

Ein Aktienmarktmodell für die Schweiz

1. Einleitung

Die Frage nach den relevanten Faktoren, welche die Renditen des Aktienmarktes bestimmen, hat in der ökonomischen Literatur zunehmende Aufmerksamkeit auf sich gezogen und ist sowohl für die Aktienmarktanalyse als auch das operative Portfolio Management zu einem zentralen Entscheidungskriterium geworden.

In jüngeren empirischen Untersuchungen bezüglich der für den Aktienmarkt relevanten ökonomischen Faktoren haben sich u.a. die Unternehmens-Gewinnerwartungen, der Term- (Laufzeit)- bzw. der Default-(Bonität)-Spread von Obligationenrenditen, sowie die Dividendenrenditen als signifikante Variablen herausgestellt. Während jedoch bei bisherigen Untersuchungen v.a. die kurzfristigen, dynamischen Komponenten analysiert wurden, versuchen wir im vorliegenden Papier zusätzlich die langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zu modellieren. Dabei erlauben uns die jüngeren ökonometrischen Entwicklungen bezüglich Kointegration und Fehlerkorrekturmodellen, beiden Anforderungen *gleichzeitig* zu genügen. Tatsächlich wird sich in der Analyse zeigen, dass die langfristigen Komponenten bzw. der Gleichgewichtsfehler einen signifikanten Einfluss auf den

schweizerischen Aktienmarkt ausüben. Dies hat zur Konsequenz, dass die Langfristgleichgewichte für Aktienmärkte inskünftig aus empirischen Untersuchungen nicht mehr ausgeschlossen werden können, da dies einer Fehlspezifikation gleichkäme.

Als weiteres Ergebnis unserer Arbeit wird sich hinsichtlich der qualitativen Beschreibung der Variablen ergeben, dass für die Schweiz – entgegen den Resultaten aus dem angelsächsischen Raum – auch internationale Faktoren eine wesentliche Rolle spielen.

Die Arbeit ist folgendermassen aufgebaut. In Abschnitt 2 geben wir einen Überblick über mögliche Erklärungsvariablen für Aktienrenditen und gehen auf die generelle Spezifizierung des im folgenden geschätzten Aktienmarktmodells für den Schweizer Markt ein. Abschnitt 3 ist den theoretischen Grundlagen des Kointegrations-, sowie des Fehlerkorrekturkonzeptes gewidmet. Die empirischen Ergebnisse bezüglich des schweizerischen Aktienmarktmodelles werden in Abschnitt 4 vorgestellt und in Abschnitt 5 zusammengefasst.

2. Theoretische Spezifizierung des Schweizer Aktienmarktmodells

In empirischen Untersuchungen zur Beschreibung von erklärenden Faktoren für Aktienmärkte kommen beispielsweise FAMA/FRENCH (1988b,

* Wir danken einem anonymen Gutachter für seine hilfreichen Hinweise. D. Becht, Schweizerischer Bankverein, AMI, InCo-QIR, Aeschenvorstadt 48, 4051 Basel.

1989), KEIM/STAMBAUGH (1986) und FERSON (1989) zum Schluss, dass die folgenden Variablen einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Aktienrenditen ausüben: Die *Dividendenrendite*, der *Term-Spread* (Differenz zwischen Obligationenrenditen verschiedener Laufzeiten), der *Default-Spread* (Differenz zwischen Obligationenrenditen verschiedener Bonitäten), sowie die kurzfristigen nationalen *Zinssätze*. Der *Default-Spread* bewährte sich dabei auch als guter vorlaufender Indikator der realwirtschaftlichen Aktivität[1], was seine Bedeutung für den Aktienmarkt noch zusätzlich unterstreicht.

CECCHETTI/LAM/MARK (1990) machen mittels der formalen Beschreibung der Konsum- oder Investitionsprozesse Aussagen, die ein Gleichgewichtsmodell für Aktienmärkte in Abhängigkeit von *Investitionen*, *Term-* und *Default-Prämien* begründen. Demgegenüber ermöglichen die jüngsten Entwicklungen im Bereich der „Real Business Cycles“ eine zusätzliche Fundierung von Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Aktienrenditen und *makroökonomischen Variablen*. KING/PLOSSER (1994)[2] beschreiben in diesem Zusammenhang die Charakteristika verschiedener ökonomischer Variablen über mehrere Konjunkturzyklen hinweg. Dabei zeigt sich, dass der Aktienpreisindex ein (vorlaufendes) zyklisches Muster und somit implizit ein langfristiges Gleichgewicht mit der beschriebenen Referenz aufweist[3]. Ein letzter Hinweis zur Modellierung von gleichgewichtigen Aktienpreisen erfolgt aus dem Bereich des „Dividend-Discount“-Modells, wo die *erwarteten Unternehmensgewinne*, sowie ein adäquater Diskontfaktor, zumeist ein *langfristiger (inländischer) Zinssatz*, als Erklärungsfaktoren verwendet werden.

Neben diesen genannten Ansätzen existiert bis heute keine theoretische Fundierung, welche die langfristigen Beziehungen[4] zwischen Aktienmärkten und ökonomischen Variablen modelliert. Als Konsequenz aus obigen empirischen und theoretischen Hinweisen spezifizierten wir mit den vorgestellten Variablen nachfolgendes Modell für den Schweizerischen Aktienmarkt:

Aktienmarkt = F(Gewinnschätzungen (+),
inl. Zinsstruktur (*Default-Spread*) (-),
ausländische Zinsen (-), Preisindikatoren (-))

Dieses Modell ist mit den Ergebnissen der erwähnten Literatur konsistent und stellt eine plausible Formulierung der Verhältnisse auf dem Schweizer Aktienmarkt dar.

Diese Spezifikation orientiert sich an den Ergebnissen der eingangs erwähnten Literatur. Im weiteren haben wir den spezifischen Verhältnissen des schweizerischen Aktienmarktes Rechnung getragen[5], indem wir auch internationale Variablen wie die ausländischen Zinsen berücksichtigt haben. (Die Zeichen + / - geben die erwarteten Vorzeichen der zu schätzenden Koeffizienten an.)

3. Kointegration und schwache Exogenität

Im vorangegangenen Abschnitt haben wir die Tatsache diskutiert, dass ökonomische Variablen langfristig in enger gegenseitiger Beziehung stehen. Ferner ist zu vermuten, dass interdependente Variablen ein dynamisches Gleichgewicht bilden, von dem – zumindest auf lange Sicht – keine beliebig grosse Abweichungen möglich sind. Die Variablen können zwar aufgrund von saisonalen Faktoren, Schocks oder sich ändernden Rahmenbedingungen usw. kurzfristig voneinander abweichen, doch werden ökonomische Kräfte sie immer wieder zusammenführen. Das Ziel des von uns angewendeten statistischen Ansatzes besteht nun darin, Kurzfrisdynamik und langfristige Gleichgewichtsbeziehungen zusammenzubringen, um den Erklärungsgehalt ökonomischer Variablen bezüglich dem Aktienpreisindex zu erhöhen.

Bei der Analyse der Zusammenhänge zwischen Aktienrenditen und anderen ökonomischen Variablen wurden bis anhin die Trend-Informationen ignoriert. Mittels Bildung der Veränderungsraten aller nichtstationären Zeitreihen wurde zwar den statistischen Anforderungen[6] genüge getan, doch

eliminierte man dabei kurzerhand potentielle, langfristige Gleichgewichtsbeziehungen, die in den Niveaudaten stecken.

Seit Anfang der 80er Jahre wurde im ökonomisch-statistischen Bereich aber eine Methodik entwickelt, um solche Gleichgewichtsbeziehungen zu modellieren. GRANGER (1981) prägte hierfür den Begriff der *Kointegration*. Unter Kointegration werden die statistischen Voraussetzungen subsumiert, welche die Berücksichtigung aller in den nichtstationären Daten vorhandenen linearen Beziehungen ermöglichen.[7] Falls effektiv signifikante langfristige Beziehungen bestehen, dann müssen diese bei der Modellierung auch miteinbezogen werden – ansonsten ist das Modell fehlspezifiziert.

Die zusätzliche Information der langfristigen Komponente kann in Form des *Fehlerkorrekturmodelles* („error correction model“; kurz: ECM) in die klassischen ökonomischen Modelle integriert werden. Dabei werden die Anpassungsmechanismen hin zum Gleichgewicht sowie die kurzfristigen dynamischen Effekte simultan geschätzt. Die Funktionsweise des ECM kann am Beispiel des Aktienmarktes folgendermassen erläutert werden: Die Aktienrenditen sind einerseits durch die (unerwarteten) Veränderungen der fundamentalen Faktoren (wie z.B. Veränderungen der Zinssätze, Währungen, realer Faktoren usw.) und andererseits durch die Korrektur der Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht erklärbar.

Die generelle Formulierung eines ECM lautet unter Vernachlässigung der Zeitindizes:

$$\Delta y = \gamma * \Delta Z + \alpha * \beta'X + u$$

Dabei entspricht Δy den Renditen des schweizerischen Aktienmarktes, ΔZ der Matrix (zumeist verzögerter) Veränderungen der erklärenden Variablen und $\beta'X$ dem (stationären, um eine Periode verzögerten) Vektor der Abweichungen der gesuchten langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen.

Ohne Einbezug des Terms $\alpha * \beta'X$ entspricht die obige Gleichung der Form der meisten empirisch untersuchten Modelle. Falls der Koeffizient (α) des Vektors $\beta'X$ signifikant ist, muss angenommen werden, dass die herkömmlichen Modelle tatsächlich fehlspezifiziert sind[8].

Es gilt nun, das langfristige Gleichgewicht und die sogenannten Fehlerkorrekturen dieser kurzfristigen Abweichungen im Rahmen einer Modellspezifikation zu ermitteln.

Als Analysemethode greifen wir dabei auf das multivariate Maximum-Likelihood Verfahren von JOHANSEN (1988) bzw. JOHANSEN/JUSELIUS (1990) zurück, welches von nichtstationären Zeitreihen im Niveau (zumeist) vom Integrationsgrad eins ausgeht. Die gesuchten Langfristbeziehungen zwischen diesen Variablen bestehen dabei aus Linearkombinationen derselben mit Stationarität als gemeinsamer Eigenschaft[9].

4. Daten und Modell

4.1 Beschreibung der Indizes und der Variablen

Für den Schweizer Aktienmarkt wird im beschriebenen Modell der dividendenbereinigte, kapitalisierungsgewichtete MSCI-Index (CHMSCI), der rund 60 Titel schweizerischer Unternehmen repräsentiert, als zu erklärende Zeitreihe berücksichtigt. Als ermittelte erklärende Variablen erscheinen im gerechneten Fehlerkorrekturmodell folgende Faktoren: im Fehlerkorrekturterm die Konsens-Gewinnschätzungen für den Schweizer Aktienmarkt (CHEARN) von Datastream; als BIP-gewichteter Zinskorb (ZIKO)[10] die Renditen der zehnjährigen amerikanischen Treasury Bonds sowie die Renditen der zehnjährigen deutschen und japanischen Government Bonds gemäss OECD Financial Statistics; ein Defaultspread (DEFAULT), gebildet aus der Differenz zwischen der Rendite auf Verfall schweizerischer Industriebonds und der Rendite langfristiger Bundesobli-

gationen (beides Daten der Schweizerischen Nationalbank). Als exogener Faktor wird das arithmetische Mittel der Ölpreise verschiedener Qualitäten (Dubai, Brent und ANS; nachfolgend als OILMIX bezeichnet) gemäss International Financial Statistics (IFS) verwendet. Zusätzlich wurde eine Dummyvariable (DUMMY) für den Börsencrash im Oktober 1987 konstruiert.

Die Verwendung dieser Variablen ergibt sich einerseits aus dem Ertragswertmodell (Ableitung aus dem Dividend-Discount-Modell) und andererseits aus realwirtschaftlichen und monetären Überlegungen (vgl. auch Teil 2). Während der erste Ansatz den Ertragswert und damit den Aktienpreis eines Unternehmens aus dessen abdiskontierten zukünftigen Gewinnen herleitet, stellen die beiden übrigen Ansätze eine Verbindung zwischen der Entwicklung des Aktienmarktes und der Entwicklung der Gesamtwirtschaft über das BSP-Wachstum, resp. über die Konjunkturzyklen, der Entwicklung realwirtschaftlicher Faktoren (Konsum, Investitionen und Sparen, Aussenhandel, Staatshaushalt usw.), sowie monetärer Grössen (Geldmengenaggregate, Verschuldung usw.) her. Die betrachtete Zeitperiode erstreckt sich vom Januar 1980 bis zum Juni 1994, wobei jeweils Monatsenddaten verwendet werden. Ausser für die Zinsterme und die Dummyvariable verwenden wir durchgehend die natürlichen Logarithmen der Ursprungsdaten.

4.2 Dateneigenschaften und Modellspezifikation

In einem ersten Schritt werden die beschriebenen Zeitreihen univariaten Tests unterzogen, um ihre statistischen Eigenschaften zu bestimmen und ihre Eignung für das Modell zu testen. Insbesondere interessiert uns dabei die Frage, welcher Integrationsgrad den einzelnen Variablen zugeschrieben werden kann. Diesen bestimmen wir mit dem Augmented-Dickey-Fuller-Test (ADF), der die Anzahl Einheitswurzeln pro Variable eruiert.

Tabelle 1: Einheitswurzeltest

ADF $_{\mu, (t)}$ -Einheitswurzeltest:

$$\Delta x = \rho x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta x_{t-i} + \mu + (t) + \varepsilon_t$$

k(Laglänge) = 4, T = 168

H₀: I(1), ρ=0

H₀: I(2), ρ=0

CHMSCIO	(t)	-2.4125	-5.3264***
CHEARN	(t)	-1.2690	-5.8360***
ZIKO	μ	-1.0488	-5.1828***
DEFAULT	μ	-2.1295	-6.3737***
OILMIX	(t)	-3.2518	-7.0776***

***=1%-Niveau; **=5%-Niveau; *=10%-Niveau

Gemäss Tabelle 1 sind alle Zeitreihen integriert vom Grade 1, d.h. sie sind stationär in ihren ersten Differenzen, und können daher in ihren Niveaus dem Kointegrationstest unterzogen werden.

Für die multivariate Analyse erfolgt in einem zweiten Schritt die provisorische, ökonomisch begründete Einteilung der Variablen in endogene, schwach exogene und exogene Faktoren und eine erste Schätzung des Modells mit dem ML-Verfahren von JOHANSEN. In der Langfristbeziehung werden dabei CHMSCIO, CHEARN und DEFAULT als endogen (einander gegenseitig beeinflussend) und ZIKO auf Grund des SMOPEC-Charakters[11] der Schweiz als schwach exogen angenommen, d.h. als variationsunabhängig bezüglich zeitgleicher Veränderungen der Endogenen. Für die Beschreibung der kurzfristigen Anpassung werden OILMIX und DUMMY definitionsgemäss als präterminiert exogen (ohne Beziehung und 'GRANGER-kausal'[12] zu den Endogenen) angenommen. Demzufolge beginnen wir mit einem Partialsystem der ursprünglich 4-dimensionalen VAR, nämlich einer 3-dimensionalen Fehlerkorrektur-VAR mit einer schwach exogenen Variablen (ZIKO) und zwei vorherbestimmten Zeitreihen OILMIX und DUMMY.

Nach Durchführung des Tests[13] wird ersichtlich, dass für unser Modell eine Kointegrationsbeziehung existiert (Trace-Statistik signifikant bei 5%) und dass die Gewinnschätzungen und der Default-Spread, sowohl einzeln als auch gemeinsam, als schwach exogen angesehen werden können. Das Modell kann also in einem dritten Schritt im Sinne von JOHANSEN ohne Effizienzverlust reduziert werden, d.h. das Partialsystem I wird zu einer eindimensionalen Fehlerkorrektur-VAR mit den drei schwach exogenen Variablen ZIKO, CHEARN und DEFAULT, sowie den prädeternierten Variablen OILMIX und DUMMY. Auch dieses Partialsystem II ist kointegriert, und wir erhalten folgende Langfristbeziehung:

$$\beta'X = \text{CHMSCIO} - 0.313 \text{ CHEARN} + 0.121 \text{ DEFAULT} + 0.151 \text{ ZIKO} - 5.637 \quad (1)$$

$$\alpha = -0.084,$$

wobei $\beta'X$ den Fehlerkorrekturterm und α den Anpassungskoeffizienten ans langfristige Gleichgewicht darstellt[14].

Abbildung 1 stellt im oberen Teil den langfristigen Gleichgewichtswert und den untersuchten Aktienmarktindex dar und im unteren Teil $\beta'X$ als Abweichung vom Gleichgewichtswert.

Interessant ist nun die graphische Interpretation der geschätzten Langfristbeziehung. Dazu sollen vor allem die Abweichungen vom Gleichgewichtswert betrachtet werden, da sie darüber Aufschluss geben, ob der Aktienmarkt im jeweiligen Betrachtungszeitpunkt gegenüber dem langfristigen Gleichgewichtswert über- oder unterbewertet ist[15]. Als Beispiel mag der Börsencrash Ende 1987 dienen (Pfeile A). Aus der Graphik ist eine Überbewertung des Schweizer Aktienmarktes ersichtlich, die anschliessend durch den Aktienmarkt selbst, eben durch den Crash, wieder abgebaut wurde. Eine über die Residuen festgestellte Über- oder Unterbewertung des Aktienmarktes kann

Abbildung 1: Gerechnete Langfristbeziehung für den Schweizer Aktienmarkt

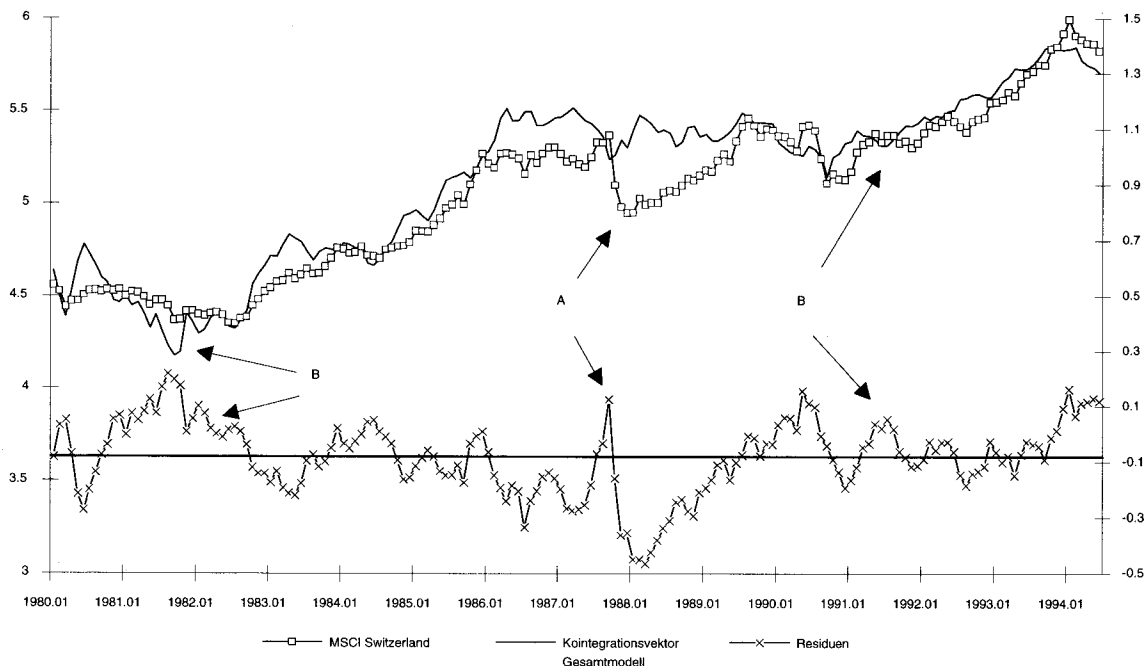


Tabelle 3: Reduktion der Gleichung**3a I. Partialmodell:**

Kurzfristedynamik plus Fehlerkorrekturterm der ersten Gleichung (1) gemäss JOHANSENs ML-Verfahren

Variable	Koeffizient	Standard Fehler	T-Statistik
$\Delta\text{CHMSCIO}_{t-1}$	0.181	0.065	2.79***
ΔCHEARN	0.146	0.118	1.23
$\Delta\text{CHEARN}_{t-1}$	-0.087	0.119	-0.73
ΔZIKO	-0.04	0.031	-3.60***
ΔZIKO_{t-1}	0.015	0.032	1.46
$\Delta\text{DEFAULT}$	0.005	0.025	0.22
$\Delta\text{DEFAULT}_{t-1}$	0.026	0.024	1.08
$\Delta\text{OILMIX}_{t-1}$	-0.158	0.037	-4.26***
DUMMY	-0.293	0.041	-7.21***
Fehlerkorrekturterm β	-0.084 ($=\alpha$)	0.021	-4.07***

3b II. Partialmodell:

Reduzierte Kurzfristedynamik plus Fehlerkorrekturterm der ersten Gleichung (1) gemäss JOHANSENs ML-Verfahren

Variable	Koeffizient	Standard Fehler	T-Statistik
$\Delta\text{CHMSCIO}_{t-1}$	0.147	0.060	2.43***
ΔZIKO	-0.03	0.009	-3.60***
$\Delta\text{OILMIX}_{t-1}$	-0.151	0.036	-4.16***
DUMMY	-0.277	0.039	-7.11***
Fehlerkorrekturterm β	-0.074 ($=\alpha$)	0.019	-3.83***

 $R^2 = 0.38$; DW 2.11

***=1%-Niveau

aber auch durch eine Anpassung des Gleichgewichtes erfolgen, ohne dass sich der Aktienmarkt bewegt. Solche Situationen können in den Jahren 1982 und 1991/92 beobachtet werden (Pfeile B), wo sich die das Gleichgewicht bestimmenden Faktoren in Richtung des Aktienmarktes bewegt haben und nicht umgekehrt. Zur Interpretation der Abweichungen von der Langfristbeziehung ist es daher unabdingbar, die trendmässige zukünftige Entwicklung der Fundamentalvariablen abzuschätzen. Für die Fälle A und B wären in den damaligen Zeitpunkten über die Betrachtung der

Abweichungen vom Gleichgewicht klare Überbewertungen festgestellt worden. Doch während im Falle A die Anpassung über den Aktienmarkt erfolgte, veränderte sich im Fall B die Langfristbeziehung. Nur wenn für die Variablen, welche die Langfristbeziehung bilden, Prognosen oder Erwartungen vorliegen, sind also vernünftige Aussagen bezüglich der zukünftigen Entwicklung des Aktienmarktes möglich.

Im vierten und letzten Schritt wird nun das Gesamtmodell, d.h. die verbliebene Fehlerkorrekturform betrachtet, wie sie in Tabelle 3 dargestellt ist.

Tabelle 3 zeigt auf, dass sich auch die kurzfristige Dynamik noch weiter reduzieren lässt, da nicht alle Variablen in ihren Differenzen (verzögert oder unverzögert) signifikant zur Erklärung der Aktienmarktrenditen beitragen.

Die Reduktion der kurzfristigen Dynamik unter Verwendung der einfachen OLS-Methode ergibt schliesslich das Fehlerkorrekturmodell gemäss Tabelle 3b.

Es kann daraus ersehen werden, dass sich der Anpassungskoeffizient α dabei im reduzierten Modell um rund 1 Prozentpunkt verkleinert.

4.3 Ökonomische Interpretation

Zur ökonomischen Begründung dieser verschiedenen Einflüsse auf die Entwicklung des Aktienmarktes werden einerseits der reale Sektor der Schweizer Wirtschaft und andererseits Finanzmarkt Betrachtungen hinzugezogen.

Für das langfristige Gleichgewicht gelten folgende Überlegungen:

Über das Ertragswert-Modell folgt der positive Zusammenhang zwischen den vom Markt erwarteten Unternehmensgewinnen und der Aktienindexentwicklung. Da erwartete positive zukünftige Gewinne den heutigen Ertragswert der Firma steigern, ist ceteris paribus mit einer positiven Entwicklung des Aktienkurses zu rechnen.

Der negative Einfluss des Zinskorbes kann aus verschiedenen Perspektiven betrachtet werden: Wird der Zinskorb als Diskontfaktor im erwähnten Dividend-Discount-Modell verwendet, so ergibt sich aus einem Zinsanstieg direkt ein negativer Einfluss auf den Ertragswert und damit auf den Aktienkurs einer Unternehmung.

Aus realwirtschaftlicher Optik muss für die Schweiz der Charakter einer kleinen offenen Volkswirtschaft mit hohem Aussenhandelsanteil und der starken internationalen Vernetzung berücksichtigt werden. In der Schweiz ansässige multinationale Unternehmungen, die in den untersuchten Indizes einen Grossteil der Börsenkaptalisierung auf sich vereinen, werden durch stei-

gende ausländische Zinsen negativ beeinflusst. Einerseits verschlechtern sich nämlich die Refinanzierungsbedingungen an den ausländischen Kapitalmärkten und andererseits geht die Rentabilität getätigter Investitionen in diesen Märkten zurück. Beide Effekte wirken sich negativ auf die Ertragsrechnung und damit auf die Aktienkurse der entsprechenden Unternehmen aus. Auch zinsparitätisch begründete Abwertungserwartungen für den US-Dollar, respektive Yen und D-MARK, welche die Exporte nach Amerika, Japan und Deutschland belasten, könnten dabei eine Rolle spielen.

Bei der Betrachtung von Finanzmarktaspekten sind möglicherweise Portfolioumschichtungen ausländischer Investoren vom Schweizer Aktienmarkt (und vom inländischen Bondmarkt) in heimische Anlagen (Geldmarkt) relevant.

Für den Default-Spread schliesslich gelten Überlegungen bezüglich der Entwicklung von Risikoprämien. In konjunkturell schwachen Zeiten dürften Risikoprämien dabei tendenziell aufgebaut und in konjunkturell besseren Zeiten eher abgebaut werden. Der negative Einfluss des Default-Spreads auf den Aktienmarkt erklärt sich also aus seinem antizyklischen Verhalten als Vorläufer der Konjunkturentwicklung. Das negative Vorzeichen ist dabei konsistent mit den Ergebnissen von FAMA/FRENCH (1989) und WHITE LAW (1994), da der dort ermittelte positive Zusammenhang auf Renditeregressionen basiert.[16]

Für die kurzfristige Dynamik gelten bezüglich des Zinskorbes die gleichen Überlegungen wie in der langen Frist. Ansteigende Ölpreise belasten die Ertragsrechnung von Industrieunternehmen in Form höherer Kosten negativ. Können diese Mehrkosten nicht auf die Abnehmer der Produkte überwältzt werden, findet eine Verminderung der Unternehmensgewinne statt. Werden sie hingegen überwältzt, stellen ansteigende Ölpreise zusätzlich ein inflationäres Element der Angebotsseite dar. In beiden Fällen reagieren die Aktienrenditen verzögert negativ und passen sich in der Folgeperiode entsprechend an. Steigende Ölpreise sind also realwirtschaftlich tendenziell mit sinkenden

Aktienrenditen verbunden, was die ökonometrischen Modelle bestätigen.

5. Schlussfolgerungen

Aus ökonometrischer Sichtweise folgt, dass ein Kointegrationsvektor im Sinne eines langfristigen Gleichgewichtes zwischen Aktienmarktpreisindex und dem Bündel an erklärenden Variablen identifiziert werden kann. Abweichungen von diesem spezifizierten Gleichgewicht werden im Rahmen des ECM korrigiert.

Für die Betrachtung der kurzfristigen Dynamik muss diese Anpassung an das langfristige Gleichgewicht berücksichtigt werden, da andernfalls Fehlspezifikation vorläge. Zugleich können die Gleichgewichtsabweichungen als Über- oder Unterbewertungen des Aktienmarktes ökonomisch sinnvoll interpretiert werden.

Als Antwort auf die zu Beginn gestellte Frage nach den fundamentalen ökonomischen Variablen, die den Aktienmarkt bewegen, kann für den Kleinländer Fall Schweiz folgendes festgehalten werden: Neben den Gewinnschätzungen für den schweizerischen Aktienmarkt und dem Default-Spread werden die Aktienrenditen vor allem von ausländischen Faktoren bestimmt. Einerseits erfolgt dieser Einfluss über einen internationalen Zinskorb (USA, Japan, Deutschland) in der Lang- und Kurzfristbeziehung und andererseits zusätzlich in der kurzfristigen Dynamik über die Ölpreise.

Anhang 1:

Die allgemeine Formel eines Fehlerkorrekturmodells für eine N-dimensionale Vektorautoregression (VAR) mit k Verzögerungen lautet:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (\text{A1})$$

wobei $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ mit $i = 1, 2, \dots, k-1$ und $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$; μ entspricht einer Konstanten und ε_t ist ein Störglied mit der Gausschen Verteilung $(0, \Lambda)$. Desweiteren lässt sich Π in das Produkt $\alpha\beta'$ mittels Eigenwertanalyse aufspalten, sofern der Rang von Π kleiner als N ist, wobei α der Fehlerkorrekturmatrix und β der Kointegrationsparametermatrix entsprechen[17].

JOHANSENs Verfahren hat gegenüber dem gängigen univariaten, zweistufigen Verfahren von ENGLE und GRANGER den Vorteil mehr als eine Kointegrationsbeziehung zuzulassen. Damit wird man den zu erwartenden Verflechtungen zwischen den Variablen gerecht. Zudem wird das gesamte System in einem Durchgang geschätzt, währenddessen bei ENGLE/GRANGER zuerst die eine Langfristbeziehung bestimmt und die Kurzfrisdynamik im zweiten Schritt spezifiziert wird.

JOHANSEN (1992) zeigte desweiteren, dass eine allgemein formulierte VAR ohne Effizienzverluste in ein Partialsystem zerlegt werden kann, sofern die entsprechenden Variablen schwach exogen sind. Wie es zu zeigen gilt, ist der Fehlerkorrekturparameter α für die Gleichung einer solchen Variablen gleich null. Schwache Exogenität bedeutet hierbei, dass eine schwach exogene Variable variationsunabhängig von den endogenen Variablen ist[18], d.h. es bestehen keine Kreuzrestriktionen zwischen den jeweils zugehörigen Parametern. Dennoch können schwach exogene Variablen von den endogenen Variablen GRANGER verursacht sein.

In formaler Schreibweise ergibt dies eine Zerlegung der Dichtefunktion $F_X(X_t; \Theta)$ für die Varia-

blen $X = [y_t, z_t]'$ mit dem kompletten Parameter-
raum Θ in eine bedingte Verteilung $F_{y_t|z_t}(y_t|z_t; \lambda_1)$
für endogene y_t gegeben z_t , und in eine Rand-
verteilung $F_z(z_t; \lambda_2)$. Dabei sind λ_1 und λ_2 die
Parameter des bedingten bzw. marginalen Mo-
delles und Elemente von Θ . ERICSSON (1991)
zeigte die Bedeutung dieses Sachverhalts anhand
eines Beispiels für Fehlerkorrekturmodelle auf:
Gegeben sei eine zweidimensionale VAR mit einer
Verzögerung. Die Langfristbeziehung ist $y_t = \alpha z_t$,
und ε_t ist normalverteilt mit Erwartungswert Null
und Varianzkovarianzmatrix

$$\Lambda = \begin{pmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \omega_{22} \end{pmatrix}.$$

Für $X_t = [y_t, z_t]'$ ergibt sich aus (A1):

$$\Delta y_t = \gamma_1 (y_{t-1} - \alpha z_{t-1}) + \varepsilon_{1t} \quad (\text{A2a})$$

$$\Delta z_t = \gamma_2 (y_{t-1} - \alpha z_{t-1}) + \varepsilon_{2t} \quad (\text{A3})$$

Multipliziert man die zweite Gleichung mit
 $\beta_1 = \omega_{12}/\omega_{22}$ und subtrahiert sie von der ersten,
ergibt sich folgende Beziehung für die erste
Gleichung:

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta z_t + \beta_2 (y_{t-1} - \alpha z_{t-1}) + v_{1t}, \quad (\text{A2b})$$

wobei $\beta_2 = \gamma_1 - (\omega_{12}/\omega_{22})\gamma_2$ und $v_{1t} = \varepsilon_{1t} - \beta_1 \varepsilon_{2t}$
mit $v_{1t} \sim (0, \sigma^2)$. Die Parameter der bedingten
Verteilung gemäss (2b) lauten nun $\lambda_1 = (\beta_1, \beta_2,$
 $\alpha, \sigma^2)$; die Parameter der Randverteilung gemäss
(3) sind hingegen $\lambda_2 = (\gamma_2, \alpha, \omega_{22})$. Offensichtlich
sind bei Kointegration beide Parametersätze dank
 β_2 und α miteinander gekoppelt und somit nicht
variationsfrei. Nur wenn $\gamma_2 = 0$ ist, reduziert sich
 λ_2 zu (ω_{22}) , d. h. in (3) gäbe es keinen Fehlerkor-
rekturteil. In diesem Fall könnte die Kointegra-
tionsanalyse ohne Effizienzverlust allein mit der
ersten Gleichung bestritten werden.

JOHANSEN zeigte auf, dass dies allgemein für
die Fälle gilt, wo die Anzahl der kointegrierenden
Beziehungen kleiner r oder gleich $N - p$ ist, wobei
 p die Summe der Nullrestriktionen auf α_i für $i = 1,$

..., N darstellt. In der vorliegenden Studie interess-
iert uns vor allem die Möglichkeit eine Fehlerkor-
rektur-VAR auf eine effiziente Einzelgleichung zu
reduzieren, was für $r = N - p = 1$ der Fall ist. Aus
der N -dimensionalen VAR ergeben sich folglich
eine Fehlerkorrekturgleichung und $N - 1$ Glei-
chungen in ersten Differenzen gemäss der $N - 1$
schwach exogenen Variablen.

Beim empirischen Vorgehen in Abschnitt 4 ermit-
teln wir zuerst die Anzahl der kointegrierenden
Beziehungen mittels der Spur-Statistik von JO-
HANSEN unter Verwendung der kritischen Werte
von OSTERWALD-LENUM (1992). Dabei un-
terstellen wir, dass die Konstante μ Element der
Langfristbeziehung ist und der datengenerierende
Prozess somit über keine linearen Trends verfügt.
Das Hypothesenbündel lautet:

$$H_0: \Pi = \alpha\beta' \text{ und } \mu = \alpha\beta_0'$$

Tests auf schwache Exogenität im Sinne von
 $\alpha_i = 0$ für $i = 1, \dots, N$ für eine oder mehrere
Variablen gleichzeitig vollziehen wir anhand JO-
HANSENS Likelihood-Ratio Statistik[19]. Diese
Teststatistik basiert auf einer χ^2 -Verteilung mit rp
Freiheitsgraden. Sofern schwache Exogenität für p
Variablen nicht abgelehnt werden kann, lässt sich
das System entsprechend um p Fehlerkorrektur-
gleichungen reduzieren.

Im Falle von $r = N - p = 1$ testen wir die Kurz-
fristdynamik der verbliebenen Fehlerkorrektur-
gleichung abschliessend auf Signifikanz, um zu
einer statistisch abgesicherten Spezifikation zu
kommen, indem nichtsignifikante Variablen aus-
geschlossen werden.

Anhang 2:

Tabelle 2: Kointegrationsanalyse

ML-Kointegrationsanalyse nach JOHANSEN:

Ausgangsmodell: 4-dimensionale VAR, $k = 2$ für 1980:1 – 1994:6 mit den vorherbestimmten Variablen OILMIX und DUMMY

I.Partialmodell: 3-dimensionale Fehlerkorrektur-VAR mit einer schwach exogenen Variable ZIKO und zwei vorherbestimmten Zeitreihen OILMIX und DUMMY

H_0 : mindestens r Kointegrationsbeziehungen

$N - r$	r	Eigenwert	Spur (Trace) (LR-Statistik) (1*)	Kritische Werte (95% Fraktile) (2*)
3	0	0.12	38.25**	34.91
2	1	0.08	18.38	19.96
1	2	0.03	5.62	9.24

LR-Test auf schwache Exogenität:

CHMSCIO	$\chi^2_{(1)}$	7.47**
CHEARN		1.39
DEFAULT		2.28
CHEARN, DEFAULT (gemeinsam)	$\chi^2_{(2)}$	4.63

II.Partialmodell: 1-dimensionale Fehlerkorrektur-VAR mit drei schwach exogenen Variablen ZIKO CHEARN und DEFAULT und zwei vorherbestimmten Zeitreihen OILMIX und DUMMY

H_0 : mindestens r Kointegrationsbeziehungen

$N - r$	r	Eigenwert	Spur (Trace) (LR-Statistik)	Kritische Werte (95% Fraktile)
1	0	0.09	15.37**	9.24

LM-Test	ARCH	Schiefte	Überschuss-Kurtosis	Jarque-Bera-Normalitätstest
$k = 4, v = 1$	$\chi^2_{(1)}$ $\chi^2_{(2)}$			$\chi^2_{(2)}$
0.255	2.194	-0.130	1.234	10.864***

Erläuterungen:

$k = \#$ Lags $N = \#$ Variablen $r = \#$ Kointegrationsbeziehungen $v = \#$ Freiheitsgrade

(1*) JOHANSEN /JUSELIUS (1990), S. 179 mit Stichprobenbereinigung von REIMERS (1991): $T^* = \frac{T - (Nk + 1)}{T}$

(2*) OSTERWALD-LENUM (1992), S. 467

***=1%-Niveau; **=5%-Niveau; *=10%-Niveau

Fussnoten

- [1] vgl. STOCK/WATSON (1989) und WHITELAW (1994).
- [2] Sie beziehen sich in ihrer Studie auf die von BURNS/MITCHELL (1946) entwickelte Methodik zur Determinierung der „Comovements“ zwischen verschiedenen Variablen und einem a priori bestimmten Referenzindex (reales GDP pro Kopf).
- [3] Uns ist bisher noch keine formale Beschreibung eines „Real Business Cycle“-Modelles bekannt, welches den Aktienmarkt explizit integriert hat.
- [4] Mit „langfristiger Beziehung“ wird im folgenden – gemäss der Terminologie des unten diskutierten Kointegrationskonzeptes – ein Zusammenhang zwischen den stochastischen Trendkomponenten zweier Variablen bezeichnet.
- [5] Damit ist einerseits die Tatsache gemeint, dass es sich bei der Schweiz um einen Kleinländerfall handelt. Andererseits ist die Schweiz durch eine starke Exportorientierung charakterisiert.
- [6] Es dürfen keine Trends aufeinander regressiert werden aufgrund der Problematik der Scheinkorrelation zwischen integrierten Zeitreihen.
- [7] Das Konzept stellt den Zusammenhang zwischen integrierten Prozessen und dem Konzept des Gleichgewichts (steady state) dar.
- [8] siehe auch Abschnitt 4 zur Erläuterung von $\alpha \cdot \beta \cdot X$.
- [9] Für eine detailliertere theoretische Beschreibung siehe Appendix 1; eine praktische Erläuterung für das vorliegende Modell folgt unter 4b).
- [10] Gewichte: US: 0.61, JP: 0.26, D: 0.13 (aus OECD: Main Economic Indicators)
- [11] SMOPEC= 'Small Open Economy' (kleine, offene Volkswirtschaft); d.h. die Schweiz hat keinen Einfluss auf die internationale Zinsentwicklung.
- [12] vgl. ERICSSON (1991), p. 6.
- [13] vgl. für die detaillierten Ergebnisse die Tabellen im Appendix 2.
- [14] Die restlichen Tests in Tabelle 2 beziehen sich auf die Residuen des II. Partialmodells und geben Aufschluss über deren Eigenschaften (Autokorrelation, Heteroskedastizität, Schiefe und Kurtosis, sowie Normalität), wobei die Signifikanz des Jarque-Bera-Tests auf die gemessene Überschusskurtosis zurückzuführen ist, die gemäss JOHANSEN/JUSELIUS (1990) weniger problematisch als Schiefe zu sein scheint.
- [15] Die Über-, resp. Unterbewertung wird dabei durch den Stichprobenmittelwert der Residuen als Differenz aus dem Aktienpreis und der Kointegrationsbeziehung zum jeweiligen Zeitpunkt gemessen. Dieser Mittelwert kann im Gegensatz zu den Residuen des Gesamtmodells von Null verschieden sein.
- [16] D.h. dass ein hoher Default Spread hohe erwartete Renditen prognostiziert und gleichzeitig mit einem Konjunkturtief (und somit tendenziell mit einem tiefem Aktienmarktniveau) einhergeht.
- [17] Für eine exemplarische, empirische Anwendung siehe JOHANSEN/JUSELIUS (1990).
- [18] Siehe hierzu ENGLE/HENDRY/RICHARD (1983) und ERICSSON (1991)
- [19] JOHANSEN/JUSELIUS (1990), p. 199f.

Literatur

- BLACK, F. (1990): „Mean Reversion and Consumption Smoothing“, *The Review of Financial Studies* 3, Nr. 1, pp. 107–114.
- BURNS, A. and W.C. MITCHELL (1946): „Measuring Business Cycles“, NBER, New York.
- CAMPBELL, J. Y. (1987): „Stock returns and term structure“, *Journal of Financial Economics* 18, pp. 373–400.
- CAMPBELL, J. Y. and R. J. SHILLER (1988): „Interpreting cointegrated models“, *Journal of Economic Dynamic and Control* 12, pp. 505–522.
- CECCHETTI, S., P.-S. LAM and N. C. MARK (1990): „Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices“, *American Economic Review* 80, June, pp. 398–418.
- COCHRANE, J. H. (1991): „Production-Based Asset Pricing and the Link between Stock Returns and Economic Fluctuations“, *Journal of Finance* 46, pp. 209–236.
- ENGLE, R. F. and C. W. J. GRANGER (1987): „Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing“, *Econometrica* 55, pp. 251–276.
- ENGLE, R. F., D. F. HENDRY and J.-F. RICHARD (1983): „Exogeneity“, *Econometrica* 51, pp. 277–304.
- ERICSSON, N. R. (1991): „Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview“, Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, Nr. 415 (November).
- FAMA, E. F. and K. R. FRENCH (1988a): „Permanent and temporary components of Stock prices“, *Journal of Political Economy* 96, pp. 246–273.
- FAMA, E. F. and K. R. FRENCH (1988b): „Dividend yields and expected Stock returns“, *Journal of Financial Economics* 22, pp. 23–50.
- FAMA, E. F. and K. R. FRENCH (1989): „Business conditions and expected returns on stocks and bonds“, *Journal of Financial Economics* 25, pp. 23–49.
- FAMA, E. F. and G. W. SCHWERT (1977): „Asset Returns and Inflation“, *Journal of Financial Economics* 5, pp. 115–146.
- FERSON, W. E. (1989): „Changes in expected security returns, risk and the level of interest rates“, *Journal of Finance* 44, pp. 1191–1218.
- GESKE, R. and R. ROLL (1983): „The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation“, *Journal of Finance* 38, pp. 1–30.
- GRANGER, C. (1981): „Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification“, *Journal of Econometrics* 16, pp. 121–130.
- JAMES, C., S. KOREISHA and M. PARTCH (1985): „A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output and Nominal Interest Rates“, *Journal of Finance* 40, pp. 1375–1384.
- JOHANSEN, S. (1988): „Statistical analysis of cointegration vectors“, *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp. 231–254.
- JOHANSEN, S. (1992): „Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis“, *Journal of Econometrics* 52, pp. 389–402.
- JOHANSEN, S. and JUSELIUS, K. (1990): „Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – With applications to the demand for money“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 52, pp. 169–210.
- KEIM, D. B. and R. F. STAMBAUGH (1986): „Predicting returns in the Stock and bond markets“, *Journal of Financial Economics* 17, pp. 357–390.
- KING, R. G. and C. I. PLOSSER (1994): „Real Business Cycles and the Test of the Adelmans“, *Journal of Monetary Economics* 33, pp. 405–438.
- MILLS, T. C. (1990): „Time Series Techniques for Economists“, Cambridge.
- OSTERWALD-LENUM, M. (1992): „A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, Nr. 3, pp. 461–471.
- POTERBA, J. M. and L. H. SUMMERS (1988): „Mean reversion in Stock prices: evidence and implications“, *Journal of Financial Economics* 22, pp. 27–59.
- REIMERS, H.-E. (1991): „Comparison of Tests for Multivariate Cointegration“, erscheint demnächst in *Statistical Papers*, hier zitiert nach Boswijk, P. und Franses, P. H. (1992): „Dynamic Specification and Cointegration“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, Nr. 3, pp. 369–381.
- SOLNIK, B. (1994): „The performance of international asset allocation strategies using conditioning information“, *Journal of Empirical Finance* 1, pp. 33–55.
- STOCK, J. H. and M. W. WATSON (1989): „New Indexes of coincident and leading economic indicators“, in: O.J. Blanchard and S. Fischer (ed.): *NBER Macroeconomic Annual 1989* (MIT Press, Cambridge, Mass.).
- WHITELAW, R. F. (1994): „The Variations and Covariations in the Expectation and Volatility of Stock Market Returns“, *Journal of Finance* 49, June, pp. 515–541.