© Schweizerische Gesellschaft für Finanzmarktforschung (pp. 364–386)

WOLFGANG DROBETZ*

Wie hoch ist die Risikoprämie am Schweizer Aktienmarkt?

1. Einleitung

Die Höhe der Marktrisikoprämie, definiert als die Differenz zwischen der erwarteten Rendite auf Aktienanlagen und der Verzinsung risikoloser Papiere, ist das zentrale Element aller Asset Pricing Modelle. Leider sind die Erwartungen der Investoren auf den Finanzmärkten empirisch nicht beobachtbar. In der Praxis werden deshalb zumeist historische (ex-post) Durchschnittsrenditen abzüglich der durchschnittlichen Verzinsung kurz laufender Obligationen oder Geldmarktanlagen als Schätzwert für die ex-ante erwartete Risikoprämie verwendet. Für den Schweizer Aktienmarkt liegt dieser Wert je nach Berechnungsmethode und Untersuchungszeitraum zwischen 6% und 9%. IBBOTSON Associates publizieren jährlich die auf Basis der jeweiligen Historie ermittelten ex-ante Risikoprämien für die wichtigsten globalen Aktienmärkte. Die Umfrageergebnisse von WELCH (2000) zeigen, dass die methodische Vorgangsweise in diesem Jahrbuch nicht nur in der Praxis, sondern auch in der akademischen Welt hohe Akzeptanz gefunden hat. Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, zu zeigen, dass durchschnittliche historische Überschussrenditen eine schlechte Basis für die ex-ante erwartete Risikoprämie darstellen. Dies liegt zum einen an grundlegenden Messproblemen und Verzerrungen historischer Renditedurchschnitte, zum anderen aber auch daran, dass Risikoprämien im Zeitablauf schwanken.

Eine Vielzahl von Studien untersucht die Höhe der Risikoprämie für die USA. Hingegen ist für die Schweiz wenig empirische Evidenz vorhanden. Diese Lücke soll durch das vorliegende Papier geschlossen werden. Am Beginn steht im Abschnitt 2 eine kurze Darstellung der zentralen Bedeutung der Risikoprämie in der modernen Bewertungstheorie. Im Zentrum ist hierbei das „Equity Premium Puzzle" von MEHRA/PRESCOTT (1985). Abschnitt 3 beschreibt die Schwierigkeiten, welche bei der Messung historischer Rendite- und Risikokennzahlen von Aktien und Obligationen am Schweizer Markt auftreten. Es werden die Gründe dargelegt, weshalb historische Renditedurchschnitte schlechte Prognosen für die ex-ante Renditeerwartungen abgeben. Historische Durchschnittswerte sind insbesondere auch dann nicht angebracht, wenn die erwarteten Renditen im Zeitablauf schwanken. Abschnitt 4 testet deshalb einen einfachen Regressionsansatz zur Prognose einer zeitvariablen Risikoprämie. In Abschnitt 5 werden implizite Risikoprämien auf Basis des GORDON (1962) Dividend-Discount-Modells berechnet. Besonderes Augenmerk wird dabei auf die Höhe von nachhaltigen Wachstumserwartungen und die Plausibilität der generierten Rendite-

* wolfgang.drobetz@investconsult.com. Ich danke Patrick Wegmann und dem Gutachter, Heinz Zimmermann, für hilfreiche Kommentare sowie Patrick Nasari von Primark Zürich für Hilfe bei der Datensuche.

erwartungen aus fundamentaler Sicht gelegt. Neben ökonomischer Intuition kann bei dieser Frage auch die Zeitreihenökonometrie von Nutzen sein. Langfristig müssen nämlich Dividenden, Bruttosozialprodukt und privater Konsum in einer dynamischen Gleichgewichtsbeziehung stehen, also kointegriert im Sinne der Ergebnisse von ENGLE/GRANGER (1987) sein. Die empirischen Ergebnisse in diesem Aufsatz für die Schweiz sind sehr ähnlich mit jenen für die USA. Die Schweizer Marktrisikoprämie dürfte bei etwa 3% liegen. Sie fällt damit wesentlich tiefer aus als die historische Überschussrendite von durchschnittlich 6–9% pro Jahr.

2. Die Risikoprämie als zentrales Element im modernen Asset Pricing

Sämtliche Bewertungsmodelle der modernen Finanzmarkttheorie postulieren eine positive Beziehung zwischen dem Risiko und der Rendite einer Anlage. Das Risiko muss aus der Sicht eines breit diversifizierten Anlegers betrachtet werden. Geeignete Risikomasszahlen für Einzelanlagen sollten nur jenen Teil des Risikos einbeziehen, der auch das Risiko eines breit diversifizierten Portfolios beeinflusst. Eine Anlage, deren Renditen alle Schwankungen eines den Markt abbildenden Portfolios (Marktportfolio) selbst wiederspiegelt, gilt als risikobehaftet. Die Anlage liefert dem Investor dann keinen Ertrag, wenn es für den Investor von grösstem Nutzen wäre, nämlich in fallenden Märkten. Damit diese Anlage von rationalen Investoren im Portfolio gehalten wird, muss die Renditeerwartung im Marktgleichgewicht entsprechend höher ausfallen. Dieses sogenannte systematische Risiko wird also auf den Kapitalmärkten langfristig entschädigt. Die wohl bekannteste systematische Risikokennzahl ist das Marktbeta, welches die normierte Kovarianz einer Anlage mit dem Marktportfolio ausdrückt. Aus dieser einfachen Überlegung resultiert die klassische Zweiteilung des Gesamtrisikos einer Anlage in Marktrisiko (welches letztlich von allen Anlegern getragen werden muss) und firmenspezifisches Risiko. Letzteres ist durch Portfoliobildung diversifizierbar und hat somit für die Bewertung von Anlagen langfristig keine Bedeutung. Im wohl bekanntesten Bewertungsmodell für risikobehaftete Anlagen, dem Capital Asset Pricing Modell (CAPM) von SHARPE (1964), LINTNER (1965) und MOSSIN (1966), bestimmt sich die erwartete Rendite denn auch wie folgt:

$$E(R) = R_f + \beta \times E(R_m - R_f) \qquad (1)$$

wobei E(R) die erwartete Rendite, R_f die Rendite einer risikolosen Anlage, β das Marktbeta als systematische Risikoquelle und $E(R_m - R_f)$ die ex-ante Marktrisikoprämie (d.h. die erwartete Überschussrendite des Marktportfolios R_m gegenüber der risikolosen Anlage) bezeichnen. Leider sind diese Variablen auf den Finanzmärkten ebenso wenig beobachtbar wie das Marktportfolio selbst. Um das Modell in der Praxis anzuwenden, müssen deshalb eine Reihe von pragmatischen Annahmen getroffen werden.

Risikolose Anlagen zeichnen sich dadurch aus, dass ihnen weder Kreditrisiko noch Wiederveranlagungsrisiko anhaftet. Entsprechend verwendet man in der Regel die Verzinsung von Bundesobligationen oder Euromarktzinssätze mit dem Prognosehorizont entsprechenden Laufzeiten. Die Bedeutung von lang laufenden Obligationen als risikolose Anlage im intertemporalen Portfoliokontext wurde erst kürzlich von CAMPBELL/VICEIRA (2000) hervorgehoben. In der traditionellen Mean-Variance Analyse betrachtet man kurzfristige Geldmarktanlagen als risikolos. Aufgrund tiefer historischer Renditen und vergleichsweise hoher Volatilitäten von Obligationen ist deren Bedeutung im „optimalen" Portfolio gering. In einer Mehrperiodenbetrachtung (und bei nicht allzu grossem Inflationsrisiko) kommt Obligationen allerdings die Rolle der risikolosen Anlage zu, weil sie nicht zu heute unbekannten Zinskonditionen wiederveranlagt werden müssen.[1] Das Marktbeta einer Anlage kann durch den Steigungskoeffizienten einer Regression historischer Überschussrenditen auf die historischen Überschuss-

renditen eines breiten Marktindex abgeschätzt werden. Der entscheidende Inputparameter in diesem Modell ist aber die Marktrisikoprämie. Wie hoch ist nun diese Risikoprämie am Schweizer Aktienmarkt? Diese Frage ist für Finanzpraktiker aus nahezu allen Bereichen von höchstem Interesse. Ob und vor allem in welchem Ausmass Aktienanlagen langfristig höhere Renditen verdienen als eine Anlage in risikolose Papiere stellt beispielsweise die zentrale Frage im strategischen Asset Management dar. Auch aus Corporate Finance Sicht ist diese Thematik von grundlegender Bedeutung. Die aus dem Capital Asset Pricing Modell errechnete Renditeerwartung für die Aktie eines Unternehmens bestimmt gleichzeitig dessen Eigenkapitalkosten, also jene Rendite, welche die Kapitalgeber als Verzinsung auf ihr eingesetztes Kapital erwarten.

Trotz dieser zentralen Bedeutung der Fragestellung ist die moderne Finanzmarkttheorie viele Antworten schuldig geblieben. Seit dem einflussreichen Papier von MEHRA/PRESCOTT (1985) hat sich eine umfangreiche Literatur unter dem Schlagwort des „Equity Premium Puzzle" etabliert. Für den Zeitraum von 1889–1978 berechnen MEHRA/PRESCOTT eine durchschnittliche jährliche Risikoprämie von 6% für den US Aktienmarkt. Dies wirft deshalb ein „Puzzle" auf, weil eine Risikoprämie in dieser Höhe mit dem Standardmodell der konsumbasierten Bewertungstheorie nicht erklärt werden kann. Im Ergebnis postuliert dieser sehr allgemein formulierte Ansatz die folgende Beziehung zwischen dem SHARPE-Ratio einer risikobehafteten Anlage und dem Konsum eines repräsentativen Investors, dessen Nutzenfunktion vom Niveau des aggregierten Konsums anhängig ist:

$$\frac{E(R)-R_f}{\sigma(R)} = \gamma\,\sigma(\Delta C)\,\mathrm{corr}(\Delta C, R) \qquad (2)$$

Dabei bezeichnen ΔC die Veränderungen im aggregierten Konsum und γ die Risikoaversion des repräsentativen Investors. $\sigma(.)$ ist der Operator für die Standardabweichung und corr(.) jener für die Korrelation. Die linke Seite der Gleichung (2) drückt den bekannten SHARPE-Ratio aus, also den Quotient aus Marktrisikoprämie und Volatilität. Der historisch langfristige SHARPE-Ratio für den Schweizer Aktienmarkt liegt bei rund 0.5.[2] Ein hoher SHARPE-Ratio ist demnach durch drei Einflussfaktoren bestimmt (oder einer Kombination derselben): (i) hohe Risikoaversion, (ii) hohe Konsumvolatilität und/oder (iii) hohe Korrelation des Konsums mit den Aktienrenditen. Gleichung (2) ist das Ergebnis eines intertemporalen Optimierungsproblems, die ökonomische Intuition ist aber leicht erklärt. Ausgangspunkt ist die Überlegung, dass rationale Investoren jeweils ihren permanenten Konsum konsumieren, d.h. an einem möglichst gleichbleibenden Konsumniveau in jeder Periode interessiert sind.[3] Aktien werden deshalb entsprechend ihres Korrelationsverhaltens mit den Veränderungen des aggregierten Konsums bewertet. Eine Aktie, deren Rendite mit dem Konsum wenig (oder gar negativ) korreliert ist, hilft, diesen im Zeitablauf zu glätten. Die Renditen sind tendenziell dann hoch, wenn der Konsum tief ist. In solchen Rezessionsphasen stiften hohe Renditen einen besonders hohen Grenznutzen, was solche Anlage natürlich entsprechend teuer macht. In einem preisbasierten Erklärungsansatz für die Zeitvariabilität von Risikoprämien impliziert dies gleichzeitig eine tiefe Renditeerwartung.[4] Umgekehrt ist eine Anlage mit sehr hoher Korrelation der Renditen mit den Konsumveränderungsraten stärker risikobehaftet. Die hohen Renditen fallen in der Regel dann an, wenn sie für den Investor den geringsten Nutzen stiften, nämlich in Boomphasen mit ohnehin hohem Konsum. Weil diese Anlage die Variabilität des Konsums eher verstärkt denn reduziert, ist sie auf den Finanzmärkten billig zu erwerben. Die Renditeerwartung ist dann aber hoch.

So intuitiv diese Grundidee des konsumbasierten Asset Pricing auch erscheinen mag, so wenig hält sie einer empirischen Überprüfung stand. Die Risikoaversion dürfte in einem Bereich zwischen 1 und 10 liegen.[5] Bei einer jährlichen Volatilität des Schweizer Konsumwachstums in den letzten

30 Jahren von lediglich 1.5% und einer Korrelation des Konsumwachstums mit den Renditen auf dem Schweizer Aktienmarkt von rund 0.2 ergibt sich gemäss Gleichung (2) ein maximaler SHARPE-Ratio von $10 \times 0.015 \times 0.2 = 0.03$. Bei einer jährlichen Volatilität der Aktienmarktrenditen von etwa 20% ergibt sich dann eine Risikoprämie von $0.03 \times 20 = 0.6\%$, ein Wert also, der weit unter den in Abschnitt 3 dokumentierten 6–9% (je nach Berechnungsmethode und Zeitperiode) für die historische Überschussrendite liegt. Das Equity Premium Puzzle von MEHRA/PRESCOTT postuliert denn auch, dass der konsumbasierte Bewertungsansatz bei nicht exzessiver Risikoaversion und historisch kaum volatilem Konsum nicht einmal mit einer Risikoprämie von 1% konsistent ist.

Während auf Basis der makroökonomischen Fundamentaldaten eben auch eine 1% Risikoprämie nicht erklärt werden kann, wird in der Praxis meist die historische (ex-post) Überschussrendite von Aktien gegenüber risikolosen Papieren als Schätzwert herangezogen. Diese wird im bekannten Jahrbuch von IBBOTSON Associates (1999) etwa für die USA mit 7.5% über den Zeitraum von 1926–1995 angegeben. Die Projektion historischer Überschussrenditen in die Zukunft ist aber mit vielen Problemen behaftet, worauf in Abschnitt 4 noch eingegangen wird. In der akademischen Forschung wurden deshalb eine Reihe alternativer Verfahren entwickelt. Abhängig von Schätzperiode und Berechnungsmethode divergieren die für die USA publizierten Schätzwerte jedoch drastisch. OKUNEV/WILSON (1999) weisen auf Basis des Dividend-Discount-Modells eine implizite Risikoprämie für den S&P 500 Index von 4.46% über die Zeitspanne von 1871–1995 aus. Basierend auf einem ähnlichen Ansatz ermitteln FAMA/FRENCH (2000) ebenfalls für den S&P 500 Index eine Risikoprämie von 3.40% für die Jahre 1950–1999. Das auf unerwarteten Unternehmensgewinnen basierende Verfahren von CLAUS/THOMAS (1999) weist gar einen Wert von unter 3% für die US Risikoprämie während 1985–1998 aus. Es fällt auf, dass diese Studien allesamt sehr viel kleinere Werte für die Marktrisikoprämie aufweisen (3–4%), als die in der Praxis oft gebrauchten historischen Durchschnitte der Überschussrenditen glauben machen wollen (6–9%). Dies hätte beispielsweise zur Folge, dass die in der Vergangenheit auf Basis des CAPM ermittelten Kapitalkosten viel zu hoch gewesen wären. In diesem Fall ist zu vermuten, dass eine Reihe von Investitionsprojekten, welche unter Zugrundelegung der „richtigen" Kapitalkosten das Aktionärsvermögen sehr wohl vergrössert hätten, fälschlicherweise nicht realisiert wurden.

3. Historische Betrachtung für die Schweiz

3.1 Langfristige Wertentwicklung des Schweizer Aktienmarktes

In der Schweiz stehen für langfristige Untersuchungen die PICTET-RAETZER Indizes für Aktien und Obligationen seit Ende 1925 zur Verfügung. Eine ausführliche Beschreibung dieser Indizes findet sich in WYDLER (1988, 1999). Abbildung 1 zeigt die nominelle Wertentwicklung der Indizes, Abbildung 2 die jährlichen Renditeschwankungen. Beide Indizes starten Ende 1925 bei 100. Es zeigt sich, dass eine Investition von CHF 100 per Ende 1925 in ein breit diversifiziertes Schweizer Aktienportfolio per Ende 1999 einen Wert von CHF 48'071 ergeben hätte. Dieselbe Anlage in Schweizer Obligationen wäre auf CHF 2'667 angestiegen.

Bei der Berechnung jährlicher Durchschnittsrenditen können arithmetische und geometrische Durchschnitte angewendet werden. Der arithmetische Durchschnitt wird als einfacher Mittelwert der Jahresrenditen berechnet. Dabei unterstellt man implizit, dass der zu Beginn angelegte Betrag (also etwa die CHF 100 Ende 1925) konstant bleibt. Gewinne werden jeweils entnommen, Verluste periodisch ausgeglichen („Rebalancing"). Geometrische Renditen hingegen berücksichtigen auch die Zinsesverzinsung des eingesetzten Kapitals. Geometrische Renditedurchschnitte sind vorzuziehen, wenn die historische Performance

Abbildung 1: Langfristige Wertentwicklung Schweizer Aktien und Obligationen

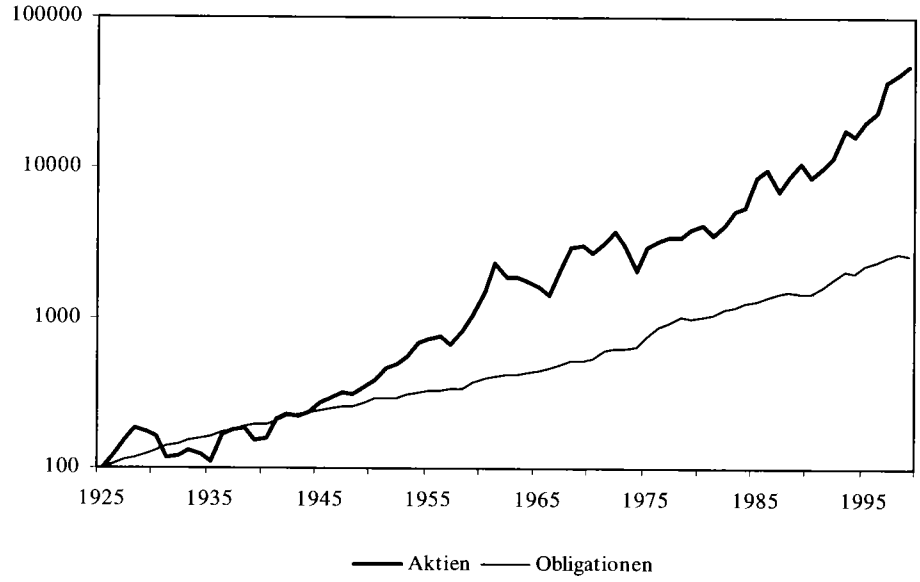
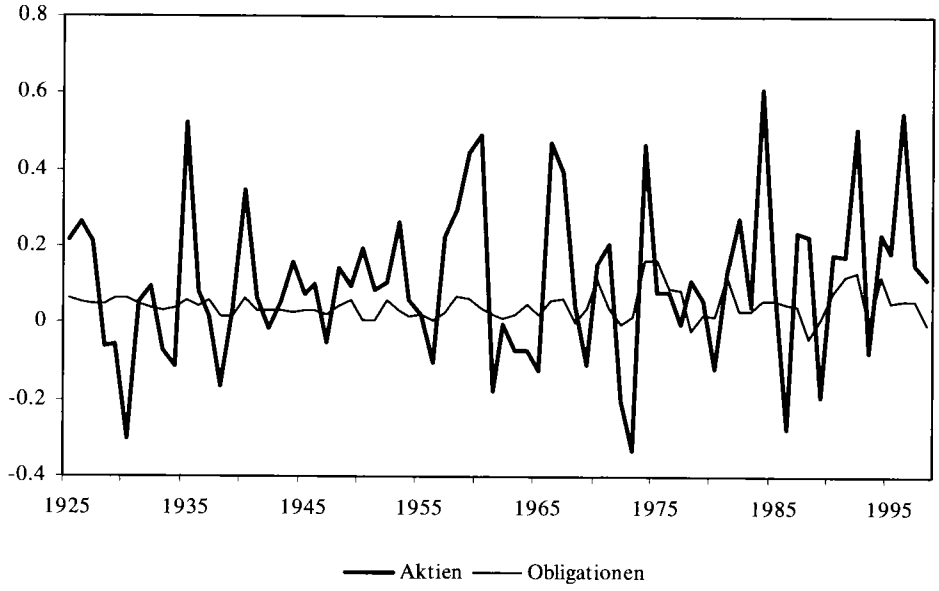


Abbildung 2: Renditen Schweizer Aktien und Obligationen



eines Portfolios gemessen werden soll. Für die Renditeprognose dürfte aber die arithmetische Methode vorzuziehen sein. Unterstellt man nämlich, dass Renditen im Zeitablauf unkorreliert sind (also einem Random-Walk folgen), stellt die arithmetische Durchschnittsrendite einen statistisch unverzerrten Schätzer für den Erwartungswert der Rendite in der Folgeperiode dar. COPELAND/KOLLER/MURRIN (2000) weisen auch darauf hin, dass arithmetische Durchschnitte allen möglichen (wenn eben auch nicht realisierten) Renditepfaden die gleiche Gewichtung beimessen. Im Gegensatz dazu sind geometrische Durchschnittsrenditen nicht zukunftsgerichtet, weil sie nur den historisch tatsächlich beobachteten Renditepfad berücksichtigen.[6]
Sehr anschaulich zeigt KRITZMAN (2000) jedoch, dass die Wahrscheinlichkeit, den erwarteten Vermögensendwert auch tatsächlich zu realisieren, kleiner als 50% ist. Der Grund dafür liegt in der Art der Zinsesverzinsung des eingesetzten Kapitals auf Basis arithmetischer Durchschnittsrenditen. Bei der Berechnung des erwarteten Vermögensendwertes werden in einer Mehrperiodenbetrachtung aufgrund der Gleichgewichtung aller möglichen Renditepfade negative Abweichungen vom jährlichen Renditeerwartungswert durch jeweils gleich grosse positive Abweichungen überkompensiert. Die geometrische Durchschnittsrendite berücksichtigt hingegen nur den historischen Renditepfad und spiegelt deshalb den tatsächlichen Vermögensendwert einer Buy-and-Hold Strategie wieder.

Andererseits spricht die empirische Evidenz negativer Autokorrelation in den langfristigen Aktienmarktrenditen gegen die arithmetische Berechnungsmethode (man spricht in diesem Fall auch von „Mean-Reversion").[7] Renditeprognosen auf Basis arithmetischer Durchschnittswerte sind dann nämlich tendenziell zu hoch. Für sehr lange Prognosehorizonte propagiert DAMODARAN (1999) denn auch die Verwendung der geometrischen Durchschnittsrendite als Basis für Prognosen.
Tabelle 1 zeigt arithmetische und geometrische Durchschnitte für die nominellen und realen Renditen Schweizer Aktien- und Obligationenanlagen während der Periode von Ende 1925 bis Ende 1999. Die geometrische Durchschnittsrendite ist für beide Anlagekategorien kleiner als die arithmetische. Die relative Differenz der Mittelwerte ist jedoch für Obligationen (4.60% und 4.54%) kleiner als für Aktien (10.57% und 8.70%). Dies ist freilich durch die sehr viel höhere Volatilität von Aktien bedingt (20.50% gegenüber 3.76%). In diesem Fall wirkt sich das oben beschriebene „Rebalancing" stärker aus. Weite Teile dieses Artikels greifen auf reale Renditen und reale Veränderungen makroökonomischer Grössen wie privater Konsum und Bruttopsozialprodukt zurück. Tabelle 1 weist deshalb auch die jeweils um die jährlichen Inflationsraten bereinigten Werte aus. Die Ergebnisse der Datenbeschreibung sind aus früheren Studien bekannt.[8] Im gegebenen Zusammenhang erscheint die Volatilität des Mittelwertes $\hat{\sigma}_\mu$ interessanter, welche man in Abhängigkeit von

Tabelle 1: Durchschnittsrenditen und Risiko: Schweizer Aktien und Obligationen

31.12.1925 – 31.12.1999	Aktien		Obligationen		Aktien-Obligationen	
(PICTET-RAETZER)	Nominell	Real	Nominell	Real	Nominell	Real
Arithmetischer Durchschnitt	10.57%	8.05%	4.60%	2.25%	5.97%	5.81%
Geometrischer Durchschnitt	8.70%	6.17%	4.54%	2.10%	4.21%	4.12%
Volatilität der Renditen	20.50%	20.25%	3.76%	5.47%	19.45%	18.99%
Volatilität des Mittelwertes	2.38%	2.35%	0.44%	0.64%	2.26%	2.21%

der Renditevolatilität σ und der Länge des Untersuchungszeitraumes T wie folgt ermittelt:

$$\hat{\sigma}_{\mu} = \frac{\sigma}{\sqrt{T}} \tag{3}$$

Selbst bei Verwendung langer Zeitreihen verbleibt ein sehr hohes Schätzrisiko. Für die aussergewöhnlich lange Untersuchungsperiode von 1925–1999 ergibt sich auf Basis der in Tabelle 1 gezeigten Werte ein 95% Konfidenzintervall zwischen 4.97% – 2 × 2.26% = 1.45% und 5.97% + 2 × 2.26% = 10.49% für die durchschnittliche Überschussrendite von Aktien gegenüber Obligationen. Die Volatilität der historischen Überschussrenditen ist also so hoch, dass einigermassen plausible Aussagen über die Höhe der in Zukunft zu erwartenden Überschussrenditen unmöglich erscheinen. Immerhin lässt sich eine statistisch gut abgestützte Aussage darüber treffen, dass die Überschussrendite positiv ist, d.h. Aktien langfristig bessere Anlageinstrumente sind als Obligationen. Ein einfacher t-Test der Form

$$t = \frac{\mu}{\sigma_{\mu}/\sqrt{T}} = \frac{5.97\%}{19.45\%/\sqrt{74}} = 2.64 > 2 \tag{4}$$

vermag diese Vermutung auf einem 5% Signifikanzniveau zu bestätigen. Bei gegebenen Parametern ist dafür aber mindestens eine Zeitperiode von rund

$$\left(\frac{2\times\sigma_{\mu}}{\mu}\right)^2 = \left(\frac{2\times 19.45\%}{5.97\%}\right)^2 = 43 \tag{5}$$

Jahren nötig. Leider stehen so lange Zeitreihen meistens nicht zur Verfügung. Der Obligationenindex von PICTET-RAETZER umfasst neben den Bundesobligationen auch Unternehmensanleihen, weshalb aus historischer Sicht die für das Capital Asset Pricing Model benötigte Risikoprämie für den Schweizer Markt auch höher sein dürfte als die in Tabelle 1 ausgewiesenen 5.97%. Eine so lange Renditezeitreihe für Schweizer Bundesobligationen steht nicht zur Verfügung.

Die Verwendung sehr langer Zeitreihen ist aber auch mit Problemen behaftet. Man kann vermuten, dass allzu lange Perioden Strukturbrüche beinhalten. Das Argument, Datenpunkte aus den ersten Jahrzehnten des letzten Jahrhunderts sind weniger repräsentativ als jene der 80er und 90er Jahre, erscheint angesichts völlig veränderter Rahmenbedingungen zumindest nicht unplausibel. Leider bedingt die Verwendung kürzerer Zeitreihen aber eine noch wesentlich höhere Schätzunsicherheit. Da keine längeren Zeitreihen zur Verfügung stehen, wird im zweiten Teil dieses Aufsatzes auf einen in der Praxis sehr weit verbreiteten Datensatz von Morgan Stanley Capital International (MSCI) zurückgegriffen. Ein Preisindex und ein Total Return Index (mit Reinvestition der auf den Index angefallenen Dividenden) stehen für den Schweizer Aktienmarkt seit Anfang 1970 zur Verfügung. Zur Berechnung historischer Überschussrenditen wird der Jahresdurchschnitt des 3-Monats-Euromarktzinssatzes für Anlagen in Schweizer Franken herangezogen. Für die Berechnung realer Aktien- und Obligationenrenditen wird der Konsumentenpreisindex aus der Datenbank des International Monetary Fund (IMF) verwendet. Tabelle 2 beinhaltet eine Zusammenfassung des historischen Zahlenmaterials von Anfang 1970 bis Anfang 2000.

Den Berechnungen liegen einfache Renditen des MSCI Total Return Index zugrunde. Die reale arithmetische Durchschnittsrendite für Aktien über die Zeitperiode von 1970–1999 wird mit 9.45% ausgewiesen, der entsprechende geometrische Wert beträgt 6.75%. Die realen Zinssätze waren mit durchschnittlich 1% während der Untersuchungsperiode sehr tief.[9] Damit ergibt sich eine Überschussrendite von 8.46% bei arithmetischen und 5.78% bei geometrischen Durchschnitten. Qualitativ gleicht dieses Ergebnis jenem von IBBOTSON Associates (1999), wonach die langfristige US Marktrisikoprämie zwischen 6% und 9% – je nach Berechnungsmethode und Untersuchungsperiode – liegen dürfte.

Tabelle 2: Durchschnittsrenditen und Risiko: Schweizer Aktien und risikoloser Zinssatz

1.1.1970 – 1.1.2000	Aktien		Risikoloser Zins		Risikoprämie	
(MSCI)	Nominell	Real	Nominell	Real	Nominell	Real
Arithmetischer Durchschnitt	12.91%	9.45%	4.46%	0.99%	8.45%	8.46%
Geometrischer Durchschnitt	10.42%	6.75%	4.43%	0.97%	5.58%	5.78%
Volatilität der Renditen	23.87%	24.52%	2.56%	2.34%	24.78%	24.11%
Volatilität des Mittelwertes	4.36%	4.48%	0.47%	0.43%	4.52%	4.40%

3.2 Die Problematik historischer Durchschnittsrenditen

Wie bereits in Abschnitt 1 beschrieben wurde, vermag das Standardmodell der konsumbasierten Bewertungstheorie eine derart hohe Risikoprämie nicht zu erklären. Abgesehen von der beträchtlichen Schätzunsicherheit, kann man weitere Gründe nennen, weshalb die für die Risikoprämien in Tabelle 2 ausgewiesenen Werte für Prognosezwecke zu hoch sein dürften. So kann man etwa argumentieren, dass die Untersuchungsperiode lediglich aufgrund glücklicher Begleitumstände durch derart hohe Überschussrenditen gekennzeichnet war. Die hohen Erträge müssen nicht bedeuten, dass die Würfel zum Vorteil von Aktien gezinkt waren. Schliesslich kann sich die Wahrscheinlichkeitsverteilung für die Aktienerträge künftig auch ändern. Diesem sehr allgemeinen Argument ist freilich wegen der Einzigartigkeit der Aktienmarkthistorie selbst nur schwer zu begegnen.

Die Varianzdekomposition der Renditerealisationen von CAMPBELL (1991) ermöglicht eine theoretisch fundierte Analyse der möglichen Verzerrungen historischer Renditedurchschnitte. Dieser Ansatz zerlegt die jährlichen Überschussrenditen in vier Bestandteile: (i) die Risikoprämie in der unmittelbar folgenden Periode, (ii) neue Informationen über die Risikoprämien in den Perioden nach der unmittelbar folgenden, (iii) neue Informationen über die aktuelle und zukünftigen Wachstumsraten der Dividenden, und (iv) neue Informationen über den risikolosen Zinssatz.[10] Neue Informationen bedingen eine Veränderung in den Erwartungen während der aktuellen Periode über die zukünftigen Ausprägungen einzelner Komponenten. Wenn also die historische Überschussrendite tatsächlich höher als die ex-ante erwartete Risikoprämie ist, so liegt dies an (i) einer tieferen Risikoprämie für die unmittelbar nächste Periode, (ii) einer tieferen Risikoprämien für die Perioden nach der unmittelbar folgenden, (iii) in der Vergangenheit über den Erwartungen wachsenden Dividendenzahlungen, und/oder (iv) einer in der Historie unerwartet tiefen Verzinsung risikoloser Papiere.

Eine momentan tiefere Risikoprämie – wie in Punkte (i) und (ii) propagiert – ist konsistent mit dem starken Preisanstieg auf dem Schweizer Aktienmarkt in der letzen Dekade. Diese Hypothese wird im nächsten Abschnitt mit einem einfachen Regressionsmodell untersucht, welches von einer zeitvariablen Risikoprämie ausgeht. Die gegenwärtig hohen Kurse auf den Aktienmärkten (insbesondere in Relation zu den fundamentalen Kennzahlen wie Dividenden, Gewinne, etc.) sind demnach als Indikation für künftig tiefere (und nicht etwa noch höhere) Renditen zu interpretieren. Aus einer Umfrage von WELCH (2000) unter mehr als 200 Finanzmarkttheorie Professoren geht denn auch hervor, dass diese ihre Prognosen für die Risikoprämie nach starken Preisanstiegen auf den Aktienmärkten herabsetzen, und nach einer Phase stark fallender Aktienreise wieder erhöhen.

Diese Einschätzung ist mit der Mean-Reversion globaler Aktienmarktrenditen über längere Beobachtungshorizonte konsistent.[11] Auf die Zeitvariabilität der Risikoprämie wird in Abschnitt 4 noch näher eingegangen. Man kann aber bereits an dieser Stelle vermuten, dass nach den starken Preisanstiegen auf dem Schweizer Aktienmarkt in den letzten Jahre die gegenwärtige Risikoprämie tief ist. Die historischen Durchschnitte geben deshalb einen verzerrten Schätzwert für die gegenwärtige ex-ante Risikoprämie ab.[12]

BROWN/GOETZMAN/ROSS (1995) führen ein weiteres gewichtiges Argument an, weshalb Renditedurchschnitte sehr langer Untersuchungszeiträume in bestimmten Ländern zu nach oben verzerrten Prognosen für die Renditeerwartung führen können. Ihr Erklärungsansatz ist aber unabhängig davon, ob die Risikoprämie schwankt oder nicht. Sie argumentieren, dass die Historie der Überschussrenditen auf den Aktienmärkten aufgrund des „Survivorship Bias" keine gute Basis für die ex-ante Risikoprämie ist. Zum Beispiel erlitten viele Aktienmärkte während der Jahre 1940–1945 dramatische Kurseinbrüche oder setzen den Handel sogar gänzlich aus (wie etwa Deutschland oder Österreich). Von diesen Ereignissen blieb der Schweizer Aktienmarkt verschont. Demnach kann man vermuten, dass auf Survivor-Märkten die historische Überschussrendite höher ist als die ex-ante erwartete Risikoprämie. In der Tat zeigen die empirischen Ergebnisse von GOETZMAN/JORION (1999), dass die hohen historischen Überschussrenditen für die Schweiz (ebenso wie jene für die USA) eher die Ausnahme denn die Regel sind. Dies kann als konsistent mit Punkt (iii) interpretiert werden, dass nämlich die Erwartungen über das Wachstum der Dividendenzahlungen Schweizer Unternehmen in der Vergangenheit stets nach oben korrigiert wurden.

Ein sehr ähnliches Argument stammt von RIETZ (1988). Rationale Investoren sorgen dafür, dass sich negative Ereignisse und (wenig wahrscheinliche, aber doch mögliche) Crash-Szenarien in den Preisen von Aktienanlagen in Form von Kursabschlägen wiederspiegeln. Dies führt zu einer höheren ex-ante erwarteten Risikoprämie. Auf Basis der verfügbaren Datengrundgesamtheit können aber die beiden Hypothesen von BROWN/GOETZMAN/ROSS (1995) und RIETZ (1988) empirisch nicht klar getrennt werden. Die Implikation des RIETZ-Arguments, dass der Schweizer Aktienmarkt in der Vergangenheit mit höheren systematischen Risiken behaftet war als andere Märkte, erscheint jedoch nur schwer zu belegen. In diesem Fall könnte die hohe historische Durchschnittsrendite als Entschädigung für das überdurchschnittliche Risiko interpretiert werden. Wenn ferner Häufigkeit und Ausmass historischer Kurseinbrüche in einem Land ein Indiz für die Wahrscheinlichkeit zukünftiger Crashes darstellen, sollten gemäss dem RIETZ-Argument Länder mit sehr turbulenten Aktienmarkthistorien höhere Renditen aufweisen als Survivor-Märkte (und nicht wie empirisch beobachtet tiefere).

3.3 Das Risk-Free Rate Puzzle

Parallel zur Diskussion über das Equity Premium Puzzle zeigt WEIL (1989) eine Inkonsistenz des konsumbasierten Bewertungsansatzes mit der empirisch beobachteten Höhe der risikolosen Verzinsung auf. Wiederum wird davon ausgegangen, dass rationale Akteure versuchen, ihren Konsum im Zeitablauf zu glätten. Intertemporale Bewertungsmodelle zeigen, dass Nutzenmaximierung unabhängig von der Risikoaversion mit einer minimalen Konsumvarianz einhergeht.[13] Eine durchschnittliche Wachstumsrate des realen Konsums Schweizer Haushalte von 1.51% (siehe Tabelle 5 unten) ist aber mit einer durchschnittlichen jährlichen Realverzinsung von rund 1% nicht konsistent. Rationale Investoren antizipieren dieses Wachstum und nehmen Fremdkapital auf, um einen Teil des zukünftigen Mehrkonsums bereits heute zu realisieren. Dies führt zu steigenden Zinssätzen. Das „Risk-Free Rate Puzzle" von WEIL postuliert denn auch, dass die realen Zinssätze risikoloser Papiere in der Vergangenheit zu tief waren.

Als Indiz für diese im vorangehenden Abschnitt 3.2 in Punkt (iv) geäusserte Vermutung kann eine Beobachtung von SIEGEL (1999) herangezogen werden. Während die Prognosen von IBBOTSON Associates (1999) sowohl für Aktienrenditen als auch für die Verzinsung von US Treasury Bills für die letzten 20 Jahre zu tief waren, fiel der Fehler bei den Renditen von Treasury Bills und Treasury Bonds viel höher aus als bei Aktienanlagen. Das US Schatzamt begab 1997 erstmals inflationsgesicherte Anleihen (Treasury Inflation Proctected Securities, TIPS).[14] Diese Papiere werden derzeit mit etwa 4% verzinst, also fast doppelt so hoch wie die durchschnittlich realisierte Rendite von US Schatzbriefen über die letzten Jahrzehnte. SIEGEL folgert, dass die Risikoprämie aufgrund der höheren Verzinsung von risikolosen Zinspapieren gesunken ist.

TIPS werden in der Schweiz nicht emittiert. Die empirischen Ergebnisse von KUGLER/WEDER (2000) zeigen aber, dass das Schweizer Zinsniveau in letzten 25 Jahren zu tief war und internationale Paritätsbeziehungen verletzt hat. Als plausibelsten Grund führen sie eine Abwandlung des oben beschriebenen Effekts von RIETZ (1988) an. Weil die Schweiz von den Investoren als „Safe-Heaven" wahrgenommen wird, akzeptieren diese eine tiefere Verzinsung und spekulieren auf die Aufwertung eines frei schwankenden Schweizer Frankens in globalen Krisensituationen. Bei fester Bindung an den Euro und einer zunehmenden Erosion der Ausnahmestellung des Schweizer Geldmarktes ist nach KUGLER/WEDER längerfristig wieder mit einem höheren Zinsniveau zu rechen.

4. Prognosen mittels Renditeregressionen

Aus dem Blickwinkel der konditionierten Bewertungstheorie interessiert nicht nur die durchschnittliche Risikoprämie, sondern vielmehr die Frage, ob die Marktrisikoprämie im Zeitablauf zusätzlich schwankt. Hohe Kurse auf den Aktienmärkten in Bezug zu den aggregierten Dividendenausschüttungen (oder Gewinnen, Cash-Flows, Buchwerten, etc.) erlauben drei Hypothesen (respektive eine Kombination dieser drei Erklärungsansätze): (i) die Investoren erwarten einen Anstieg der bezahlten Dividenden, (ii) die Anleger erwarten tiefe Aktienmarktrenditen, was zu gegenwärtig höheren Kursen führt, und/oder (iii) die Preise steigen in einer spekulativen Blase. Diese Beziehungen drücken keineswegs nur eine Theorie aus, sie stellen vielmehr eine mechanische Identität dar.[15] Besteht erst einmal eine spekulative Blase, so kann es durchaus rational sein, auf weiter steigende Kurse zu setzen. Allerdings gibt es kein allgemein anerkanntes Erklärungsmodell dafür, wie solche irrationale Preisbewegungen überhaupt entstehen können. Wenn das Kurs-Dividenden Verhältnis hoch ist, müssen demnach entweder die Dividenden steigen oder die Preise fallen, und damit die Renditeerwartungen steigen. Die empirische Analyse von COCHRANE (1991) für den US Aktienmarkt zeigt, dass in der Vergangenheit die Schwankungen des Kurs-Dividenden Verhältnisses zum grössten Teil eine Zeitvariabilität in den Renditeerwartungen reflektierten. Evidenz für die Zeitvariabilität der Überschussrenditen im Verlauf des Konjunkturzyklus wurde erstmals von FAMA/FRENCH (1989) aufgezeigt. Akzeptiert man also eine preisbasierte Erklärung für diese Zeitvariabilität, ist die Risikoprämie tief (hoch), wenn die Preise aus fundamentaler Sicht hoch (tief) sind. Um diese Hypothese zu testen, wird ein einfaches Regressionsmodell für die Schweizer Marktrisikoprämie geschätzt.

Leider stehen Informationen über die im PICTET-RAETZER Aktienindex enthaltenen Dividendenzahlungen nicht mehr zur Verfügung. Deshalb wird im folgenden wiederum auf die Daten von MSCI über den viel kürzeren Zeitraum von 1970–1999 zurückgegriffen. Folgende Regression wird für den Schweizer Aktienmarkt getestet:

$$EX_{t\to t+k} = a + b \times \frac{D_t}{P_t} + \varepsilon_{t+k} \qquad (6)$$

wobei $EX_{t\to t+k}$ die über k Perioden gemessene Rendite des MSCI Total Return Index für die

Tabelle 3: Regressionen der Überschussrenditen auf die Dividendenrendite

Prognosehorizont k	1970–1995			1970–1999		
	$\hat{b}$	t-Wert	R^2	$\hat{b}$	t-Wert	R^2
1 Jahr	6.655	2.290	0.123	3.031	0.445	0.007
2 Jahre	7.707	3.565	0.195	7.973	0.790	0.019
3 Jahre	9.060	3.131	0.163	13.894	1.467	0.042

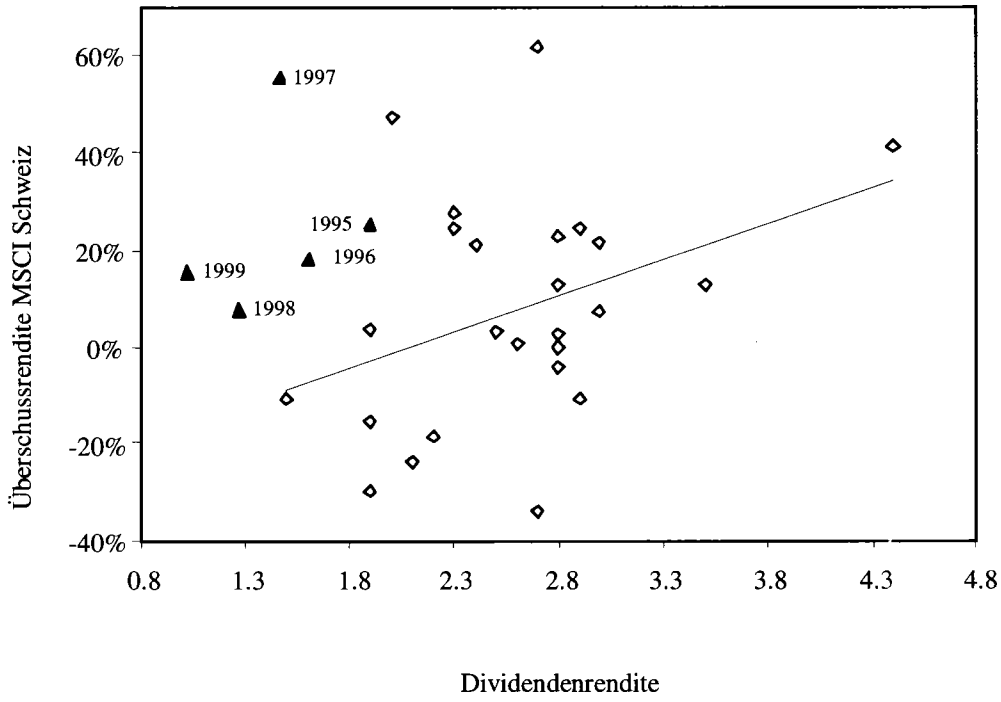
Die Tabelle zeigt die Schätzergebnisse der Regression in Gleichung (6) der jährlichen Überschussrenditen auf eine Konstante und die um ein, zwei und drei Jahre verzögerte Dividendenrendite. Die Schätzung erfolgt mittels der Generalized Method of Moments (GMM). Die für die ausgewiesenen t-Werte verwendeten Standardabweichungen sind um Heteroskedastizität und Autokorrelation in den Residuen bereinigt.

Schweiz abzüglich des 3-Monats-Euromarktzinssatzes für Schweizer Franken bezeichnet. Die Tabelle 3 zeigt die Resultate. Die Ergebnisse für die Periode 1970–1995 sind qualitativ mit jenen von COCHRANE (1997) für die USA vergleichbar. Die Steigungsparameter sind durchwegs signifikant positiv, was die Hypothese hoher Renditeerwartungen bei tiefen Kursen bestätigt. Überraschend, und anders als bei COCHRANE, steigt der Anteil der erklärten Varianz der historischen Überschussrenditen mit dem Prognosehorizont nicht an. Mit R^2-Werten zwischen 12% und 20% ist die Erklärungskraft des Modells jedoch vor dem Hintergrund der vielerorts akzeptierten Nullhypothese eines Random-Walk erstaunlich hoch.

Die Ergebnisse ändern sich dramatisch, wenn man die fünf Jahre von 1995–1999 in die Analyse einbezieht. Zwar steigt hier das Signifikanzniveau mit dem Prognosehorizont wie erwartet an, der Steigungsparameter b ist aber auch bei einem 3-jährigen Prognosehorizont statistisch nicht signifikant. Der Anteil der erklärten Varianz historischer Überschussrenditen ist vernachlässigbar, selbst bei 3-jährigem Prognosehorizont vermag die Dividendenrendite kaum 5% der Varianz der Überschussrendite zu erklären. Eine Begründung kann leicht gefunden werden. Seit 1995 liegt die Dividendenrendite deutlich unter 2%, so tief wie nur zu Beginn der Untersuchungsperiode. Gleichzeitig waren diese Jahre von einem nachhaltigen Preisanstieg auf den Aktienmärkten gekennzeichnet. Die fünf zusätzlichen Datenpunkte mit hohen Überschussrenditen und gleichzeitig tiefen Dividendenrenditen (ganz im Gegensatz zur Hypothese tiefer Renditeerwartungen bei hohen Kursen und tiefen Dividendenrenditen) zerstören die Erklärungskraft des Modells in Gleichung (6) fast vollständig. Dies ist in Abbildung (3) graphisch dargestellt. Die weissen Quadrate zeigen die Wertepaare für 1970–1994 und die dazugehörige Regressionslinie mit positivem Anstieg. Die Wertepaare für die Jahre 1995–1999 sind durch schwarze Dreiecke abgetragen. Man erkennt, dass die Dividendenrenditen in der unmittelbaren Vergangenheit extrem tief waren (und immer noch sind), die Überschussrenditen jedoch sehr weit oberhalb der Regressionslinie zu liegen kommen.

Weil die Dividendenrenditen im Moment auf einem historischen Tiefstand angelangt sind, gestalten sich Prognosen für die momentan vorherrschende ex-ante Risikoprämie sehr schwierig. Auf der Basis der Parameterschätzungen bis Ende 1994 prognostizierte das Modell für 1995 eine Risikoprämie von –6.36%, ein schon aus theoretischer Sicht kaum brauchbarer Wert. Tatsächlich hatte ein Asset Manager, der nach diesem Modell handelte, zu Jahresende einen grossen Erklärungsbedarf: der Schweizer Index stieg 1995 nämlich um 25.2%. In den kommenden Jahren wäre es ihm

Abbildung 3: Überschussrenditen und Dividendenrenditen, 1970–1999



kaum besser ergangen. Dennoch soll das Modell dazu verwendet werden, eine Prognose für die Risikoprämien in 2000 und danach abzugeben. Der Untersuchung von COCHRANE (1997) folgend wird das ursprüngliche Modell in (6) um eine autoregressive Spezifikation der Dividendenrendite erweitert:

$$\frac{D_t}{P_t} = \mu + \rho \times \frac{D_{t+1}}{P_{t+1}} + \upsilon_{t+1} \qquad (7)$$

Der Datensatz beginnt am 1.1.1970 und endet per 1.1.2000. Dann berechnen sich die Prognosen für die einjährigen Risikoprämien in 2000 und 2001 wie folgt:

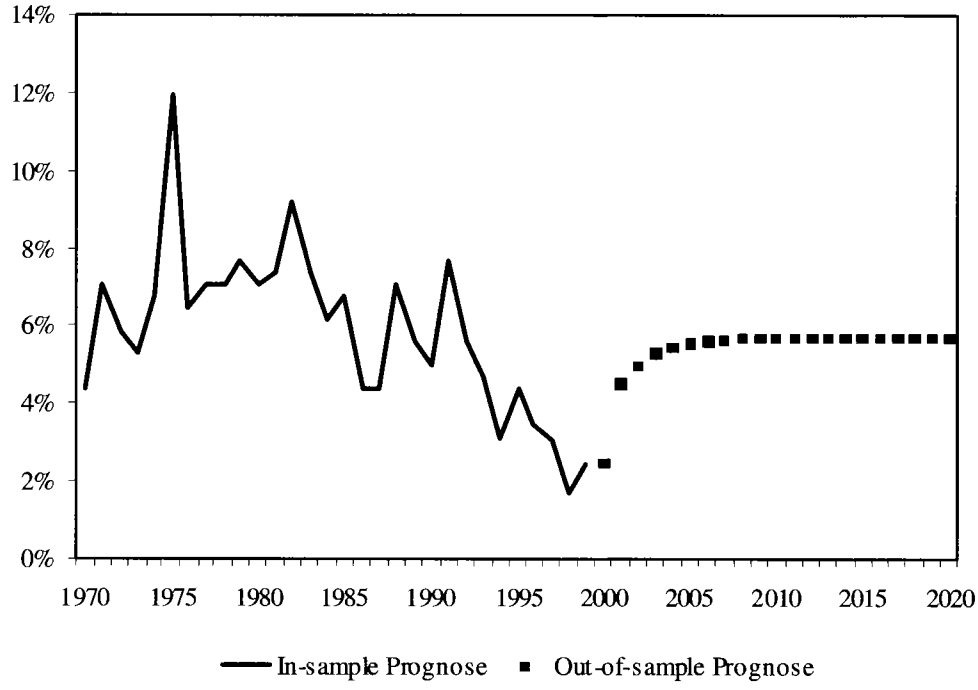
$$E(EX_{2000}) = \hat{a} + \hat{b} \times \frac{P_{1.1.2000}}{D_{1999}}$$

und

$$E(EX_{2001}) = \hat{a} + \hat{b} \times \left(\hat{\mu} + \hat{\rho} \times \frac{P_{1.1.2000}}{D_{1999}} \right)$$

Die übrigen Prognosen berechnen sich analog. Auf dieser Basis fällt die Prognose für die Risikoprämie in 2000 mit 2.44% sehr tief aus, sie ist aber trotz der extrem tiefen Dividendenrendite positiv. Die Prognose für 2001 ist mit 4.51% berechnet. Die späteren Prognosen nähern sich sehr rasch an einen langfristigen Durchschnitt von etwa 5.7% an. Dies ist in Abbildung 4 graphisch dargestellt.

Abbildung 4: Ein einfaches Regressionsmodell für die Marktrisikoprämie



5. Implizite Renditeerwartungen

5.1 Das Gordon Growth Modell

Die wohl bekannteste Bewertungsformel für Aktienanlagen stellt das Dividend-Discount-Modell (DDM) dar. Im Grundmodell nimmt man an, dass die Dividenden mit einer konstanten Wachstumsrate G anwachsen. In der Literatur spricht man auch vom „Constant Growth" Modell. Dieses geht ursprünglich auf WILLIAMS (1938) zurück, wurde aber erst von GORDON (1962) wieder entdeckt und einem breiteren Anlegerpublikum zugänglich gemacht. Bezeichnen P_t den Preis einer Aktie zum Zeitpunkt t, D_{t+1} die zum Zeitpunkt t + 1 erwartete Dividende, R die von den Anlegern geforderte Kapitalverzinsung und G die langfristige Wachstumsrate der Dividenden respektive Gewinne, so lässt sich dieses Modell schreiben als:

$$P_t = \frac{D_{t+1}}{R - G} \tag{8}$$

Eine einfache Umformung der Gleichung (8) ergibt:

$$R = \frac{D_{t+1}}{P_t} + G \tag{9}$$

Die impliziten Kapitalkosten setzen sich also aus der Summe der Dividendenrendite und der Wachstumsrate der Dividenden zusammen. Die so ermittelten Renditeerwartungen können durch einfache Unformungen zum Gewinn/Kurs Verhältnis, der Verzinsung des eingesetzten Kapitals (Return on Investment) und dem Buchwert/Marktwert Verhältnis in Beziehung gesetzt werden. Wie in FAMA/FRENCH (2000) dienen diese im folgenden abzuleitenden Beziehungen dazu, die Plausibilität der impliziten Renditeerwartungen im

Vergleich zu den aus historischen Daten berechneten Durchschnittswerten für R zu beurteilen. Dabei bezeichnet B_t den Buchwert des Eigenkapitals einer vollständig eigenfinanzierten Unternehmung zum Zeitpunkt t und E_{t+1} den Unternehmensgewinn über den Zeitraum von t bis t + 1. Die genannten Fundamentalkennzahlen definieren sich dann wie folgt:

E_{t+1}/P_t	Gewinn/Kurs Verhältnis
$R^* = E_{t+1}/B_t$	Rendite auf das eingesetzte Kapital (ROI)
B_t/P_t	Buchwert/Marktwert Verhältnis

Eine der Maximierung des Aktionärsvermögen verpflichtete Unternehmung unternimmt ausschliesslich Investitionsprojekte, welche zumindest eine Verzinsung über dem Kapitalkostensatz versprechen. Der Marktwert einer Unternehmung P_t ist daher nur dann höher als der ewig abdiskontierte Gewinnstrom E_{t+1}/R , wenn die in Angriff genommenen Investitionen einen positiven Nettobarwert aufweisen, respektive der Return on Investment R* höher als der Kapitalkostensatz R ist. Es muss folgende Bedingung gelten:

$$P_t > \frac{E_{t+1}}{R} \quad \text{nur wenn} \quad R^* > R \tag{10}$$

Daraus folgt, dass das Gewinn/Preis Verhältnis nur dann kleiner als der Kapitalkostensatz R ist, wenn der Return on Investment R* höher als die Renditeerwartung R ausfällt. Man kann also schreiben:

$$\frac{E_{t+1}}{P_t} < R \quad \text{nur wenn} \quad R^* > R \tag{11}$$

Als weitere Bedingung im Sinne der Shareholder-Value Maximierung gilt, dass der Marktwert der Unternehmung P_t nur dann höher als der Buchwert B_t sein kann, wenn die Verzinsung des eingesetzten Kapitals R* höher der Kapitalkostensatz R ist, somit:

$$P_t > B_t \quad \text{nur wenn} \quad R^* > R \tag{12}$$

Schliesslich ist das Gewinn/Preis Verhältnis E_{t+1}/P_t kleiner als die Rendite auf das eingesetzte Kapital E_{t+1}/B_t, wenn P_t grösser als B_t ist. Das gilt gemäss (12) so lange, als $R^* > R$ ist. Somit gilt die folgende Beziehung:

$$\frac{E_{t+1}}{P_t} < R < \frac{E_{t+1}}{B_t} \quad \text{nur wenn} \quad R^* > R \tag{13}$$

Im nächsten Abschnitt wird zusätzlich aus dem Gordon Growth Modell die langfristige unkonditionierte Renditeerwartung für den Schweizer Aktienmarkt ermittelt. In jedem Jahr der Untersuchungsperiode wird der Gordon Kapitalkostensatz RG_{t+1} als Dividendenrendite D_{t+1}/P_t plus Wachstumsrate der Dividenden D_{t+1}/D_t berechnet:

$$RG_{t+1} = \frac{D_{t+1}}{P_t} + G_{t+1} = \frac{D_{t+1}}{P_t} + \frac{D_{t+1}}{D_t} \tag{14}$$

Dieser Ansatz unterstellt, dass sich die Investoren durch vollständige Voraussicht auszeichnen, d.h. zukünftige Dividenden perfekt prognostizieren können. Eine solche Annahme mag unrealistisch erscheinen, erlaubt aber gehaltvolle Aussagen über die Renditeerwartung (und abzüglich der risikolosen Verzinsung auch über die ex-ante Risikoprämie). Dieser Ansatz ist der „Excess Volatility" Literatur entlehnt, welche in einem klassischen Papier von SHILLER (1981) ihren Ursprung nahm. Der in Tabelle 5 in Abschnitt 5.3 ausgewiesene Gordon-Schätzer für die implizite Renditeerwartung am Schweizer Aktienmarkt RG ist als jährlicher (arithmetischer) Mittelwert über die untersuchte Zeitperiode berechnet. Die jährliche Risikoprämie RP_{t+1} ergibt sich nach Abzug des risikolosen Zinssatzes als:

$$RP_{t+1} = RG_{t+1} - RF_t \tag{15}$$

Auch hierfür wird dann der historische Durchschnittswert RP ermittelt. Es muss festgehalten werden, dass das Grundmodell in (8) zwar ein-

Tabelle 4: Implizite Renditeerwartungen, historische Renditen und Fundamentalkennzahlen

	Ø (B_t/P_t)	Ø historische Rendite	Ø implizite Renditeerwartung (RG)	Ø (E_{t+1}/P_t)	Ø (E_{t+1}/B_t)
Reale Werte arithmetischer Durchschnitte	0.76	9.45%	5.33%	4.48%	8.05%
Nominelle Werte arithmetischer Durchschnitte		12.91%	8.74%	8.05%	10.82%

fach, aus modelltheoretischer Sicht jedoch nicht ganz konsistent mit der hier gewählten Vorgangsweise ist. Es werden in einem ersten Schritt jährlich schwankende Renditeerwartungen berechnet, obwohl das Gordon Growth Modell völlig statisch definiert ist und somit eigentlich keine Zeitvariabilität in den Renditeerwartungen vorsieht. Eine weiterführende Diskussion zu diesem Schwachpunkt des Modells findet sich in CAMPBELL/SHILLER (1988). Weil aber im folgenden nur Durchschnittswerte betrachtet werden, wird von dieser Problematik abstrahiert.

5.2 Plausibilität historischer Überschussrenditen

Zunächst sollen die Plausibilitätsüberlegungen anhand der Relation in Ungleichung (13) angestellt werden. Diese können Auskunft darüber geben, ob die aus dem Gordon Growth Modell gewonnen Renditeerwartungen für den Schweizer Aktienmarkt aus fundamentaler Sicht glaubhafter sind als die historischen Durchschnittswerte aus Tabelle 2. Die notwendigen Daten für die Dividenden, Gewinne und Buchwerte stammen wiederum von MSCI.[16] Tabelle 4 zeigt die diesbezüglichen Ergebnisse. Es werden reale und nominelle Werte arithmetischer Durchschnitte ausgewiesen.
Das durchschnittliche Buchwert/Marktwert Verhältnis beträgt 0.76. Ein Buchwert/Marktwert Verhältnis unter Eins bedeutet im Gordon Growth Modell, dass die Rendite auf das einsetzte Kapital $R^* = E_{t+1}/B_t$ höher als die Eigenkapitalkosten ist, und das Gewinn/Kurs Verhältnis E_{t+1}/P_t kleiner als die Eigenkapitalkosten ausfällt. Diese Vermutung wird bestätigt, wenn man das Gordon Growth Modell zur Berechnung des Kapitalkostensatzes heranzieht. Setzt man die historischen Werte in das umgeformte Gordon Growth Modell in (9) ein, so ergibt sich eine reale implizite Renditeerwartung von durchschnittlich 5.33%. Diese ist um rund 40% tiefer als die historische reale Rendite am Schweizer Aktienmarkt von 9.45%. Die implizite Renditeerwartung von 5.33% ist auch deutlich tiefer als der durchschnittliche Gewinn auf das eingesetzte Kapital $R^* = E_{t+1}/B_t$ von 8.05% und höher als das durchschnittliche reale Gewinn/Kurs Verhältnis E_{t+1}/P_t von 4.48%. Im Gegensatz dazu liegt die historische reale Durchschnittsrendite mit 9.45% deutlich über dem durchschnittlichen Gewinn/Kurs Verhältnis E_{t+1}/P_t von 4.48% und auch über der Verzinsung des eingesetzten Kapitals $R^* = E_{t+1}/B_t$ von 8.05%.
Diese Ergebnisse decken sich weitgehend mit jenen von FAMA/FRENCH (2000) für die USA. Renditeerwartungen über der Verzinsung auf das eingesetzte Kapital sind nicht konsistent mit einem Buchwert/Marktwert Verhältnis unter Eins und einem durchschnittlichen Gewinn/Kurs Verhältnis, welches kleiner als die Verzinsung auf das eingesetzte Kapital ist. Die Analyse der fundamentalen Kennzahlen lässt deshalb vermuten, dass die historische reale Durchschnittsrendite von 9.45% einen

zu hohen Schätzer für die ex-ante Renditeerwartung darstellt. Der aus dem Gordon Growth Modell implizit gewonnene Wert von 5.33% erscheint aus fundamentaler Sicht schon plausibler. Ausserdem ist die Standardabweichung der mittleren impliziten Renditeerwartung mit 1.89% nicht halb so volatil wie die historische Durchschnittsrendite (siehe Tabelle 2). Ein 95% Konfidenzintervall für den Renditemittelwert ist [1.54%; 9.11%], was aber eine immer noch sehr hohe Schätzunsicherheit impliziert.

5.3 Plausibilität impliziter Renditeerwartungen

Trotz der Ergebnisse im vorangehenden Abschnitt ist Zweifel an der Plausibilität der impliziten Renditeerwartungen aus dem Gordon Growth Modell angebracht. Das grösste Problem des Modells ist die Spezifizierung einer korrekten Wachstumsrate G. Letztere bezeichnet eine stabile, nachhaltig (korrekterweise auf ewig) realisierbare Wachstumsrate des Dividendenstroms D_{t+1}/D_t. Nachhaltigkeit impliziert, dass das Dividendenwachstum G dem Wachstum aller übrigen Performance-Kennzahlen entsprechen muss. Die für G angenommene Rate kann also insbesondere das langfristige Gewinnwachstum nicht übersteigen. Wäre dies nämlich der Fall, sind die Dividenden irgendwann grösser als die Gewinne. Ist das langfristige Dividendenwachstum hingegen kleiner als das Gewinnwachstum, tendiert die Ausschüttungsquote gegen Null, was aufgrund der Signalwirkung von Dividenden kaum denkbar ist.[17] Auch kann intuitiv das langfristige (es handelt sich in diesem Fall gar um das „ewige") Dividendenwachstum das nachhaltige Wachstum des Bruttosozialproduktes nicht übersteigen. Kurzfristig ist das wohl möglich, ein solcher Zustand ist aber mit einem Steady-State nicht vereinbar. Abbildung 5

Abbildung 5: Dividenden, Konsum und Bruttosozialprodukt

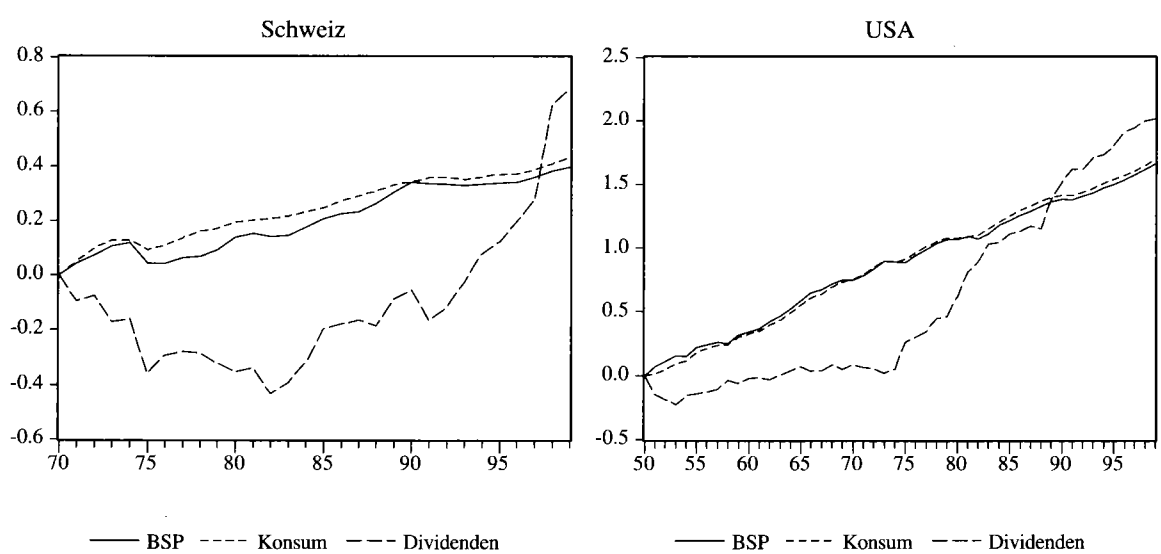


Tabelle 5: Implizite Risikoprämien unter Annahme verschiedener realer Wachstumsraten

Unterstellte Wachstumsrate G	∅ Wachstumsrate G_{t+1}	Erwartete implizite Rendite E(R)	Implizite ∅ Risikoprämie	Volatilität der ∅ Risikoprämie
Reales Dividendenwachstum D_{t+1}/D_t	2.87%	5.33%	4.32%	1.84%
5-jahres Durchschnitt des realen Dividendenwachstums D_{t+5}/D_t	4.23%	6.75%	5.68%	1.28%
Wachstumsrate der realen Gewinne E_{t+1}/E_t	4.00%	6.55%	5.54%	4.79%
Wachstumsrate des realen Bruttosozialprodukts BSP_{t+1}/BSP_t	1.40%	3.86%	2.76%	0.73%
Wachstumsrate der realen Industrieproduktion IP_{t+1}/IP_t	1.57%	4.13%	2.78 %	0.95%
Wachstumsrate des realen Konsums C_{t+1}/C_t	1.51%	3.95%	2.85%	0.62%

zeigt die Entwicklung der realen Dividendenzahlungen, des realen Konsums privater Haushalte, und des realen Bruttosozialprodukts. Die durchschnittlichen Wachstumsraten dieser Aggregate sind in Tabelle 5 angeführt. Die auf den MSCI Schweiz Index bezahlten Dividenden sind real um durchschnittlich 2.87% pro Jahr gewachsen. Um die Plausibilität dieses Wertes zu beurteilen, sind im Vergleich die Wachstumsraten der realen Gewinne E_{t+1}/E_t, des realen Bruttosozialproduktes BSP_{t+1}/BSP_t, des realen Konsums privater Haushalte C_{t+1}/C_t und der realen Industrieproduktion IP_{t+1}/IP_t angeführt. Ferner wird in Anlehnung an MOYER/PATEL (1999) auch ein gleitender Durchschnitt der Dividendenwachstumsrate über die jeweils nächsten 5 Jahre berechnet. Alle in Tabelle 5 angegebenen Werte sind als arithmetische Durchschnitte berechnet. Die Daten für das Bruttosozialprodukt, die Industrieproduktion und den privaten Konsum entstammen der Datenbank des International Monetary Fund (IMF).

Das reale Wirtschaftswachstum der Schweiz lag während der Zeitperiode von 1970–1999 bei etwa 1.4%. Das langfristige Dividendenwachstum sollte diesen Wert nicht überschreiten. Tatsächlich wuchsen aber die auf den Index bezahlten Dividenden real um 2.87%. Nun kann dies für eine ausgewählte Periode sehr wohl der Fall sein, aber eben nicht ewig (was immer das auch genau bedeuten mag). Ein reales Wirtschaftswachstum in dieser Höhe erscheint andererseits nicht völlig abwegig – man denke an all die Versprechungen der „New Economy". Die sehr hohen diesbezüglichen Erwartungen haben in den letzten Monaten jedoch eine deutliche Korrektur nach unten erfahren.

Nimmt man nun wiederum an, die Investoren hätten perfekte Voraussicht und setzt demzufolge für jede Periode $G_{t+1} = D_{t+1}/D_t$ (wie in Gleichung 14 dargestellt), ergibt sich gemäss Gleichung (15) eine implizite ex-ante Risikoprämie in der Höhe von 4.32%. Dieser Wert ist nur halb so hoch wie der in Tabelle 2 ausgewiesene historische Durchschnitt von 8.46%. Man kann aber vermuten (und das ist konsistent mit Punkt (iii) der Varianzdekomposition in Abschnitt 3.2), dass selbst die 4.32% für die Risikoprämie tendenziell nach oben verzerrt sind. Verwendet man nämlich die jährlichen Wachstumsraten des realen Bruttosozialprodukts, ergibt sich eine implizite Risikoprämie von lediglich 2.76%.[18] Dieses Resultat mag

überraschen, deckt sich aber mit jenen von CLAUS/THOMAS (2000) für die USA, Kanada, Frankreich, Deutschland, Japan und Grossbritannien. Sehr ähnliche Ergebnisse ergeben sich, wenn man die jährlichen Wachstumsraten des realen Konsums der privaten Haushalte $G_{t+1} = C_{t+1}/C_t$ für die Berechnung verwendet. Bei einer durchschnittlichen Steigerungsrate des realen privaten Konsums von 1.51% ergibt sich eine implizite Risikoprämie von 2.85%, ein verglichen mit der historischen Überschussrendite und der impliziten Risikoprämie auf Basis des historischen Dividendenwachstums wiederum sehr tiefer Wert.

Nun ist freilich denkbar, dass die reale Wachstumsrate der Dividenden in Zukunft weiter ansteigt. Der Anteil einbehaltener Gewinne könnte sinken, wenn die Anzahl von möglichen Investitionsprojekten mit positivem Nettobarwert zurückgeht. Dennoch kann die langfristige reale Dividendenwachstumsrate aus ökonomischen Überlegungen nun einmal nicht über dem realen Wirtschaftswachstum liegen. Bei einer durchschnittlichen Dividendenrendite von 2.52% muss das jährliche reale Dividendenwachstum gar 5.94% betragen, um die historische Überschussrendite von 8.46% zu replizieren. Dieser Wert erscheint entschieden zu hoch. Möglich ist auch, dass die unterstellte Wachstumsrate nicht konstant ist. So könnten etwa in einer ersten Stufe die Dividenden weiterhin stärker wachsen als langfristig möglich, in einer zweiten Stufe aber auf das Niveau des langfristigen realen Wirtschaftswachstums absinken. Eine Darstellung zwei- und dreistufiger Dividend Discount Modelle findet sich in DAMODARAN (1996). Ein Blick auf Abbildung 5 zeigt ferner, dass das Dividendenwachstum lange hinter dem des Bruttosozialprodukts und des Konsums zurückgeblieben ist, und erst zu Beginn der 90er Jahre sehr stark angestiegen ist.

Höher fällt hingegen die Schätzung für die implizite Risikoprämie aus, wenn man einen gleitenden 5-Jahres Durchschnitt der realen Dividendenwachstumsraten verwendet. Hier ergibt sich bei einer durchschnittlichen Wachstumsrate von 6.75% eine ex-ante Risikoprämie von 5.54%. Dieser Wert liegt am unteren Ende der Ergebnisse von MOYER/PATEL (1999), die Analystenschätzungen für das Dividendenwachstum in den jeweils nächsten fünf Jahren verwenden. CLAUS/THOMAS (2000) betrachten deren Resultate aber skeptisch, weil Analystenschätzungen tendenziell zu hoch ausfallen. Zumeist arbeiten die Analysten nämlich für Investment-Häuser, welche mit den analysierten Unternehmen in Geschäftsbeziehung stehen, und diese wohl auch in Zukunft beibehalten wollen.[19]

Interessant sind auch die Ergebnisse für die Wachstumsraten der realen Gewinne $G_{t+1} = E_{t+1}/E_t$. Diese fallen mit 4% sehr viel höher aus als das Wachstum der Dividenden. Unter diesem Blickwinkel mag die implizite Risikoprämie plausibler erscheinen. Aber auch hier muss gelten, dass die Gewinne in einer sehr langfristigen Perspektive nicht stärker wachsen können als realwirtschaftliche Grösse wie Bruttosozialprodukt und Industrieproduktion. Die in Tabelle 5 ausgewiesene Risikoprämie von 5.54% muss deshalb ebenso kritisch gesehen werden. Diese ist ferner mit einer hohen Schätzunsicherheit behaftet, wie die hohe Volatilität von 4.79% zeigt. Dass die Volatilität der auf der Basis historischer Dividendenwachstumsraten berechneten impliziten Risikoprämie mit 1.84% viel kleiner ist, darf als Indiz für Dividendenglättung („Dividend Smoothing") interpretiert werden. Unternehmen streben demnach eine zu bestimmende „optimale" Ausschüttungsquote an. Die absolute Höhe der Ausschüttungen wird aber nur langsam verändert, und die Anpassungen in Richtung der langfristig angestrebten Ausschüttungsquote erfolgen auch nur dann, wenn die Veränderungen in den Gewinnen nachhaltig sind.[20]

5.4 Test auf Kointegration

Man kann schliesslich versuchen, die in Tabelle 5 angestellten ökonomischen Überlegungen hinsichtlich der Plausibilität von langfristigen Wachstumsraten statistisch und ökonometrisch zu un-

termauern. In der klassischen Modellwelt von LUCAS (1978) stehen Dividenden, Konsum und Bruttosozialprodukt in einem dynamischen Gleichgewicht. Zwar können diese drei Grössen kurzfristig voneinander abweichen (etwa aufgrund von saisonalen Faktoren oder Schocks), doch werden sie ökonomische Kräfte langfristig wieder zusammenführen. In anderen Worten, Dividenden, Konsum und Bruttosozialprodukt müssen aus Gleichgewichtsüberlegungen „kointegriert" sein.

Das Konzept der Kointegration wurde erstmals von ENGLE/GRANGER (1987) in die Literatur eingeführt. Die Mehrzahl makroökonomischer Zeitreihen weist eine starke langfristige Trendkomponente auf, welche aber nicht deterministischer, sondern stochastischer Natur ist. In der Zeitreihenanalyse spricht man von nichtstationären Zeitreihen, also Zeitreihen mit zeitvariablen Momenten. Dies führt dazu, dass sich Schocks nachhaltig auf das Niveau der jeweiligen Variable auswirken. Dies ist auf die sogenannte Einheitswurzel („Unit Root") in nicht-stationären Zeitreihen zurückzuführen. ENGLE/GRANGER zeigen, dass sich bei der klassischen Regressionsanalyse mit nichtstationären Zeitreihen eine Scheinkorrelation ergeben kann. Es besteht die Gefahr, dass der Erklärungsgehalt einer Regression als sehr hoch ausgewiesen wird, obwohl tatsächlich kein kausaler Zusammenhang zwischen den analysierten Zeitreihen besteht.

Gerade bei makroökonomischen Variablen mit dem ihnen typischen Anstieg in den letzten Jahrzehnten stellt sich die Frage, ob stochastische Trendkomponenten auszumachen sind, die allen Zeitreihen gemeinsam sind. In diesem Fall spricht man von Kointegration. Kurzfristig können einzelne Variablen dann vom gemeinsamen Trend abweichen (also langsamer oder schneller wachsen), langfristig werden sie aber, durch ökonomische Kräfte getrieben, wiederum zum gemeinsamen Wachstumspfad zurückkehren.

Zwei in einem Vektor $\mathbf{y}_t$ der Dimension (2x1) zusammengefasste Zeitreihen werden als kointegriert bezeichnet, wenn jede der beiden Zeitreihen integriert der Ordnung Eins ist, d.h. nicht selbst stationär ist, aber eine lineare Kombination der beiden Zeitreihen existiert, welche stationär ist. Es gibt also ein (2x1)-dimensionaler Kointegrationsvektor $\mathbf{a}_t$ derart, dass $\mathbf{a'y}$ stationär ist. Die Existenz eines Kointegrationsvektors impliziert, dass Dividenden, Konsum und Bruttosozialprodukt zwar kurzfristig voneinander abweichen können, aber eben nicht langfristig. Ein ökonometrisches Verfahren zum Test auf Kointegration von Zeitreihen und zur Ermittlung des Kointegrations vektors at wurde von JOHANSON (1988) dar-

Tabelle 6: Dickey-Fuller Test auf Stationarität

Dickey-Fuller Einheitswurzeltest: $\Delta x = \mu + \delta t + \rho x_{t-1} + \varepsilon_t$

	Schweiz		USA	
	H_0: I(1), $\rho = 0$	H_0: I(2), $\rho = 0$	H_0: I(1), $\rho = 0$	H_0: I(2), $\rho = 0$
Dividenden	0.37	–3.78**	–1.56	–4.21***
Konsum	–0.47	–4.77***	–2.13	–4.69***
Bruttosozialprodukt	–3.05	–4.22**	–2.19	–5.04***
Δ (BSP, Konsum)	–2.83	–5.03***	–3.35*	–6.15***
Δ (BSP, Dividenden)	0.23	–1.43	–1.50	–4.26***
Δ (Dividenden, Konsum)	0.41	–3.69**	–0.24	–3.67***

***/**/* = 1%/5%/10% Signifikanzniveau

gestellt. Das gegenwärtige Problem gestaltet sich jedoch sehr viel einfacher, weil ein ökonomisch fundierter Kointegrationsvektor mit **a** = (1,–1) bereits vorgeben ist. Ein naheliegender Test auf Kointegration besteht demnach aus zwei Schritten. Zunächst wird überprüft, ob alle drei Zeitreihen nicht-stationär sind. Ist dies der Fall, überprüft man in einem zweiten Schritt, ob die Differenzen von jeweils zwei Zeitreihen stationär sind. Ist nämlich **a** = (1,–1) tatsächlich ein korrekter Kointegrationsvektor, so ist die Linearkombination $\mathbf{a'y}_t$ integriert der Ordnung Null, d.h. stationär.[21]

Die Ergebnisse sind in Tabelle 6 zusammengefasst. Sie müssen aber wegen der sehr kleinen Datengrundgesamtheit mit Vorsicht interpretiert werden. Einheitswurzeltests besitzen generell nur sehr geringe Mächtigkeit. Tests für die Schweiz mit 30 jährlichen Datenpunkten sind freilich umso problematischer. Alle Tests werden deshalb auch auf US Zeitreihen seit 1950 angewendet. Gemäss dem oberen Teil der Tabelle 6 sind alle Zeitreihen integriert vom Grade Eins. Sie sind stationär in ihren ersten Differenzen und können daher in ihren Niveaus dem Kointegrationstest unterzogen werden. Im unteren Teil der Tabelle sind die Ergebnisse für die Nullhypothese eines Random-Walk in den Differenzen jeweils zweier Zeitreihen ausgewiesen. Kann die Nullhypothese verworfen werden, so sind die jeweiligen Aggregate kointegriert. Dies ist lediglich für den Konsum und das Bruttosozialprodukt in den USA der Fall. Trotz offensichtlichen Gleichlaufs der Trendkomponente in beiden Zeitreihen auch für die Schweiz (siehe Abbildung 5) kann die Nullhypothese, dass keine Kointegration vorherrscht, am 10% Niveau (wenn auch knapp) nicht abgelehnt werden. In beiden Ländern sind weder der Konsum noch das Bruttosozialprodukt mit den Dividenden kointegriert. Langfristig müssen – und das gebietet schon allein die ökonomische Intuition – alle drei Aggregate jedoch kointegriert sein, d.h. in einer dynamischen Gleichgewichtsbeziehung stehen. Bis ein DICKEY/FULLER Einheitswurzeltest dies nachzuweisen vermag, dürfte aber eine sehr langfristige Betrachtung notwendig sein.

Es bleibt selbstverständlich die Frage, in welche Richtung die Anpassung in den Wachstumsraten erfolgt. Aus ökonomischer Sicht ist wahrscheinlich, dass die Dividenden künftig von ihrem hohen Wachstumspfad abkommen und zum gemeinsamen Trend einer empirisch bislang leider nicht nachweisbaren, aber ökonomisch gut begründeten Kointegrationsbeziehung zurückkommen werden.

6. Schlussfolgerungen

Dieser Aufsatz untersucht die Höhe der ex-ante erwarteten Risikoprämie am Schweizer Aktienmarkt. In der Praxis werden zumeist historische Überschussrenditen herangezogen. In der Literatur wird eine Reihe von Gründen angeführt, weshalb die historischen Durchschnittswerte von 6–9% (je nach Berechnungsmethode und Zeitraum) zu hoch sind. Am plausibelsten erscheint der Erklärungsansatz eines „Survivorship-Bias". Die ex-post Renditen sind gerade am Schweizer Aktienmarkt so hoch (und die Zinssätze deshalb so tief), weil die Schweiz bislang von nachhaltigen Kurseinbrüchen verschont blieb. Wenn die Marktrisikoprämie überdies zeitvariabel ist, so ist bei den gegenwärtig hohen Preisen von einer tiefen Risikoprämie auszugehen. Dies wird durch einen einfachen Regressionsansatz bestätigt. Auf Basis der vorherrschenden tiefen Dividendenrendite liegt die Risikoprämie denn auch bei unter 3%.

Implizite Renditeerwartungen und Risikoprämien können auch auf Basis des GORDON-Growth-Bewertungsmodells berechnet werden. Die Analyse für die Schweiz belegt, dass die solcherart errechnete Risikoprämie von etwa 4% aus fundamentaler Sicht plausibler ist als der doppelt so hohe historische Durchschnitt der Überschussrenditen. Der wichtigste Inputparameter für dieses Modell ist die nachhaltige Wachstumsrate des Dividendenstroms. Weil letztere in der Vergangenheit höher war als die jährlichen Steigerungen des realen Bruttosozialprodukts, des realen privaten Konsums und des realen Industrieproduktion, ist aber zumindest Skepsis auch an diesem Wert

angebracht. Setzt man die Werte der realen Wachstumsraten der makroökonomischen Aggregate in das GORDON-Growth-Modell ein, ergibt sich eine langfristige Risikoprämie auf dem Schweizer Aktienmarkt von rund 3%. Dieses Ergebnis deckt sich weitgehend mit aktuellen Studien für den US Aktienmarkt.

Eine ex-ante erwartete Risikoprämie von 3% auf Aktienanlagen gegenüber risikolosen Papieren mag tief erscheinen. STULZ (1999) argumentiert, dass aufgrund der zunehmenden Verbundenheit globaler Aktienmärkte die Risikoprämien generell gesunken sind. Das liegt zum einen an einer verbesserten Risikoallokation in global integrierten Kapitalmärkten, zum anderen aber auch an verstärktem „Monitoring" durch weltweit agierende Investorengruppen. Aus Sicht des Asset Managements bedeuten die Ergebnisse dieser Arbeit, dass Anleihen mehr Gewicht in effizienten Portfolios haben sollten. Die in ihrem Anlageprozess als konservativ geltenden Schweizer Pensionskassen unterstellen in der Regel Überschussrenditen im Bereich von 3–4% in ihren Berechnungen. Die vorliegenden Resultate unterstützen diese Vorgangsweise. Tiefere Kapitalkosten sollten vor allem aber auch die Investitionstätigkeit ankurbeln, und damit langfristig das gesamtwirtschaftliche Wachstum steigern (siehe etwa OBSTFELD, 1994).

Fussnoten

[1] Siehe Kapitel 3 in CAMPBELL/VICEIRA (2000).

[2] Dieser Wert ergibt sich aus den Einträgen in Tabellen 1 und 2 in Abschnitt 3.1.

[3] Dies ist die Idee des „Consumption Smoothing" in der „Life-Cycle" Theorie von BRUMBERG/MODIGLIANI (1954) und der „Permanent Income" Hypothese von FRIEDMAN (1956).

[4] Siehe hierzu die Ausführungen in Abschnitt 4.

[5] Siehe FRIEND/BLUME (1975).

[6] Für ein Beispiel siehe COPELAND/KOLLER/MURRIN (2000), S. 219.

[7] Siehe etwa DROBETZ/WEGMANN (1999).

[8] Siehe WYDLER (1988, 1999) und KUNZ/ESTEBAN/ROSENBERG (1999).

[9] Anfangs der 70er Jahre waren die realen Zinssätze in der Schweiz sogar negativ.

[10] Siehe Ausdruck (2.7) in CAMPBELL (1991). Dies ist freilich eine dynamische Version des einfachen Dividend Discount Modells, wie es in Abschnitt 5 vorgestellt wird.

[11] Siehe etwa CHECCETTI/LAM/MARK (1990) für die USA und DROBETZ/WEGMANN (1999) für internationale Aktienmärkte.

[12] Verglichen mit der ersten Hälfte des letzten Jahrhunderts konstatiert BLANCHARD (1993) in einer sehr langfristigen Betrachtung eine um 2–3% gesunkene Risikoprämie zu Beginn der 90er Jahre. Die darauf folgende Aktienmarkthausse verleiht dieser Prognose freilich nicht allzu viel Glaubwürdigkeit.

[13] Siehe die klassischen Ansätze von MERTON (1973) und BREEDEN (1979).

[14] Dabei wird ein fixer Zinssatz auf einen sich entsprechend der Inflationsrate verändernden Nominalbetrag bezahlt. Damit wird dem Investor einebestimmte Realverzinsung zuzüglich der Inflationsrate garantiert.

[15] Diese ist freilich mit dem im nächsten Abschnitt vorgestellten Dividend-Discount-Modell konsistent. Für eine ausführliche Diskussion siehe etwa COCHRANE (1997) oder CAMPBELL/LO/MACKINEY (1997).

[16] Buchwerte sind in der MSCI Datenbank erst ab 1975 vorhanden.

[17] Siehe z.B. MILLER/ROCK (1985).

[18] Die ausgewiesenen Werte sind arithmetische Durchschnitte. Die entsprechenden geometrischen Durchschnitte weichen wegen der nun viel tieferen Standardabweichung der impliziten Risikoprämien nur wenig von den arithmetischen Werten ab.

[19] Siehe etwa CLAYMAN/SCHWARTZ (1994) und FRANCIS/PHILBRICK (1993).

[20] Siehe etwa HEALY/PALEPU (1988) und BEHM/ZIMMERMANN (1993).

[21] Siehe HAMILTON (1994).

Literatur

BEHM, U. und H. ZIMMERMANN (1993): „The empirical relationship between dividends and earnings in Germany", Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 113, pp. 225–254.

BLANCHARD, O. (1993): „Movements in the Equity Premium", Brookings Papers on Economic Activity, pp. 75–118.

BROWN, S., W. GOETZMAN und S. ROSS (1995): „Survival", Journal of Finance 50, pp. 853–873.

CAMPBELL, J., A: „Variance Decomposition for Stock Returns", Economic Journal 101, pp. 157–179.

CAMPBELL, J. und R. SHILLER (1988): „The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors", Review of Financial Studies 1, pp. 195–227.

CAMPBELL, J., und L. VICEIRA (2000): „Strategic Asset Allocation", unveröffentlichtes Manuskript, Harvard University.

CLAUS, J. und J. THOMAS (2000): „Equity premia as low as three percent? Empirical Evidence from analysts' earnings forecasts for domestic and international stock markets", Working Paper, Columbia University.

CLAYMAN, M. und R. SCHWARTZ (1994): „Falling in Love Again – Analysts' Estimates and Reality", Financial Analysts Journal 50, Nr. 5, pp. 66–68.

COCHRANE, J. (1997): „Where is the market going? Uncertain facts and novel theories", Economic Perspectives, pp. 3–37.

COPELAND, T., T. KOLLER und J. MURRIN (2000): Valuation: Measuring and Managing the Value of Companies, New York: Wiley.

DAMODARAN, A. (1996): Investment Valuation, New York: Wiley.

DAMODARAN, A. (2000): „Estimating Equity Risk Premiums", Working Paper, Stern School of Business, New York University.

DROBETZ, W. und P. WEGMANN (1999): „Mean-reversion on global stock markets", Working Paper, Schweizerisches Institut für Banken und Finanzen, Universität St. Gallen.

ENGLE, R. und C. GRANGER (1987): „Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", Econometrica 35, pp. 251–276.

FAMA, E. und K. FRENCH (2000): „The Equity Premium", Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago.

FRANCIS, J. und D. PHILBRICK (1993): „Analysts' Decisions as Products of a Multi-Task Environment", Journal of Accounting Research 31, pp. 216–230.

FRIEND, I, and M. BLUME (1975): „The Demand for Risky Assets", American Economic Review 65, pp. 900–922.

GOETZMANN, W. und P. JORION (1999): „Global Stock Markets in the Twentieth Century", Journal of Finance 54, pp. 953–980.

GORDON, M. (1962): The investment, financing and valuation of the corporation, Chicago: Irwin.

HAMILTON, J. (1994): Time Series Analysis, Princeton: Princeton University Press.

HEALY, und PALEPU (1988): „Earnings Information Conveyed by Dividend Initiations and Omissions", Journal of Financial Economics 21, pp. 149–175.

IBBOTSON Associates, Inc. (1999): „Stocks, Bonds, Bills and Inflation", Yearbook, Chicago.

JOHANSON, S. (1988): „Statistical Analysis of Cointegration Vectors", Journal of Economics Dynamics and Control 12, pp. 231–254.

KRITZMAN, M. P. (2000): Puzzles of Finance, New York: Wiley.

KUGLER, P. und B. WEDER (2000): „The Swiss Interest Rate Puzzle: Why are Returns on Swiss Assets so low?", Working Paper, Universität Basel.

KUNZ, R., S. ESTEBAN und D. ROSENBERG (1999): „Aktien als langfristige Kapitalanlage", Economics Briefings Nr. 14, Credit Suisse.

LINTNER, J. (1965): „The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", Review of Economics and Statistics 47, pp. 13–37.

LUCAS, R. (1978): „Asset Pricing in an Exchange Economy", Econometrica 46, pp. 1429–1445.

MEHRA, R. und E: PRESCOTT (1985): „The Equity Premium: A Puzzle", Journal of Monetary Economics 15, pp. 145–161.

MILLER, M. und K. ROCK (1985): „Dividend Policy under Asymmetric Information", Journal of Finance 40, pp. 1031–1051.

MOSSIN, J. (1966): „Equilibrium in a Capital Asset Market", Econometrica 35, pp. 768–783.

OBSTFELD, M. (1994): „Risk-taking, global diversification and growth", American Economic Review 85, pp. 1310–1329.

OKUNEV, J. and P. WILSON (1999): „What is an Appropriate Value of the Equity Risk Premium?", Journal of Investing, pp. 74–79.

RIETZ, T. (1988): „The Equity Risk Premium: A Solution", Journal of Monetary Economics 21, pp. 117–132.

SHARPE, W. (1964): „Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk", Journal of Finance 19, pp. 425–442.

SIEGEL, J. (1992): „The Equity Premium: Stock and Bond Returns Since 1802", Financial Analysts Journal, pp. 28–79.

SIEGEL, J. (1999): „The Shrinking Equity Premium", Journal of Portfolio Management, pp. 10–17.

STULZ, R. (1999): „Globalization, corporate finance, and the cost of capital", Journal of Applied Corporate Finance 12, pp. 8–25.
WEIL, P. (1989): „The Equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle", Journal of Monetary Economics 24, pp. 401–421.
WELCH, I. (2000): „Views of Financial Economists on the Equity premium and on Professional Controversies", Working Paper, University of California and Yale University.
WILIAMS, J. (1938): „The Theory of Investment Value", Cambridge: Harvard University Press.
WYDLER, D. (1988): „Swiss stocks, bonds, and inflation, 1926–1987", Journal of Portfolio Management, pp. 27–32.
WYDLER, D. (1999): Die Performance von Aktien und Obligationen in der Schweiz: Eine empirische Untersuchung seit 1925.