

Über die Integration des deutschen und schweizerischen Aktienmarktes mit dem Weltmarkt

1. Einleitung

Die zunehmende Globalisierung der Finanzmärkte wird von Wirtschaftsjournalisten und Berichterstatern einschlägiger Zeitschriften zumeist mit einem gestiegenen Ausmass der Integration von Kapitalmärkten in Verbindung gebracht. Integration bedeutet aus finanzmarkttheoretischer Sicht, dass die Entschädigung für (multiple) Risiken auf den einzelnen Kapitalmärkten identisch ist. Die Risikoprämien hängen dann nicht von der nationalen Zugehörigkeit einer Anlage ab. Die Frage, ob nationale Aktienmärkte integriert oder segmentiert sind, hat entscheidenden Einfluss auf eine Vielzahl von Entscheidungsproblemen finanzmarkttheoretischer Art. International gestreute Portfolios weisen attraktivere Rendite-Risiko Profile auf als rein nationale, weil ein Teil des bewertungsrelevanten (systematischen) Risikos des Heimmarktes diversifiziert werden kann, ohne dafür die Kosten in Form einer niedrigeren Rendite tragen zu müssen. Segmentierte Aktienmärkte erweitern das Risiko-Rendite Spektrum eines internationalen Anlegers noch zusätzlich. In diesem Fall kann nämlich ein Fondsmanager die erwartete

Rendite seines Portfolios weiter erhöhen, ohne dabei das Risikoprofil zu verändern, indem er Länder mit höheren Risikoprämien übergewichtet. In einem segmentierten Aktienmarkt verlieren auch eine Reihe von Irrelevanz-Thesen der Corporate Finance ihre Gültigkeit; für heimische Unternehmen lassen sich in diesem Fall optimale Hedgingstrategien sowie eine optimale Aufspaltung der Fremdkapitalaufnahme im In- und Ausland ermitteln. Schliesslich hängt die Höhe der Kapitalkosten einer Unternehmung von der Frage ab, ob Kapitalmärkte integriert oder segmentiert sind. Zumeist werden Betas gegenüber einem nationalen Aktienindex bestimmt. Sind Kapitalmärkte jedoch integriert, dann sollte das Marktportfolio als internationaler Aktienindex identifiziert werden.[1]

Häufig wird die Frage der Integration von Kapitalmärkten mit der Existenz bzw. dem Abbau von Marktzutrittsbarrieren für ausländische Investoren in Verbindung gebracht. Dabei kann man zwischen indirekten und direkten Zugangsbeschränkungen unterscheiden. Unter die erste Kategorie können ein erschwerter Zugang zu Informationen über ausländische Aktien, Unterschiede in der Güte unternehmensbezogener Informationen aufgrund unterschiedlicher Publizitätsvorschriften sowie sämtliche andere Kosten subsumiert werden, welche mit einer Auslandsinvestition verbunden sind. Die zweite Kategorie umfasst unterschiedliche Rechtsnormen und Steuervorschriften

* Ich danke Peter Oertmann, Markus Rudolf, Patrick Wegmann und Heinz Zimmermann für wertvolle Kommentare. Schweizerisches Institut für Banken und Finanzen, Universität St. Gallen, Merkurstrasse 1, CH-9000 St. Gallen, Tel. +41 - 71 - 220 30 72, E-mail: wolfgang.drobetz@unisg.ch

sowie Beschränkungen hinsichtlich des Anteils einer Unternehmung, welcher von ausländischen Investoren gehalten werden darf. Schliesslich müssen rechtliche Beschränkungen des Heimatlandes betrachtet werden. So dürfen etwa schweizerische Pensionsfonds nicht mehr als 30% ihres Portfoliovermögens in ausländischen Papieren anlegen.

Aus finanzmarkttheoretischer Sicht sind Segmentierung bzw. Integration jedoch aus dem Blickwinkel der *Bewertung* von Anlagen im Querschnitt zu betrachten. Die reine Analyse der Ausprägungen der diskutierten Marktzutrittsbeschränkungen liefert deshalb keine hinreichende Evidenz für Segmentierung oder Integration. Die Preise von Finanzanlagen werden durch marginale Anleger bestimmt, welche die Zutrittsbarrieren mittels innovativer Finanzprodukte häufig zu umgehen vermögen. Als Beispiel können sog. Equity-Swaps genannt werden, bei denen zwei Parteien übereinkommen, sämtliche Zahlungsströme zweier Aktienpositionen zu tauschen. Derartige Transaktionen sind selbstverständlich auch länderübergreifend denkbar und insbesondere bei Anlagen in Emerging Markets durchaus üblich.

In der vorliegenden Studie soll Integration von Kapitalmärkten aus einer finanzmarkttheoretischen Perspektive verstanden werden. Ein Kapitalmarkt ist dann integriert, wenn Anlagen mit denselben Risikocharakteristika dieselbe erwartete Rendite aufweisen, unabhängig von der nationalen Zugehörigkeit der Anlage (BEKAERT und HARVEY, 1995). Üblicherweise wird das Risiko als Sensitivitätsmass gegenüber einem globalen (Weltmarkt-) Portfolio ermittelt. Oder anders ausgedrückt: Wenn Anlagen aus verschiedenen Ländern mit perfekt korrelierten Renditen dieselbe *erwartete* Renditen aufweisen, so kann man von integrierten Kapitalmärkten sprechen. Die Renditen müssen selbstverständlich in einer einheitlichen Referenzwährung ermittelt werden. (STULZ, 1981). Der einfachste Test auf Integration würde daher auf einen Vergleich der Preise zweier Portfolios mit perfekt korrelierten Renditen aus unterschiedlichen Ländern hinauslaufen. Sind die betreffenden Märkte nämlich integriert, sollten die

Marktpreise dieser Anlagen zu jedem Zeitpunkt identisch sein. Nun ist es aber aufgrund der Einflüsse landesspezifischer Risikofaktoren praktisch unmöglich, zwei über nationale Grenzen hinweg perfekt korrelierte Portfolios zu konstruieren. Deshalb basieren sämtliche in der Literatur angestellten Integrationstests auf einem spezifischen Bewertungsmodell. Damit wird jener Teil der Renditevariabilität angezeigt, der auf den internationalen Kapitalmärkten mit einer Risikoprämie entschädigt wird. In der Welt des CAPM bedeutet dies, dass ein Test auf Integration untersucht, ob die Renditen ausländischer Anlagen entlang der heimischen Wertpapiermarktlinie liegen (WHEATLEY, 1988). Dagegen impliziert Segmentierung, dass ausländische Anlagen signifikant abseits der nationalen Wertpapiermarktlinie zu liegen kommen. Ökonometrisch bedeutet dies einen Verbundtest zweier Hypothesen: einerseits der Hypothese integrierter Märkte und andererseits der Hypothese, dass das unterstellte Bewertungsmodell die Rendite-Risiko Beziehung zu erfassen vermag. Eine Ablehnung der Nullhypothese der Integration kann demnach zwei Gründe haben: entweder sind die betrachteten Märkte in der Tat segmentiert und/oder das zugrundeliegende globale Bewertungsmodell beschreibt die Risiko-Rendite Beziehung der untersuchten Daten nur unzureichend. Wird das CAPM als Bewertungsmodell herangezogen, ist letztere Beobachtung gleichbedeutend mit der Aussage, dass das Weltmarktportfolio nicht effizient ist.

In empirischen Testverfahren auf Integration können Erwartungswerte und Varianzen der Renditen unbedingt oder bedingt modelliert werden.[2] Bisherige Studien beschränken sich weitgehend auf eine U.S.-amerikanische Sichtweise. SOLNIK (1974), STEHLE (1977), JORION und SCHWARTZ (1986), CHO, EUN und SENBET (1986) und GULTEKIN, GULTEKIN und PENATI (1989) testen Modelle mit konstanten erwarteten Renditen. WHEATLEY (1988) verwendet das auf den internationalen Kontext übertragene Konsum Asset Pricing Model (CCAPM) von STULZ (1981) mit unbedingten Momenten.

HARVEY (1991) entwickelt ein konditioniertes CAPM, in dem sowohl das Risikomass als auch die Risikoprämie zeitvariabel sind und verwendet in der empirischen Schätzung die Generalized Method of Moments (GMM) von HANSON (1982). Alternativ schätzen CHAN, KAROLYI und STULZ (1992) sowie DE SANTIS und GERARD (1997) ein konditioniertes CAPM mittels GARCH-in-the-Mean. Dieses Verfahren erlaubt eine explizite Modellierung der zeitlichen Variabilität der konditionierten Varianzen und Kovarianzen. Während in der Mehrzahl der genannten Studien mit Länderindizes gearbeitet wird, untersuchen HESTON, ROUWENHORST und WESSELS (1995) die Hypothese der Integration globaler Märkte mittels eines internationalen Faktormodells auf Einzeltitelbasis. Einen völlig anderen Ansatz wählen ERRUNZA und LOSQ (1985). Anstatt die Nullhypothese zu testen, dass Märkte integriert sind, untersuchen sie ein Modell mit einer expliziten Beschränkung des Zugangs zu einzelnen Märkten für einen bestimmten Anlegerkreis. Schliesslich formulieren BEKAERT und HARVEY (1995) ein Modell, welches die zeitliche Variation des Integrationsgrades abzubilden imstande ist. Derartige Regime-Switching Modelle könnten künftig in der Asset Allocation einen breiten Einsatzbereich finden. Die empirischen Ergebnisse sind gemischt; unterschiedliche Testverfahren finden für verschiedene Märkte und Untersuchungszeiträume empirische Evidenz für Integration als auch für Segmentierung.

Die vorliegende Arbeit will die Nullhypothese der Integration für den deutschen und den schweizerischen Aktienmarkt mit dem Weltmarkt testen. Diese Frage ist aus zweierlei Hinsicht interessant. Einerseits lassen die Ergebnisse von HESTON, ROUWENHORST und WESSELS (1995) gerade für Deutschland und die Schweiz Zweifel an deren Integrationsgrad aufkommen. Eine nähere Untersuchung dieser überraschenden Ergebnisse mittels anderer Testverfahren scheint angezeigt, zählen doch beide Märkte zu den höchstkapitalisierten der Welt. Der Untersuchungsgegenstand ist andererseits insbesondere aus der Perspektive der Ka-

pitalkosten deutscher bzw. schweizerischer Unternehmen interessant. In einem vollständig integrierten Kapitalmarkt muss nämlich das systematische Risiko einer Anlage auf Basis einer Regression der Anlagerenditen auf einen globalen Marktfaktor berechnet werden. Wäre etwa der schweizerische Aktienmarkt segmentiert, so muss die Renditeerwartung auf schweizerische Papiere höher ausfallen als auf dem Weltmarkt. Nur dann werden sie nämlich von Anlegern in effizient diversifizierten Portfolios gehalten. Das hohe Renditeerfordernis schlägt sich jedoch direkt in Form höherer Kapitalkosten schweizerischer Kapitalgesellschaften nieder. BEKARET und HARVEY (1995) formulieren ein Modell, in dem die Kovarianz mit dem Weltmarktportfolio das zu verwendende Risikomass auf integrierten Kapitalmärkten darstellt. In segmentierten Märkten schlägt sich jedoch die lokale Marktvarianz direkt in der Höhe der Kapitalkosten nieder.

In der folgenden empirischen Untersuchung werden zwei verschiedene Teststrategien angewendet. Einerseits wird für beide Länder ein Test der Nullhypothese anhand der Euler-Gleichung durchgeführt. Diese Vorgehensweise basiert auf der mittlerweile klassischen Arbeit von HANSEN und SINGLETON (1982). Andererseits wird in Anlehnung an CAMPBELL und HAMAQ (1992) ein konditioniertes Faktormodell derart spezifiziert, dass die zeitliche Variabilität der erwarteten Renditen mittels der zeitvariablen Risikoprämie eines einzigen Risikofaktors in Verbindung mit einem konstanten Betakoeffizienten erklärt werden kann. In beiden Ansätzen kann die Nullhypothese der Integration nicht verworfen werden.

Die folgenden Ausführungen gliedern sich in sechs Punkte. In Abschnitt 2 wird der häufig verbreitete Irrtum aufgegriffen, dass nämlich Korrelation zwischen nationalen Aktienmärkten und Integration derselben Märkte identische Konzepte seien. Abschnitt 3 stellt zunächst einen Test auf Integration des deutschen resp. schweizerischen Aktienmarktes mit dem Weltmarkt anhand eines konsumbasierten Ansatzes vor. Danach wird ein auf einem Einfaktormodell mit unbeobachtbarem Faktor-

portfolio beruhendes Testverfahren formuliert. In der Literatur sind letztere Modelle als Latent Variable Modelle bekannt. In Abschnitt 4 werden die für die empirische Arbeit benötigten Daten beschrieben. Es folgt eine Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse in Abschnitt 5, ergänzt um eine kurze Diskussion möglicher Schwächen der vorgeführten Testverfahren. Eine Zusammenfassung in Abschnitt 6 beschliesst die vorliegende Untersuchung.

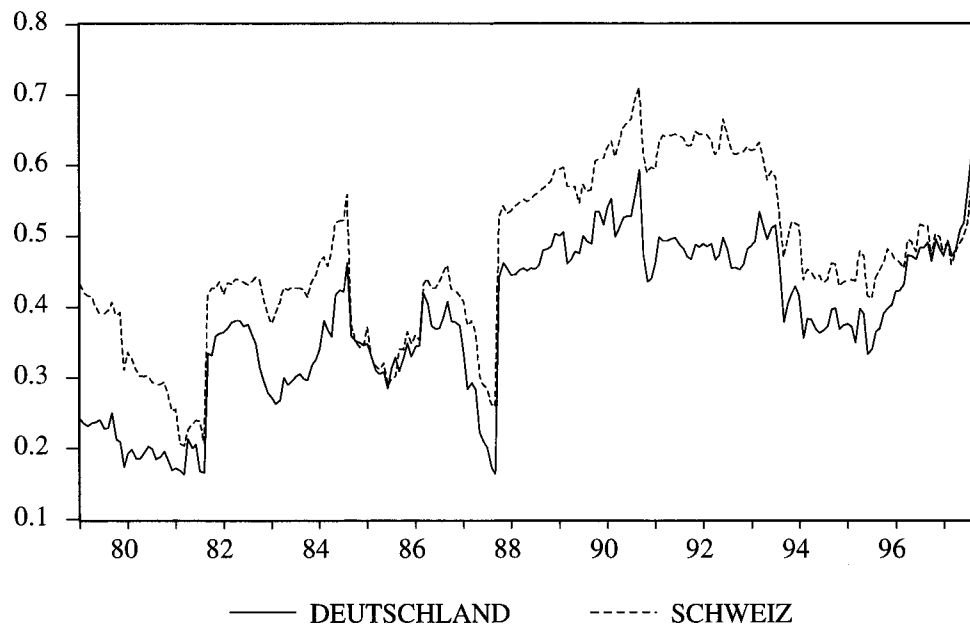
2. Integration und Korrelation

Unter Praktikern wird häufig argumentiert, dass tiefe Korrelationen zwischen den internationalen Aktienmärkten Segmentierung implizieren. Tat-

sächlich sind die durchschnittlichen Korrelationen über lange Zeit niedrig gewesen. Seit dem Börsencrash von 1987 sind sie jedoch stark angestiegen. Lagen die durchschnittlichen Korrelationen der Renditen der MSCI-Indizes entwickelter Volkswirtschaften anfangs der 80er Jahre bei etwa 0,3, so sind sie in den 90er Jahren auf rund 0,6 angestiegen. Zudem zeigen LONGIN und SOLNIK (1995) und OERTMANN (1997), dass die Nullhypothese einer konstanten Korrelationsmatrix für diesen Zeitraum abgelehnt werden kann. Abbildung 1 zeigt die zeitliche Entwicklung der durchschnittlichen Korrelationen zwischen monatlichen Überschussrenditen der MSCI-Indizes für Deutschland und die Schweiz mit den Überschussrenditen der Indizes von Japan, Grossbritannien und den USA als stellvertretend für den Welt-

Abbildung 1: Gleitende Dreijahreskorrelationen der Überschussrenditen

Betrachtungszeitraum: 1976.01–1997.09.



Die Darstellung zeigt die zeitliche Entwicklung der durchschnittlichen Korrelationskoeffizienten zwischen den Überschussrenditen der MSCI-Indizes Deutschlands bzw. der Schweiz mit jenen der USA, Grossbritanniens und Japans als stellvertretend für den Weltmarkt. Überschussrenditen werden gegenüber dem Einmonatsdepositzsatz in DM bzw. CHF auf dem Euromarkt gemessen. Die durchschnittlichen Korrelationen sind als gleitendes Dreijahresfenster berechnet. Der erste Korrelationskoeffizient ist daher 1979.01 verfügbar.

markt für den Zeitraum von 1976.01 bis 1997.09. Die Überschussrenditen sind gegenüber dem Einmonatsdepositsatz in DM bzw. CHF auf dem Euromarkt gemessen. Die ausgewiesenen Korrelationswerte sind als gleitendes Dreijahresfenster berechnet. Man erkennt deutlich den abrupten Anstieg im Oktober 1987 – der Börsencrash war in der Tat ein globales Ereignis. Danach sind die durchschnittlichen Korrelationen der beiden Ländergruppen hoch geblieben, was häufig als Zeichen verstärkter Integration gedeutet wird.

Aus finanzmarkttheoretischer Sicht ist jedoch eine differenziertere Betrachtungsweise angezeigt. Steigende durchschnittliche Korrelationen implizieren aus portfoliotheoretischer Sicht ein reduziertes Diversifikationspotential aus international gestreuten Anlagen, oder anders ausgedrückt, eine höheres systematisches Weltmarktrisiko. Damit ist aber noch nichts darüber ausgesagt, welche Bewertung die globalen (multiplen) Risiken auf den einzelnen nationalen Aktienmärkten erfahren. Wie oben dargelegt, hat Integration aber mit eben dieser Bewertung zu tun, weshalb eine nur geringe durchschnittliche Korrelation zwischen nationalen Aktienmärkten mit Integration derselben Märkte sehr wohl konsistent sein kann. ADLER und DUMAS (1983) weisen darauf hin, dass rein nationale (zufällige) Einflussfaktoren, welche das Produktionsniveau der betreffenden Volkswirtschaft beeinflussen, sich lediglich in den Aktienkursen der heimischen Unternehmungen niederschlagen sollten. Dies ist jedoch kein Anzeichen für Segmentation, sondern weist vielmehr auf effiziente Kapitalmärkte hin. Entsprechend ihrer komparativen Vorteile sind Volkswirtschaften ausserdem unterschiedlich spezialisiert, wodurch die Produktionsstrukturen sehr unterschiedlich ausgeprägt sein können. Treffen nun weltweite (zufällige) Schocks verschiedene Sektoren mit unterschiedlicher Intensität, dann ist eine geringe Korrelation der nationalen Aktienmärkte wiederum kein verlässliches Indiz für Segmentierung. Schliesslich betonen OERTMANN und ZIMMERMANN (1996), dass ein international integrierter Kapitalmarkt nicht die Übereinstimmung der nationalen mit den

internationalen Betakoeffizienten der einzelnen Aktien erfordert. Wie im nationalen Kontext jede Aktie ein bestimmtes Beta gegenüber dem Heimmarktportfolio aufweist, hat im internationalen Umfeld jeder Landesindex ein bestimmtes Beta gegenüber dem Weltmarktindex. Die absolute Höhe dieses Koeffizienten lässt aber keine Aussage über Integration bzw. Segmentierung zu.

3. Zwei Modelle zum Test auf Integration

In der vorliegenden Arbeit werden zwei Modelle zum Test auf Integration des deutschen bzw. schweizerischen Aktienmarktes mit dem Weltmarkt durchgeführt. Der erste Test basiert auf der intertemporalen Konsum- und Portfoliooptimierung eines repräsentativen Investors. Das zweite Testverfahren beruht auf einem Einfaktormodell mit unbeobachtbarem Benchmarkportfolio. In der Literatur sind derartige Ansätze als Latent Variable Modelle bekannt.

3.1 Ein konsumbasierter Test auf Integration

Ausgangspunkt der Überlegungen in den klassischen Arbeiten von BREEDEN (1979) und GROSSMANN und SHILLER (1981) ist, dass sich das Kapitalmarktgleichgewicht aus der Konsum- und Portfoliooptimierung eines repräsentativen Investors ergibt. Betrachtet wird das intertemporale Entscheidungsproblem eines Investors, der eine Anlage i frei handeln kann und über den Zeitraum von t bis $t + 1$ eine reale Rendite von $(1 + R_{i,t+1})$ erzielt. Wenn der Investor zum Zeitpunkt t C_t konsumiert und zeitlich additive (separable) Präferenzen mit einem Zeitdiskontfaktor δ aufweist, so ergibt sich als Bedingung erster Ordnung des intertemporalen Nutzenmaximierungsproblems die Euler-Gleichung

$$\begin{aligned} U'(C_t) P_{it} &= \delta E_t [P_{t+1} U'(C_{t+1})] \\ \Leftrightarrow U'(C_t) &= \delta E_t [(1 + R_{i,t+1}) U'(C_{t+1})]. \end{aligned} \quad (1)$$

Die Zusammensetzung des Portfolios ist demnach genau dann optimal, wenn bereits eine marginale Veränderung des Anteils der spezifischen Anlage i den Nutzen, welchen das Portfolio stiftet, negativ beeinflusst. Ist der Konsumpfad eines Investors optimal, so darf die Verlagerung einer infinitesimalen Konsumeinheit der Anlage i vom Zeitpunkt t in den Zeitpunkt t + 1 dem Investor keinen höheren Erwartungsnutzen stiften. Der entgangene Nutzen aus dem Konsumverzicht, welcher durch den Erwerb einer zusätzlichen Aktie im heutigen Zeitpunkt entsteht, darf weder grösser noch kleiner ausfallen als der erwartete Nutzen, welcher aus den zusätzlichen Konsummöglichkeiten resultiert, wenn die Aktie in der Zukunft veräussert wird. Dividiert man nun die Euler-Gleichung in (1) durch $U'(C_t)$ so ergibt sich

$$1 = E_t \left[(1 + R_{i,t+1}) \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} \right], \quad (2)$$

$$= E_t \left[(1 + R_{i,t+1}) M_{t+1} \right]$$

wobei der Grenznutzenkoeffizient M die intertemporale Grenzrate der Substitution darstellt und in der Literatur als stochastischer Diskontfaktor oder Pricing Kernel bezeichnet wird. Das Modell in Gleichung (2) stellt die diskrete Version des Konsum-CAPM (CCAPM) dar und wurde erstmals von LUCAS (1978) bzw. GROSSMAN und SHILLER (1981, 1982) publiziert. Die kontinuierliche Version des CCAPM ist im klassischen Aufsatz von BREEDEN (1979) zu finden. Der Diskontfaktor M transformiert den zukünftigen Preis in den heutigen Preis. Ein hohes zukünftiges Konsumniveau impliziert einen tiefen zukünftigen Grenznutzen und damit einen tiefen Diskontfaktor. Ein tiefer Wert für M_{t+1} steht daher für einen guten zukünftigen Zustand, wobei die Bezeichnungen ‚gut‘ und ‚schlecht‘ auf die Zahlungsbereitschaft des repräsentativen Investors für Geldeinheiten abstellen, welche in unterschiedlichen wirtschaftlichen Zuständen anfallen. Für eine sehr intuitive Darstellung sei auf ZIMMERMANN (1998) verwiesen.

Im allgemeinen wird man dem repräsentativen Investor Risikoaversion unterstellen. Der Diskontfaktor M stellt dann eine Zufallsvariable dar, weil der Anleger Zahlungen in unterschiedlichen zukünftigen Zuständen unterschiedlich bewertet. Für eine Anlage, welche einen hohen Kurs in einem guten Zustand aufweist (M_t tief), muss der heutige Kurs tiefer ausfallen als wenn eine Anlage einen hohen Kurs in einem schlechten Zustand (M_t hoch) aufweist. Eine Geldeinheit stiftet nämlich in einem guten Zustand einen tieferen Grenznutzen als in einem schlechteren Zustand. Daher wird dafür ein tieferer Preis bezahlt, d.h. der Investor fordert eine höhere Rendite. Daraus folgt die Kapitalmarktrestriktion[3]

$$E_t [1 + R_{it}] = \frac{1}{E_t [M_t]} (1 - \text{Cov}_t [R_{it}, M_t]). \quad (3)$$

Anlagen mit negativer Kovarianz gegenüber dem Diskontfaktor weisen demnach eine höhere Risikoprämie auf. Aus der intertemporalen Portfoliotheorie wurde damit ein Modell abgeleitet, welches die erwartete Rendite zustandsabhängig modelliert. Die Optimalitätsbedingung impliziert, dass die erwarteten Renditen von ihrer bedingten Kovarianz mit dem Grenznutzen abhängen. Um jedoch das Modell einer empirischen Untersuchung zugänglich zu machen, muss die Nutzenfunktion spezifiziert werden. Im einfachsten Fall wird eine hyperbolische Nutzenfunktion mit konstanter relativer Risikoaversion γ unterstellt, also

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}, \quad (4)$$

wobei C_t den realen Konsum des repräsentativen Anlegers bezeichnet. Damit kann die Gleichung (2) als folgende Orthogonalitätsbedingung umgeschrieben werden,

$$E_t \left[\delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} (1 + R_{i,t+1}) - 1 \mid Z_t \right] = E_t [u \mid Z_t] = 0 \quad (5)$$

wobei nun explizit die Konditionierung des Erwartungswertes auf einen Vektor von Instrumentvariablen Z im Zeitpunkt t notiert wird. Instrumentvariablen bezeichnen Größen, welche am Beginn jeder Periode beobachtbar sind, und potentiell Prognosekraft für die Aktienmarktrenditen der folgenden Periode besitzen.[4] Eine Spezifikation dieser Variablen erfolgt im Abschnitt 4. Der Diskontfaktor ergibt sich in diesem einfachsten Fall als das mit dem negativen Koeffizienten der relativen Risikoaversion potenzierte Konsumwachstum zwischen den Zeitpunkten t und $t + 1$. Wenn der deutsche bzw. der schweizerische Aktienmarkt mit dem Weltmarkt integriert ist, dann muss der deutsche bzw. schweizerische pro-Kopf Konsum die Renditen der in der Querschnittsuntersuchung verwendeten Länderindizes konsistent erklären. Im internationalen Kontext und unter der Nullhypothese integrierter Kapitalmärkte folgt nämlich aus der Euler-Gleichung, dass der Konsum der repräsentativen Investoren aller Länder perfekt korreliert sein muss.[5] Ein empirischer Test auf Integration basiert daher auf Gleichung (5), wobei das deutsche bzw. schweizerische pro-Kopf Konsumwachstum als erklärende Variable für die Renditen auf den im Querschnitt betrachteten Märkten dient.[6] Die Orthogonalitätsbedingung wird hierfür mittels der Generalized Method of Moments (GMM) von HANSEN (1982) für alle Länder simultan geschätzt. Sofern der empirische Zusammenhang mit der Restriktionen der Euler-Gleichung übereinstimmt, müssen sämtliche Residuen u in Gleichung (5) orthogonal zur verfügbaren Informationsmenge, d.h. zu einem Vektor von Instrumentvariablen Z sein. Dieses Verfahren erlaubt eine simultane Schätzung der beiden Regressionsparameter δ , der Zeitpräferenzrate und γ , dem (konstanten) Koeffizienten der relativen Risikoaversion. Der GMM-Anpassungstest überprüft dann die Nullhypothese anhand eines Systems von Orthogonalitätsbedingungen für die Modellresiduen in Gleichung (5),

$$E[u \otimes Z] = 0 \quad (6)$$

wobei \otimes ein Kroneckerprodukt von Vektoren bezeichnet. Die GMM-Methodik erlaubt die Überprüfung der Signifikanz der Residuen u mittels einer sehr einfach zu berechnenden χ^2 -verteilten Teststatistik.[7] Sofern die Residuen des Modells die Orthogonalitätsrestriktion in Gleichung (6) nicht erfüllen, nimmt die GMM-Teststatistik einen signifikanten Wert an. Dies ist dann ein Indiz dafür, dass (a) die betrachteten Aktienmärkte nicht integriert sind und/oder (b) die Euler Gleichung die dynamische Rendite-Risiko Beziehung der betrachteten Länderindizes nicht zu erfassen vermag.

3.2 Ein Einfaktormodell mit unbeobachtbarem Benchmarkportfolio

Effizienz im Sinne des Erwartungswert-Varianz Kriteriums impliziert eine lineare Beziehung zwischen der erwarteten Rendite einer Anlage und ihrem Betafaktor. Letzterer wird gegenüber einem Benchmarkportfolio gemessen, welches effizient und beobachtbar sein muss (ROLL, 1977). Es ist daher zu vermuten, dass die Hypothese integrierter Aktienmärkte mitunter empirisch deshalb verworfen wird, weil das Benchmarkportfolio a priori falsch spezifiziert wird. Im folgenden soll daher die Annahme der Beobachtbarkeit des Marktportfolios aufgehoben werden. Dies geschieht mit Hilfe eines Latent Variable-Modells.[8] Unterstellt man konstante Faktorsensitivitäten der betrachteten Anlagen gegenüber dem unbeobachtbaren Benchmarkportfolio, und nimmt man weiters an, dass der bedingte Erwartungswert des Benchmarkportfolios zeitvariabel ist, so werden in einem integrierten Kapitalmarkt die Renditen durch ein derartiges Modell beschrieben. Die erwarteten Renditen der Länderindizes schwanken über die Zeit in perfekt korrelierter Weise, weil sie gemeinsam durch die zeitvariable Risikoprämie des einen bewertungsrelevanten – aber unbeobachtbaren – Risikofaktors beeinflusst werden. Derartige Modelle versuchen also, die zeitliche Variabilität der erwarteten Renditen mittels einer

kleinen Anzahl von zeit-variablen Risikoprämien in Verbindung mit konstanten Betakoeffizienten zu erklären.[9] Es sei ausdrücklich betont, dass es sich hierbei um die Korrelation erwarteter (und konditionierter) Renditen handelt, während in Abschnitt 2 die Korrelationen von ex-post Renditen betrachtet wurden.

Die aus der Euler-Gleichung abgeleitete Bewertungsgleichung (3) impliziert, dass die erwartete Rendite einer Anlage von ihrer bedingten Kovarianz mit dem Grenznutzen abhängt. Eine Spezifikation als Mehrfaktor-Bewertungsmodell folgt daraus unmittelbar, wenn der Grenznutzen in linearer Form durch mehrere Zustandsvariablen beschrieben wird. Die erwartete Rendite im Zeitpunkt t , konditioniert auf die im Zeitpunkt $t - 1$ zur Verfügung stehende Informationsmenge Z_{t-1} , lässt sich dann für $i = 0, \dots, N$ schreiben als

$$E(R_{i,t+1} | Z_t) = \lambda_0(Z_t) + \sum_{j=1}^K b_{ij} \lambda_j(Z_t). \quad (6)$$

Dabei bezeichnen $R_{i,t+1}$ die Rendite der Anlage i in der Periode von t bis $t + 1$ und λ_j , $j = 0, \dots, K$, die Risikoprämie des Risikofaktors j . Entscheidend ist, dass die zeitliche Variation sowohl der erwarteten Rendite als auch der Risikoprämien auf die im Bewertungszeitpunkt beobachteten (1xL)-Vektor von Instrumentvariablen Z_t konditioniert sind. Wie bereits angesprochen, bezeichnen Instrumentvariablen Grössen, welche am Beginn jeder Periode beobachtbar sind und potentiell Prognosekraft für die Aktienmarktrenditen der folgenden Periode besitzen. Die Faktorausprägungen b_{ij} werden als konstant modelliert. Die herkömmliche Vorgehensweise besteht nun darin, auf der Grundlage dieses Modell zu untersuchen, ob sich die eingesetzten Instrumentvariablen eignen, die zeitlich variable Querschnittsbeziehung zwischen den erwarteten Renditen und den ökonomischen Risikofaktoren zu erklären.[10] Gibt es ein Portfolio mit Sensitivitäten von Null gegenüber sämtlichen Risikofaktoren, so bezeichnet $\lambda_0(Z_t)$ die erwartete Rendite dieses Zero-Beta Portfolios.

Wenn handelbare Portfolios – in der Literatur sind diese als Faktorportfolios bekannt (siehe z.B. LEHMANN und MODEST, 1988) – anstelle der Zustandsvariablen verwendet werden können, so impliziert das Modell, dass eine Kombination dieser Portfolios die Effizienzkurve aufspannt. Das einfachste Beispiel ist das CAPM, wo $K = 1$ und das Marktportfolio als Zustandsvariable spezifiziert wird. CHO, EUN und SENBET (1986) weisen darauf hin, dass die Anzahl der für sämtliche Märkte bewertungsrelevanten Faktoren keinen Hinweis für die Stärke der Integration dieser Märkte darstellt. In der vorliegenden Arbeit wird daher lediglich die Modellspezifikation mit einem einzigen unbeobachtbaren Faktorportfolio betrachtet. Für $K = 1$ spricht man auch von einem Single Latent Variable Modell. Was die konkrete Identifikation dieses Risikofaktors betrifft, so bleibt die vorliegende Arbeit agnostisch. Eine plausible Möglichkeit ist die Annahme eines Konjunkturrisikofaktors (*business cycle risk*) im Sinne von FAMA und FRENCH (1989) sowie OERTMANN (1997).

Ausgehend vom Bewertungsmodell in Gleichung (6) erfolgt im Anhang die Ableitung eines Einfaktormodells mit unbeobachtbarem Benchmarkportfolio. Empirisch wird das folgende System von Schätzgleichungen überprüft, wobei N die Anzahl der im Querschnitt betrachteten Länder bezeichnet:

$$\begin{aligned} r_{1,t+1} &= \delta_0 + Z_{1,t} \delta_1 + Z_{2,t} \delta_2 + \dots + Z_{L,t} \delta_L + u_{1,t} \\ r_{2,t+1} &= [\delta_0 + Z_{1,t} \delta_1 + Z_{2,t} \delta_2 + \dots + Z_{L,t} \delta_L] \cdot c_2 + u_{2,t} \\ &\vdots \\ r_{N,t+1} &= [\delta_0 + Z_{1,t} \delta_1 + Z_{2,t} \delta_2 + \dots + Z_{L,t} \delta_L] \cdot c_N + u_{N,t} \end{aligned} \quad (7)$$

r_1 steht für die Überschussrendite der Referenz-Anlage, im vorliegenden Fall die Überschussrendite des MSCI-Index für Deutschland bzw. der Schweiz. r_2 bis r_N stehen für die Überschussrenditen der Test-Anlagen, in der empirischen Untersuchung die Renditezeitreihen der MSCI-Indizes der USA, Grossbritanniens und Japans.[11] Letztere stehen wiederum als stellvertretend für den Welt-

markt. δ_0 ist eine Regressionskonstante. Gemäss GIBBONS und FERSON (1985) wird die (konditionierte) erwartete Rendite als lineare Kombination der Instrumentvariablen Z modelliert. δ ist jeweils ein Sensitivitätskoeffizient auf die entsprechende Instrumentvariable. Der Betakoeffizient der Referenzanlage wird ohne Einschränkung der Allgemeinheit auf Eins normiert. Gemäss der Hypothese der rationalen Erwartungen gilt für den Vektor der Residuen $u = [u_1, \dots, u_N]$, dass $E[u] = 0$. Die c_i 's ($i = 2, \dots, N$) können als verknüpfte Betakoeffizienten betrachtet werden.

Das in Gleichung (7) beschriebene Modell impliziert, dass die erwarteten Überschussrenditen im Zeitablauf als lineare Funktion der Risikoprämie eines einzigen – aber eben unbeobachtbaren – Risikofaktors variieren, welcher für alle betrachteten Länderindizes bewertungsrelevant ist. Das System in (7) bildet daher auch die Grundlage für einen empirischen Test auf Integration des deutschen bzw. schweizerischen Aktienmarktes mit dem Weltmarkt. Es wird nämlich die Restriktion getestet, dass die (konditionierten) erwarteten Renditen der Referenz- und Test-Anlagen perfekt korreliert sind. Wenn Aktienmärkte integriert sind und die Prognostizierbarkeit der Überschussrenditen durch die Zeitvariabilität der Risikoprämie auf einen einzigen Risikofaktor bedingt ist, so muss sich ein statistisch signifikantes Mass an gemeinsamer Variabilität der erwarteten Überschussrenditen der in der Querschnittsbetrachtung analysierten Märkte zeigen. Das Modell wird sowohl für einzelne Länderpaare als auch simultan für alle Länder getestet.

Sofern der empirische Zusammenhang mit den Restriktionen des „Single Latent Variable Models“ übereinstimmt, müssen sämtliche Residuen aus Gleichung (7), $u = [u_1, \dots, u_N]$, wiederum orthogonal zur verfügbaren Informationsmenge, d.h. zum Vektor der Instrumentvariablen Z sein. Auch dieses Modell wird mittels der Generalized Method of Moments (GMM) geschätzt, welche in diesem Fall eine simultane Schätzung der „verknüpften“ Betafaktoren c_i ($i = 2, \dots, N$) über den

Querschnitt der Länderindizes sowie der Sensitivitätsmasse δ auf die gewählten Instrumentvariablen erlaubt. Wiederum überprüft der GMM-Anpassungstest die Nullhypothese der Integration des deutschen bzw. schweizerischen Aktienmarktes in den Weltmarkt anhand eines Systems von Orthogonalitätsbedingungen für die Modellresiduen in System (7),

$$E[u \otimes Z] = 0 \quad (8)$$

wobei \otimes auch hier ein Kroneckerprodukt von Vektoren bezeichnet. Sofern die Residuen des Modells in Gleichung (5) nicht erfüllen, nimmt die GMM-Teststatistik einen signifikanten Wert an. Dies ist dann ein Indiz dafür, dass (a) die betrachteten Aktienmärkte nicht integriert sind und/oder (b) das Single Latent Variable Modell die dynamische Rendite-Risiko Beziehung der betrachteten Länderindizes nicht zu erfassen vermag. Weil dem empirischen Test immer eine Verbundhypothese zugrunde liegt, kann zwischen diesen beiden Interpretationen nicht unterschieden werden.

4. Datenmaterial

Die Untersuchung umfasst den Zeitraum von Januar 1976 bis September 1997. Zum Test der Nullhypothese der Integration des deutschen und schweizerischen Aktienmarktes mit dem Weltmarkt werden zwei unterschiedliche Modelle getestet: ein konsumbasierter Test und ein Single Latent Variable Modell. Deshalb sind zwei getrennte Datenmengen zu betrachten. Sämtliche Daten wurden der DATASTREAM-Datenbank entnommen.

4.1 Datenbeschreibung für den konsumbasierten Test auf Integration

Für den konsumbasierten Test auf Integration des deutschen und des schweizerischen Aktienmarktes

wurde das Datenmaterial quartalsweise erhoben. Als Aktienindizes werden die MSCI-Länderindizes Deutschlands und der Schweiz, sowie als stellvertretend für den Weltmarkt, die Indizes der USA, Grossbritanniens und Japans verwendet. Reale Renditen werden ermittelt, indem jeweils die Veränderung der Konsumentenpreisindizes Deutschlands bzw. der Schweiz von der Gesamtrendite in DM bzw. CHF in Abzug gebracht wird. Die Konsumentenpreisindizes wurden der OECD Main Indicator Datenbank entnommen. Im oberen Teil der Tabelle 1 findet sich eine Beschreibung der realen Renditen. Sämtliche Werte sind als annualisierte Quartalswerte in Prozent ausgewiesen. Grossbritannien weist jeweils die höchste durchschnittliche reale Rendite während der betrachteten Zeitperiode auf. Gleichzeitig war Grossbritannien nach Japan aber auch der volatilste der betrachteten Märkte. Mit der niedrigsten durchschnittlichen Rendite mussten sich die Anleger am deutschen Aktienmarkt begnügen.

Die Konsumdaten entstammen aus der DATASTREAM National Government Series. Üblicherweise verwenden empirische Studien Konsumdaten für Gebrauchsgüter und Dienstleistungen. Für Deutschland und die Schweiz wird jedoch nur der aggregierte Konsum angegeben, weshalb mit diesen Werten gearbeitet wird.[12] Die Zeitreihen basieren auf realen Werten und sind um Saisonalitäten bereinigt. Bevölkerungszahlen sind der OECD Main Indicator Datenbank entnommen. Die jährlichen Werte werden quartalsweise linear interpoliert und es wird der reale pro-Kopf Konsum berechnet. Die Wachstumsraten des realen pro-Kopf Konsums für Deutschland und die Schweiz gehen als Zustandsvariablen in den in Abschnitt 3 erläuterten Test auf Integration ein und sind im unteren Teil der Tabelle 1 beschrieben. In Deutschland war das jährliche Konsumwachstum während der betrachteten Zeitperiode ausserordentlich hoch. Dies mag mit dem rapiden Anstieg im Zuge

Tabelle 1: Deskriptive Statistik zum konsumbasierten Test auf Integration

Betrachtungszeitraum: 1976.01–1997.09

Aktienmärkte:	in DM:		in CHF:	
	Ø -reale Rendite	Std.abw.	Ø -reale Rendite	Std.abw.
Deutschland	7,86	19,19	7,11	20,57
USA	9,69	19,73	8,93	20,97
Grossbritannien	11,22	20,72	10,46	21,90
Japan	8,22	23,99	7,46	24,21
Schweiz	9,97	18,50	9,22	18,22
Diskontfaktor:			Ø -Wachstum	Std.abw.
realer pro-Kopf Konsum Deutschland			2,53	3,97
realer pro-Kopf Konsum Schweiz			0,86	1,03

Sowohl Durchschnittswerte als auch Standardabweichungen sind als annualisierte Quartalswerte in Prozent ausgewiesen. Als Aktienindizes werden die MSCI-Indizes der aufgeführten Länder verwendet. Vierteljährliche reale Renditen werden ermittelt, indem jeweils die Veränderung der OECD-Konsumentenpreisindizes Deutschlands bzw. der Schweiz von der in DM bzw. CHF berechneten Gesamtrendite in Abzug gebracht wird. Als Diskontfaktor für die Zahlungsströme dient im konsumbasierten Modell das mit dem Koeffizienten der relativen Risikoaversion potenzierte pro-Kopf Wachstum des realen Konsums. Die vierteljährlichen Daten des privaten Konsums in Deutschland bzw. der Schweiz entstammen der DATASTREAM National Government Series Datenbank, die Bevölkerungszahlen der OECD Main Indicator Datenbank.

der deutschen Einheit anfangs der 90er Jahre zusammenhängen. Für beide Länder ist die Standardabweichung des Konsumwachstums jedoch sehr gering. Letzteres ist ein international beobachtbares Phänomen und spielt insbesondere in der Diskussion um das sog. *Equity Premium Puzzle* eine zentrale Rolle.[13] Als Instrumentvariablen bei der GMM-Schätzung werden verzögerte Überschussrenditen bzw. Konsumwachstumsraten verwendet.

4.2 Datenbeschreibung für das „Latent Variable“-Modell

Für den Test auf Integration mittels des „Single Latent Variable Models“ wird auf monatliche

Daten zurückgegriffen. Aus den monatlichen MSCI-Indizes der fünf betrachteten Länder werden monatliche Überschussrenditen ermittelt, indem jeweils der Einmonatsdepositzensatz am Euromarkt in DM oder CHF von der Gesamtrendite in Abzug gebracht wird. Die beschreibenden Statistiken sind im oberen Teil von Tabelle 2 angeführt. Sämtliche Werte sind als annualisierte Prozentwerte angegeben. Für die Instrumentvariablen wird auf globale Grössen zurückgegriffen.[14] Instrumentvariablen bezeichnen Grössen, welche am Beginn jeder Periode beobachtbar sind, und potentiell Prognosekraft für die Aktienmarkrenditen der folgenden Periode besitzen. In empirischen Untersuchungen für die USA liessen sich insbesondere mit Zinsspreads, Bonitätspreads, Dividendenrenditen, kurzfristigen Zinssätzen und

Tabelle 2: Deskriptive Statistik zum Latent Variable Test auf Integration

Betrachtungszeitraum: 1976.01–1997.09

Aktienmärkte:	in DM:		in CHF:	
	Ø -Übersch.rendite	Std.abw.	Ø -Übersch.rendite	Std.abw.
Deutschland	4,72	18,11	5,68	19,45
USA	6,55	19,16	7,37	20,40
Grossbritannien	8,08	21,42	8,90	22,31
Japan	5,08	22,45	5,90	22,80
Schweiz	6,85	15,98	7,66	15,66
Instrumente:			Ø -Wert	Std.abw.
G7-Dividendenrendite			3,211	0,799
G7-Inflationsrate			4,784	0,795
G7-Zinsspread			1,071	0,730
TED-Spread			0,940	0,783

Sowohl Durchschnittswerte als auch Standardabweichungen sind als annualisierte Monatswerte in Prozent ausgewiesen. Als Aktienindizes werden die MSCI-Indizes der aufgeführten Länder verwendet. Monatliche Überschussrenditen werden ermittelt, indem jeweils der Einmonatsdepositzensatz am Euromarkt in DM bzw. CHF von der Gesamtrendite in Abzug gebracht wird. Im Single Latent Variable Modell wird die erwartete Rendite als Linearkombination von Instrumentvariablen spezifiziert. Die G7-Dividendenrendite, die G7-Inflationsrate, der G7-Zinsspread zwischen den Renditen lang- und kurzfristiger Staatsanleihen und der TED-Spread, die Differenz zwischen dem 3-monatigen Eurozinssatz für US-\$ und der 3-monatigen Rendite eines US-Treasury-Bills, dienen als Konditionierungsvariablen. Mit Ausnahme des TED-Spread berechnen sich die Instrumentvariablen als mit dem Bruttosozialprodukt der G7-Länder gewichtete Durchschnittswerte. Die hierfür benötigten Daten entstammen der OECD Quarterly National Account Datenbank.

saisonalen Variablen (January Dummy) bemerkenswert gute Prognoseergebnisse erzielen. In der vorliegenden Arbeit werden daher ein G7-Zinsspread als Differenz zwischen den Renditen langfristiger und kurzfristiger Staatsanleihen, eine G7-Dividendenrendite, eine G7-Inflationsrate sowie der sog. TED-Spread, die Differenz zwischen dem 3-monatigem Eurozinssatz für US-\$ und der 3-monatigen Rendite eines US-Treasury-Bills, verwendet. Die Gewichtung der lokalen Instrumentausprägungen erfolgt nach dem Bruttosozialprodukt der G7-Länder. Sämtliche zur Konstruktion dieser Variablen verwendeten Daten entstammen der OECD Quarterly National Account Datenbank.

5. Empirische Ergebnisse der Tests auf Integration

5.1 Ergebnisse des konsumbasierten Tests auf Integration

Bei der empirischen Schätzung des konsumbasierten Tests wird der Zeitdiskontfaktor jeweils auf $\delta = 0,99$ gesetzt. Dies entspricht den Werten in der Untersuchung von HANSON und SINGLETON (1982). Dadurch wird der χ^2 -Test der überidentifizierten Restriktionen mächtiger. Weil mit der Risikoaversion γ nur noch ein einziger Para-

meter zu schätzen verbleibt, wird ein zusätzlicher Freiheitsgrad gewonnen. Unterstellt man Risikoaversion, so erhält man als Restriktion für die Plausibilität der Schätzergebnisse die Bedingung, dass $\hat{\gamma} > 0$ gilt. Die Euler-Gleichung wird in einem multivariaten GMM-Verfahren simultan für alle Länder geschätzt. Als Instrumente dienen eine Konstante, die um eine Periode verzögerten Renditen der Länderindizes sowie das um zwei Perioden verzögerte Konsumwachstum.[15] Für die vier jeweils betrachteten Aktienmärkte ergeben sich damit 24 Orthogonalitätsbedingungen, ein zu schätzender Parameter und 23 Freiheitsgrade für den χ^2 -Test der überidentifizierten Restriktionen. In Tabelle 3 finden sich die empirischen Ergebnisse. Der p-Wert der χ^2 -Teststatistik nimmt für die Gesamtperiode von 1976.01 bis 1997.09 keinen signifikanten Wert an. Die Nullhypothese, dass der deutsche bzw. schweizerische Aktienmarkt mit dem Weltmarkt integriert ist, kann demnach nicht abgelehnt werden. Die geschätzten Risikoaversionen γ haben das korrekte Vorzeichen. Die geschätzten Werte sind zwar grösser als jene bei HANSON und SINGLETON (1982), aber kleiner als bei WHEATLEY (1988) und HARVEY (1991). In ihrer klassischen Studie für die USA finden FRIEND und BLUME (1975), dass der Risikoaversionsparameter über Eins liegt und sie geben

Tabelle 3: Konsumbasierter Test auf Integration

	Deutschland			Schweiz		
	γ	t	χ^2_{23}	γ	t	χ^2_{23}
alle Märkte simultan:						
Gesamtperiode (1976:01–1997:09)	2,446	1,434	0,527	3,232	0,833	0,624
Teilperiode 1 (1976:01–1986:12)	2,213	1,353	0,447	3,900	1,473	0,356
Teilperiode 2 (1987:01–1997:09)	0,469	0,518	0,998	0,731	0,109	0,789

Die t-Werte messen die statistische Signifikanz des geschätzten Risikoaversionsparameters γ . Die Spalten der χ^2 -Teststatistik weisen die jeweiligen p-Werte für die Nullhypothese aus. Es wird stets eine Verbundhypothese getestet. Ein p-Wert von unter 0,05 bedeutet daher, dass die Nullhypothese der Integration am 5%-Signifikanzniveau verworfen werden muss und/oder das konsumbasierte Modell die dynamische Rendite-Risiko Beziehung der Länderindizes nicht richtig erfasst.

den maximalen Wert für die Risikoaversion mit etwa 10 an. [16] Das Modell – obwohl in seiner Grundform dynamisch – ist nicht flexibel genug, eine etwaige zeitliche Variabilität der Risikoaversion zu überprüfen. Um dennoch einen Hinweis darüber zu erlangen, wird das Modell für zwei Subperioden getestet. Die Risikoaversion ist in der zweiten Subperiode tatsächlich wesentlich tiefer als in der ersten, die Genauigkeit der Schätzwerte ist jedoch sowohl für Deutschland als auch für die Schweiz sehr gering. Interessant ist, dass die p-Werte der χ^2 -Teststatistik für die zweite Testperiode für beide Märkte einen extrem hohen absoluten Wert annehmen und wesentlich höher als in der ersten Teilperiode sind. Daraus kann vermutet werden, dass der Grad der Integration gestiegen ist. Alternativ könnte das Ergebnis aber auch dahingehend interpretiert werden, dass die empirisch beobachtbaren tiefen Korrelationen zwischen den Konsumwachstumsrate unterschiedlicher Länder kein Anzeichen von Segmentierung sind. Vielmehr könnten sie auf unvollständige Märkte hinweisen (SOLNIK, 1994).

5.2 Empirische Ergebnisse des Single Latent Variable Modells

Die Ergebnisse des „Single Latent Variable“-Modells unterstreichen die Befunde des konsumbasierten Tests. Als Instrumente werden eine Konstante und die vier oben beschriebenen globalen Instrumentvariablen verwendet. Deren Ausprägungen sind am Beginn einer jeden Periode bekannt. HARVEY (1991) weist ausdrücklich darauf hin, dass die χ^2 -Teststatistik mit zunehmender Grösse des zu schätzenden Systems die Tendenz hat, an Macht zu verlieren und die Nullhypothese in einer zu geringen Anzahl an Fällen abzulehnen. Das Modell wird deshalb für einzelne Länderpaare als auch für alle Märkte simultan getestet. Damit wird ersichtlich, welche Restriktion (d.h. welches Land) für eine allfällige Verwerfung der Nullhypothese des multivariaten Systems verantwortlich ist. Im Test der Länderpaare ergeben sich 10 Orthogonalitätsrestriktionen, sechs zu schätzende Parameter und somit 4 Freiheitsgrade im Test der überidentifizierten Restriktionen. Im

Tabelle 4: Test auf Integration mittels „Single Latent Variable Model“

Betrachtungszeitraum: 1976:1–1997:9.

Referenzmärkte:	Deutschland			Schweiz		
	\hat{c}_i	t	χ^2_i	\hat{c}_i	t	χ^2_i
USA	0,724	1,869*	0,664	0,721	2,274**	0,838
Japan	1,204	1,949*	0,601	1,104	2,460**	0,519
Grossbritannien	0,805	1,908*	0,775	0,795	2,258**	0,784
	Deutschland			Schweiz		
alle Länder simultan:	χ^2_{12}			χ^2_{12}		
Gesamtperiode (1976:01–1997:09)	0,957			0,976		
Teilperiode 1 (1976:01–1986:12)	0,408			0,443		
Teilperiode 2 (1987:01–1997:09)	0,576			0,421		

**/* bedeutet, dass die „verknüpften“ Betakoeffizienten \hat{c}_i auf dem 5%/10%-Signifikanzniveau von Null verschieden sind. Die Spalten der χ^2 -Teststatistik weisen die jeweiligen p-Werte der Nullhypothese aus. Es wird stets eine Verbundhypothese getestet. Ein p-Wert von unter 0,05 bedeutet daher, dass die Nullhypothese der Integration am 5%-Signifikanzniveau verworfen werden muss und/oder das „Single Latent Variable“-Modell die dynamische Rendite-Risiko Beziehung der Länderindizes nicht richtig erfasst.

multivariaten Modell für alle Märkte verbleiben 12 Freiheitsgrade, weil 20 Orthogonalitätsbedingungen zur Verfügung stehen, jedoch nur 8 Parameter zu schätzen sind. Die Resultate sind in Tabelle 4 dargestellt.

Die Nullhypothese, dass der deutsche und der schweizerische Aktienmarkt in den Weltmarkt integriert sind, kann für das simultane System mit allen vier Ländern für sämtliche Zeitperioden nicht verworfen werden. Der p -Wert für die Gesamtperiode liegt sowohl für Deutschland als auch für die Schweiz über 0,95. Dies mag auf die Kritik von HARVEY (1991) zurückzuführen sein. Die Ergebnisse der Tests für die einzelnen Länderpaare bestätigen jedoch diese Resultate. Die Nullhypothese der Integration kann für keines der Länderpaare abgelehnt werden. Die Werte für die „verknüpften“ Betafaktoren \hat{c}_i sind plausibel und für die Schweiz überdies deutlich von Null verschieden. Die entsprechenden deutschen Werte sind ebenfalls an der Grenze zur statistischen Signifikanz.

Das empirische Ergebnis ist jedoch zentral an die Annahme einer konstanten Faktorsensitivität gebunden. Ist diese Annahme ungerechtfertigt, so kann das Single Latent Variable Modell die dynamische Risiko-Rendite Struktur nicht erklären, selbst wenn die Märkte tatsächlich integriert sind. Zudem wird – wie oben ausgeführt – eine Verbundhypothese getestet. Wenn das unterstellte Einfaktormodell empirisch unzulässig ist, d.h. das unbeobachtbare Benchmarkportfolio nicht der für alle Länder bewertungsrelevante Faktor ist, so schwanken die erwarteten Überschussrenditen auf den betrachteten Märkten unabhängig voneinander, selbst wenn die Bewertung von Risiken auf einem globalen Kapitalmarkt erfolgt. Ebenso könnten die in der Untersuchung betrachteten Märkte tatsächlich segmentiert sein. Dennoch wäre es auch in diesem Fall denkbar, dass die Märkte gemeinsamen Schocks unterliegen, welche eine zeitlich gleichgeschaltete Variabilität der erwarteten Renditen der Indizes bedingen. Die empirischen Tests auf Basis des „Single Latent Variable“-Modells sind jedoch nicht mächtig genug,

zwischen diesen Alternativhypothesen zu unterscheiden.

6. Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit hatte zum Ziel, die Nullhypothese der Integration des deutschen resp. schweizerischen Aktienmarktes mit dem Weltmarkt zu testen. Integration wird dabei so verstanden, dass Anlagen mit demselben Risiko dieselbe erwartete Rendite aufweisen, unabhängig von der nationalen Zugehörigkeit. Damit wird Integration sehr klar von hoher Korrelation unterschieden. Zwei Testverfahren werden angewendet, ein konsumbasierter Test und ein Einfaktormodell mit unbeobachtbarem Benchmarkportfolio. Die Nullhypothese der Integration des deutschen bzw. schweizerischen Aktienmarktes mit dem Weltmarkt kann für keines der beiden Modelle verworfen werden. Die empirischen Ergebnisse von HESTON, ROUWENHORST und WESSELS (1995) bleiben unbestätigt. Die Höhe der Kapitalkosten einer deutschen bzw. schweizerischen Kapitalgesellschaft unterscheidet sich daher nicht von der einer ausländischen Unternehmung derselben Risikoklasse.

Das inhärente Erfordernis der verwendeten Methoden ist jedoch, dass stets eine Verbundhypothese getestet werden muss. Eine Ablehnung der Nullhypothese der Integration kann zwei Gründe haben: (a) die betrachteten Aktienmärkte sind tatsächlich nicht integriert und/oder (b) das unterstellte Bewertungsmodell vermag die dynamische Rendite-Risiko Beziehung der betrachteten Länderindizes nicht zu erfassen. Die ökonometrischen Tests sind nicht mächtig genug, zwischen diesen Hypothesen zu unterscheiden. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie liefern unter den a-priori gemachten Annahmen starke Evidenz für die Gültigkeit der Nullhypothese der Integration; es wurden zwei sehr unterschiedliche Testverfahren für unterschiedliche Zeitperioden bzw. Länderkombinationen angewandt.

Anhang

In diesem Anhang wird die Herleitung der Spezifikation des empirisch zu überprüfenden Single Latent Variable Ansatzes in Gleichung (7) gezeigt. Aus Gründen der Notation werden die Zeitindizes sowie die Abhängigkeit der Risikoprämien von den Instrumentvariablen nicht mehr explizit geschrieben. Bezeichnet b die $K \times (N + 1)$ -Matrix der Sensitivitäten b_{ij} , so kann die Gleichung (6) aus dem Text als

$$E(R | Z) = \lambda_0 \underline{1} + \lambda b \quad (A1)$$

geschrieben werden, wobei R für den $(N + 1)$ -Vektor der Renditen, $\underline{1}$ für einen Zeilenvektor von Einsen und λ für einen K -Vektor der Risikoprämien λ_j , $j = 1, \dots, K$, stehen. Definiert man weiters den Vektor N der Überschussrenditen $r = \{r_i\}_{i=1}^N$ gegenüber einer arbiträr gewählten Anlage Null, wobei $r_i = R_i - R_0$, so erhält man aus Gleichung (A1) den folgenden Ausdruck für die erwarteten Überschussrenditen

$$E(r|Z) = \lambda \beta \quad (A2)$$

Hierbei bezeichnet β die $(K \times N)$ -Matrix der (ebenfalls konstanten) Faktorsensitivitäten der Überschussrenditen ($\beta_{ij} = b_{ij} - b_{0j}$). Nun partitioniert man den Vektor der N Überschussrenditen als $r = (r_1, r_2)$, wobei r_1 ein K -Vektor mit Referenz-Anlagen ist, und r_2 einen $(N - K)$ -Vektor der Überschussrenditen der Test-Anlagen darstellt. In gleicher Weise wird die Matrix der Faktorbetas aufgespaltet, also $\beta = (\beta_1, \beta_2)$. Werden die Überschussrenditen der N Anlagen durch K zeitvariable Risikoprämien aufgespannt, so müssen sie von den K Referenz-Anlagen in einer noch zu bestimmenden Weise abhängen. Löst man die partitionierte Form der Gleichung (A2) nach den K Risikoprämien λ in Abhängigkeit der erwarteten Überschussrenditen der K Referenz-Anlagen,

so erhält man $\lambda = E(r_1 | Z) \beta_1^{-1}$. Aus der Querschnittsbetrachtung ergibt sich dann eine Restriktion für die $N - K$ Test-Anlagen der Form

$$E(r_2 | Z) = E(r_1 | Z) \beta_1^{-1} \beta_2 = E(r_1 | Z) C \quad (A3)$$

wobei C eine $K \times (N - K)$ Matrix verknüpfter Beta-Koeffizienten bezeichnet. Um das Modell empirisch testen zu können, muss schliesslich die erwartete Überschussrendite modelliert werden. Gemäss GIBBONS und FERSON (1985) wird hierfür eine lineare Beziehung zwischen den Überschussrenditen und den Instrumentvariablen angenommen. Der Beta-Koeffizient der Referenzanlage wird ohne Einschränkung der Allgemeinheit auf Eins normiert. Dies ist daher zulässig, weil die β_i 's und δ_i 's nur bis zu einer Normalisierung bestimmt sind. Man erhält dann folgendes System

$$\begin{aligned} r_1 &= Z \delta_1 + u_1 \\ r_2 &= Z \delta_1 C + u_2 \end{aligned} \quad (A4)$$

wobei Z nun einen konstanten Term enthält und δ_i eine $(L \times K)$ -Matrix von Regressionskoeffizienten bezeichnet.

Fussnoten

- [1] Dies gilt streng genommen natürlich nur in einer Welt mit einer einzigen Währung. Für eine empirischen Untersuchung hinsichtlich der Höhe des begangenen Fehlers siehe OERTMANN und ZIMMERMANN (1996).
- [2] In der älteren Literatur wurde unterstellt, dass sowohl die erwartete Rendite als auch deren Varianz konstant sind. Man spricht daher von unbedingten (unkonditionierten) Momenten. Empirische Befunde zeigen aber, dass beide Momente im Zeitablauf schwanken. Nun kann man beispielsweise die erwartete Rendite bedingt als Linearkombination von sog. Instrumentvariablen Z modellieren. Instrumentvariablen bezeichnen dabei Grössen, welche am Beginn einer jeden Periode beobachtbar sind, und potentiell Prognosekraft für die Aktienmarktrenditen besitzen. Auf diese Weise wird die erwartete Rendite auf die für die Kursbildung relevante Information konditioniert.
- [3] Bezeichnen X und Y zwei Zufallsvariablen, so gilt:
$$E[XY] = E[X]E[Y] + \text{Cov}[X, Y].$$
 Wendet man diese Beziehung auf Gleichung (2) an, so folgt die Kapitalmarktrestriktion (3) umgehend.
- [4] Hinsichtlich der Gesamtmenge an entscheidungsrelevanter Information Ω gilt natürlich, dass der Vektor der Instrumentvariablen Z lediglich eine Teilmenge ist, d.h. $Z \subset \Omega$.
- [5] Siehe GROSSMANN und SHILLER (1982) und DUMAS (1994).
- [6] Dies ist die finanzmarkttheoretische Sichtweise. In der Makroökonomie wird die Sichtweise umgekehrt. Gemäss der Theorie des permanenten Einkommens werden die Renditen als exogen angenommen und der Konsum muss sich entsprechend anpassen. Für eine eingehende Diskussion siehe COCHRANE (1998).
- [7] Für eine sehr gute Darstellung der GMM-Methodik siehe HAMILTON (1994) oder den Anhang in CAMPBELL, LO und MACKINLEY (1997).
- [8] Darstellungen solcher Modelltypen und deren Restriktionen finden sich in GIBBONS und FERSON (1985), FERSON, FOERSTER und KEIM (1993) und CAMPBELL und HAMAQ (1992). Für eine Kritik hinsichtlich der Annahme konstanter Faktorbetas bei der empirischen Umsetzung siehe WHEATLEY (1989).
- [9] Die Annahme konstanter Betafaktoren ist nicht so restriktiv, wie sie zunächst erscheinen mag. FERSON und HARVEY (1993) zeigen, dass eine zeitvariable Markttrisikoprämie für die Erklärung der bedingten Überschussrendite einen sehr viel höheren Erklärungsgehalt besitzt als zeitlich schwankende Betas.
- [10] Siehe z.B. die Arbeiten von HARVEY (1991), FERSON und HARVEY (1993) und OERTMANN (1997).
- [11] Die Unterteilung in Referenz- und Test-Anlagen wird in Anlehnung an FERSON (1990) verwendet.
- [12] Für eine nähere Betrachtung der sich dadurch ergebenden Probleme und Möglichkeiten zur alternativen Spezifikation des Diskontfaktors sei auf MEHRA und PRESCOTT (1985), DUNN und SINGLETON (1986) und CONSTANTINIDES (1991) verwiesen.
- [13] Siehe MEHRA und PRESCOTT (1985).
- [14] Für eine ausführliche Darstellung der verwendeten Instrumente und ausführliche Literaturhinweise siehe OERTMANN (1997).
- [15] Für die Problematik der Verwendung des nur um eine Periode verzögerten Konsumwachstums als Instrumentvariable siehe HARVEY (1988).
- [16] Ein Koeffizient der relativen Risikoaversion von Eins trifft für einen Investor mit logarithmischer Nutzenfunktion zu.

Literatur

- ADLER, M. und B. DUMAS (1983): „International Portfolio Selection and Corporation Finance: A Synthesis“, *The Journal of Finance* 46, pp. 925–984.
- BEKAERT, G. und C. HARVEY (1995): „Time-Varying World Market Integration“, *The Journal of Finance* 50, pp. 403–444.
- BREEDEN, D. (1979): „An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities“, *Journal of Financial Economics* 7, pp. 265–296.
- CAMPBELL, Y. und Y. HAMAŌ (1992): „Predictable stock returns in the United States and Japan: A study of long term market integration“, *The Journal of Finance* 37, pp. 43–69.
- CAMPBELL, J. Y., A. LO und A. C. MACKINLEY (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- CHAN, K. C., A. KAROLYI und R. STULZ (1992): „Global financial markets and the risk premium on US equity“, *Journal of Financial Economics* 32, pp. 137–167.
- CHO, C., C. EUN und L. SENBET (1986): „International Arbitrage Pricing Theory: An Empirical Investigation“, *The Journal of Finance* 46, pp. 313–329.
- COCHRANE, J. H. (1998): *Asset Pricing*, Manuscript, University of Chicago.
- DE SANTIS, G. und B. GERARD (1997): „International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk“, *The Journal of Finance* 52, pp. 1881–1912.
- DUMAS, B. (1994): „Partial Equilibrium versus General Equilibrium Models of the International Capital Market“, in: van der Ploeg et.al. (eds.), *Handbook of International Macroeconomics*, Cambridge: Basil Blackwell.
- ERRUNZA, V. und E. LOSQ (1985): „International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test“, *Journal of Finance* 40, pp. 105–124.
- HAMORI, S. (1993): „Test of the international equity integration of Japan“, *Economic Letters* 42, pp. 71–76.
- JORION, P. und E. SCHWARTZ (1986): „Integration vs. Segmentation in the Canadian Stock Market“, *The Journal of Finance* 41, pp. 603–617.
- FAMA, E. und K. FRENCH (1989): „Business conditions and expected returns on stocks and bonds“, *Journal of Financial Economics* 25, pp. 23–49.
- FERSON, W. (1990): „Are the Latent Variables in Time-Varying Expected Returns Compensation for Consumption Risk?“, *The Journal of Finance* 45, pp. 397–429.
- FERSON, W. und C. HARVEY (1993): „The Risk and Predictability of International Equity Returns“, *Review of Financial Studies* 6, pp. 527–577.
- FERSON, W., S. FOERSTER und D. KEIM (1993): „General Tests of Latent Variable Models and Mean-Variance Spanning“, *The Journal of Finance* 48, pp. 131–156.
- FRIEND, I. und M. BLUME (1975): „The Demand for Risky Assets“, *American Economic Review* 65, pp. 900–922.
- GIBBONS, M. und W. FERSON (1985): „Testing Asset Pricing Models with Changing Expectations and an Unobservable Market Portfolio“, *Journal of Financial Economics*, pp. 217–236.
- GROSSMANN, S. und R. SHILLER. (1981): „The Determinants of the Variability of Stock Market Prices“, *American Economic Review* 71, pp. 222–227.
- GROSSMANN, S. und R. SHILLER (1982): „Consumption Correlatedness and Risk Measurement in Economics with Non-Traded Assets and Heterogeneous Information“, *Journal of Financial Economics* 10, pp. 195–210.
- GULTEKIN, M., B. GULTEKIN und A. PENATI (1989): „Capital Controls and International Capital Market Segmentation: The Evidence from the Japanese and American Stock Markets“, *The Journal of Finance* 44, pp. 849–869.
- HAMILTON, J. (1994): *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- HANSON, L. (1982): „Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators“, *Econometrica* 50, pp. 1029–1054.
- HANSON, L. und K. SINGLETON (1982): „Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models“, *Econometrica* 50, pp. 1269–1288.
- HARVEY, C. (1988): „The Real Term Structure and Consumption Growth“, *Journal of Financial Economics*, pp. 305–333.
- HARVEY, C. (1991): „The World Price of Covariance Risk“, *The Journal of Finance* 46, pp. 111–155.
- HESTON, S., G. ROUWENHORST und R. WESSELS (1995): „The structure of international stock returns and the integration of capital markets“, *Journal of Empirical Finance* 2, pp. 173–197.
- LEHMANN, B. und D. MODEST (1988): „The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory“, *Journal of Financial Economics* 21, pp. 213–254.
- LONGIN, F. und B. SOLNIK (1995): „Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?“, *Journal of International Money and Finance* 14, pp. 3–26.
- LUCAS, R. (1978): „Asset Prices in an Exchange Economy“, *Econometrica* 46, pp. 1429–1446.
- OERTMANN, P. und H. ZIMMERMANN (1995): „Über die Kapitalkosten von Grossbanken bei integrierten Kapitalmärkten“, in: Geiger, H. et.al. (Hrsg.): *Schweizerisches Bankwesen im Umbruch*, Bern: Paul Haupt, pp. 273–287.
- OERTMANN, P. (1997): *Global Risk Premia on International Investments*, Wiesbaden: Gabler-Verlag.
- ROLL, R. (1977): „A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I“, *Journal of Financial Economics* 4, pp. 129–176.
- SOLNIK, B. (1974): *The International Pricing of Risk: An Empirical Investigation of the World Capital Structure*, *Journal of Finance*, pp. 365–378.

SOLNIK, B. (1977): „Testing International Asset Pricing: Some Pessimistic Views“, *The Journal of Finance* 32, pp. 503–517.

SOLNIK, B. (1994): „Predictable Time-Varying Components of International Asset Returns“, Working Paper, HEC.

STEHLE, R. (1977): „An Empirical Test of the Alternative Hypothesis of National and International Pricing of Risky Assets“, *The Journal of Finance* 32, pp. 493–502.

STULZ, R. (1981): „A Model of International Asset Pricing“, *Journal of Financial Economics* 9, pp. 383–406.

WHEATLEY, S. (1988): „Some tests of international equity integration“, *Journal of Financial Economics* 21, pp. 177–212.

WHEATLEY, S. (1989): „A critique of latent variable tests of asset pricing models“, *Journal of Financial Economics* 23, pp. 325–338.

ZIMMERMANN, H. (1998): *State Preference Theorie und Asset Pricing*, Wiesbaden: Springer-Verlag.