

Seher, Armin; Schulze, Peter M.

Working Paper

Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes: Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts

Arbeitspapier, No. 8

Provided in Cooperation with:

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

Suggested Citation: Seher, Armin; Schulze, Peter M. (1995) : Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes: Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts, Arbeitspapier, No. 8, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/49961>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Inventarisiert unter der
auf der Rechnung
verzeichneten Nr.

INSTITUT FÜR STATISTIK
UND ÖKONOMETRIE

**Fehlerkorrekturmodelle und die Be-
wertung von Aktienkursindizes**
Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts

Armin Seher / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 8 (Januar 1995)

XIII / SS

St SS 31

Dieser Beitrag ist Teil eines Projekts zur Kapitalmarktanalyse, das freundlicherweise von der Landeszentralbank in Rheinland-Pfalz und im Saarland, Mainz, finanziell unterstützt wurde.

Gliederung

- 1 Einleitung
- 2 Theoretische und methodische Vorbemerkungen
 - 2.1 Wahl der Fundamentalvariablen
 - 2.2 Methodische Aspekte
- 3 Empirische Analyse des Fundamentalpfads
 - 3.1 Eigenschaften der verwendeten Datensätze
 - 3.2 Einzelgleichungsschätzung des Fundamentalpfads
- 4 Statistische Eignung der Fundamentalanalyse
 - 4.1 Statistische Güte der Einzelgleichungsschätzungen
 - 4.2 Anwendbarkeit der Einzelgleichungsschätzung
- 5 Fazit

Verzeichnis der wichtigsten Abkürzungen

Literaturverzeichnis

Datenquellen und Hilfsmittel

Zusammenfassung

Die Fundamentalanalyse des Aktienkursindex kann zur Ermittlung des Gleichgewichtskurses für diesen Index herangezogen werden. Meist genügen bereits wenige makroökonomische Variablen zur Erklärung eines solchen Gleichgewichts- oder Fundamentalpfads, der dem Börsenanalytiker die Aufdeckung schwerwiegender Fehlbewertungen beim allgemeinen Kursniveau erlaubt. Die $I(1)$ -Eigenschaft des Aktienkursindex und seiner erklärenden Größen bedingen Gleichgewichtsabweichungen, die Stationarität aufweisen sollten. Dementsprechend stellt ein Fehlerkorrekturmodell die geeignete Spezifikationsform dar, um den Fundamentalpfad zu bestimmen. Bei Anwendungen wird das Fehlerkorrekturmodell häufig mit einem OLS-Schätzer für Einzelgleichungen ermittelt. Der vorliegende Beitrag untersucht die Güte dieser Schätzungen. Desweiteren wird mit dem VAR-Ansatz nach Johansen die Anwendbarkeit des Einzelgleichungsmodells überprüft.

Summary

The fundamental analysis of a share index can be used to construct an equilibrium path of this share index. Often few macroeconomic variables suffice to explain the equilibrium or fundamental path which enables the share market analyst to detect serious misvaluation with respect of the index development. The statistical $I(1)$ -property of the share index and its explaining variables implies equilibrium deviations which should be exhibited stationarity. Accordingly, an error correction model represents a suitable specification to determine the fundamental path. In practice, the error correction model is frequently computed with the help of a single equation OLS-estimator. This study provides an inquiry into the validity of this kind of estimators. Furthermore, the applicability of the single equation model is examined by means of Johansen's VAR-approach.

1 Einleitung

Die Einschätzung der zukünftigen Aktienkursentwicklung basiert grundsätzlich auf zwei Verfahrensweisen. Die Vertreter der sog. markttechnischen Kursbeurteilung interpretieren den Aktienkurs als ökonomische Variable, die von trendbehafteten Marktkonstellationen determiniert ist. Etwaige Umschwünge im Trend des betrachteten Aktienkurses sind aus der Kursentwicklung in der Vergangenheit frühzeitig zu erkennen und für Anlageentscheidungen nutzbar. Zur Identifikation dieser Trendumkehr dienen eine Vielzahl von Zeitreihenindikatoren und Chartformationen¹.

Ein alternatives Vorgehen propagieren die Anhänger der Fundamentalanalyse, indem sie die Bestimmung des "fairen" Kurses der Aktie anstreben. Dieser hypothetische Aktienkurs orientiert sich üblicherweise am Ertragswert der Aktie, weil sich eine zunehmende (abnehmende) Ertragskraft der Aktiengesellschaft über die Dividendenpolitik oder die Rücklagenbildung in steigenden (fallenden) Aktienkursen auswirken dürfte. Mit Hilfe einiger ökonomischer Größen (Fundamentalvariablen) versucht man, diese Ertragskraft im Hinblick auf die Attraktivität alternativer Nicht-Aktien-Anlagen zu erfassen².

Durch eine Gruppe als relevant erachteter Fundamentalvariablen wird die "faire" Bewertung einer Aktie determiniert. Unterschreitet der tatsächliche Aktienkurs diese hypothetische Notierung, rechnen die Anleger mit einem baldigen Kursanstieg. Tendenziell dürfte sich die Unterbewertung der Aktien in verstärkten Käufen des Papiers niederschlagen und zum Ansteigen des tatsächlichen Kurses beitragen. Analog wird eine Überbewertung der Aktie prinzipiell zu Anlageentscheidungen führen, die den tatsächlichen Aktienkurs in Richtung des "fairen" Kurses reduziert. Entsprechend läßt sich das fundamental gerechtfertigte Kursniveau als eine Art gleichgewichtiger Kurs interpretieren, den der tatsächliche Aktienkurs aufgrund des oben beschriebenen Anlageverhaltens anstrebt.

Die bisherigen Erörterungen zur Fundamentalanalyse lassen sich auch auf Untersuchungen von Aktienkursindizes zur Beurteilung der allgemeinen Kursentwicklung übertragen. Gelingt die Spezifikation einer im Zeitverlauf stabilen Beziehung von Fundamentalvariablen zur Erklärung des gleichgewichtigen Aktienkursindex, so erhält der Kapitalmarktanalytiker ein interessantes Instrument zur Beurteilung der erwarteten Entwicklung des allgemeinen Aktienkursniveaus. Aus dem Vergleich des Aktienkursindex mit dem Gleichgewichtskurs sind frühzeitig Unter- oder Überbewertungen am Aktienmarkt ersichtlich und korrigierende Anlageentscheidungen möglich. Durch Nichtberücksichtigung dieser Kurskorrekturbedarfs droht dagegen die Gefahr einer zunehmenden Divergenz zwischen dem realisierten und dem fundamental gerechtfertigten Kurs (Entstehung einer spekulativen Blase).

Diese spekulativen Blasen sind problematisch, weil eine Fehlbewertung nicht von Dauer sein kann. Paßt sich nicht zwischenzeitlich der gleichgewichtige Kurs infolge veränderter Funda-

¹Vgl. Loistl [1992], S. 51 ff.

²Vgl. Loistl [1992], S. 185 ff.

mentalvariablen an das tatsächliche Kursniveau an, droht ein Abbau dieser spekulativen Blase durch massive Aktienkurskorrekturen. Die dramatischen Kurseinbrüche 1987 und 1990 dürften Beispiele für das Platzen solcher spekulativer Blasen sein. Matthes/Gerstenberger [1994] entwickeln mit Hilfe einiger makroökonomischer Daten ein Fundamentalmodell zur Bestimmung des Gleichgewichtspfads für den DAX (Deutscher Aktienkursindex). Dieses Modell erlaubt durchaus ein frühzeitiges Erkennen der tiefgreifenden Fehlbewertungen des DAX im Vorfeld der beiden Aktiencrashes 1987 und 1990³.

Aus der Sicht des Praktikers stellt die Fundamentalanalyse ein sinnvolles Werkzeug zur Beurteilung der gegenwärtigen und zukünftigen Entwicklung der Aktienkurse dar. Im vorliegenden Beitrag sollen ein einfacher Ansatz dieses Modelltyps gefunden und im Hinblick auf seine statistische Eignung untersucht werden. Zur empirischen Überprüfung der Fundamentalanalyse bietet sich das Fehlerkorrekturmodell an⁴. Es erklärt die Veränderungen des Aktienkursindex (= "Korrektur") durch die Fehlbewertung der Vergangenheit (= "Fehler") sowie den Variationen der Fundamentalvariablen. Somit erfaßt diese Spezifikation die oben beschriebenen Anpassungsprozesse (= "Fehlerkorrektur") des Aktienkursindex an sein Gleichgewichtsniveau.

Die vorliegende Studie umfaßt im wesentlichen drei Abschnitte. Im folgenden zweiten Kapitel schließt sich eine kurze Diskussion über Relevanz einiger möglicher Fundamentalvariablen sowie dem Einsatz des Fehlerkorrekturmodells an. Die Analyse der verwendeten Daten und eine Schätzung der fundamental gerechtfertigten Aktienkursentwicklung erfolgt im Kapitel 3. Gegenstand des Kapitels 4 ist die Überprüfung der Eignung der verwendeten Schätzmethode und die Untersuchung der statistisch-ökonomischen Güte der Schätzergebnisse. Es folgen einige abschließende Bemerkungen.

2 Theoretische und methodische Vorbemerkungen

2.1 Wahl der Fundamentalvariablen

Die folgende Fundamentalanalyse des Aktienkursindex beruht auf einem Ansatz mit frei zugänglichen Daten zur Erklärung des Gleichgewichtskurses. Die Rechtfertigung für die Beschränkung auf Outsiderinformationen liefert das Analyseziel, das auf eine Bestimmung langfristiger Gleichgewichte abzielt. In der kurzen Frist dürften dagegen Insiderinformationen sehr wichtig für die Fundamentalanalyse sein. Denn die frühzeitige Kenntnis dieser Informationen erlaubt eine risikoarme Prognose der Kursänderungen⁵. Bei einer längerfristiger Betrachtung verlieren diese Informationen jedoch ihre Bedeutung.

³Vgl. Matthes/Gerstenberger [1994], S. 14 f.

⁴Eine wirtschaftstheoretische und statistische Rechtfertigung des Einsatzes von Fehlerkorrekturmodellen ist bei Rüdell [1989] zu finden.

⁵Vgl. Loistl [1992], S. 185.

Zur Modellierung des gleichgewichtigen Aktienkursindex existiert kein theoretisch fundierter Ansatz, der die Wahl relevanter Fundamentalvariablen unterstützt. Den Aktienwert ermittelt man deswegen mit Hilfe der Überlegung, daß sich der Wert eines Vermögensbestandteils am Barwert seiner zukünftigen Ertrags- oder Nutzenzuflüsse orientiert. Für Aktien bestimmt sich dann ihr Wert durch die erwarteten Dividendenzahlungen sowie der Rendite alternativer Anlagen⁶. Weil bei den Aktien ein direkter Zusammenhang zwischen Ertragskraft der Aktiengesellschaft und den Dividendenzahlungen der Zukunft besteht, erfaßt man die Fundamentalvariablen durch Indikatoren der Ertragskraft der Unternehmung unter Beachtung der Attraktivität alternativer Nicht-Aktien-Anlagen.

Eine Determinante der Aktienkursentwicklung ist die Ertragskraft im Unternehmenssektor, die auf lange Sicht einem Trend folgen dürfte. In dieser Trendkomponente schlagen sich die allgemeine Preisentwicklung und die Partizipation am langfristigen realen Wachstum nieder. Denn nur bei Berücksichtigung der Inflation, der allgemeinen Realeinkommensentwicklung und der Erhaltung der Unternehmenssubstanz in der Preiskalkulation und damit auch in der Gewinnbeteiligungen dürften die Unternehmen auf lange Sicht in der Lage sein, Eigenkapitalgeber zu finden.

Es gibt nun eine Vielzahl von makroökonomischen Variablen, die die Preis- und Wachstumstrends erfassen können. Mögliche Indikatoren wären z.B. das reale Bruttoinlandsprodukt und der zugehörige Preisniveauindex. Desweiteren können solche Trends aber auch mit Hilfe von Vermögensgrößen, Produktivitätsmaßen, Indizes der Auftragseingänge usw. abgebildet werden, wobei sich diese Maße auf reale oder nominale sowie auf gesamtwirtschaftliche oder sektorspezifische Datensätze beziehen können. Eine konkrete Auswahl geeigneter Trendvariablen muß anhand statistischer Kriterien erfolgen, was auch für die Selektion aus den nachfolgenden Variablengruppen gilt.

Jedoch determinieren sich die Aktienkurse nicht nur durch die Trendkomponenten. Von großer Bedeutung dürfte auch der konjunkturelle Einfluß auf die Ertragskraft des Unternehmenssektors sein. Im Aufschwung und in Boomphasen eröffnen sich den Unternehmen Gewinnspielräume, die sich über verbesserter Dividendenerwartungen auch positiv auf die Aktienkursentwicklung auswirken. Analog wird im Abschwung und in der Rezessionsphase die Kursentwicklung eher negativ beeinflusst.

Zur Darstellung des Konjunktureinflusses auf die Aktienkurse stehen ebenfalls viele Indikatoren zur Verfügung. Hierzu zählen die oben erwähnten Indizes des Produktionsvolumen, des Auftragseingangs und der Produktivitätsentwicklung, die auch konjunkturelle Muster aufweisen. Desweiteren sind die Auslastungsgrade bei den Faktoren Arbeit und Kapital sowie verschiedene Indizes zum Geschäftsklima typische Größen, die zur konjunkturellen Lagebeurteilung dienen.

Aktien konkurrieren mit anderen Vermögensalternativen um die Mittel potentieller Anleger. Entsprechend orientiert sich die Nachfrage nach Aktien nicht nur an der Ertragskraft der

⁶Vgl. Chen/Jordan [1993], S. 69 f.

Unternehmen sondern auch an der Rendite der Alternativenanlagen. Dabei dürften die Aktienkurse nicht nur durch das aktuelle Niveau der Alternativrendite sondern auch durch die erwartete zukünftige Renditehöhe beeinflusst werden. Desweiteren ist zu beachten, daß diese Renditen sich über den Zinszusammenhang auf die Kostenfaktor Kreditzinsen und damit die Ertragslage auswirken.

Als mögliche Alternativrenditen sind sowohl die Effektivverzinsung längerfristiger staatlicher Anleihen als auch Zinssätze kurzfristiger Termineinlagen vorstellbar, weil sich aus den beiden Anlegermotiven Risikostreuung und Spekulation unterschiedliche Substitute zum Aktienkauf ergeben. Auch können Fundamentalvariablen dieses Typs aus ausländischen Zinssätzen bestehen, wobei vornehmlich die weltweit bedeutenden US-Zinsen in Frage kommen. Zur Erfassung der zukünftigen Renditeentwicklung wählt man sinnvollerweise eine Variable, die von der Notenbank als Indikator für eine zu verschärfende oder zu lockernde Geldpolitik gesehen wird. Wegen der starken Fixierung der Deutschen Bundesbank auf das gesamtwirtschaftliche Ziel der Geldwertstabilität, ist die Inflationsrate vermutlich ein geeignetes Maß, zinsbeeinflussende Maßnahmen der Geldpolitik abzuschätzen.

Außenwirtschaftliche Einflüsse werden meist über Wechselkursanpassungen auf den inländischen Aktienmarkt übertragen. Als Transmissionsmechanismen fungieren vermutlich die Kaufkraft- und die Zinsparität. Die Kaufkraftparität bedingt für einen repräsentativen Warenkorb, daß deren Inlands- und Auslandspreis übereinstimmen. Ansonsten ändern sich die internationalen Handelsströme zugunsten der günstigeren Bezugsquellen. Die Zinsparität stellt die gleiche Verzinsung risikoäquivalenter Anlagen im In- und Ausland sicher. Bei Verletzung der Parität werden über internationale Kapitalflüsse Anpassungen bei Zinsen und Wechselkursen induziert, die die Zinsparität wiederherstellen.

Hinsichtlich der Kaufkraftparität verbessert eine Unterbewertung der Inlandswährung vermutlich die preisliche Wettbewerbsfähigkeit der inländischen Unternehmen, wenn auch über verteuerte Importgüter und induzierte Lohn-Gewinn-Preis-Spiralen sich Kostensteigerungen einstellen. Insgesamt dürfte sich aber die Ertragssituation deutscher Unternehmen verbessern und somit steigende Aktienkurs auslösen. Bei einer Unterbewertung der DM bezüglich der Zinsparität werden Kapitalimporte hervorgerufen, die über einen Nachfrageanstieg nach deutschen Aktien vermutlich Kurssteigerungen auslösen.

Identifiziert man die Fehlbewertung der DM approximativ an der Entwicklung des Dollarkurs, dürfte zwischen diesem Wechselkurs und dem Aktienkursindex eine Beziehung bestehen. In der Tendenz dürfte sich eine Erhöhung des Dollarkurses (DM-Preis eines US-\$) als Indikator der DM-Unterbewertung belebend auf den Aktienkursindex auswirken. Desweiteren sieht die Börse in bestimmten Dollarkurssenkungen das Signal für zunehmende US-Zinsen zur Wechselkursstabilisierung. Über den internationalen Zinszusammenhang wirken sie sich dann belastend auf die inländischen Aktienkurse aus.

Die bisherigen Erörterungen zeigen, daß zur Erklärung des Aktienkurses eine Vielzahl möglicher Datensätze als Fundamentalvariablen zu rechtfertigen sind. Aus diesem Grund muß

die konkrete Wahl der Fundamentalvariablen anhand empirischer Kriterien erfolgen. Diese in einem "trial and error"-Prozeß resultierende Vorgehensweise ist sehr willkürlich. Jedoch stellt sie bis zur Ableitung eines theoretisch fundierten Modells zur Variablenselektion einen erfolgversprechenden Weg dieses Fundamentalanalysetyps dar.

Als Indikator des langfristigen Trends der Ertragskraft der Unternehmen dient hier der Preisindex der Lebenshaltung der Haushalte. Die konjunkturelle Ertragskomponente spiegelt sich in dem Geschäftsklimaindex des IFO-Instituts wider. Zur Erfassung der gegenwärtigen und zukünftigen Verzinsung alternativer Nicht-Aktien-Anlagen gehen die Umlaufrendite bei festverzinslichen Wertpapieren sowie die jährliche Steigerungsrate der inländischen Erzeugerpreise ein, wobei die Inflationsgröße als gleitender Durchschnitt der letzten 6 Perioden bestimmt ist⁷. Die außenwirtschaftlichen Einflüsse repräsentiert die Variable des Dollarkurses.

2.2 Methodische Aspekte

In der neueren ökonometrischen Literatur zur Behandlung von Zeitreihendaten kommt den Begriffen Integration und Kointegration eine wichtige Bedeutung zu. Denn das klassische Instrumentarium der Regressionsanalyse bezieht sich auf die Modellierung stationärer Zeitreihen. Oft besitzen ökonomische Variablen jedoch nicht die Eigenschaften, die einen stationären stochastischen Prozeß charakterisieren, so daß der Einsatz der klassischen Regressionsanalyse zu sehr zweifelhaften Resultaten führen kann (sog. "spurious regression")⁸. Dagegen sind die ersten Differenzen vieler Variablen mit der Stationaritätsannahme vereinbar. Solche Größen nennt man integriert vom Grad 1 und bezeichnet sie kurz als I(1)-Variablen, während ihre stationären ersten Differenzen I(0)-Variablen sind⁹.

Linearkombinationen von I(1)-Variablen sind im allgemeinen ebenfalls integriert vom Grad 1. Beschreibt hingegen diese lineare Beziehung eine I(0)-Variable bzw. einen stationären Zufallsprozeß, so spricht man von der Kointegration der I(1)-Variablen und bezeichnet diese Linearkombination als Kointegrationsbeziehung¹⁰. Während viele ökonomischen I(1)-Variablen über alle Grenzen wachsende Zeitreihen mit trendbehafteter Variabilität beschreiben, ist durch die Kointegrationsbeziehung eine mittelwert- und varianzstationäre Größe charakterisiert, die die Abweichungen von der Kointegrationsbeziehung wiedergibt. Diese zeitliche Konstanz läßt sich als das Resultat eines zugrundeliegenden ökonomischen Prozesses verstehen, der divergierende Abweichungen von dieser Beziehung verhindert. Deswegen wird die Kointegrations-

⁷Diese gleitende Durchschnittsbildung verstärkt die Intention der Inflationsvariablen, als Indikator für eine Veränderung der Zinspolitik der Notenbank zu stehen.

⁸Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 70 ff.

⁹Allgemein liegt eine I(d)-Variable vor, wenn diese Größe erst bei d-maliger Differenzenbildung stationär wird. Vgl. zu diesem Konzept Banerjee u.a. [1993], S. 11 f.

¹⁰Von Kointegration wird grundsätzlich gesprochen, wenn der Integrationsgrad einer Linearkombination von integrierten Variablen kleiner ist als der Integrationsgrad der jeweiligen Variablen selbst. Vgl. zu diesem Konzept Banerjee u.a. [1993], S. 136 ff.

beziehung häufig auch als langfristige Gleichgewichtsbeziehung zwischen den ökonomischen Variablen interpretiert.

Bei der Schätzung kointegrierter I(1)-Variablen verwendet man meist eine Spezifikation in Form eines Fehlerkorrekturmodells. Für diesen Modelltyp kann man Einzelgleichungs- und Systemgleichungs-Schätzverfahren unterscheiden. Die Schätzverfahren für Einzelgleichungen setzen üblicherweise die Erklärung der endogenen Variablen y durch die Regressoren x_1 bis x_n voraus, wobei die Regressoren hinsichtlich der interessierenden Parameter zumindest schwach exogen sein müssen. Verletzungen dieser Annahme bedingen, daß in einer Einzelgleichungsschätzung nicht alle relevanten Informationen genutzt werden, was die Ermittlung der interessierenden (theoretischen) Parameter aus den Schätzkoeffizienten unmöglich macht¹¹. Desweiteren dienen die Einzelgleichungsverfahren lediglich zur Schätzung eines Ansatzes mit einer einzigen Kointegrationsrelation. Ansatzpunkt zur Analyse der dynamischen Strukturen ist das folgende "autoregressive distributed lag"-Modell (ADL(p)) der Ordnung p :

$$y_t = \alpha_{n+1}^{(0)} + \sum_{k=1}^n \alpha_k^{(0)} \cdot x_{k,t} + \sum_{j=1}^p \left\{ \left(\sum_{k=1}^n \alpha_k^{(j)} \cdot x_{k,t-j} \right) + \alpha_{n+1}^{(j)} \cdot y_{t-j} \right\} \quad (1)$$

Das Fehlerkorrekturmodell versucht die kurzfristigen Anpassungsprozesse bei den endogenen Variablen unter Berücksichtigung der langfristigen Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den Modellvariablen zu erfassen. Im Einzelgleichungsansatz finden diese gleichgewichtigen Kointegrationsbeziehungen im Fehlerkorrekturterm (= FKT), der die Gleichgewichtsabweichungen widerspiegelt, ihren Niederschlag. Die kurzfristige Reaktion der endogenen Variablen (Δy) resultiert aus den Veränderungen der schwach exogenen Größen (Δx_k) und den Gleichgewichtsabweichungen:

$$\Delta y_t = \alpha_{n+1}^{(0)} + \sum_{j=0}^{p-1} \sum_{k=0}^n \gamma_k^{(j)} \cdot \Delta x_{k,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{n+1}^{(j)} \cdot \Delta y_{t-j} - \beta \cdot FKT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{mit: } \Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad \text{usw.}, \quad FKT_{t-1} = y_{t-1} - \sum_{k=1}^n \delta_k \cdot x_{k,t-1}$$

$$\gamma_k^{(0)} = \alpha_k^{(0)}, \quad \gamma_k^{(j)} = - \sum_{s=j+1}^p \alpha_k^{(s)} \quad \text{für: } j = 1, \dots, p-1$$

$$\beta = 1 - \sum_{j=1}^p \alpha_{n+1}^{(j)}, \quad \delta_k = \sum_{j=0}^p \frac{\alpha_k^{(j)}}{\beta}$$

Die Parameter δ_k geben die langfristigen Einflüsse von x_k auf y wieder, wenn das im Fehlerkorrekturterm charakterisierte Gleichgewicht die einzige Kointegrationsrelation zwischen den Modellvariablen ist und die Regressoren x_k die Annahme der schwachen Exogenität erfüllen. Zur Schätzung der Gleichung (2) dient das zweistufige Verfahren nach Engle/Granger [1987]. In der ersten Stufe versucht dieser Ansatz eine gleichgewichtige Kointegrationsbeziehung zu

¹¹Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 17 ff.

ermitteln, die zur Beschreibung des fundamental gerechtfertigten Aktienkursindex angemessen erscheint. Alternativ hierzu wird die Gleichung (1) noch mit einem einstufigen Verfahren nach Stock [1987] ermittelt, weil die Engle/Granger-Schätzer der Langfristparameter δ_k möglicherweise Verzerrungen aufweisen¹².

Mit den Schätzverfahren für Gleichungssysteme können diese beiden Restriktionen der Einzelgleichungsmethoden überwunden werden. Sie erlauben einerseits die Berücksichtigung mehrerer Kointegrationsbeziehungen zwischen den Modellvariablen. Desweiteren lassen sie die Existenz mehrerer endogener Variablen zu, so daß die Annahme der schwachen Exogenität nicht für alle Regressoren x_k gegeben sein muß. Entsprechend liefert der Systemschätzer einen Ansatz, mit dem sich die Eignung der Einzelgleichungsverfahren überprüfen läßt. Auch liefert ein Systemschätzer bei Verletzungen der Annahmen des Einzelgleichungsmodells ein geeigneteres Bild der dynamischen Reaktionen.

Das hier verwendete Schätzverfahren für Systemgleichungen unterstellt den Fall, daß alle Modellvariablen endogene Größen sind. Die Beziehungen zwischen den Modellvariablen werden mit einem VAR-Ansatz erfaßt, so daß keine Spezifikation struktureller Bestimmungsgleichungen der endogenen Größen erforderlich ist. Das VAR-Modell lautet in Matrixschreibweise:

$$\mathbf{z}_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j \cdot \mathbf{z}_{t-j} + \mathbf{e}_t \quad (3)$$

mit: $\mathbf{z}'_t = (x_{1,t} \quad \dots \quad x_{n,t} \quad y_t)$, $\mathbf{e}'_t = (\varepsilon_{1,t} \quad \dots \quad \varepsilon_{n,t} \quad \varepsilon_{n+1,t})$
 $\mathbf{a}_0 = (\alpha_h^{(0)})_{n+1}$, $\mathbf{A}_j = (\alpha_{h,k}^{(j)})_{n+1,n+1}$

Die $(n+1)$ Variablen aus Gleichung (3) seien nichtstationär, wobei sie alle den identischen Integrationsgrad von 1 aufweisen sollen. Zwischen diesen $I(1)$ -Variablen sollen nun genau r stationäre Kointegrationsbeziehungen bestehen. In diesem Fall besitzt die Fehlerkorrekturdarstellung von Gleichung (3) die Form:

$$\Delta \mathbf{z}_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \mathbf{G}_j \cdot \Delta \mathbf{z}_{t-j} - \mathbf{B} \cdot \mathbf{C} \cdot \mathbf{z}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (4)$$

mit: $\Delta \mathbf{z}_t = \mathbf{z}_t - \mathbf{z}_{t-1}$, $\mathbf{G}_j = -\mathbf{I}_{n+1} + \sum_{s=1}^j \mathbf{A}_s$, $\mathbf{B} \cdot \mathbf{C} = -\mathbf{G}_p$
 $\mathbf{B} = (\beta_{h,k})_{n+1,r}$, $\mathbf{C} = (\chi_{h,k})_{r,n+1}$, $Rg(\mathbf{B} \cdot \mathbf{C}) = r \leq n+1$

Die r Zeilen der Matrix \mathbf{C} sind die Parameter der r stationären Linearkombinationen der $I(1)$ -Variablen, wobei jede einzelne Reihe eine derartige Kointegrationsbeziehung charakterisiert. Entsprechend bezeichnet man die Matrix \mathbf{C} auch als Kointegrationsmatrix und die r Zeilen als Kointegrationsvektoren. Das Produkt dieser Matrix mit den Modellvariablen $(\mathbf{C} \cdot \mathbf{z}_t)$ gibt die Abweichungen bei den r Gleichgewichten zum Zeitpunkt t an und entspricht damit dem in

¹²Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 214 ff.

Gleichung (2) definierten Korrekturterm (FKT). Die Matrix \mathbf{B} wird in der Literatur als Ladungsmatrix bezeichnet. Sie gibt die Stärke an, mit der die r Gleichgewichtsabweichungen in die $(n+1)$ Modellgleichungen eingehen. Diese Gewichtungen bestimmen somit die Geschwindigkeit des Abbaus von Ungleichgewichten.

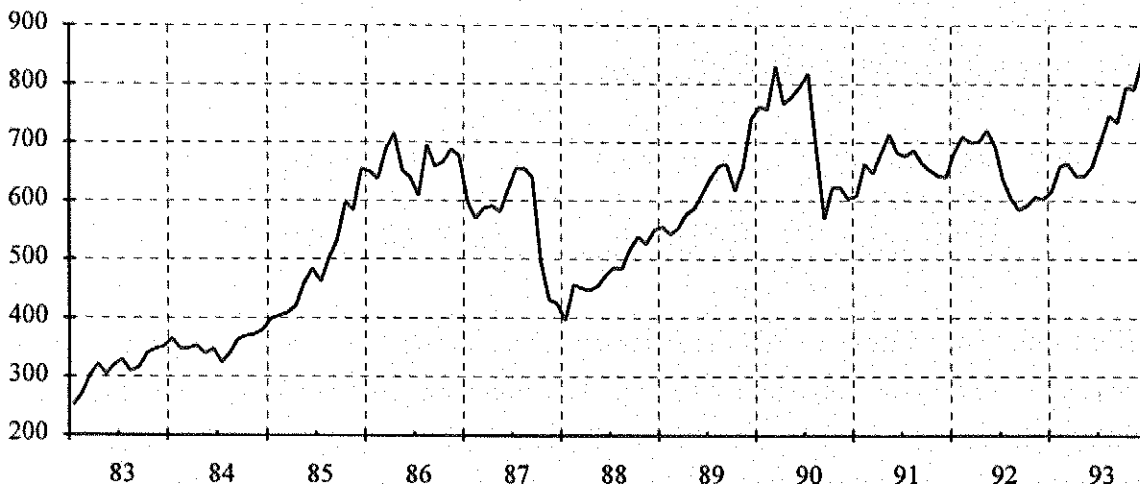
Zur Schätzung des Fehlerkorrekturmodells dient ein Verfahren nach Johansen [1988], das auf einem "maximum likelihood"-Prinzip (ML) bei Beachtung der Rangrestriktion ($Rg(\mathbf{B} \cdot \mathbf{C}) = r$) beruht. Die Bestimmung der Anzahl der Kointegrationsvektoren ($= r$) ist mit Hilfe zweier von Johansen entwickelter Testverfahren möglich. Der "trace"-Test und der " λ_{max} "-Test besitzen zwar keine Standardverteilung, aber für beide Tests existieren Tabellen mit kritischen Werten. Die Annahme der schwachen Exogenität einer Modellvariablen x_k bezüglich der interessierenden Reaktionskoeffizienten bedingt eine Restringierung der Ladungsmatrix \mathbf{B} , die im Nullsetzen der Zeile k resultiert¹³. Diese Beschränkungen werden im ML-Schätzansatz berücksichtigt und mit Hilfe eines "likelihood ratio"-Tests (LR) überprüft.

3 Empirische Analyse des Fundamentalpfads

3.1 Eigenschaften der verwendeten Datensätze

Die zu erklärende Aktienkursentwicklung findet in der Größe des FAZ-Aktienkurses ihre Konkretisierung. Zum Zeitpunkt 31.12.1958 entsprach der FAZ-Index, der auf einem Paasche-Ansatz mit 100 Börsentiteln beruht, einem Wert von 100¹⁴. Für den gewählten Untersuchungszeitraum gibt Abbildung 1 den Verlauf des FAZ-Indexes wieder.

Abb. 1: Verlauf des FAZ-Aktienkurses (Gesamtindex)



Quelle: Wirtschaftsteil der Frankfurter Allgemeinen Zeitung (FAZ), lfd. Jahrgänge

¹³Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 288 ff.

¹⁴Vgl. Schulze/Spieker [1994], S. 19.

Im Untersuchungszeitraum, der von Januar 1983 bis Dezember 1993 reicht, besitzt der Index einen grundsätzlich ansteigenden Verlauf. Diese Trendentwicklung wird jedoch durch die beiden massiven Kurseinbrüche Ende 1987 und Mitte 1990 unterbrochen. Zur Bestimmung eines fundamental gerechtfertigten Niveaus beim FAZ-Index dienen die in Abschnitt 2.1 behandelten Variablen des Preistrends, der konjunkturellen Lage, der Wertpapierrendite, der Inflationsrate und der Dollarkursentwicklung. Außer dem FAZ-Aktienkursindex und der Bondsrendite, die beide kein saisonales Muster aufweisen, sind alle anderen Datensätze saisonbereinigt. Mit Ausnahme von Bondsrendite und Inflationsrate beruht die nachfolgende Analyse auf logarithmierten Werten der Modellvariablen. Aus der Wertpapierrendite und der jährlichen Inflationsrate wird ein ungewichtetes Mittel gebildet, das den Gesamteinfluß der Alternativrendite darstellen soll. Tabelle 1 enthält die verwendeten Variablen und ihre Datenquellen.

Tab. 1: Verwendete Datensätze

Symbol	Variable	Datenquelle
FAZIN	Aktienkursindex	Aktienkursindex der FAZ , Gesamtindex (Wirtschaftsteil der FAZ)
PREIS	Preisentwicklung	Preisindex der Lebenshaltung für alle Haushalte (Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen , III 23 , Deutsche Bundesbank)
IFOIN	Konjunktoreinfluß	Geschäftsklimaindex (IFO-Wirtschaftskonjunktur , IFO-Institut)
UMREN	Wertpapierrendite	Umlaufrendite festverzinslicher Wertpapiere , alle Wertpapiere (Wertpapierstatistik , Tab. II 7 b , Deutsche Bundesbank)
INFLA	Inflationsrate	Jährliche Steigerungsrate der Erzeugerpreise gewerblicher Produkte (Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen , III 23 , Deutsche Bundesbank)
USDOL	Dollarkurs	Kassa-Mittelkurs des US-Dollar in DM (Frankfurter Börse) (Monatsbericht , X 9 , Deutsche Bundesbank)
y	ln (FAZIN)	
p	ln (PREIS)	
k	ln (IFOIN)	
z	(UMREN + INFLA)/2	
w	ln (USDOL)	

Die Eignung bestimmter Schätz- und Testverfahren hängt wesentlich vom Integrationsgrad der benutzten Zeitreihen ab. Zunächst sollen deshalb die Modellvariablen y, p, k, z und w sowie ihre ersten Differenzen mit Hilfe der sog. "unit root"-Tests auf Stationarität untersucht werden. Bei den hier zum Einsatz kommenden Verfahren wird die Nullhypothese, die von der Nichtstationarität der untersuchten Zeitreihe ausgeht, abgelehnt, wenn die Testgröße den (negativen) kritischen Wert unterschreitet. Erfolgt bei den Niveauewerten einer Variablen eine Nichtablehnung der Nullhypothese und bei der ersten Differenz dieser Variablen dagegen die Annahme der Alternativhypothese, so dürfte die erste Differenz eine stationäre Zeitreihe und die Niveaugröße eine I(1)-Variable sein.

Die benutzten Testverfahren basieren auf dem Dickey/Fuller-Test (DF), der bei der Stationaritätsprüfung einer Variablen y auf der Schätzung der nachfolgenden Gleichung zurückgreift:

$$\Delta y_t = \pi_0 + \pi_1 \cdot t + \rho \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t \quad , \quad t = 1, \dots, T \quad (5)$$

Eine Variante des DF-Tests setzt am empirischen "t"-Wert des Parameters ρ an, während ein zweiter Testansatz auf die Größe "T- ρ " zurückgreift. Die konkret benutzten Testverfahren sind der "Augmented Dickey/Fuller"-Test (ADF) und ein von Phillips/Perron [1988] vorgeschlagener korrigierter DF-Test (PP). Beide lassen Abweichungen von der "white noise"-Annahme bei ε_t in der Gleichung (5) zu¹⁵. Bei der Prüfung auf "unit roots" mittels Gleichung (5) können wiederum die Varianten mit den Restriktionen ($\pi_0=\pi_1=0$), ($\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1=0$) oder ($\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1\neq 0$) unterschieden werden. Die Teststatistiken "t"-Wert und "T- ρ "-Wert folgen keiner Standardverteilung, jedoch existieren für alle drei Varianten der Gleichung (5) Tabellen mit kritischen Werten. Die Eignung der "unit root"-Tests ist besonders dann beschränkt, wenn die Größe ε_t aus Gleichung (5) einem MA(1)-Prozeß mit relativ hohem MA(1)-Koeffizienten folgt. Insbesondere bedingt ein hoher negativer MA(1)-Koeffizient tendenziell die Annahme der falschen Nullhypothese, d.h. die Stationarität einer Zeitreihe wird nicht erkannt¹⁶.

Die Tabelle 2 gibt die Resultate der Stationaritätsprüfung für die Niveaugrößen der fünf Modellvariablen und ihrer ersten Differenzen wieder. In den Spalten 4 bis 7 stehen die Realisationen der DF-Testgrößen. Die zweite Spalte erfaßt die Variante von Gleichung (5), die für die Variable als angemessen erscheint. Der Polynomgrad p der autoregressiven Prozesse, auf die der ADF- und der PP-Test abstellen, findet sich in Spalte 3. Zusätzlich enthält Spalte 8 die Schätzung des MA(1)-Koeffizienten, wenn ε_t in Gleichung (5) einem MA(1)-Prozeß folgt.

Tab. 2: Ergebnisse der "unit root"-Tests¹⁷

Variable (1)	Variante ⁽¹⁾ (2)	p ⁽²⁾ (3)	Test mit "t"-Wert		Test mit "T- ρ "-Wert		MA(1)-Schätzung ⁽³⁾	
			ADF (4)	PP (5)	ADF (6)	PP (7)	(8)	
y	$\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1\neq 0$	0	-2,46**	-2,46**	-9,14**	-9,14**	0,174	(1,886)
Δy	$\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1=0$	0	-10,03*	-10,03*	-115,15*	-115,15*	0,523	(1,472)
k	$\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1=0$	1	-1,95**	-1,68**	-5,66**	-4,14**	0,220	(2,516)
Δk	$\pi_0=0 \wedge \pi_1=0$	0	-8,85*	-8,85*	-96,50*	-96,50*	-0,682	(5,748)
p	$\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1\neq 0$	1	-0,52**	-0,73**	-0,72**	-0,89**	0,140	(1,598)
Δp	$\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1=0$	1	-5,45*	-8,82*	-60,78*	-95,11*	-0,840	(10,771)
w	$\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1=0$	1	-1,05**	-0,73**	-2,18**	-1,25**	-0,347	(4,171)
Δw	$\pi_0=0 \wedge \pi_1=0$	0	-8,37*	-8,37*	-90,25*	-90,25*	0,256	(1,141)
z	$\pi_0\neq 0 \wedge \pi_1=0$	6	-1,71**	-1,11**	-6,87**	-4,04**	0,219	(2,475)
Δz	$\pi_0=0 \wedge \pi_1=0$	5	-5,51*	-9,27*	-607,09*	-101,52*	-0,480	(2,280)

- 1) Die beschriebenen Restriktionen beziehen sich auf Gleichung (5)
 - 2) Der Polynomgrad p bezieht sich auf die unterstellten AR-Prozesse beim ADF- und PP-Test
 - 3) In Klammern sind die absoluten "t"-Werte der MA(1)-Koeffizienten erfaßt
- ** : Nullhypothese (= Nichtstationarität der Zeitreihe) kann bei 10% nicht verworfen werden
 * : Nullhypothese (= Nichtstationarität der Zeitreihe) wird bei 1% verworfen

Keine der Testgrößen für die Niveaugrößen der Variablen unterschreitet bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% die kritischen Werte, so daß y, k, p, w und z nicht stationär sein dürften.

¹⁵Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 106 ff.

¹⁶Vgl. Schwert [1989], S. 150 ff.

¹⁷Die kritischen Werte stammen von Fuller [1976] und wurden entnommen aus Banerjee u.a. [1993], S. 102 f.

ten. Bei den ersten Differenzen wird hingegen die Nullhypothese zugunsten der Stationaritätsannahme bereits bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% verworfen. Somit sind die ersten Differenzen stationär und die Niveaugrößen mit dem Grad 1 integriert. Jedoch treten bei der Variablen y, p und z einige Zweifel an der Erfüllung der Annahme der zeitlichen Varianzstationarität auf¹⁸. Dieser Aspekt äußert sich bei den späteren Schätzungen in Verletzungen der Heteroskedastizitätsannahme.

3.2 Einzelgleichungsschätzung des Fundamentalpfads

Die fünf Zeitreihen y, k, p, w, und z können als nichtstationäre I(1)-Variablen angesehen werden. Ein möglicher gleichgewichtiger Aktienkurs y, den die Regressoren k, p, w und z fundamental zu erklären versuchen, müßte gemäß den Ausführungen in Abschnitt 2.2 zu einer stationären Linearkombination der fünf Variablen führen. Diese Kointegrationsbeziehung läßt sich mit Hilfe der ersten Stufe des Engle/Granger-Verfahrens ermitteln. Für den Analysezeitraum erhält man die Schätzung¹⁹:

$$\hat{y}_t = -27,175 + 2,860 \cdot k_t + 4,430 \cdot p_t + 0,261 \cdot w_t - 0,115 \cdot z_t \quad (6)$$

(19,93) (21,51) (23,15) (4,72) (19,47)

Schätzverfahren: OLS / Schätzzeitraum: 83:01 bis 93:12 (Monatsdaten)

T = 132 / R² = 0,916 / DW = 0,703

In den Fehlerkorrekturterm (FKT) gehen die Abweichungen des Aktienkursindex vom fundamental bestimmten Kursniveau gemäß Gleichung (6) ein. Mit Hilfe der beiden "unit root"-Tests des vorhergehenden Abschnitts wird nun überprüft, ob der Fehlerkorrekturterm tatsächlich einer stationären Zeitreihe entspricht. In diesem Fall beschreibt die Gleichung (6) eine Art gleichgewichtigen Aktienkursindex. Es folgt dann²⁰:

$$FKT_t = y_t - 2,860 \cdot k_t - 4,430 \cdot p_t - 0,261 \cdot w_t + 0,115 \cdot z_t \quad (7)$$

"unit root"-Test für FKT mit: $\pi_0 \neq 0 \wedge \pi_1 = 0$, p = 3, MA(1) = 0,204 (1,583)

Test auf "t"-Wert: ADF = -6,74* PP = -5,28*

Test auf "T·p"-Wert: ADF = -139,58* PP = -50,13*

Der Fehlerkorrekturterm ist also eine stationäre Zeitreihe, so daß Gleichung (7) zwischen den fünf I(1)-Variablen eine Kointegrationsbeziehung darstellt. Gemäß Gleichung (6) resultiert ein allgemeiner Preisanstieg ($p \uparrow$), eine verbesserte konjunkturelle Lage ($k \uparrow$), ein steigender Dol-

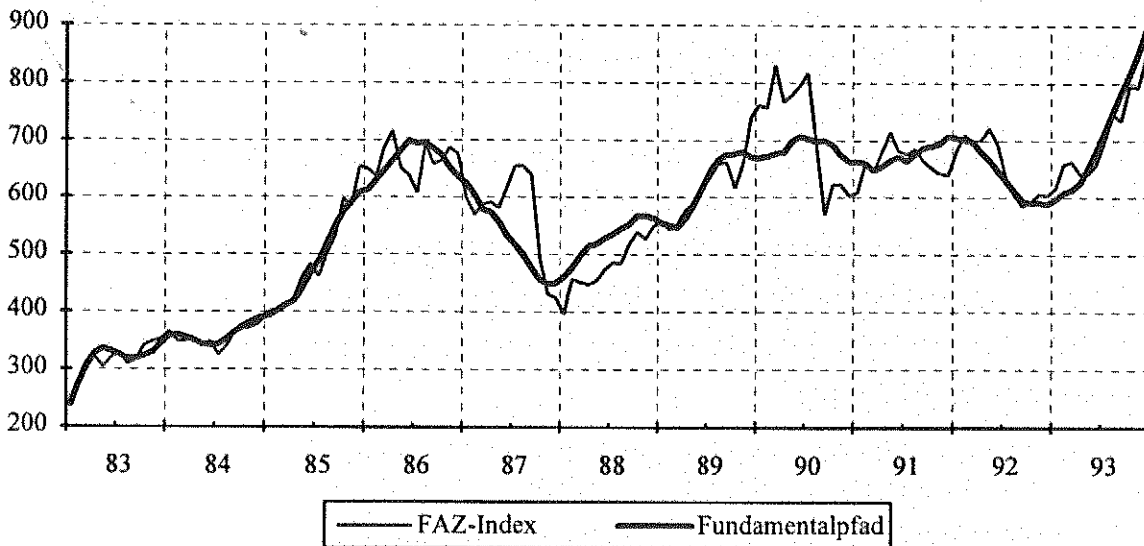
¹⁸Ein Indiz hierfür liefern die Varianzen von Teilintervallen (hier 3 Jahre) des Analysezeitraums 83:1 bis 93:12, die signifikante Unterschiede aufweisen.

¹⁹In Klammern stehen die "t"-Werte der Schätzkoeffizienten. Wegen der fehlenden Stationarität der Daten besitzen diese "t"-Werte nicht die übliche Student-Verteilung.

²⁰Die zur Prüfung der Testgrößen aus Tabelle 2 benutzten kritischen Werte können hier nicht verwandt werden, weil die Zeitreihe FKT aus einer OLS-Schätzung mit I(1)-Variablen resultiert. Für die Stationaritätsprüfung von möglichen Kointegrationsbeziehungen existieren jedoch auch Tafeln mit kritischen Werten für "unit root"-Tests. Hier kommen die kritischen Werte von Phillips/Ouliaris [1990], S. 189 f., zum Einsatz.

larkurs ($w \uparrow$) und eine sinkende Attraktivität alternativer Anlagen ($z \downarrow$) in einem ansteigenden Gleichgewichtsniveau des Aktienkurses (\hat{y}). Dieses Ergebnis entspricht den theoretischen Erörterungen aus Abschnitt 2.1. In Abbildung 2 sind der zeitliche Verlauf des Fundamentalpfads ($= \exp\{\hat{y}\}$) und die tatsächlichen Entwicklung des FAZ-Index ($\text{FAZIN} = \exp\{y\}$) gegenübergestellt.

Abb. 2: Verlauf des Fundamentalpfads und des FAZ-Indexes²¹:



Die tatsächliche Entwicklung des FAZ-Indexes und der ermittelte Fundamentalpfad verlaufen weitgehend parallel. Auffällig sind aber die massiven Divergenzen, die sich Mitte 1987 und Ende 1989 zwischen dem Kursindex und dem Fundamentalpfad einstellen. In beiden Fällen wird das Auseinanderdriften der beiden Reihen durch einen starken Kurseinbruch beendet. Besonders beim Kurscrash 1990 läßt sich ein erhebliches Überschießen bei den Anpassungsreaktionen beobachten, wenn der Fundamentalpfad ein geeigneter Indikator für den Gleichgewichtskurs ist.

Der Fundamentalpfad erlaubt aber nicht nur die nachträgliche Identifikation spekulativer Blasen bei Betrachtung des gesamten Analysezeitraums. Matthes/Gerstenberger [1994] berechneten ihren Fundamentalpfad mit den zum Frühjahr 1987 resp. zum Frühjahr 1990 verfügbaren Informationen²². In beiden Fällen ergeben sich eindeutige Indizien für das Divergieren des ansteigenden Kursindex vom stagnierenden fundamentalen Gleichgewichtskurs. An der Vergangenheitsentwicklung orientierte Kurserwartungen forcieren eine Abweichung zum fundamental gerechtfertigten Kursniveau, so daß eine spekulative Kursblase entsteht. Weil frühzeitige Korrekturen beim Anlegerverhalten ausbleiben, kommt es kurz über lang zum Platzen der spekulativen Blase, was sich in massiven Kurseinbrüchen niederschlägt.

²¹Um den visuellen Eindruck des Fundamentalpfads zu betonen, basiert die Schätzung von \hat{y} für diese Abbildung auf geglätteten Regressoren, wobei ein gleitender 5-er Durchschnitt herangezogen wurde. Die im Beitrag vorgestellten Schätz- und Testergebnisse greifen auf die uneglätteten Regressoren zurück.

²²Vgl. Matthes/Gerstenberger [1994], S. 14 f.

4 Statistische Eignung der Fundamentalanalyse

4.1 Statistische Güte der Einzelgleichungsschätzungen

Der Fundamentalpfad liefert für die Analyse des Aktienkursindex wertvolle Informationen über vorliegende Fehlbewertungspotentiale. Zwar ist ein Kursanalytiker ohne den Einsatz komplementärer Werkzeuge der Kursbewertung kaum in der Lage, die Kursentwicklung nur mittels der Fundamentalanalyse hinreichend gut vorherzusagen. Dagegen dürfte der Fundamentalpfad als Frühindikator für mögliche Einbrüche beim allgemeinen Kursniveau durchaus ein sinnvolles Instrument der Kursbeurteilung und Risikoeinschätzung sein. Denn die Aktienkurscrashes lösen meist eine Eigendynamik aus, die die Kurse aller Papiere in Mitleidenschaft zieht.

Die zur Fundamentalanalyse herangezogenen makroökonomischen Daten besitzen statistische Eigenschaften, die sich auch bei stochastischen Prozessen mit dem Integrationsgrad von 1 finden. Der gleichgewichtige Fundamentalpfad sollte sinnvollerweise eine stationäre Kointegrationsbeziehung zwischen diesen I(1)-Variablen darstellen. Gemäß den Ausführungen des Abschnitt 3.2 liefert die erste Stufe des Engle/Granger-Verfahrens für diese integrierten Zeitreihen eine einfache Methode zur Schätzung einer Kointegrationsbeziehung, bei der keine vollständige dynamische Spezifikation des Kursmodells notwendig ist. Im folgenden soll die Eignung dieses Typs einer Fundamentalanalyse unter statistischen Gesichtspunkten auf mögliche Fehlspezifikationen untersucht werden.

Die Ermittlung der statistischen Güte der Einzelgleichungsschätzung erfordert eine angemessene dynamische Spezifikation zur Erklärung des Aktienkursindex. Zunächst ist als Basis für den Fehlerkorrekturansatz ein unrestringiertes ADL(p)-Modell gemäß Gleichung (1) zu ermitteln. Zur Festlegung der Obergrenze p der Lag-Strukturen beim ADL-Ansatz dienen die Angaben in Tabelle 3.

Tab. 3: Polynomgrad-Suche im ADL-Ansatz

p_0	F-Test: FG ¹	$H_0: p = p_0 - 1$, $H_A: p = p_0$ F(5,FG)	$H_A: p = p_0$ Sig.-niveau ²	AIC	Informationskriterien		
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	FPE (6)	HQ (7)	SC (8)
0	127	-	-	-4,90868	-4,90865	-4,86431	-4,79949
1	122	42,0755	(0,0000)	-5,83517	-5,83488	-5,74643	-5,61678
2	117	0,7882	(0,5602)	-5,79254	-5,79156	-5,65943	-5,46495
3	112	2,0938	(0,0713)	-5,80615	-5,80379	-5,62866	-5,36936
4	107	1,6996	(0,1409)	-5,80681	-5,80218	-5,58495	-5,26083

1) FG bezeichnet die Zahl der Nennerfreiheitsgrade bei der F-Statistik

2) Das Signifikanzniveau gibt die Überschreitungswahrscheinlichkeit der F-Statistik aus Spalte 3 an

Die Spalte 3 enthält die Werte einer F-Statistik, die die Signifikanz des Erklärungsbeitrags der zusätzlichen Regressoren infolge der Erhöhung von $p=p_0-1$ auf $p=p_0$ überprüft. In der Spalte 4

sind die zugehörigen Grenzwahrscheinlichkeiten aufgeführt. Die Werte einiger Informationskriterien geben die Spalten 5 bis 8 wieder. Die Informationskriterien weisen ein Minimum bei der ADL-Spezifikation auf, die einen sinnvollen Kompromiß aus niedriger Schätzparameterzahl und hoher Anpassungsgüte bildet. In dieser Analyse finden die Informationskriterien von Amemiya (FPE), Akaike (AIC), Hannan/Quinn (HQ) sowie Schwarz (SC) Anwendung²³. Die Informationskriterien deuten auf einen geeigneten Wert von $p=1$ hin. Auch ist der Erklärungsbeitrag des ADL(2)-Modells nicht signifikant höher als der des ADL(1)-Ansatzes, was sich in dem niedrigen Testwert $F(5,117)=0,78$ niederschlägt.

Der ADL(1)-Ansatz liefert eine angemessene dynamische Spezifikation des Modells zur Erklärung des Aktienkursindex. Mit Hilfe des Fehlerkorrekturterms aus Gleichung (7) erfolgt in der zweiten Stufe des Engle/Granger-Verfahrens die Schätzung der Gleichung (2)²⁴:

$$\Delta y_t = -0,307 \cdot FKT_{t-1} + 0,830 \cdot \Delta k_t + 0,351 \cdot \Delta w_t - 0,039 \cdot \Delta z_t - 8,340 \quad (8)$$

(5,66) (2,59) (2,16) (3,03) (5,65)

Schätzverfahren: OLS / Schätzzeitraum: 83:01 bis 93:12 (Monatsdaten)

T = 132 / R² = 0,268 / DW = 1,784 / CFLR(1) = 31,95 (0,000) / RESET(2,125) = 3,21 (0,044) /
 ARCH(1,128) = 3,81 (0,053) / ARCH(3,122) = 3,59 (0,016) / ARCH(6,113) = 2,60 (0,021) /
 LMAR(1,124) = 2,40 (0,124) / LMAR(3,118) = 1,95 (0,125) / LMAR(6,109) = 1,49 (0,189) /
 Q(4) = 3,86 (0,426) / Q(8) = 8,15 (0,419) / Q(12) = 10,79 (0,547) / JB(2) = 12,93 (0,002) /
 White₁(8,115) = 1,96 (0,058) / White₂(14,103) = 1,81 (0,047)

Der Schätzkoeffizient des Fehlerkorrekturterms (FKT) in Gleichung (8) ist hochsignifikant, so daß es sich bei der Schätzung aus der ersten Stufe des Engle/Granger-Verfahrens (6) vermutlich um eine Kointegrationsbeziehung handelt. Aufgrund des LR-Tests auf "common factors" (CFLR) darf man wohl davon ausgehen, daß in den Lag-Strukturen des ADL(1)-Ansatz keine gemeinsamen Faktoren auftreten, d.h. bei den Reagibilitäten von y auf die Regressoren k , p , w und z kann keine zeitliche Konstanz unterstellt werden. Die Ljung/Box Statistik (Q) sowie der "lagrange multiplier"-Test auf Autokorrelation (LMAR) deuten auf keine autoregressiven Prozesse in den Restwerten hin. Der Test auf Homoskedastie (White) und die Prüfung der Abstinenz sog. "autoregressive conditional heteroscedasticity"-Strukturen (ARCH) weisen auf Probleme mit der Homoskedastizitätsannahme, wenn eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% vorgegeben ist²⁵. Weitere Verletzungen der Normalverteilungsannahme und der Linearitätshypothese implizieren der Jarque/Bera-Test (BJ) und der RESET-Test.

Die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells mit dem Verfahren nach Engle/Granger beruht auf einem statischen OLS-Ansatz mit I(1)-Variablen. Bei dieser ersten Stufe des Verfahrens, die zur Ermittlung der Kointegrationsbeziehung dient, können verzerrte Schätzungen die

²³Die Informationskriterien werden auch zur Ermittlung des Polynomgrads der VAR-Modelle im folgenden Abschnitt 4.2 herangezogen. Vgl. zur Konstruktion dieser Kriterien Lütkepohl [1991], S. 128 ff.

²⁴Die Klammerausdrücke unter den Schätzkoeffizienten geben die "t"-Werte an. Hinter den realisierten Testwerten der Spezifikationstests sind als Klammerausdrücke die jeweiligen Grenzwahrscheinlichkeiten aufgeführt. Die verwendeten Spezifikationstests und ihre Kürzel sind im Anhang erfaßt.

²⁵Eine Verletzung der Homoskedastie wird eindeutiger angezeigt, wenn der White-Test nicht auf allen Regressoren, deren Quadrate und gegebenenfalls Kreuzprodukte zurückgreift, sondern nur auf einem Teil dieser Größen basiert.

Folge sein²⁶. Deswegen soll hier alternativ ein einstufiges Schätzverfahren nach Stock [1987] zum Einsatz kommen, das dieser Verzerrung nicht unterliegt. Auch ist nach Wickens/Breusch [1988] mit einem IV-Schätzer der Bewley-transformierten Gleichung die Schätzung der Koeffizienten δ_k in Gleichung (2) und ihrer Schätzfehler möglich²⁷

Analog zu Gleichung (8) dient der ADL(1)-Ansatz wieder als Ausgangshypothese für das einstufige Schätzverfahren. Nach Eliminierung der insignifikanten Regressoren folgt die Schätzung des Fehlerkorrekturmodells:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & -0,299 \cdot (y_{t-1} - 3,134 \cdot k_{t-1} - 5,096 \cdot p_{t-1} - 0,515 \cdot w_{t-1} + 0,126 \cdot z_{t-1}) + \\ & (5,50) \quad (10,79) \quad (11,85) \quad (4,01) \quad (9,83) \\ & + 0,815 \cdot \Delta k_t + 0,422 \cdot \Delta w_t - 0,036 \cdot \Delta z_t - 9,457 \\ & (2,42) \quad (2,48) \quad (2,77) \quad (5,72) \end{aligned} \quad (9)$$

Schätzverfahren: OLS und IV / Schätzzeitraum: 83:01 bis 93:12 (Monatsdaten)

T = 132 / R² = 0,296 / DW = 1,870 / CFLR(1) = 31,95 (0,000) / RESET(2,121) = 4,03 (0,020) / ARCH(1,128) = 5,88 (0,017) / ARCH(3,122) = 3,59 (0,016) / ARCH(6,113) = 2,70 (0,017) / LMAR(1,120) = 1,01 (0,316) / LMAR(3,114) = 0,95 (0,417) / LMAR(6,105) = 1,17 (0,331) / Q(4) = 2,39 (0,664) / Q(8) = 8,30 (0,405) / Q(12) = 11,13 (0,518) / JB(2) = 9,28 (0,010) / White₁(16,99) = 1,79 (0,042)

Durch den Schätzansatz (9) werden die Aussagen zur Gleichung (8) weitgehend bestätigt. Das einstufige Verfahren (9) führt zur gleichen funktionalen Form wie der Engle/Granger-Schätzer in den Gleichungen (6) und (8). Auch weichen die Koeffizientenschätzungen kaum voneinander ab. Die Annahme, daß der Klammerausdruck keine Kointegrationsbeziehung ist, kann aufgrund des signifikant hohen "t"-Werts beim Schätzkoeffizienten des Klammerausdrucks verworfen werden²⁸. Analog zur Gleichung (8) unterliegt auch die Schätzung (9) einem Heteroskedastieproblem und weist hinsichtlich der Annahmen Normalverteilung und Linearität Fehlspezifikationen auf.

Zur Beseitigung des Heteroskedastizitätsproblems wird die Gleichung (9) mit einem gewichteten Kleinstquadrat-Ansatz (WLS) erneut geschätzt. Die zur Restwertvarianz proportionale Zeitreihe zur Gewichtung der Datengrößen resultiert aus einem zweistufigen Prozeß. Zunächst sollen die ARCH-Effekte in den Residuen beseitigt werden. Ein ARCH(3)-Prozeß erweist sich als sinnvoller Ansatz. Die Gewichtungszeitreihe kann mittels einer iterativen Schätzung der ARCH(3)-Struktur bestimmt werden²⁹. Die mit diesem Deflator ermittelte Schätzung leidet zwar nicht mehr unter ARCH-Strukturen in den Restwerten, sie weist jedoch nach dem White-Test immer noch Heteroskedastizitätsspuren auf. Bei einer erneuten Transformation der Datengrößen wird die Proportionalität zwischen der Restwertvarianz und den Regressoren der Gleichung (9) sowie deren Quadrate unterstellt. Aus dieser funktionalen Beziehung ergibt sich

²⁶Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 214 ff.

²⁷Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 62 ff., zur Berechnung der Schätzfehler aus der Stock-Schätzung.

²⁸Der "t"-Wert ist nach Kremers u.a. [1992], S. 328 ff., approximativ normalverteilt. Die Autoren, S. 331 ff., zeigen auch, daß diese Form des Kointegrationstests den "unit root"-Tests beim Fehlerkorrekturterms überlegen ist, weil letztere auf eine oft ungerechtfertigte "common factor"-Restriktion zurückgreifen.

²⁹Vgl. Maddala [1992], S. 264 f. Das Verfahren wurde nach zwei Iterationen abgebrochen, weil sich die Schätzungen kaum noch verändern.

eine weitere Gewichtungszzeitreihe³⁰. Mit diesem zweiten Deflator erhält man folgende Schätzung des Fehlerkorrekturmodells:

$$\Delta y_t = -0,345 \cdot (y_{t-1} - 3,283 \cdot k_{t-1} - 5,318 \cdot p_{t-1} - 0,546 \cdot w_{t-1} + 0,134 \cdot z_{t-1}) +$$

(6,41)	(12,18)	(15,68)	(5,61)	(11,03)
--------	---------	---------	--------	---------

$$+ 0,777 \cdot \Delta k_t + 0,655 \cdot \Delta w_t - 0,041 \cdot \Delta z_t - 11,516$$

(2,65)	(5,27)	(4,58)	(7,21)
--------	--------	--------	--------

(10)

Schätzverfahren: WLS / Schätzzeitraum: 83:07 bis 93:12 (Monatsdaten)

T = 126 / R² = 0,657 / RESET(2,115) = 2,49 (0,088) / White₁(16,93) = 0,67 (0,816) /

ARCH(1,122) = 0,73 (0,395) / ARCH(3,116) = 1,08 (0,359) / ARCH(6,107) = 1,17 (0,327) /

LMAR(1,114) = 0,13 (0,716) / LMAR(3,108) = 0,25 (0,860) / LMAR(6,99) = 0,48 (0,823) /

Q(4) = 0,79 (0,939) / Q(8) = 3,54 (0,896) / Q(12) = 5,86 (0,923) / JB(2) = 1,85 (0,396) /

Die verwendeten Tests zeigen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% keine Modellverletzungen an. Zur Überprüfung der zeitlichen Stabilität wird der WLS-Ansatz (10) einem rekursiven Schätzverfahren unterworfen. Die Abbildungen 3 bis 6 zeigen den Verlauf der Koeffizienten, die den Klammersausdruck in (10) bzw. die Kointegrationsbeziehung bestimmen, für alternative Endperioden des Schätzzeitraums an. Zur Aufdeckung zeitlicher Instabilitäten sind in den Abbildungen 7 und 8 die Realisationen des CUSUM- und des CUSUMSQ-Tests bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% aufgeführt³¹.

Die Kointegrationsparameter weisen nach dem Kurscrash von 1987 eine erstaunliche zeitliche Konstanz auf. Desweiteren liegen die CUSUM- und CUSUMSQ-Werte innerhalb der zulässigen Bandbreiten. Insofern stellt der Ansatz (10) eine im Zeitablauf stabile Beziehung dar. Gegenüber der ursprünglichen Schätzung (9) haben sich die Schätzkoeffizienten nur geringfügig verändert. Gemäß Schätzung (10) müßte ein 1%-iger Anstieg beim IFO-Geschäftsklimaindex auf lange Sicht eine Erhöhung des FAZ-Aktienkursindex um 3,28% bewirken. Unmittelbar löst die verbesserte konjunkturelle Lage einen unmittelbaren Anstieg des Kursindex um ca. 0,78% aus. Analog sind die Schätzkoeffizienten der Größen p, w und z zu interpretieren. Eine Fehlbewertung des Aktienkursindex wird in jeder Periode um ca. 0,35% reduziert.

4.2 Anwendbarkeit der Einzelgleichungsschätzung

Der mit Gleichung (10) verbundene Fundamentalpfad unterscheidet sich nur unwesentlich vom gleichgewichtigen Aktienkursindex, der aus dem Engle/Granger-Ansatz resultiert. In Abschnitt 3.2 wurde auf die Eignung der Fundamentalanalyse zur Identifikation spekulativer Kursblasen verwiesen, wobei der Fundamentalpfad mit einem Einzelgleichungsansatz (6) ermittelt wurde. Nach den Ausführungen in Abschnitt 4.1 genügen die Einzelgleichungsschätzer auch den statistischen Anforderungen. Insofern ist die statistische Güte auch ein Beleg für die Eignung der Fundamentalanalyse.

³⁰Vgl. Maddala [1992], S. 212 ff.

³¹Vgl. Cuthbertson u.a. [1992], S. 115 ff.

Abb. 3: Rekursiver Schätzer für den IFO-Index im 2-Sigma-Intervall

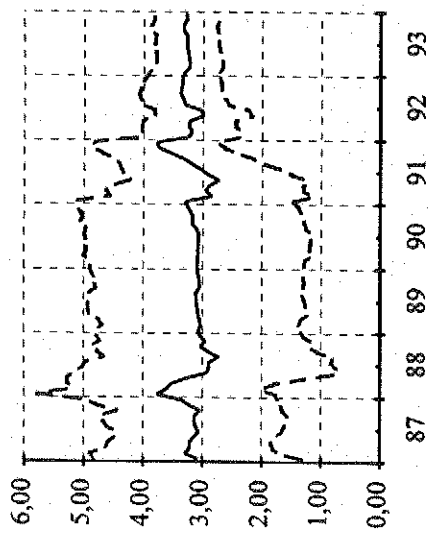


Abb. 5: Rekursiver Schätzer für den Dollarkurs im 2-Sigma-Intervall

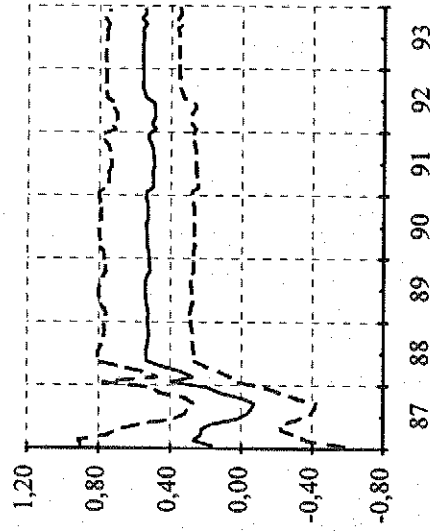


Abb. 7: CUSUM-Test ($\alpha = 5\%$)

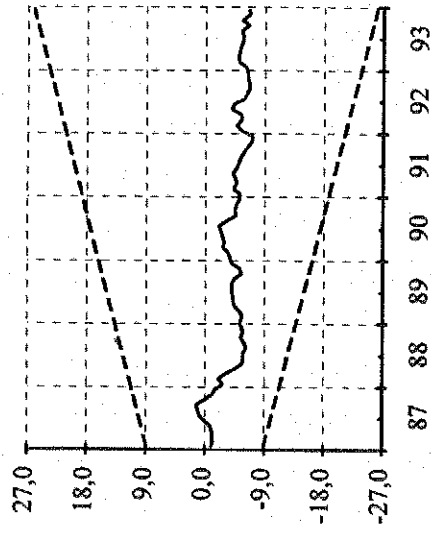


Abb. 4: Rekursiver Schätzer für den Preis-Index im 2-Sigma-Intervall

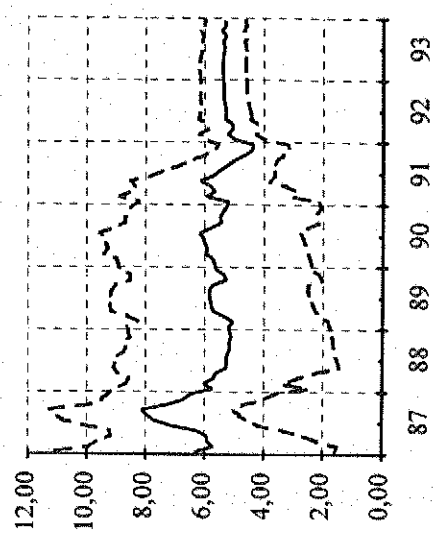


Abb. 6: Rekursiver Schätzer für den Alter-nativzins im 2-Sigma-Intervall

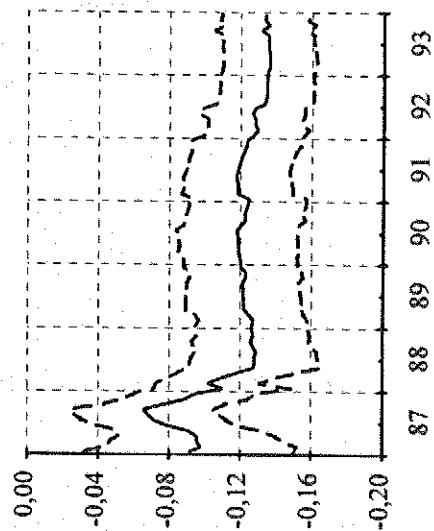
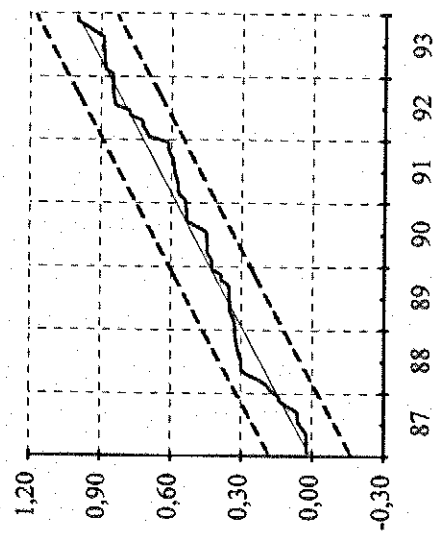


Abb. 8: CUSUMSQ-Test ($\alpha = 5\%$)



Jedoch beruhen die bisherigen Erörterungen zu den Schätzergebnissen auf der Annahme, daß der Einzelgleichungsansatz eine geeignete Modellspezifikation zur Erklärung der Aktienkursentwicklung darstellt. Hierzu müssen die erklärenden Variablen k , p , w und z schwach exogen bezüglich der interessierenden Parameter sein, und es darf nur eine gleichgewichtige Kointegrationsbeziehung zwischen den erklärenden Größen und der Variablen y bestehen. Beide Annahmen sollen mit dem in Abschnitt 2.2 vorgestellten VAR-Modell überprüft werden. Dieser Systemschätzansatz kann mehrere Kointegrationsbeziehungen erfassen und sieht die Modellvariablen grundsätzlich als endogen an.

Analog zur Einzelgleichungsschätzung muß auch für den VAR-Ansatz in Gleichung (3) zunächst die Obergrenze p der verwendeten Lag-Struktur bestimmt werden. Hierzu kommen die bereits in Abschnitt 4.1 verwendeten Informationskriterien zum Einsatz, die in den Spalten 4 bis 7 aufgeführt sind. Als Substitut für den im Systemschätzansatz nicht verfügbaren F-Test zur Ermittlung des geeigneten Polynomgrads p dient ein LR-Test (Spalten 2 und 3).

Tab. 4: Polynomgrad-Suche im VAR-Ansatz

p_0	LR-Test: $H_0: p = p_0 - 1$, $H_A: p = p_0$		Informationskriterien			
	$\chi^2(25)$	Signifik.-niveau ¹	AIC	FPE	HQ	SC
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
0	-	-	-18,96891	-18,96890	-18,92453	-18,85971
1	2225,5294	(0,0000)	-36,25305	-36,25274	-35,98681	-35,59787
2	67,3515	(0,0000)	-36,43089	-36,42895	-35,94279	-35,22972
3	25,0142	(0,4616)	-36,26774	-36,26175	-35,55778	-34,52059
4	52,5033	(0,0010)	-36,36195	-36,34832	-35,43013	-34,06882
5	35,0690	(0,0870)	-36,31401	-36,28792	-35,16032	-33,47488

1) Das Signifikanzniveau gibt die Überschreitungswahrscheinlichkeit der LR-Statistik aus Spalte 2 an

Die Informationskriterien liefern kein einheitliches Bild zur Ermittlung eines geeigneten Polynomgrads p . Die Kriterien nach Hannan/Quinn (HQ) und Schwarz (SC) deuten auf einen Wert von 1, während die Kriterien nach Akaike (AIC) und Amemiya (FPE) eher auf den Polynomgrad 2 hinweisen. Auch der LR-Test spricht für einen Wert von $p=2$, weil der VAR(3)-Ansatz keinen signifikanten zusätzlichen Erklärungsbeitrag liefert ($\chi^2(25) = 25,01$). Bei der folgenden Untersuchung wird ein VAR(2)-Ansatz herangezogen.

Mit dem von Johansen [1988] vorgeschlagenen Schätzverfahren erfolgt die numerische Spezifikation des Fehlerkorrekturmodells nach Gleichung (4). Mit Hilfe der Schätzung lassen sich auch die Realisationen des "trace"-Tests und des " λ_{max} "-Test zur Ermittlung eines angemessenen Kointegrationsrangs bestimmen. In Tabelle 5 sind die Ergebnisse der beiden Kointegrationstests aufgeführt.

Für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% wird bei einem Wert $r_0=3$ die Nullhypothese erstmals nicht verworfen, so daß der Kointegrationsgrad 3 als angemessen erscheint. Bei Verwendung der Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% liegen dagegen nur 2 Kointegrationsbeziehungen vor. Eindeutig verworfen wird dagegen die Hypothese, daß zwischen den Modellvariablen y ,

k, p, w und z nur eine einzige Kointegrationsbeziehung besteht³². Für die weiteren Erörterungen sei ein Kointegrationsrang von 3 unterstellt.

Tab. 5: Johansen-Testverfahren auf Kointegration

r_0	"λmax"-Test ¹			"trace"-Test ²		
	Testgröße	kritische Werte ³		Testgröße	kritische Werte ³	
(1)	(2)	bei 5%	bei 1%	(5)	bei 5%	bei 1%
		(3)	(4)		(6)	(7)
0	43,819	33,46	38,77	112,369	68,52	76,07
1	37,215	27,07	32,24	68,550	47,21	54,46
2	23,391	20,97	25,52	31,335	29,68	35,65
3	7,826	14,07	18,63	7,944	15,41	20,04
4	0,118	3,76	6,65	0,118	3,76	6,65

- 1) Es gelten die Hypothesen: $H_0: r \leq r_0$, $H_A: r = r_0 + 1$
- 2) Es gelten die Hypothesen: $H_0: r \leq r_0$, $H_A: r \geq r_0 + 1$
- 3) Die kritischen Werte stammen aus Osterwald-Lenum [1992], Tabelle 1.

Eine Schätzung des Fehlerkorrekturmodells gemäß Gleichung (4) wird mit einem Polynomgrad $p=2$ und einem Kointegrationsrang $r=3$ realisiert. Der Schätzzeitraum reicht von Januar 1983 bis Dezember 1993. In der Gleichung (11) sind die resultierenden Kointegrationsbeziehungen angegeben³³:

$$C \cdot z_{t-2} = \begin{pmatrix} -1,000 & 0,162 & -0,016 & -0,187 & -0,009 \\ 5,640 & -1,000 & 0,583 & 3,822 & -0,152 \\ 5,362 & -3,075 & -1,000 & 4,192 & -0,265 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} p_{t-2} \\ y_{t-2} \\ w_{t-2} \\ k_{t-2} \\ z_{t-2} \end{pmatrix} \quad (11)$$

Die zweite Zeile der Matrix C beschreibt eine Relation, die der Gleichgewichtsbeziehung der Einzelgleichungsschätzung entspricht. Die Annahme der schwachen Exogenität bezüglich der Parameter der Kointegrationsbeziehungen bestätigt sich nur für die Variablen der Alternativrendite z . Bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% wird die Vermutung, daß keine der drei Kointegrationsbeziehungen in die Bestimmungsgleichung für Δz_t im Ansatz (4) eingeht und z_t damit schwach exogen ist, bei der Testgröße $\chi^2(3)=7,76$ nicht verworfen. Jedoch kann selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% keine zweite schwach exogene Variable gefunden werden.

Analog zur Einzelgleichungsschätzung erfolgt eine Prüfung der zeitlichen Stabilität der Ergebnisse mit Hilfe eines rekursiven Schätzverfahrens. Die Tabelle 6 gibt die Ergebnisse der beiden Größen "λmax"-Test und "trace"-Test für die Kointegrationsgrade 0 bis 3 in den Spal-

³²Auch bei einem Polynomgrad $p=1$ ist der Kointegrationsgrad eindeutig größer als 1.

³³Die Normierungen der Matrix C bei den Variablen p , y und w sind aufgrund der vollständigen Schätzung der Gleichung (4) eine sinnvolle Annahme.

ten 2 bis 9 wieder. Der Schätzzeitraum der Rekursivschätzung reicht von Januar 1983 bis zum alternativen Endzeitpunkt, wobei diese Endperiode ausgehend vom Dezember 1986 in Schritten von 6 Monaten bis zum Dezember 1993 variiert.

Tab. 6: Kointegrationstests bei rekursiven Schätzungen

Endzeitpunkt (1)	"λmax"-Test				"trace"-Test			
	r = 0 (2)	r = 1 (3)	r = 2 (4)	r = 3 (5)	r = 0 (6)	r = 1 (7)	r = 2 (8)	r = 3 (9)
Dez. 1986	42,722	28,729	19,742	10,305	105,542	62,820	34,091	14,349
Juni 1987	43,744	32,060	17,130	5,471	101,140	57,396	25,336	8,206
Dez. 1987	45,222	37,880	14,032	7,145	104,357	59,135	21,255	7,222
Juni 1988	43,293	29,026	11,542	7,813	92,124	48,831	19,805	8,264
Dez. 1988	44,468	30,894	12,925	7,339	95,701	51,233	20,339	7,414
Juni 1989	36,507	33,013	14,705	8,559	92,920	56,413	23,401	8,696
Dez. 1989	39,941	36,106	15,703	9,437	101,807	61,865	25,760	10,057
Juni 1990	41,308	36,770	15,789	10,032	104,358	63,050	26,280	10,491
Dez. 1990	40,699	35,715	16,591	8,973	103,673	62,974	27,259	10,669
Juni 1991	40,826	35,565	17,687	6,355	100,436	59,609	24,044	6,357
Dez. 1991	37,766	35,248	21,271	5,802	100,413	62,647	27,399	6,128
Juni 1992	42,736	33,857	22,471	6,334	105,573	62,837	28,980	6,509
Dez. 1992	43,018	34,603	25,840	7,025	110,662	67,644	33,041	7,201
Juni 1993	44,786	37,996	25,324	7,693	115,801	71,014	33,019	7,694
Dez. 1993	43,819	37,215	23,391	7,826	112,369	68,550	31,335	7,944
kr. W.: 5% ¹	33,46	27,07	20,97	14,07	68,52	47,21	29,68	15,41
kr. W.: 1% ¹	38,77	32,24	25,52	18,63	76,07	54,46	35,65	20,04

1) Die kritischen Werte sind identisch mit denen der Tabelle 5.

Ein Vergleich der Testgrößen mit den kritischen Werten zeigt, daß der Kointegrationsgrad im Zeitverlauf nur geringfügigen Variationen unterworfen ist. Bei keiner der alternativen Endperioden kann ein Kointegrationsgrad von $r=1$ akzeptiert werden. Die bei der rekursiven Schätzung aus der Kointegrationsmatrix **C** ermittelten Gleichgewichtsrelationen weisen gegenüber den Gleichgewichtsbeziehungen der rekursiven Einzelgleichungsschätzung etwas stärkere Koeffizientenschwankungen auf.

Die guten statistischen Eigenschaften der Einzelgleichungsschätzung zur Ermittlung des gleichgewichtigen Aktienkursindex müssen angesichts der Ergebnisse dieses Abschnitts relativiert werden. Die beiden Hauptannahmen des Einzelgleichungsmodells, daß lediglich eine einzige Kointegrationsbeziehung vorliegt und die erklärenden Größen schwach exogen bezüglich der interessierenden Parameter der Kointegrationsbeziehung sind, erweisen sich als nicht akzeptabel. Damit ist die Angemessenheit des Einzelgleichungsverfahrens zur Schätzung des Fundamentalpfads in Frage gestellt.

Die Verwendung des Einzelgleichungs-Schätzverfahrens bei erklärenden Variablen, die nicht schwach exogen sind, kann zu ineffizienten und verzerrten Schätzergebnissen führen³⁴. Durch die Vernachlässigung der im Einzelgleichungsansatz nicht berücksichtigten Kointegrationsbe-

³⁴Vgl. Banerjee u.a. [1993], S. 290 f.

ziehungen bleiben Informationen ungenutzt, die bei der Bestimmung des Gleichgewichts der endogenen Variablen von Bedeutung sind. Insofern sollte der fundamental gerechtfertigte Aktienkursindex eher mit einem Systemschätzverfahren bestimmt werden.

Auch sind infolge der fehlenden Anwendungsvoraussetzungen des Einzelgleichungsmodells die Koeffizienten der Kointegrationsbeziehung in Schätzgleichung (10) nicht mehr vorbehaltlos als langfristige Reaktionsparameter eines gleichgewichtigen Aktienkursindex (y) auf Variationen der Größen k , p , w und z interpretierbar. Die vernachlässigten Interdependenzen lösen Anpassungsprozesse aus, die zu einer von Gleichung (10) abweichenden Reaktion des gleichgewichtigen Aktienkursindex führen. Die Abbildungen (9) und (10) geben die Reagibilitäten des Gleichgewichtskurses bei Erhöhungen des Wechselkurses (w) bzw. der Alternativrendite (z) für die beiden Schätzverfahren wieder³⁵.

Abb. 9: Reaktionen von y auf eine Erhöhung bei w um 1 Einheit in Periode 0

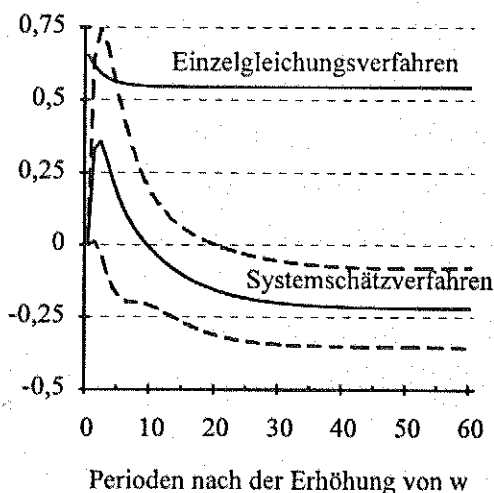
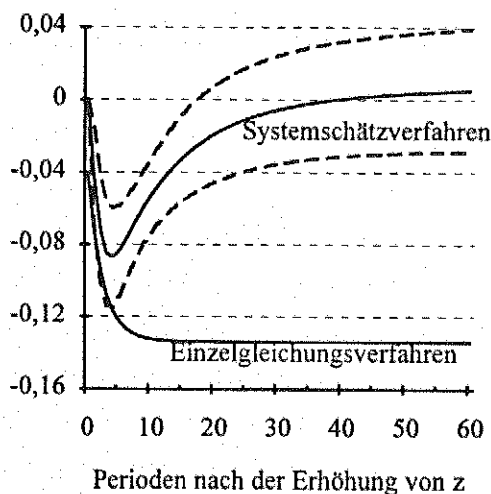


Abb. 10: Reaktionen von y auf eine Erhöhung bei z um 1 Einheit in Periode 0



Aus der Einzelgleichungsschätzung (11) ermittelt man für die langfristige y -Reaktion auf eine w -Erhöhung ein 2-Sigma-Intervall von $[0,546 \pm 2 \cdot 0,097] = [0,351 ; 0,741]$. Das entsprechende 2-Sigma-Intervall der langfristigen y -Reaktion auf eine z -Erhöhung lautet $[-0,134 \pm 2 \cdot 0,012] = [-0,158 ; -0,110]$. In den resultierenden Reagibilitäten zwischen dem Einzelgleichungsansatz und dem Systemschätzverfahren zeigen sich deutliche Unterschiede. Aus diesem Grund sollte eine zukunftsorientierte Bewertung des Aktienkurses mit Hilfe des auf Gleichung (11) basierenden Fundamentalfads und erwarteten Veränderungen der Fundamentalvariablen k , p , w oder z sehr vorsichtig interpretiert werden. Denn der so prognostizierte Verlauf des gleichgewichtigen Aktienkursindex vernachlässigt Variableninterdependenzen, deren Erfassung eine divergierende Entwicklung des Gleichgewichtskurses auslösen dürfte.

³⁵Als Reaktionsparameter beim Systemschätzverfahren fungieren die sog. "impulse response"-Koeffizienten des zur Gleichung (4) korrespondierenden VAR-Modells. Das 2-Sigma-Intervall wurde mit einer von Doan [1992], S. 10-5 ff, beschriebenen Simulationstechnik ermittelt.

5 Fazit

Die hier untersuchte Variante der fundamentalen Aktienkursanalyse beschreibt ein mögliches Instrument zur Identifikation schwerwiegender Fehlbewertungen für die Gesamtheit der Aktien. Durch den Vergleich eines durch die Fundamentaldaten gerechtfertigten Aktienkursindex mit dem tatsächlich realisierten Niveau des Aktienkursindex kann das Auftreten spekulativer Kursblasen frühzeitig erkannt werden. Insofern liefert dieser Gleichgewichtskurs einen Indikator für das allgemeine Kursrisiko am Aktienmarkt, weil sich spekulative Kursblasen oft in massiven Kurskorrekturen niederschlagen.

Der gleichgewichtige Aktienkursindex soll primär durch gesamtwirtschaftliche Faktoren determiniert sein. Zur Erklärung des Gleichgewichtskurses dienen deshalb einige als relevant erachtete makroökonomische Größen. Die meisten dieser Variablen weisen ein Verhalten auf, das stochastischen Prozessen mit einem Integrationsgrad von 1 gleicht. Weil Abweichungen von einem fundamental gerechtfertigten Gleichgewichtskurs sinnvollerweise stationären Charakter haben sollten, muß der Fundamentalpfad eines Aktienkursindex eine Kointegrationsbeziehung darstellen.

Zur Ermittlung des Fundamentalpfads bieten sich Einzelgleichungs-Schätzverfahren an. Mit relativ wenigen Informationen über die Interdependenzen zwischen den verwendeten Modellvariablen liefern diese einfachen Schätzansätze bereits einen Gleichgewichtskurs, der die intendierte Indikatorfunktion ausfüllt. Im Untersuchungszeitraum weist die Schätzung, die unserem Fundamentalpfad zugrunde liegt, auch sehr gute statistische Eigenschaften auf. Die ermittelten Koeffizientenschätzungen sind mit den theoretischen Überlegungen vereinbar und es treten im Zeitverlauf keine strukturellen Brüche auf.

Trotz der vorhandenen Indikatorfunktion des Fundamentalpfads sind diese Schätzungen nicht unproblematisch. Denn die Voraussetzungen für einen Einsatz des Einzelgleichungsmodells sind nicht gegeben. Die Erörterungen im letzten Abschnitt legen nahe, die Gleichgewichtsrelationen mit einem Systemschätzverfahren zu bestimmen. Dies gilt besonders in Situationen, in denen die Auswirkungen bestimmter Schocks auf den gleichgewichtigen Aktienkurs prognostiziert werden sollen.

Verzeichnis der wichtigsten Abkürzungen

ADL(p)	"autoregressive distributed lag"-Modell der Ordnung p
AIC	Informationskriterium nach Akaike (Vgl. Lütkepohl [1991], S. 128 ff)
ARCH(p)	LM-Test auf "autoregressive conditional heteroscedasticity"-Strukturen der Ordnung p (Vgl. Cuthbertson u.a. [1992], S. 112)
CFLR(r)	LR-Test auf r gemeinsame Faktoren ("common factors") in den Lag-Strukturen eines ADL-Modells (Vgl. Maddala [1992], S. 257)
CUSUM	Test auf zeitliche Konstanz bei rekursiven Restwerten
CUSUMSQ	Alternative zu CUSUM (Vgl. Cuthbertson u.a. [1992], S. 116 f)
DW	Durbin/Watson-Wert
FKT	Fehlerkorrekturterm
FPE	Informationskriterium nach Amemiya (Vgl. Lütkepohl [1991], S. 128 ff)
HQ	Informationskriterium nach Hannan/Quinn (Vgl. Lütkepohl [1991], S. 128 ff)
JB(2)	Jarque/Bera-Test auf Normalverteilung (Vgl. Cuthbertson u.a. [1992], S. 117 f)
LM	"lagrange multiplier"-Testprinzip
LR	"likelihood ratio"-Testprinzip
LMAR(p)	LM-Tests auf autoregressive Prozesse der Ordnung p (Vgl. Cuthbertson u.a. [1992], S. 108 f)
" λ_{\max} "-Test	"maximum eigenvalue"-Kointegrationstest nach Johansen (Vgl. Banerjee u.a. [1992], S. 266 ff)
ML	"maximum likelihood"-Schätzprinzip
OLS	"ordinary least squares"
Q(m)	Ljung/Box-Test auf einen "white noise"-Prozeß auf Basis der ersten m Autokorrelationskoeffizienten (Vgl. Cuthbertson u.a. [1992], S. 110 f)
RESET(m,...)	Spezifikationstest nach Ramsey bei Berücksichtigung der zusätzlichen Terme $\hat{y}^2, \dots, \hat{y}^{m+1}$ (Vgl. Maddala [1992], S. 477 f)
SC	Informationskriterium nach Schwarz (Vgl. Lütkepohl [1991], S. 128 ff)
"trace"-Test	"trace"-Kointegrationstest nach Johansen (Vgl. Banerjee u.a. [1992], S. 266 ff)
VAR(p)	"vector autoregressive"-Modell der Ordnung p.
White ₂	Heteroskedastizitäts-Test nach White bei Berücksichtigung der erklärenden Variablen, ihre Quadrate und ihre Kreuzprodukte (Vgl. Maddala [1992], S. 204)
White ₁	Wie White ₂ , aber ohne Berücksichtigung der Kreuzprodukte
WLS	"weighted least squares"

Literaturverzeichnis

- Banerjee, A. / Dolado, J. J. / Galbraith, J. W. / Hendry, D. F. [1992], "Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data", Oxford: Oxford University Press
- Chen, S. J. / Jordan, B. D. [1993], "Some Empirical Tests in the Arbitrage Pricing Theory: Macrovariables vs. derived factors", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, S. 65 - 89
- Cuthbertson, K. / Hall, S. G. / Taylor, M. P. [1992], "Applied Econometric Techniques", New York: Philip Allan
- Doan, T. A. [1992], "RATS User's Manual, Version 4", Estima, 1800 Sherman Ave., Suite 612, Evanston IL 60201
- Engle, R. F. / Granger, C. W. J. [1987] "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, S. 251 - 276
- Fuller, W. A. [1976], "Introduction to Statistical Time Series", New York: John Wiley & Sons
- Johansen, S. [1988], "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, S. 231 - 254
- Kremers, J. J. M. / Ericsson, N. R. / Dolado, J. J. [1992], "The Power of Co-integration Tests", *Oxford Bulletin of Statistics and Economics*, Vol. 54, S. 325 - 348.
- Loist, O. [1992], "Computergestütztes Wertpapiermanagement", 4. Auflage, München: Oldenbourg-Verlag
- Lütkepohl, H. [1991], "Introduction to Multiple Time Series Analysis", Berlin: Springer-Verlag
- Maddala, G. S. [1992], "Introduction to Econometrics", 2nd edition, New York: Maxwell Macmillan International
- Matthes, R. / Gerstenberger, G. [1994], "Quo vadis Dax? Erhöhtes Risiko am deutschen Aktienmarkt", B. Metzler Seel. Sohn & Co KGAA: Research Report (Mai 1994), Große Gallusstraße 18, 60015 Frankfurt a. M., S. 10 - 18
- Osterwald-Lenum, M. [1992], "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, S. 461 - 471
- Phillips, P. C. B. / Ouliaris, S. [1990], "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration", *Econometrica*, Vol. 58, S. 165 - 193
- Phillips, P. C. B. / Perron, P. [1988], "Testing for a Unit Root in Time Series Analysis", *Biometrika*, Vol. 75, S. 335 - 346
- Rüdel, T. [1989], "Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle: Mit einer empirischen Untersuchung zur Geldnachfrage in der Bundesrepublik", Heidelberg: Physica-Verlag
- Schulze, P. M. / Spieker, U. [1994], "Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele", Arbeitspapier Nr. 7 des Instituts für Statistik und Ökonometrie, Fachbereich Rechts- und Wirtschaftswissenschaften, Joh. Gutenberg-Universität, Mainz
- Schwert, W. G. [1989], "Tests of Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", *Journal of Business and Statistics*, Vol. 7, S. 147 - 159
- Stock, J. H. [1987], "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors", *Econometrica*, Vol. 55, S. 1035 - 1056
- Wickens, M. R. / Breusch, T. S. [1988], "Dynamic Specification, the Long Run and the Estimation of Transformed Regression Models", *Economic Journal*, Vol. 98, S. 189 - 205

Datenquellen und Hilfsmittel

FAZ-Wirtschaftsteil , Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ) , lfd. Jahrgänge

IFO-Wirtschaftskonjunktur , Monatsberichte des IFO-Instituts für Wirtschaftsforschung ,
München , lfd. Jahrgänge

Monatsberichte der Deutschen Bundesbank , Frankfurt , lfd. Jahrgänge

Wertpapierstatistik , Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank,
Reihe 2 , Frankfurt , lfd. Jahrgänge

Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen , Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der
Deutschen Bundesbank, Reihe 4 , Frankfurt , lfd. Jahrgänge

Alle Berechnung wurden mit Hilfe des Computerprogramms RATS , Version 4.1, erstellt.

Autoren: Prof. Dr. Peter M. Schulze, Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie
der Universität Mainz

Armin Seher, wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Statistik und Öko-
nometrie der Universität Mainz

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)