als die Gruppe der Großen — daher ist das Portfolio SMB nicht exakt marktneutral (im Sinne eines Betas gleich null).

Abbildung 1: Die sechs Portfolios nach Fama und French (1993)

Für jede der sechs Unternehmensgruppen oder Portfolios wird für jeden Monat des Untersuchungszeitraums die mit den Marktwerten der jeweiligen Aktien gewichtete Rendite berechnet. Der Faktor SMB wird nun so definiert: Vom arithmetischen Durchschnitt der Renditen der drei Portfolios SH, SM, SL wird der einfache Durchschnitt der Renditen der drei Portfolios BH, BM und BL subtrahiert. Die Rendite HML berechnet sich, indem man vom arithmetischen Durchschnitt der beiden Portfolios SH und BH das Mittel der Renditen der Portfolios SL und BL abzieht.¹⁹ Formal geschrieben berechnen sich die Faktoren, also die Renditen SMB_t und HML_t im Monat t wie folgt:

$$SMB_t = \frac{1}{3} \cdot (SH_t + SM_t + SL_t) - \frac{1}{3} \cdot (BH_t + BM_t + BL_t)$$

$$HML_t = \frac{1}{2} \cdot (SH_t + BH_t) - \frac{1}{2} \cdot (SL_t + BL_t)$$

2. Ökonomische Bedeutung von SMB und HML

Fama und French haben sich nur knapp dazu geäußert, was die beiden Faktoren SMB und HML ausdrücken. Sie sprechen von Veränderungen bei den Anlagemöglichkeiten, von Änderungen des „Investment Opportunity Sets“. Da in ihrer Untersuchung ein Exposure gegenüber SMB und HML mit einer positiven Prämie verbunden ist, kam sofort die Interpretation auf, dass die Faktoren SMB wie HML besondere „Risiken“ ausdrücken, deren Tragen im Kapitalmarkt mit Prämien verbunden sei. In beiden Fällen wurde dabei an ein „Konkursrisiko“ gedacht. Die Möglichkeit solchermaßen tiefer Verluste wurde auch von anderen Autoren herangezogen, darunter von Rietz (1988) und von Barro (2005), um (auf aggregierter Ebene

¹⁹ Bei der Definition von HML bleiben also SM und BM ausser Betracht.

nationaler Märkte) Risikoprämien zu erklären, insbesondere die beachtliche Höhe der Risikoprämie von Aktien gegenüber derjenigen von Bonds.²⁰

Hinsichtlich der kleinen Firmen wurde das Risiko darin gesehen, dass sie meist zu stark von einem einzigen Produkt abhängen und daher — leichter als eine größere Unternehmung, die meistens diversifizierter ist — aufgrund von Fehlern oder bei einem Rückgang der Nachfrage in finanzielle Schwierigkeiten kommen können. Andererseits können kleinere Unternehmungen ausgeprägter als Grossunternehmen gewinnen, wenn sich (für sie) das wirtschaftliche Umfeld verbessert. Das deutet darauf hin, dass der Faktor SMB eine Unsicherheit hinsichtlich des konjunkturellen Verlaufs ausdrücken könnte.

Unternehmen mit einem hohen B/M haben in der Regel kaum intellektuelles Kapital. Diese Value-Stocks haben oftmals nicht zuletzt deshalb eine tiefe Bewertung, weil sie kaum über einen Markennamen verfügen, die Organisation und Marktdurchdringung schwach sind und weil sie sich vielleicht neu orientieren müssen und sich in einer Restrukturierung befinden. Solche Manöver gelingen eher, wenn das allgemeine wirtschaftliche Umfeld positiv ist, wenn also die Wirtschaft gut läuft. Restrukturierungen scheitern eher, wenn die allgemeine wirtschaftliche Lage rezessiv wird. Firmen mit einer hohen B/M sind besonders gefährdet, wenn sie Abschreibungen vornehmen müssen. Dies kann durch einen konjunkturellen Absatzrückgang erforderlich werden, wenn dadurch Produktionskapazitäten und andere Aktiva entwertet werden.

Jedenfalls muss bei den kleinen Firmen (mehr als bei den großen Gesellschaften) deutlicher mit einem „Auf und Ab“ gerechnet werden. Ebenso muss bei den Unternehmungen mit einer hohen B/M-Kennzahl (mehr als bei denen mit einem geringen B/M) deutlicher mit einem „Auf und Ab“ gerechnet werden. Allerdings ist dieses „Auf und Ab“ bei beiden Portfolios SMB und HML wie ausgeführt mit der Konjunktur assoziiert, also *zyklisch*. Es ist folglich nicht bereits durch das tägliche „Auf und Ab“ des Marktportfolios erfasst, das vor allem nicht-zyklische Ursachen hat. So drückt der Faktor HML wohl ebenso gewisse Aspekte der Unsicherheit des Konjunkturverlaufs aus, wenngleich etwas andere als SMB. Cochrane (1999, 2005) argumentiert, dass SMB und HML Änderungen des gesamtwirtschaftlichen Konsums repräsentieren. Liew / Vassalou (2000) verbinden SMB und HML hingegen eher mit dem Wachstum der volkswirtschaftlichen Produktion. Chen, Petkova und Zhang (2006) stellen wiederum fest, dass die Renditen für HML in Zeiten einer guten Wirtschaftsentwicklung kleiner sind als in schwierigen wirtschaftlichen Zeiten. Damit sind SMB und HML Faktoren, die beide Zyklizität im Sinne einer Kovarianz zwischen den Renditeschwankungen und den konjunkturellen Schwankungen ausdrücken, wenngleich auf unterschiedliche Weise. Es bietet

²⁰ Das ist das Risikoprämien Puzzle.

sich als Hypothese an, dass SMB besonders im frühen Aufschwung positiv ist, während HML eher als spätzyklischer Indikator zu sehen ist. Jedoch steht eine klare Assoziation der Renditen von SMB und HML mit konkreten Konjunkturindikatoren noch aus.

Die Frage, warum im Kapitalmarkt mit der Übernahme und dem Tragen dieser Konjunkturschwankungen eine (zusätzliche) Prämie assoziiert sein soll, hat Cochrane (1999, 2005) mit einer theoretisch geführten Überlegung beantwortet: Viele Finanzinvestoren sind bereits einem konjunkturellen Risiko ausgesetzt (Arbeitsplatzrisiko, Auftragseingänge bei einem Unternehmer). Oder sie haben Präferenzen und Konsumgewohnheiten, aufgrund derer ein glatter Konsumstrom höheren Nutzen bewirkt. Aus beiden Gründen wünscht diese Mehrheit Anlageinstrumente, deren Renditen keine oder vielleicht sogar eine negative Kovarianz mit der Realwirtschaft aufweisen (wie das bei Staatsanleihen der Fall ist). Daher werden von Personen, die bereits ein zyklisches Exposure haben, Instrumente und Portfolios mit einer positiven Kovarianz zur Realwirtschaft, wie es SMB und HML sind, gemieden. Das Kursniveau der entsprechenden Aktien ist daher tief und die Renditeerwartung folglich hoch.

3. Design der empirischen Untersuchung für den Schweizer Aktienmarkt

Die Ausgangsdaten für unsere empirische Untersuchung bilden alle Aktien des Swiss Performance Index (SPI).²¹ Der schweizerische Aktienmarkt weist im Vergleich zum amerikanischen Aktienmarkt eine Besonderheit auf: In der Schweiz gibt es einige wenige Unternehmen, die im Vergleich zu den anderen Unternehmen eine sehr hohe Kapitalisierung aufweisen. So machen die größten vier Titel (Novartis, Nestlé, Roche, UBS) zusammen mehr als 50% der Kapitalisierung des SPI aus, während sich die kleinsten 214 Titel nur 22% der Kapitalisierung des SPI teilen²². Der Zeitraum für die Analyse umfasst die sieben Jahre 2000 bis 2006 mit monatlichen Daten, so dass die Längsschnittregressionen auf 84 Datenpunkten beruhen. Ein ganzer Konjunkturzyklus ist erfasst.

Wie bei Fama und French werden für die Bestimmung von SMB und HML mit dem Marktwert gewichtete Renditen verwendet. In Analogie zu ihren Studien haben wir für die Bildung der Grenzen zwischen den Portfolios nicht alle im SPI berücksichtigten Aktien, sondern den Median und die Quantile des Swiss Market Index (SMI) verwendet. Zur Gruppe B gehören somit alle Aktien von Unternehmen, die eine höhere Marktkapitalisierung als der Median des SMI aufweisen. Die restlichen Aktien bilden die Gruppe S. Auf diese Weise sind auch in der Schweiz in der Gruppe der Kleinen der Anzahl nach viel mehr Titel enthalten als in der Gruppe der Grossen. Zur Gruppierung nach der B/M-Ratio haben wir entsprechend das

²¹ Der SPI enthielt zwischen 281 und 225 Titel in den Jahren 2000 bis 2006.

²² Vgl. Swiss Exchange (2007).

30%-Quantil und das 70%-Quantil der SMI-Aktien für die Grenzziehung definiert. Alle Aktien des SPI werden sodann einem der sechs Portfolios SH, SM, SL, BH, BM, BL zugeteilt. Aufgrund der wenigen, sehr großen Gesellschaften bewegt sich die Anzahl der in diesen sechs Gruppen enthaltenen Aktien zwischen einem und 171 Titeln. Die Gruppenzugehörigkeit wird jährlich neu bestimmt. Die Renditen SMB und HML wurden wie zuvor gezeigt berechnet.

Die Renditen von SMB und HML zeigen in den einzelnen Monaten größere oder kleinere Schwankungen. Abbildung 2 verdeutlicht den Verlauf der monatlichen Renditen von SMB und HML. Zwischen Januar 2000 und Juli 2003 schwanken SMB und HML stärker als danach und auch die Korrelation ändert sich. Anfangs sind SMB und HML negativ, später positiv korreliert. Eine mögliche Erklärung dafür könnte in der gesamtwirtschaftlichen (weltweiten) Entwicklung liegen: Während in der Zeit zwischen 2000 und 2003 das Bruttoinlandprodukt in der Schweiz stagnierte oder sogar leicht rückläufig war²³ und beträchtliche Unsicherheit über die Zukunft herrschte, zeigt sich ab 2003 zunehmend ein Aufwärtstrend mit allgemein positiven Erwartungen bezüglich der Realwirtschaft.

Abbildung 2: Monatliche Renditen von SMB und HML

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der Regressionen mit dem Dreifaktormodell. Es werden die Renditen („time variation“) der sechs zuvor definierten Portfolios erklärt. Die Konstante ist mit a_k und die Sensitivität gegenüber dem Faktor MKT ist mit b_k bezeichnet (in Anlehnung an das traditionelle Beta). Das Exposure gegenüber dem Faktor SMB ist c_k , dasjenige gegenüber HML mit d_k bezeichnet. Die t-Werte sind kursiv.

²³ Vgl. Staatssekretariat für Wirtschaft, SECO (2007).

Portfolio	a_k (Konstante)	b_k	c_k	d_k	R^2 adj.
SH	0.001	0.874	0.537	0.249	0.914
	0.928	27.652	13.626	5.979	
SM	-0.001	1.085	0.624	0.239	0.889
	-0.511	24.299	11.219	4.065	
SL	0.000	1.429	1.091	-0.280	0.849
	0.092	17.469	10.707	-2.598	
BH	0.000	1.526	-0.033	0.712	0.837
	0.002	18.961	-0.326	6.715	
BM	-0.001	1.059	-0.024	0.135	0.882
	-0.531	24.643	-0.456	2.395	
BL	0.002	0.924	-0.631	-0.677	0.870
	0.947	19.093	-10.473	-10.625	

Tabelle 1: Ergebnisse der Längsschnittregressionen

Aus der Tabelle ist zu erkennen, dass das Dreifaktormodell auch für die Schweiz sehr gute Ergebnisse liefert. Die adjustierten Bestimmtheitsmasse liegen zwischen 84% und 91%. Sie sind deutlich denjenigen überlegen, die das dem CAPM entsprechende Einfaktormodell hat (welches den Faktor MKT und das durch Beta ausgedrückte Exposure verwendet).

Mit der Arbitrage Pricing Theory (APT) können nun aus den Koeffizienten die Risikoprämien ermittelt werden. Die Schätzung der Risikoprämien, die mit den Faktoren MKT, SMB und HML verbunden sind, wird mittels der durchschnittlichen Überrenditen der sechs Portfolios vorgenommen. Zum Ergebnis: Die Risikoprämien betragen für MKT 0.637% auf Monatsbasis, also 7.64% per annum. Für SMB wird die Risikoprämie mit 0.359% (Monatsbasis), also 4.31% auf Jahresbasis geschätzt. Die Prämie von SMB bleibt auch dann positiv (mit noch 1.06% auf Jahresbasis), wenn anstatt mit kapitalisierungsgewichteten mit ungewichteten Renditen gerechnet wird. Die mit HML in der Schweiz verbundene durchschnittliche monatliche Überrendite ist hingegen negativ, -0.093% (Monatsbasis), -1.12% (Jahresbasis), was überraschen dürfte.²⁴

4. Kein HML-Effekt in der Schweiz?

Die Prämie für SMB (4.31% per annum) ist also auch in der Schweiz positiv. Dies steht im Einklang mit den Studien zu den anderen Ländern und lässt darauf schließen, dass erstens auch in der Schweiz das Risiko einer starken Verschlechterung der wirtschaftlichen Lage für kleine Firmen höher als für große Unternehmungen ist, und dass zweitens Finanzinvestoren diese Gefahr sehen und dafür eine Risikoprämie verlangen.

²⁴ Würde man mit ungewichteten Renditen rechnen, würde sich eine positive Prämie für HML von 2.25% auf Jahresbasis ergeben.

Dem gegenüber liefern die Berechnungen für HML eine negative Prämie. Es gibt also in der Schweiz, bezogen auf das untersuchte Zeitfenster, keinen HML-Effekt — um nicht zu sagen, er sei negativ. Jedenfalls rentieren Glamour-Stocks nicht weniger als Value-Stocks. Dieser empirische Sachverhalt kann verschiedene Ursachen haben. Eine Erklärung liegt in sehr guten Resultaten einiger Pharmaunternehmen, darunter dem Indexschwergewicht Roche. Aufgrund der Rechnungslegungsvorschriften haben Pharmaunternehmen einen tiefen B/M: Forschungsarbeiten werden nicht aktiviert. Pharmaunternehmen werden daher in die Gruppe Glamour eingeteilt, doch sie zeigen im Konjunkturzyklus ein anderes Verhalten als die typischen Glamour- und Growth-Stocks.

Auf der anderen Seite stehen in HML Banken. Die Finanzindustrie hat in der Schweiz bekanntlich ein ebenso herausragendes Gewicht wie die Pharmaindustrie. Gemessen an ihrem Marktbeta bieten Banken hohe Renditen und ihr B/M ist typischerweise hoch. Banken zeigen in ihrer Bilanz auf der Aktivseite vor allem kurzfristige Guthaben bei anderen Banken sowie langfristige Forderungen (Hypotheken) gegenüber Kunden und Kapitalmarktteilnehmern. Diese Vermögenspositionen erfüllen die Aktivierungskriterien²⁵ und werden bilanziert. Sollten plötzlich Abschreibungen erforderlich werden (wie die Subprime Krise unterstreicht), dann kann schnell ein Financial Distress eintreten. Denn Abschreibungen verringern das bilanzielle Eigenkapital und können im Hinblick auf die Regulierung (Basel II) zur Situation führen, dass schnell neue Eigenkapitalgeber eingebunden werden müssen. Diese Gefahren erklären die hohen Risikoprämien, die mit Banken verbunden sind.

Man würde daher vermuten, dass die Gruppe der Unternehmen mit hohem B/M eher weniger rentiert, wenn die Banken aus dem Sample entfernt werden. Das ist in der Tat der Fall. Die mittlere Rendite von HML mit Banken beträgt -1.12% per annum, die ohne Banken -3.25% und ist damit geringer. Zur Ergänzung: Die mittlere SMB-Rendite mit Banken beträgt 4.31% per annum, ohne Banken 5.12%.

Eine weitere Erklärung des ausbleibenden HML-Effektes kann statistisch-technischer Natur sein und in der Gewichtung der Renditen liegen. Die Renditen werden, Fama und French folgend, innerhalb der sechs Gruppen (Abbildung 1) mit ihrem Marktwert gewichtet. Wie erwähnt, gibt es in der Schweiz wenige große Firmen, die über die Hälfte der gesamten Marktkapitalisierung ausmachen. Somit kann es sein, dass letztlich einige wenige Firmen die Entwicklung von HML beeinflussen. Wir haben in einer Alternativrechnung die Rendite von HML aufgrund ungewichteter Renditen ermittelt. Dann folgt eine positive Prämie von 2.25%

²⁵ Ein Vermögensgegenstand (materiell oder immateriell) darf dann aktiviert werden, wenn aus der Ressource ein zukünftiger wirtschaftlicher Nutzenzufluss zu erwarten ist, dieser wahrscheinlich ist und verlässlich bewertet werden kann und wenn die Ressource aufgrund eines Ereignisses in der Vergangenheit in der Verfügungsmacht des Unternehmens steht (IAS F.49a, IAS F.83).

auf Jahresbasis. Dieses statistisch-technische Argument stützt die zuvor erläuterte Argumentation der Rechnungslegung in Banken und Pharmaunternehmen.

In der Schweiz gibt es aber keine Hinweise auf einen Unterschied im Kovarianzrisiko zwischen Unternehmen mit hoher und solchen mit tiefer B/M-Ratio. Diejenigen Unternehmen, die in die Kategorie der hohen B/M-Ratio fallen und gemäß den Berechnungen von Fama und French eine Prämie bieten sollen, sind in der Schweiz vor allem die Banken. Da sich die Schweiz durch Sicherheit und Stabilität in wirtschaftlicher und politischer Sicht auszeichnet²⁶, empfindet der Investor, der in Schweizer Unternehmen mit einer hohen B/M-Ratio investiert, dies nicht als zusätzliches Risiko. Selbstverständlich könnten Ereignisse, wie die Sub-Prime-Crisis, die Erwartungshaltung nachhaltig ändern.

Zusammenfassend zeigt unsere Untersuchung, dass das Modell mit den drei Faktoren MKT, SMB, HML ebenso wie im amerikanischen auch im schweizerischen Aktienmarkt die Renditen deutlich besser erklären kann als das Einfaktormodell mit dem Faktor MKT. Die eben gebrachten Argumente unterstreichen indessen, dass in der Schweiz und möglicherweise ebenso in anderen Ländern mit „vorsichtiger“ Bilanzierung und spezieller Wirtschaftsstruktur (hier: Banken, Pharma) die Kennzahl B/M keine besonderen Hinweise auf ausgeprägte, mit einer Prämie verbundene Kovarianzrisiken darstellt. So wird verständlich, dass zunehmend das KGV anstelle von HML favorisiert wird.²⁷

IV. Marktbeta versus Zyklusbeta in Einfaktormodellen

Die zweite der aufgeworfenen Forschungsfragen lautet: Wenn SMB und HML beide etwas ähnliches ausdrücken, nämlich das „konjunkturelle Risiko“, wenngleich in einer jeweils spezifischen, heute noch nicht genau bekannten Akzentuierung, dann sollten sie sich zu einem einzigen Faktor zusammenfassen lassen. Dieser eine „konjunkturelle“ Faktor könnte neben MKT in einem Zweifaktormodell oder sogar als Alternative zu MKT in einem Einfaktormodell Erklärungen der Renditen erlauben. Für eine Aggregation von SMB und HML zu einem Faktor bieten sich mehrere Vorgehensweisen an. Wir verzichten auf eine Faktorenanalyse, weil sie zwar auf statistisch optimale aber oft wenig interpretierbare Faktoren führt. Stattdessen greifen wir auf die Konstruktion von SMB und HML aus den sechs Portfolios zurück, die mit dem doppelten Ranking nach Size und nach B/M erzeugt werden. Wir erzeugen aus diesen sechs Portfolios einen zyklischen Faktor ZYC, so dass er Aspekte von SMB und von HML in sich vereint. Der Faktor ZYC wird so definiert, dass er das zu einer eindimensionalen Größe vereinfachte zyklische Risiko oder kurz *Zyklusrisiko* wiedergibt, das sich, bei zweidimensionaler Sicht einerseits im Unterschied von S zu B und andererseits im Unterschied von

²⁶ Vgl. DZ Privatbank (2007).

²⁷ Hierzu auch Fama und French (2006).

H zu L zeigt. In der vorgeschlagenen Zusammenfassung wird ein Long-Short-Portfolio betrachtet, das long in SH und SM ist und das short in BM und BL ist:

$$ZYC_t = \frac{1}{2} \cdot (SH_t + SM_t) - \frac{1}{2} \cdot (BM_t + BL_t)$$

Durch diese Festsetzung wird dem Einfluss der Unternehmensgröße etwas mehr Gewicht gegeben als dem Einfluss der B/M-Ratio auf ZYC. Eine Alternative zu unserer Festsetzung bestünde darin, den zyklischen Faktor als Rendite eines Portfolios festzusetzen, das long in SH, SM und BH ist sowie short in BM, BL und SL.

Das Exposure oder die Sensitivität einer Aktie oder eines Portfolios hinsichtlich des Zyklusrisikos ZYC werde *Zyklusbeta* genannt und mit c bezeichnet. Im Unterschied zu den vorherigen Längsschnittregressionen werden die nachstehenden Ergebnisse durch Querschnittregression mit den sechs Portfolios SH, SM, SL, BH, BM und BL gewonnen. Wir betrachten nun Modelle, die ZYC verwenden. Einerseits wird ein Zweifaktormodell untersucht, das MKT und ZYC als zwei Faktoren besitzt. Andererseits wird ein Einfaktormodell betrachtet, das ZYC als einzigen Faktor aufweist. Wir beginnen mit dem Einfaktormodell mit ZYC und vergleichen es mit dem Einfaktormodell, das MKT als Faktor hat. Dazu werden die konkurrierenden Regressionsgleichungen untersucht:

$$P_{k,t} = b_k \cdot MKT_t + \varepsilon_t$$

$$P_{k,t} = c_k \cdot ZYC_t + \varepsilon_t$$

Zur Darstellung der Ergebnisse konzentrieren wir uns auf eine grafische Interpretation. Die Abbildung 3 zeigt die Erklärung der Überrenditen durch das Marktrisiko MKT als Faktor (links) und durch das Zyklusrisiko ZYC als Faktor (rechts) im Vergleich. Deutlich zu erkennen: Das Zyklusrisiko ZYC kann Renditeunterschiede zwischen Portfolios besser erklären (Bestimmtheitsmaß 71%) als das Marktrisiko MKT (Bestimmtheitsmaß 29%). Allerdings ist dies anzumerken: Wir untersuchen die Störterme nicht näher. Es besteht somit die Möglichkeit im Querschnitt korrelierter Störterme. Wäre das der Fall, könnten beide Standardfehler unterschätzt werden. Zwar wäre OLS weiterhin konsistent, jedoch nicht mehr effizient. Im Fall im Querschnitt korrelierter Störterme könnten die ermittelten Bestimmtheitsmasse daher Verzerrungen aufweisen. Eine zweite Bemerkung betrifft ein alternatives Untersuchungsdesign: Durchaus bieten sich für den Gütevergleich Längsschnittregressionen an, so dass die Güte der Regressionen im Querschnitt anhand der jeweiligen Regressionskonstanten beurteilt werden könnten.²⁸

²⁸ Vergleiche Fama und French (1993), Seiten 31 und 35.

Abbildung 3: Vergleich zwischen Marktbeta und Zyklusbeta (CH)

Um weiters einen Vergleich mit dem amerikanischen Aktienmarkt zu ermöglichen, wurden die Querschnittsregressionen für US-Daten gerechnet (Abbildung 4). Wie im Schweizer Markt kann das Zyklusrisiko ZYC auch im amerikanischen Markt die Renditeunterschiede zwischen den Portfolios besser erklären als das traditionelle Marktrisiko MKT. Für die hier verwendeten Daten von 1990 bis 2006 konnte sogar ein negativer Zusammenhang zwischen dem Marktbeta und der Überrendite eines Portfolios festgestellt werden.

Abbildung 4: Vergleich zwischen Marktbeta und Zyklusbeta (USA)

Mit anderen Worten: Im Vergleich zwischen einem Exposure gegenüber dem klassischen Marktrisiko und einem Exposure gegenüber den konjunkturellen Risiken ziehen in den USA die Finanzinvestoren bei ihren Portfolioentscheidungen zyklische Risiken noch stärker in Betracht als in der Schweiz. Die Feststellung, dass in der Schweiz (und vermutlich auch in anderen europäischen Ländern) das CAPM noch eine höhere empirische Gültigkeit besitzt als in den USA, kann eventuell auf eine sich selbst erfüllende Prophezeiung zurück zu führen sein: Investoren und Analysten hiezulande kennen vermutlich die neueren empirischen For-

schungen, gehen aber bei den preisbestimmenden Transaktionen (immer noch) von der Gültigkeit des CAPM aus.

Soweit zu den beiden Einfaktormodellen, die entweder das Marktrisiko MKT oder das Zyklusrisiko ZYC verwenden. Wie stark ist demgegenüber das Zweifaktor-Modell mit den beiden Faktoren MKT und ZYC? Dieses Zweifaktormodell ist genauer als jedes der beiden Einfaktormodelle. Wir berichten hier nur die Bestimmtheitsmaße. Einfaktormodell mit MKT: 28.52%, Einfaktormodell mit ZYC: 70.70%, Zweifaktor-Modell mit MKT und ZYC 80.05%. Wer also — vielleicht aus Gründen der Vertrautheit — bei der Bestimmung von erwarteten Renditen oder von Kapitalkosten an einer Mitverwendung des traditionellen Betas festhalten möchte, kann durch zusätzliche Einbeziehung des Zyklusrisikos ZYC eine Genauigkeitsverbesserung erreichen und hat dennoch ein relativ einfaches Modell, weil es nur zwei Faktoren verwendet. Selbstverständlich ist dem Einfaktormodell mit ZYC oder dem Zweifaktor-Modell mit MKT und ZYC das Dreifaktor-Modell wiederum überlegen (mit einem Bestimmtheitsmaß von 95.59%). Unsere Repräsentation aller zyklischen Effekte durch den einen Faktor ZYC ist zwar ein deutlicher Fortschritt gegenüber der Nichtberücksichtigung der konjunkturellen Risiken, aber natürlich einfach und nicht so differenziert wie die Erfassung der relevanten konjunkturellen Unsicherheiten durch zwei Faktoren.

Fazit

Wir sind zwei Fragen nachgegangen: 1. Lassen sich die Ergebnisse von Fama / French für den Aktienmarkt der Schweiz bestätigen? 2. Kann ein einziger kräftiger zyklischer Faktor gefunden werden? Dies aufgrund der Feststellung, dass die Faktoren SMB und HML beide konjunkturelle Unsicherheiten erfassen.

Im Ergebnis zur ersten Frage fällt auf, dass die Besonderheiten der Wirtschaftsstruktur die generelle Aussage verändern; insbesondere für die Schweiz und das untersuchte Zeitfenster konnte der HML-Effekt nicht bestätigt werden. Wir haben dazu eine Erklärungsmöglichkeit geboten. Das Dreifaktormodell kann aber dennoch auch für Schweizer Daten die Renditeunterschiede sowohl über die Zeit (time variation) als auch zwischen verschiedenen Portfolios (cross sectional) gut erklären. Zur zweiten Frage zeigt sich, dass ein einziger konjunktureller Faktor, wir haben ihn als ZYC definiert und als Zyklusrisiko bezeichnet, gute Erklärungen der Renditen bietet. ZYC ist sowohl in einem Zweifaktormodell in Ergänzung zum Marktrisiko MKT kraftvoll, als auch im alternativen Vergleich mit MKT.

Bleibt man bei den Einfaktormodellen mit ZYC beziehungsweise MKT als Faktor, so zeigt sich in der Gegenüberstellung von US-Daten und denen aus der Schweiz: Das Marktrisiko kann im amerikanischen wie im schweizerischen Markt die Renditeunterschiede schlech-

ter erklären als das Zyklusrisiko. Doch in der Schweiz besteht immerhin ein positiver Zusammenhang zwischen dem Marktbeta und der Überrendite. In den USA offenbart die Querschnittanalyse hingegen einen negativen Zusammenhang zwischen dem traditionellen Marktbeta und der Überrendite für die USA — im Gegensatz zum CAPM.

Insgesamt konnte gezeigt werden, dass das Marktbeta alleine nicht geeignet ist, Renditeunterschiede zwischen Portfolios zu erklären. Das traditionelle Einfaktormodell erfasst zwar Marktrisiken, doch es gibt weitere Einflussfaktoren, die es ausklammert. Die vorliegende Arbeit bestätigt vorangegangene Empfehlungen, makroökonomische Faktoren mit einzubeziehen, die konjunkturelle Unsicherheiten beschreiben. Für die Analyse von Renditen und die Bestimmung von Kapitalkosten ist folglich ein Modell zu empfehlen, das auf einem Konjunkturrisiko basiert oder dieses mit einbezieht.

Literatur

- Alexander, G. J. / Chervany, N. L. (1980): On the Estimation and Stability of Beta, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol. 15, No. 1, S. 123-137.*
- Banz, R. W. (1981): The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, in: Journal of Financial Economics Vol. 9, S. 3-18.*
- Barro, R. (2005): Rare Events And The Equity Premium, <http://www.nber.org/papers/w11310>*
- Basu, S. (1977): Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-Earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis, in: Journal of Finance Vol. 32, S. 663-682.*
- Bessler, W. / Opfer, H. (2003): Empirische Untersuchung zur Bedeutung makroökonomischer Faktoren für Aktienrenditen am deutschen Kapitalmarkt, in: Financial Markets and Portfolio Management Vol. 17, S. 412-436.*
- Black, F. / Jensen, M. / Scholes, M. (1972): The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests, in: Studies in the Theory of Capital Markets.*
- Blume, M. E. (1971): On the Assessment of Risk, in: Journal of Finance, Vol. 26, No. 1, S. 1-10.*
- Bodurtha, J.N. / Mark, C.N. (1991): Testing the CAPM with Time-Varying Risks and Returns, in: Journal of Finance, Vol. 46, No. 4, S. 1485-1505.*
- Carhart, M.M. (1997): On persistence in mutual fund performance, in: Journal of Finance, Vol. 52, S. 57-82.*

- Chen, L. / Petkova, R. / Zhang, L. (2006): The expected Value Premium, Working paper 12183, <http://www.nber.org/papers/w12183>*
- Chen, N., Roll, R. & Ross, S. (1986): Economic Forces and the Stock Market, in: Journal of Business, Vol. 59, S. 383-403.*
- Choudhry, T. (2001): The long Memory of Time-Varying Beta: Estimation of Three Emerging Asian Stock Markets, in: Managerial Finance, Vol. 27, No. 1, S. 5-23.*
- Cochrane, J. (1999): New Facts in Finance; in: Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago, Vol. 23, S. 36-58.*
- Cochrane, J. (2005): Financial Markets and the Real Economy, Working Paper, University of Chicago, <http://www.nber.org/papers/w11193>.*
- Dimson, E. (1988): Stock market anomalies. Cambridge University Press.*
- DZ Privatbank (2007): Schweizer Werte für Sie, <http://www.dz-privatbank.ch/dieschweiz/sicherheitstabilitaet.htm>*
- Fama, E. / French, K. (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns, in: Journal of Finance, Vol. 47, S. 427-465.*
- Fama, E. / French, K. (1993): Common risk factors in the returns on stocks and bonds, in: Journal of Financial Economics, Vol. 33, S. 3-56.*
- Fama, E. / French, K. (1998): Value versus Growth: The International Evidence, in: Journal of Finance Vol. 53, S. 1975-1999.*
- Fama, E. / French, K. (2006): The Value Premium and the CAPM, in: Journal of Finance Vol. 61, No. 5, S. 2163-2184.*
- Fama, E. / MacBeth J. (1973): Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, in: Journal of Political Economy, Vol. 81, S. 607-636.*
- Geginat, J. / Morath, B. / Wittmann, R. / Knüsel, P. (2006): Kapitalkosten als strategisches Entscheidungskriterium, http://www.rolandberger.com.br/pdf/rb_press/public/RB_study_Kapitalkosten_D_20060301.pdf*
- International Accounting Standards [IAS]. (2007): Rahmenkonzept für die Aufstellung und Darstellung von Abschlüssen (Framework). http://www.ifrs-portal.com/Texte_deutsch/Framework/Framework_06.htm*
- Jagadeesh, N. / Titman, S. (1993): Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. Journal of Finance 48 (1993), 65-91.*

- Klemkosky, R. / Martin, J. (1975): The Adjustment of Beta Forecasts, in: Journal of Finance, Vol. 30, S. 1123-1128.*
- Li, Q. / Vassalou, M. / Xing, Y (2006): Sector Investment Growth Rates and the Cross-Section of Equity Returns, in: Journal of Business, No. 3, S. 1637-1665.*
- Liew, J. / Vassalou, M. (2000): Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors That Predict Economic Growth?, in: Journal of Financial Economics, Vol. 57, S. 221-245.*
- Rietz, T. (1988): The Equity Risk Premium: A Solution, in: Journal of Monetary Economics, Vol. 22, S. 117-131.*
- Schwert, G. W. (2003): Anomalies and Market Efficiency, Kapitel 15 im Handbook of the Economics of Finance (Herausgegeben von Constantinides, G. M. / Harris, M. / Stulz, R.), Elsevier Science, S. 939-972.*
- Sharpe, W. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, in: Journal of Finance, Vol. 19, S. 425-442.*
- Staatssekretariat für Wirtschaft [SECO]. (2007): Bruttoinlandprodukt, <http://www.seco.admin.ch/themen/00374/00456/00458/index.html?lang=de>
- Stattman, D. (1980): Book values and expected stock returns, MBA Thesis, University of Chicago.*
- Stehle, R. (1997): Der Size-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft, Vol. 3, S. 237-260.*
- Swiss Exchange [SWX]. (2007): Homepage der Schweizer Börse, http://www.swx.com/index_de.html
- Tobin, J. (1958): Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, in: Review of Economic Studies, Vol. 25, S. 65-86.*
- Vassalou, M. (2003): News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns, in: Journal of Financial Economics, Vol. 68, S. 47-73.*

Zusammenfassung

Erklärt das Zyklusbeta Aktienrenditen?

Zur Erklärung der mit Aktienanlagen verbundenen Renditen und Renditeerwartungen wurde verschiedentlich das dem CAPM entsprechende Einfaktormodell zu Mehrfaktormodellen erweitert. Als zusätzliche Faktoren werden seit Chen / Roll / Ross (1986) makroökonomische Variablen favorisiert. Fama und French (1993-98) wählen als Faktoren die Renditen spezieller Long-Short-Portfolios. Diese Portfolios SMB (Small Minus Big) und HML (High Minus Low) können als Indikatoren der makroökonomischen Situation aufgefasst werden.

Unsere Arbeit bietet zwei Ergebnisse. Erstens greifen wir das Dreifaktormodell von Fama und French auf und kalibrieren es für Schweizer Daten. Das lohnt, weil sich zeigt, dass es in der Schweiz in der neueren Zeit keinen ausgeprägten HML-Effekt gibt. Wir bieten dafür eine (theoretische) Erklärung. Zweitens fragen wir, ob sich anstelle von SMB und HML ein einziger Faktor definieren lässt, der beide ersetzt. Dazu weisen wir einen Weg, der anhand von Daten für die USA und die Schweiz vergleichend ausgeführt wird. Außerdem klären wir, ob dieser neue Faktor und das Exposure ihm gegenüber, das Zyklusbeta, höhere Erklärungskraft als das dem CAPM entsprechende Einfaktormodell aufweisen. (JEL G11, G12)

Summary

Does the Cycle Factor explain Returns on Equity?

In order to explain equity returns, the single index model (which corresponds to the CAPM) was extended in various ways to multi-factor models. Following Chen / Roll / Ross, macroeconomic variables are the favorites for the additional factors. Fama and French (1993-1998) use the return of specially constructed long-short portfolios as additional factors. These portfolios, SMB (small minus big), and HML (high minus low) may be interpreted to represent the macroeconomic situation and the business cycle.

Our work offers these results. First we calibrate the three factor model of Fama and French for Swiss data. This is rewarding, because there is no HML effect in Switzerland, if recent data is used. We offer a (theoretical) explanation. Second, we study, whether SMB and HML may be “aggregated”. For this purpose, we define a single factor which captures cyclical effects in the capital market. We compare the power of this cyclical factor using data for the US, and Switzerland, respectively. Furthermore, we compare two single factor models. One uses the forementioned cyclical factor and the respective exposure, the so-called cycle beta. The other uses the classical market risk. (JEL G11, G12)