

Monetäre Effekte auf die Bewertung des deutschen Aktienmarktes

Von Dirk Jandura und Heinz Rehkugler*, Freiburg i.Br.

I. Einleitung

In der Vergangenheit waren am deutschen Aktienmarkt bereits des öfteren nachhaltige Aufwärtsbewegungen zu verzeichnen gewesen, die vor dem Hintergrund einer eher moderat verlaufenden konjunkturellen Entwicklung als eine starke Abkoppelung der Aktienmarktentwicklung von den fundamentalen Daten empfunden wurden. Auffällig ist hierbei, daß solche Phasen i. d. R. von einer vergleichsweise expansiven Geldpolitik der Bundesbank begleitet wurden. Aufgrund der daraus mittelbar resultierenden massiven Zuflüsse von Kapital an den Aktienmarkt werden solche liquiditätsgetriebenen Aufwärtsbewegungen oft als *Liquiditätshaussen* bezeichnet. Die Existenz einer solchen Beziehung zwischen der volkswirtschaftlichen Liquidität und der Aktienmarktentwicklung würde aber eine entsprechende Transmission monetärer Impulse unterstellen.

Somit stellt sich die Frage, ob tatsächlich eine solche Verbindung zwischen der volkswirtschaftlichen Liquidität und der Aktienmarktentwicklung besteht, denn dies würde implizieren, daß neben den klassischen fundamentalen Bewertungsfaktoren vor allem die nach Anlagemöglichkeiten suchende Liquidität mangels attraktiver Anlagealternativen für die steigenden Kurse am Aktienmarkt verantwortlich ist. Zur Beantwortung dieser Fragestellung ist es zunächst erforderlich, zu einer Bewertung des Aktienmarktes aus fundamentaler Sicht zu gelangen, um dann in einem zweiten Schritt etwaige Abweichungen des Aktienmarktes von seinem fundamental gerechtfertigten Bewertungsniveau (*Fair Value*) auf den Einfluß von monetären Effekten hin zu untersuchen. Eine daraus folgende Problemstellung betrifft die adäquate Quantifizierung solcher Liquiditätseffekte.

* Herzlicher Dank für (kritische) Anmerkungen und wertvolle Hinweise gilt *Matthias Kerling, Dirk Obert* und *Thomas Tucha* sowie zwei anonymen Gutachtern.

Hierzu wird zunächst im zweiten Kapitel ein Kointegrationsmodell zur fundamentalen Bewertung des deutschen Aktienmarktes auf der Basis (makro-)ökonomischer Variablen entwickelt. Gegenstand des dritten Kapitels ist die Herleitung eines nationalen bzw. internationalen Liquiditätsindikators und die detaillierte Analyse der Beziehung zwischen diesen Liquiditätsindikatoren und den Abweichungen des deutschen Aktienmarktes von seinem Fair Value.

II. Ein fundamentales Bewertungsmodell für den deutschen Aktienmarkt

Gemäß der Grundannahme der fundamentalen Analyse wird der Kurs eines Wertpapiers durch seinen inneren Wert (Intrinsic Value) bestimmt, der mittlerweile in weitgehender Übereinstimmung im Sinne der jüngeren Finanzierungstheorie als Gegenwartswert (Present Value) zukünftiger Erträge aus diesem Papier verstanden wird. Auf Dauer wird sich danach der Kurs eines Wertpapiers seinem inneren Wert annähern, so daß sich eventuelle Abweichungen des Marktes (\Rightarrow Marktineffizienzen) ausnutzen lassen, indem bei einer Überbewertung verkauft und bei einer Unterbewertung gekauft wird. Zentrale Aufgabe der Fundamentalanalyse ist es mithin festzustellen, ob der aktuelle Kurs eines Wertpapiers seinem inneren Wert entspricht.

Zur Quantifizierung eines fundamentalen Bewertungsansatzes wird häufig das ökonometrische Instrumentarium der Kointegration eingesetzt, das von einer langfristigen gleichgewichtigen Beziehung zwischen (ökonomischen) Variablen ausgeht und Abweichungen von diesem Gleichgewicht in den Mittelpunkt der Analyse stellt.¹ Der Bezug des Kointegrationsansatzes zu der hier interessierenden Problemstellung wird damit unmittelbar deutlich: Gelingt es, den Fair Value des deutschen Aktienmarktes als Gleichgewichtsbeziehung zu anderen (makro-)ökonomischen Größen in Form einer Kointegrationsgleichung zu bestimmen, so gibt der Residualterm des Kointegrationsmodells Auskunft darüber, wie groß die Abweichungen des deutschen Aktienmarktes von seinem fundamental gerechtfertigten Niveau sind.² Auf der nächsten

¹ Zu Kointegration und Fehlerkorrektur sei auf die von *Engle/Granger* (1991) herausgegebene umfangreiche Aufsatzsammlung verwiesen.

² Die Anwendung des Kointegrationsansatzes setzt damit einen bestenfalls schwach-effizienten Markt voraus: An einem streng-effizienten Finanzmarkt können per definitionem keinerlei Abweichungen von einem Gleichgewicht auftreten, da alle kursrelevanten Informationen bereits im Kurs verarbeitet sind und jeder Preis folglich ein Gleichgewichtspreis sein muß. Zur Theorie effizienter Märkte

Analysestufe ist es dann möglich, diese Abweichungen im Hinblick auf Zusammenhänge zu volkswirtschaftlichen Liquiditätseffekten zu untersuchen.

Zur Entwicklung des Kointegrationsmodells wird zunächst nach (makro-)ökonomischen Variablen gesucht, die einen nachhaltigen, langfristigen Einfluß auf die Entwicklung des deutschen Aktienmarktes³ ausüben könnten, wofür die Ergebnisse entsprechender empirischer Studien als Grundlage dienen.⁴ Das ausgewählte Datenset umfaßt Zeitreihen auf Monatsbasis aus den Bereichen *monetärer Sektor*, *konjunkturelle Entwicklung*, *Preise* und *internationale Rahmenbedingungen* auf Monatsbasis.⁵ In einer Ex-post-Betrachtung könnte unterstellt werden, daß die aktuellen Werte dieser Einflußfaktoren zum Zeitpunkt t_0 bereits bekannt sind. Tatsächlich ist dies jedoch nur bei den Finanzmarktdaten der Fall, während sich bei vielen makroökonomischen Größen wie bspw. den Auftragseingängen oder der Industrieproduktion allein aufgrund des komplexen Erhebungsverfahrens Veröffentlichungslags von mehreren Monaten ergeben können. Da das zu entwickelnde Modell sich jedoch auch zur kontemporären Analyse eignen sollte, sind entsprechende Veröffentlichungslags zu berücksichtigen. Tabelle 1 enthält eine Übersicht über die Variablen, ihre Aufbereitung, der Veröffentlichungslags sowie die im weiteren Verlauf der Untersuchung verwendeten Kürzel:

Zunächst erfolgt die Überprüfung aller Zeitreihen für den Zeitraum von Januar 1980 bis Juni 1997 auf ihren Integrationsgrad mittels ADF-Test. Die Ergebnisse lassen den Schluß zu, daß bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % alle Variablen als Realisationen von $I(1)$ -Prozessen anzusehen sind (vgl. Tabelle 5 im Anhang).

Im nächsten Schritt wird eine lineare Korrelationsanalyse sowie ein *univariater, linearer Zeitstabilitätstest (ULZT)*⁶ durchgeführt (vgl.

vgl. Fama (1970, 1991); zu den Implikationen von Kointegration für die Effizienz von Finanzmärkten vgl. Taylor/Tonks (1989), S. 335 f.

³ Als Benchmark für den deutschen Aktienmarkt wurde der Morgan Stanley Capital International (MSCI) Performance-Index ausgewählt, der über 60 % der Marktkapitalisierung berücksichtigt und auf der Annahme reinvestierter Dividenden basiert – vgl. Morgan Stanley (1992), S. 1 - 4.

⁴ Vgl. Becht et al. (1996), Hillmer/Graf (1994), Hockmann (1995) sowie Metzler (1994).

⁵ Datenquelle: DATASTREAM.

⁶ Mit Hilfe des *univariaten, linearen Zeitstabilitätstest (ULZT)* kann untersucht werden, ob ein funktionaler linearer Zusammenhang zwischen zwei Variablen über die Zeit stabil ist. Dafür wird eine Regressionsanalyse mit den Datenreihen durchgeführt, die in k disjunkte, zeitlich zusammenhängende Subsamples eingeteilt sind. Anhand der t -Statistik ($k - 1$ Freiheitsgrade) kann überprüft werden, ob

Tabelle 1: Vorauswahl der Variablen für das Gleichgewichtsmodell⁷

Zeitreihe	Kürzel	Lag
Deutscher Preisindex für die Lebenshaltung (in % ggü. Vj.)	BDCPIV	-1
Euro-Geldmarktsatz für 3-Monats-DM-Deposits	BDEURO3	0
Außenwert der D-Mark (gegen 18 Industrienationen)	BDEXTV	-1
Deutsche Industrieproduktion (geglättet)	BDINPRO	-2
Deutsche Auftragseingänge im Verarbeitenden Gewerbe (geglättet)	BDNEWO	-2
Deutsche Umlaufrendite (10jährige Bonds)	BDYLD	0
Wechselkurs D-Mark gegen 1 US-Dollar	DM_US\$	0
G5-Umlaufrendite (10jährige Bonds) (zeitvariabel BIP-gewichtet)	G5YLD	0
G5-Industrieproduktion (zeitvariabel BIP-gewichtet)	G5INPRO	-2
Saudi Arabian Light Oil – Spot Price per Barrel (US\$)	SAUD\$	0
US-Umlaufrendite (10jährige Bonds)	USYLD	0

Tabelle 2). Die Korrelationsanalyse zeigt fast durchgängig theoretisch plausible Vorzeichen, nur beim Außenwert der DM (*BDEXTV*) bzw. dem Wechselkurs der DM zum US-Dollar (*DM_US\$*) wären a priori reziproke Vorzeichen erwartet worden. Der Zeitstabilitätstest weist bei allen Variablen eine zeitlich stabile univariate lineare Beziehung zur deutschen Aktienmarktentwicklung nach.

Im Anschluß wird die Kointegrationsgleichung nach dem Ansatz von *Engle/Granger* (1987) per OLS ermittelt. Aus den einzelnen Arbeitsschritten der Modellentwicklung⁸ ergibt sich folgendes fundamentale Gleichgewichtsmodell für den deutschen Aktienmarkt (Gleichung (1)):

der Regressionskoeffizient über alle k Subsamples signifikant von Null verschieden ist. Zum ULZT vgl. *Poddig* (1996), S. 516 ff.

⁷ Alle Variablen mit Ausnahme von *BDCPIV* wurden logarithmiert.

⁸ Die Gleichungen werden durch sukzessive Hinzunahme weiterer signifikanter Regressoren entwickelt und jeweils auf ihre ökonomische Plausibilität und ihre Zeitstabilität hin überprüft. Hierzu wird ihre Validität anhand verschiedener Cross-Validierungs-Zeiträume getestet sowie der Verlauf der Regressionskoeffizienten bei rekursiver Schätzweise analysiert.

Tabelle 2: Ergebnisse der Korrelationsanalyse und des ULZT
(*, ** bedeuten Signifikanz auf 5 %- und 1 %-Niveau)

Variable	<i>r</i>	<i>t</i> -Wert	ULZT-Wert	<i>r</i> ²
BDCPIV	−0.515	−8.653**	−2.052*	0.265
BDEURO3	−0.484	−7.966**	−2.218*	0.234
BDEXTV	0.905	30.724**	8.577**	0.819
BDINPRO	0.858	24.063**	6.674**	0.736
BDNEWO	0.932	37.184**	10.389**	0.869
BDYLD	−0.656	−12.524**	−3.956**	0.430
DM_US\$	−0.657	−12.565**	−2.967**	0.436
G5INPRO	0.937	38.772**	12.641**	0.879
G5YLD	−0.923	−34.488**	−10.879**	0.851
SAUD\$	−0.759	−16.835**	−4.336**	0.577
USYLD	−0.901	−29.955**	−9.047**	0.812

OLS-Schätzung von Januar 1980 bis Juni 1997

$$\begin{aligned} \text{BDMSCI}_t = & -4.548 & + 2.584 \text{BDNEWO}_t & - 0.120 \text{BDYLD}_t \\ (\text{Std.Fehler}) & (0.408) & (0.080) & (0.012) \end{aligned}$$

(1)

$$\begin{aligned} & - 0.027 \text{BDCPIV} & + 0.076 \text{DM_US\$} + \varepsilon_t \\ & (0.008) & (0.0657) \end{aligned}$$

$r^2 = 0.949 \quad \text{DW} = 0.179 \quad F(4, 205) = 957.38 [0.0000] \quad \sigma = 0.138$

Durch Gleichung (1) kann etwa 95 % der Variabilität des Aktienmarktes mit vier exogenen Variablen (Konjunktur (*BDNEWO*), Zinsen (*BDYLD*), Inflationsrate (*BDCPIV*) und DM/US\$-Wechselkurs (*DM_US\$*)) erklärt werden. Auch deren Vorzeichen sind theoretisch plausibel: So zöge eine einprozentige Steigerung der Auftragseingänge eine Erhöhung der Aktienmarktbewertung um zweieinhalb Prozent nach sich, während eine Abwertung der DM gegenüber dem US-Dollar trotz verbesserter internationaler Wettbewerbsfähigkeit deutscher Gesellschaften nur einen unterproportionalen Anstieg des Aktienmarktes um 0.076 %

auslösen würde.⁹ Ein Anstieg der inländischen langfristigen Zinsen um ein Prozent würde zu einer ebenfalls unterproportionalen Reduzierung der Bewertung des Aktienmarktes um 0.12 % führen. In die gleiche Richtung wirkt auch die Inflationsrate, denn ihr Anstieg um ein Prozent bedeutete eine Senkung des Aktienmarkt-Fair-Value um 0.027 %.

Damit (1) tatsächlich eine gültige Kointegrationsbeziehung darstellt, muß ε_t ein stationärer Prozeß sein. Der ADF-Test (ohne Konstante) ergibt einen Wert von -4.18, so daß die Nullhypothese der Nicht-Kointegration mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % verworfen werden kann. Zusätzlich wurde überprüft, ob der mittels Engle/Granger-Verfahren geschätzte Kointegrationsvektor in dem durch den multivariaten Ansatz nach *Johansen* (1988, 1991) festgelegten Kointegrationsraum liegt. Anhand der Ergebnisse des entsprechenden Likelihood-Ratio-(K-) Tests kann die Hypothese keiner Kointegrationsbeziehung mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit abgelehnt werden.¹⁰ Somit kann Gleichung (1) folglich als eine konsistente Schätzung der langfristigen Beziehung zwischen den Modellvariablen aufgefaßt werden.

Abbildung 1 stellt den deutschen Aktienmarkt seinem durch Gleichung (1) geschätzten Fair Value gegenüber. Der Aktienmarkt schwankt mit einer relativ konstanten Amplitude um sein fundamental gerechtfertigtes Bewertungsniveau, und das entwickelte Bewertungsmodell scheint insofern prinzipiell zur Einschätzung der aktuellen Bewertung des Aktienmarktes geeignet zu sein. Jedoch unterscheiden sich die Frequenz und vor allem die Phase der Abweichungen jeweils deutlich, und selbst starke Fehlbewertungen werden oftmals – wie bspw. im Gefolge des 87er Aktienmarkt-Crash – nur sehr zögerlich abgebaut.

Unterstellt man nun, daß in Gleichung (1) tatsächlich alle wesentlichen Faktoren mit langfristigem Einfluß auf die Entwicklung des Aktienmarktes enthalten sind, so stellt sich unweigerlich die Frage, ob vielleicht darüber hinaus weitere Wirkungsmechanismen zu beachten sind, die zwar u.U. kurzfristiger und transitorischer Natur sind, aber dennoch zu starken Abweichungen des Aktienmarktes von seinem Fair Value führen. Bei der Beantwortung dieser Frage könnte eine Analyse des monetären

⁹ Das Vorzeichen des DM_US\$-Kurses ist im Gegensatz zur univariaten Betrachtung im multivariaten Modell positiv.

¹⁰ Der Wert des K-Tests ($\chi^2(4)$) beträgt 6.088, so daß die Nullhypothese auf Stationarität des Engle/Granger-Kointegrationsvektors auf konventionellem Signifikanzniveau nicht verworfen werden kann. Zudem deuten die Ergebnisse des Trace-Tests und des λ_{\max} -Tests auf das Vorliegen mindestens eines Kointegrationsvektors zwischen den betrachteten Variablen hin.

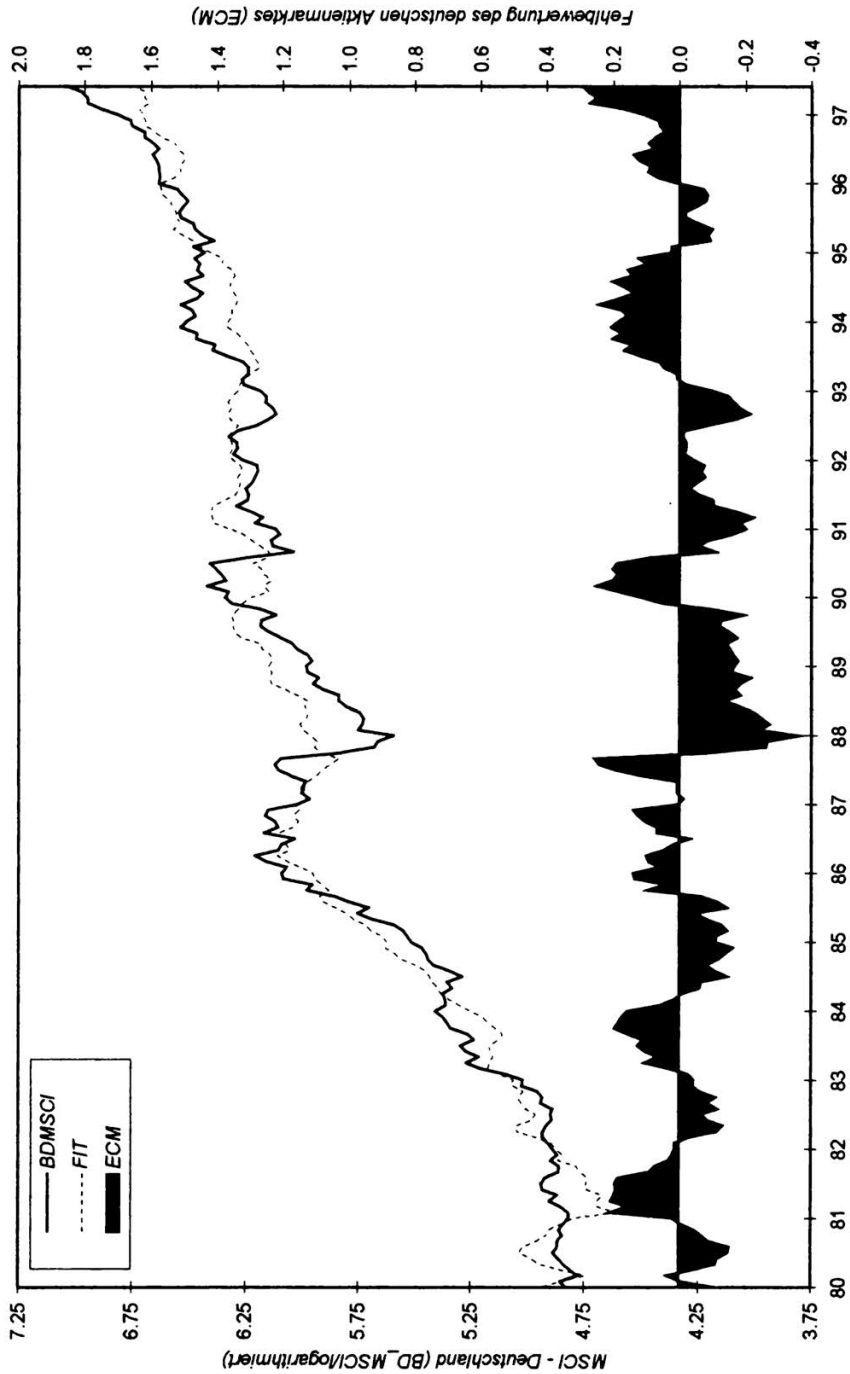


Abbildung 1: Aktienmarktentwicklung (BDMSCI) und Schätzung (FIT)

Umfeldes weiterführen, da in Gleichung (1) zwar die konjunkturelle Entwicklung (*BDNEWO*), die Zinsen (*BDYLD*), die Inflationsrate (*BDCPIV*) und der Wechselkurs der DM zum US\$ (*DM_US\$*) vertreten sind, explizite monetäre Impulse jedoch fehlen. Gerade in Zeiten einer stark expansiven (kontraktiven) Zins- und Geldpolitik der Notenbank könnten sich Phasen der Aktienmarktüber(-unter-)bewertung durchaus über längere Zeiträume erstrecken, da die entsprechenden Umschichtungstransaktionen zur Korrektur der Fehlbewertung aufgrund eines ungünstigen monetären Umfeldes nicht oder nur sehr langsam in Gang kommen.¹¹

III. Monetäre Effekte auf die Bewertung des deutschen Aktienmarktes

In der Literatur finden sich bereits einige Ansätze zur Analyse von monetären Effekten auf den Aktienmarkt: So überprüfte *Rozeff* (1974) den Zusammenhang zwischen Geldmengenwachstum (*M1*) und Aktienrenditen (*S&P 500*) im Zeitraum von 1947 - 1970 für die USA. Anhand verschiedener Modellspezifikationen gelingt ihm zwar der Nachweis, daß „a substantial fraction of current stock price change can be linked to current monetary policy...“¹², jedoch war es nicht möglich, darauf profitable Handelsstrategien zu gründen, da „...the lag in the effect of monetary policy is essentially zero“.¹³ Für Deutschland führten *Hauser/Reisert* (1988) eine Analyse des monetären Umfeldes zur Einschätzung der Aktienmarktentwicklung durch und konnten seine indikativen Eigenschaften erfolgreich in eine Anlagestrategie umsetzen. Hierzu fand nicht nur ein einzelner Indikator Verwendung, sondern ein Bündel von Indikatoren, bestehend aus Geldmengen (*M1* und *M3*) und verschiedenen Zinssätzen, dessen Signale zusätzlich durch Schwellwerte gefiltert wurden. *Schlote* (1989) analysiert innerhalb eines VAR-Systems den Effekt von exogenen Schocks in der realen Geldmenge (*M1*) sowohl isoliert als auch in Verbindung mit anderen Einflußgrößen wie der Netto-Industrieproduktion, dem Zinssatz für Dreimonatsgeld etc. auf den realen deutschen Aktienkursindex. Er teilt dazu den Untersuchungszeitraum (1962 - 1987) in Perioden fester Wechselkurse (Januar 1962 - Februar 1973) und flexibler Wechselkurse (April 1973 - Juni 1987) auf. In Abhängigkeit vom betrachteten Zeitraum bzw. der Modellspezifikation lassen sich keine

¹¹ Eine allgemeine Diskussion der Transmission geldpolitischer Impulse auf den Kapitalmarkt findet sich u.a. bei *Kruth* (1997) und *Jander* (1986).

¹² *Rozeff* (1974), S. 301.

¹³ *Rozeff* (1974), S. 301.

einheitlichen Aussagen machen, jedoch deuten die Ergebnisse für den Gesamtzeitraum darauf hin, daß auf eine Zunahme der realen Geldmenge (exogener Schock) stets eine positive Reaktion des Aktienmarktes erfolgt.¹⁴ Im Rahmen einer umfangreichen Untersuchung der Wirkung makroökonomischer Variablen auf die realen Aktienrenditen von 11 Industrienationen (Zeitraum: 1970 - 1990) wiesen *Dropsy/Nazarian-Ibrahimi* (1994) ebenfalls einen (signifikanten) positiven Einfluß expansiver Geldpolitik nach.¹⁵ *Thorbecke* (1997) schließlich analysierte den Effekt geldpolitischer Maßnahmen auf US-Aktienrenditen mit einem VAR-System und verwendete als Indikatorvariablen neben der Federal Funds Rate und den Nonborrowed Reserves auch einen *Index of Monetary Policy*¹⁶. Er kommt zu dem Schluß, daß „in every case the evidence indicates that expansionary policy increases ex-post stock returns“.¹⁷

Fraglich ist jedoch, ob die bislang in den empirischen Untersuchungen verwendeten Indikatoren tatsächlich zur Quantifizierung von monetären Effekten auf die Aktienmarktbewertung geeignet sind. So sind Zinssätze nicht allein Spiegel der volkswirtschaftlichen Liquiditätssituation, sondern werden unter anderem auch von der Preisentwicklung, dem internationalen Zinszusammenhang und der Wechselkursentwicklung beeinflusst. Die Nonborrowed Reserves lassen zwar Aussagen über die Wirkungen von Offenmarkt-Operationen der Notenbank zu, sie bieten jedoch keinesfalls einen umfassenden Ansatzpunkt zur Liquiditätsanalyse. Die absoluten Geldmengenwachstumsraten schließlich sind ebenfalls nur eingeschränkt aussagekräftig, denn bei steigendem Volkseinkommen ist (bei konstantem Preisniveau/Umlaufgeschwindigkeit), bedingt durch das zunehmende Transaktionsvolumen, auch eine expandierende Geldmenge erforderlich. Darüber hinaus besteht natürlich die Problematik der Wahl des adäquaten Geldmengenaggregates. Jedoch scheint die Geldmenge am ehesten Anknüpfungspunkte für die Suche nach einem operationalen Indikator für „die“ Liquidität zu bieten.

¹⁴ Vgl. *Schlote* (1989), S. 19.

¹⁵ Vgl. *Dropsy/Nazarian-Ibrahimi* (1994), S. 215.

¹⁶ Der von *Boschen/Mills* (1995) berechnete *Index of Monetary Policy* klassifiziert monetäre Politik in fünf verschiedene Kategorien und weist hohe Korrelationen zur Federal Funds Rate und den Nonborrowed Reserves auf – zur Konstruktion des Index vgl. *Boschen/Mills* (1995), S. 26 ff.

¹⁷ *Thorbecke* (1997), S. 635.

1. Das Konzept der Überschußliquidität

In der klassischen Geldtheorie, die sich auf die jederzeit erfüllte Identität der (tautologischen) Quantitätsgleichung stützte, waren Geldmengenänderungen neutral, d. h., von ihnen gingen keinerlei Wirkungen auf realwirtschaftliche Größen und relative Preise aus. Hingegen werden in der modernen Geldtheorie Änderungen monetärer Größen als kausal sowohl für realwirtschaftliche als auch für Preiseffekte angesehen.¹⁸ Die *Theorie der relativen Preise*¹⁹ basiert auf der Annahme, daß die Wirtschaftssubjekte eine optimale Vermögensstruktur realisieren, indem sie ihr Gesamtvermögen so auf das Anlageuniversum verteilen, daß sich ein Ertrags- bzw. Nutzenmaximum ergibt. Im Rahmen dieser Entscheidung über die Zusammensetzung des Gesamtvermögens wird auch die Höhe der gewünschten Realkasse durch die Wirtschaftssubjekte bestimmt. Besteht nun in einer Volkswirtschaft ein solches Gleichgewicht, so wird eine (exogene) Änderung der Geldmenge dieses Gleichgewicht stören. Durch eine Erhöhung der Geldmenge wird der Grenznutzen der Geldhaltung im Vergleich zu den Grenznutzen der übrigen Aktiva des Anlageuniversums verringert, so daß Wirtschaftssubjekte folglich vermehrt andere Aktiva nachfragen werden, um so einen unerwünschten Anstieg der Kassenhaltung abzubauen: „*Investors respond to the wealth effect of increased money growth by exchanging money for a variety of assets in asset-markets: short- and long-term bonds, stocks, real estate, durable goods, capital goods and human capital.*“²⁰ Dies führt am Finanzmarkt zu steigenden Wertpapierkursen, während bei den übrigen Aktiva (Konsum- bzw. Investitionsgüter) die Zusatznachfrage in Abhängigkeit von der aktuellen Beschäftigungssituation der Wirtschaft nicht notwendigerweise zu Preissteigerungen führen muß. Dieser Anpassungsprozeß zu einem neuen Gleichgewicht ist abgeschlossen, wenn wiederum eine optimale Vermögensstruktur erreicht ist.

Jedoch sollte davon Abstand genommen werden, bereits eine Ausweitung der realen Geldmenge als eine „ungeplante“ Liquiditätsversorgung zu interpretieren. Bei einem wachsenden realen Volkseinkommen ist zur Abwicklung der steigenden realen Transaktionen bei konstanter Umlaufgeschwindigkeit eine expandierende reale Geldmenge notwendig.²¹ Das Liquiditätsumfeld muß mithin in Bezug zur volkswirtschaftlichen Lei-

¹⁸ Vgl. hier und in der Folge Issing (1995), S. 137 ff.

¹⁹ Vgl. Brunner (1970) sowie Friedman (1970).

²⁰ Rozeff (1974), S. 246.

²¹ Vgl. Barro (1992), S. 98 ff.

stungsfähigkeit gesetzt werden. Über die Definition (2) der geplanten Realkasse beziehungsweise des geplanten realen Volkseinkommens (3) läßt sich demgemäß die Nachfrage nach Geld als Funktion der volkswirtschaftlichen Aktivität – transformiert in Wachstumsraten²² – gemäß (4) schreiben, wobei β die Realeinkommenselastizität bezeichnet:

$$(2) \quad M_{\text{real}_t} = \left(\frac{M_t}{P_t} \right)$$

$$(3) \quad Y_{\text{real}_t} = \left(\frac{Y_t}{P_t} \right)$$

$$(4) \quad \Delta m_{\text{real}_t} = \beta \Delta y_{\text{real}_t}$$

Da sich die geplante Realkasse bei konstantem β somit im Zeitablauf nur in Abhängigkeit von der volkswirtschaftlichen Aktivität ändert, so muß ihre Wachstumsrate – bereinigt um das gestiegene realwirtschaftliche Transaktionsvolumen – gleich Null sein (Gleichung (5)):

$$(5) \quad \Delta m_{\text{real}_t} - \beta \Delta y_{\text{real}_t} = 0$$

Abweichungen von Gleichung (5) können folglich als Indikator für die im Kontext dieser Untersuchung gesuchte Liquidität dienen, da diese für die Wirtschaftssubjekte ein Portfolioungleichgewicht bedeuten. Im Falle von positiven Abweichungen handelt es sich dann um (ungeplante) „überschüssige“ Liquidität, die nicht für realwirtschaftliche Transaktionen benötigt wird und für Finanzanlagen potentiell zur Verfügung steht (für negative Abweichungen vice versa).

Zur konkreten Berechnung eines solchen Liquiditätsindikators ist es allerdings notwendig, sowohl die geplante Realkasse als auch das realwirtschaftliche Transaktionsvolumen durch (ex post) tatsächlich beobachtbare, kurzfristig verfügbare Größen zu quantifizieren.²³ Anstelle der geplanten Realkasse muß deshalb zur Vereinfachung auf die tatsächliche (reale) Transaktionskassenhaltung zurückgegriffen werden. Gesucht wird folglich ein monetäres volkswirtschaftliches Aggregat, das alle Forderungen umfaßt, die direkt, sofort und ohne Einschränkungen zu Zahlungen gegenüber Dritten verwendet werden können. Als Grundlage für die

²² Logarithmierte Variablen werden mit kleinen Buchstaben bezeichnet, als Wachstumsraten (Δ) werden hier 12-Monats-Differenzen der entsprechenden Variable berechnet.

²³ Zur Problematik der Quantifizierung dieser Größen vgl. Krämer (1995), S. 27 ff.

Erfassung dieser Transaktionskasse bietet sich die Geldmenge $M1$ an, die am ehesten der Definition von „Geld als Zahlungsmittel“ entspricht²⁴, da sie den Bargeldumlauf ohne Kassenbestände der Kreditinstitute sowie die Sichteinlagen inländischer Nichtbanken umfaßt. Ungeeignet sind hingegen die Geldmengenaggregate $M2$ und $M3$, da sie zusätzlich zu den in $M1$ enthaltenen Positionen die Termingelder inländischer Nichtbanken (< 4 Jahre) bzw. die Termingelder (< 4 Jahre) und die Spareinlagen (mit gesetzlicher Kündigungsfrist) inländischer Nichtbanken beinhalten, und insofern bereits Anlageentscheidungen der Wirtschaftssubjekte berücksichtigen.²⁵ Zur Rechtfertigung der Verwendung von $M1$ im Kontext dieser Untersuchung muß sicherlich unterstellt werden, daß das in der Abgrenzung $M1$ enthaltene Geld ausschließlich Transaktionszwecken dient. Jedoch erscheint die Vermutung plausibel, daß dieser bargeldnahe Geldbestand allein schon aufgrund der damit verbundenen Opportunitätskosten in Form von entgangenen Zinsen größtenteils für geplante real- oder finanzwirtschaftliche Transaktionen gehalten wird.

Als Maß für das volkswirtschaftliche Transaktionsvolumen wird in empirischen Untersuchungen häufig das laufende (Volks-) Einkommen zu konstanten Preisen verwendet, was durch das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP – Wert aller im Inland erzeugten Güter und Dienstleistungen während einer Periode)²⁶ gemessen werden kann. Jedoch stehen BIP-Daten für Deutschland nur quartalsweise und darüber hinaus nur mit einem erheblichen Publikationslag von ca. drei bis vier Monaten zur Verfügung. Eigene Untersuchungen haben indes gezeigt, daß das BIP wiederum verhältnismäßig gut über den Index der Industrieproduktion approximiert werden kann, obwohl in diesem Falle der bedeutende tertiäre Sektor nicht erfaßt wird.²⁷

Der Indikator für die deutsche „Überschußliquidität“ (BD_LIQ) kann somit gemäß (6) errechnet werden als die Differenz der Wachstumsraten der Geldmenge $M1$ ($M1$) und des Index der deutschen Industrieproduktion (IP), jeweils deflationiert mit dem Preisniveau (PN).²⁸ Da in einer

²⁴ Vgl. Barro (1992), S. 501 ff.

²⁵ Zur Definition der Geldmenge in offenen Volkswirtschaften vgl. Maier (1987), S. 18 ff.

²⁶ Zur Problematik der Meßbarkeit des volkswirtschaftlichen Transaktionsvolumens durch das BIP vgl. Goldfeld (1992), S. 619.

²⁷ Verwendet man zur Berechnung des Indikators statt der nominalen BIP-Wachstumsraten die Veränderungen der nominalen Industrieproduktion, so korrelieren beide Indikatoren mit etwa 0.8.

²⁸ Ähnliche Konzepte werden zur Aktienmarktanalyse von Baring (1995), S. 48 f., Metzler (1996), S. 1 ff., Metzler (1995), S. 5 ff., sowie Were (1997), S. 7, eingesetzt.

Vielzahl von empirischen Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland nachgewiesen wird, daß die reale Geldnachfrage ($M1$) langfristig proportional zu einer Erhöhung des Realeinkommens steigt, wird $\beta = 1$ gesetzt.²⁹

$$(6) \quad \begin{aligned} BD-LIQ &= \Delta M1_{\text{real}} - \beta \Delta IP_{\text{real}} = (\Delta M1 - \Delta PN) - (\Delta IP - \Delta PN) \\ &= \Delta M1 - \Delta IP^{30} \end{aligned}$$

Bei dem auf diese Weise berechneten Liquiditätsindikator können drei Fälle unterschieden werden:

1. Das reale Geldmengenwachstum entspricht in etwa dem realen Wachstum der Volkswirtschaft, d.h., der Indikator nimmt Werte um Null an. Der Geldbestand wird aufgrund des realwirtschaftlichen Transaktionsbedarfs gehalten und die Finanzmärkte mit einer „normalen“ Liquidität versorgt.
2. Die reale Geldmenge wächst stärker als die Volkswirtschaft, d.h., der Indikator nimmt positive Werte an. Der ungeplant höhere Geldbestand könnte für zusätzliche Nachfrage nach Finanzaktiva zur Verfügung stehen (\Rightarrow *Excess Liquidity*).
3. Das reale Geldmengenwachstum ist geringer als das reale volkswirtschaftliche Wachstum, d.h., der Indikator nimmt negative Werte an. Zum Ausgleich einer ungeplanten Liquiditätsunterversorgung werden Finanzaktiva verkauft und den Finanzmärkten somit Liquidität entzogen (\Rightarrow *Deficient Liquidity*).

Möglicherweise weist dieser Liquiditätsindikator damit eine allerdings empfindliche Schwäche auf, denn er ist definiert worden als der Anteil der *nationalen* realen Transaktionskasse, der nicht für *ationale* realwirtschaftliche Transaktionen benötigt wird und somit für Finanzanlagen potentiell zur Verfügung steht. Im Kontext dieser Untersuchung könnte jedoch auch die Wirkung ausländischer Überschußliquidität von Interesse sein, die am inländischen Aktienmarkt angelegt wird. Dies erscheint gerade vor dem Hintergrund der in den wichtigsten Industrienationen eingeleiteten Maßnahmen zur Liberalisierung des Kapitalverkehrs plausibel, da die international steigende Kapitalmobilität mit der wachsenden Bedeutung der internationalen Geld-, Kredit- und Kapital-

²⁹ Vgl. Rey (1995), S. 16f., sowie die dort zitierte Literatur.

³⁰ Da sich bei der Subtraktion in (6) die Preisniveaueänderungen gegenseitig aufheben, kann die Problematik der Wahl des korrekten Deflators (z.B. Konsumenten- oder Produzentenpreise, BSP-Deflator etc.) umgangen werden.

märkte zu einer verstärkten Integration der monetären Märkte beigetragen hat. Im Zuge einer zunehmenden Globalisierung der internationalen Finanzmärkte sind internationale Kapitalflüsse auch für den deutschen Aktienmarkt von großer Relevanz³¹ und insofern erscheint der zusätzliche Test eines „globalen“ Liquiditätsindikators vielversprechend.

Zur Quantifizierung eines solchen „globalen“ Überschußliquiditätsindikators wurde in Anlehnung an obige Vorgehensweise (siehe Gleichung (6)) aus den Wachstumsraten der nationalen Geldmengen ($M1$)³² und den Industrieproduktionswachstumsraten der G5-Länder (Deutschland, Frankreich, Japan, Großbritannien und USA) ein *BIP-gewichteter Liquiditätsindikator* ($G5_LIQ$) berechnet:

$$(7) \quad G5_LIQ_t = \sum_{i=1}^5 x_{i,t} (\Delta M1_{i,t} - \Delta IP_{i,t}) \quad \text{mit} \quad \sum_{i=1}^5 x_{i,t} = 1 \quad \text{für alle } t.$$

Wie aus Gleichung (7) ersichtlich ist, wurde die BIP-Gewichtung des G5-Liquiditätsindikators ($G5_LIQ$) zeitvariabel (vgl. Abbildung 2) vorgenommen, d. h., die Ländergewichte (x_i) wurden relativ zum (auf US\$-Basis) aggregierten G5-BIP monatlich neu ermittelt. Da die BIP der G5 allerdings nur auf Quartalsbasis verfügbar waren, konnten Änderungen der Gewichte nur quartalsweise vorgenommen werden. Gewichtsänderungen innerhalb der Quartale sind demgemäß allein auf Währungseinflüsse zurückzuführen.

In Abbildung 3 sind die hier unterstellten, grundlegenden Wirkungsmechanismen nochmals zusammenfassend grafisch dargestellt. Im Mittelpunkt der Betrachtungen steht eine als modellexogen angesehene Liquidität, die für Finanzanlagen potentiell zur Verfügung steht. Auf der Basis dieser Definition von Liquidität kann nicht diskriminiert werden zwischen den potentiellen Anlagemöglichkeiten, d. h., es kann weder eine Aussage darüber getroffen werden, ob die überschüssige Liquidität an den Aktien- oder Rentenmarkt fließt, noch ob sie im In- oder Ausland angelegt wird. Als modellendogen werden hingegen Fehlbewertungen an

³¹ In einer empirischen Untersuchung der Bedeutung von Anlegergruppen für den deutschen Finanzmarkt konnte nachgewiesen werden, daß das Anlageverhalten der Ausländer einen signifikanten Erklärungs- bzw. Prognosebeitrag für die Entwicklung des deutschen Aktienmarktes liefert und folglich als Aktienmarkt-Frühindikator aufgefaßt werden kann. Vgl. Metzler (1993), S. 3 - 8.

³² Einige Autoren halten mittlerweile national abgegrenzte Geldmengenbegriffe für obsolet und orientieren sich statt dessen an einer Weltgeldmenge – vgl. Laffer/Miles (1982), S. 272 ff., McKinnon (1983), S. 9 ff., sowie für eine ausführlichere Diskussion Maier (1987), S. 121 ff.

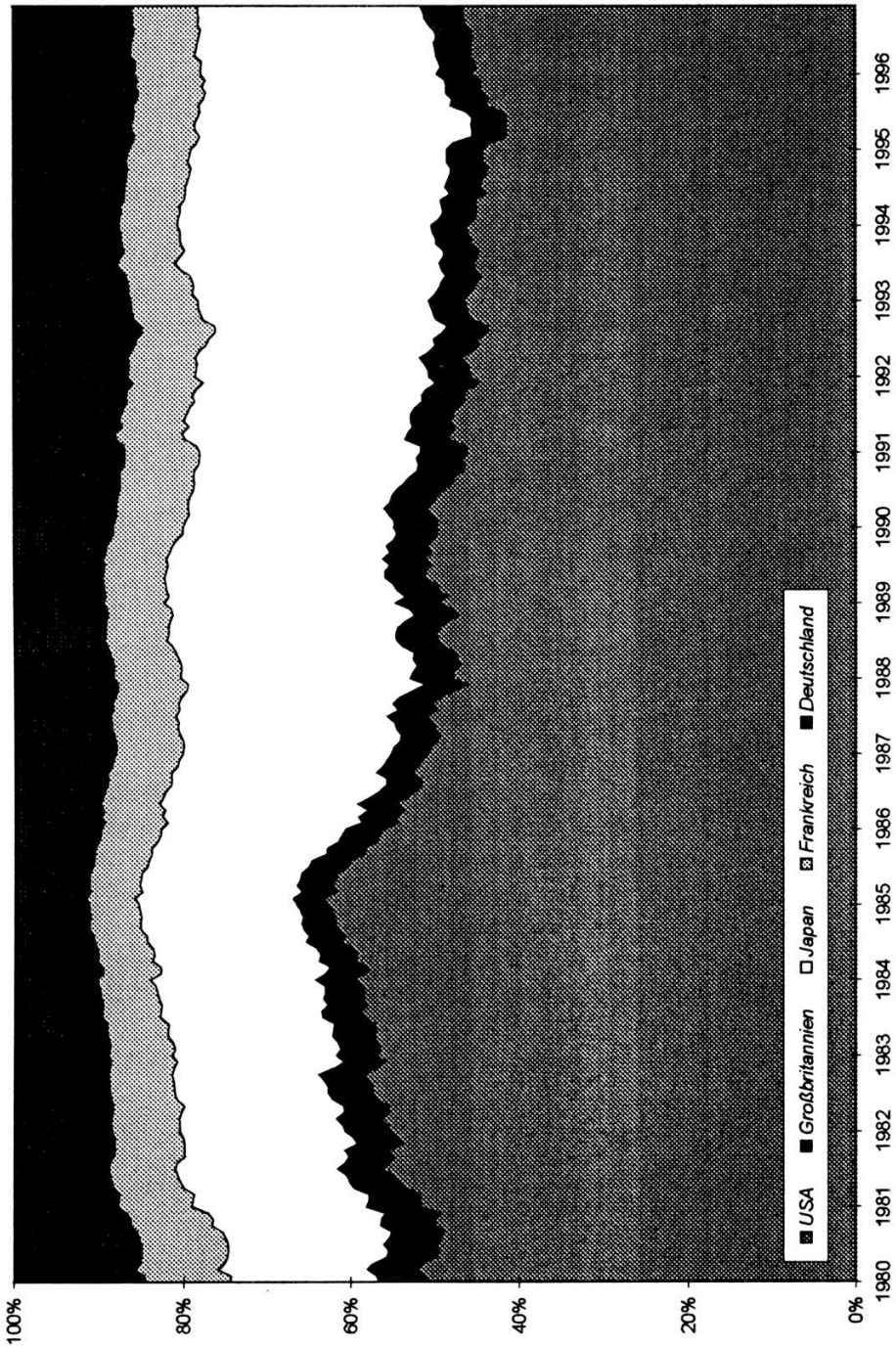


Abbildung 2: Zeitvariable BIP-Gewichte des G5-Liquiditätsindicators

Kredit und Kapital 1/1999

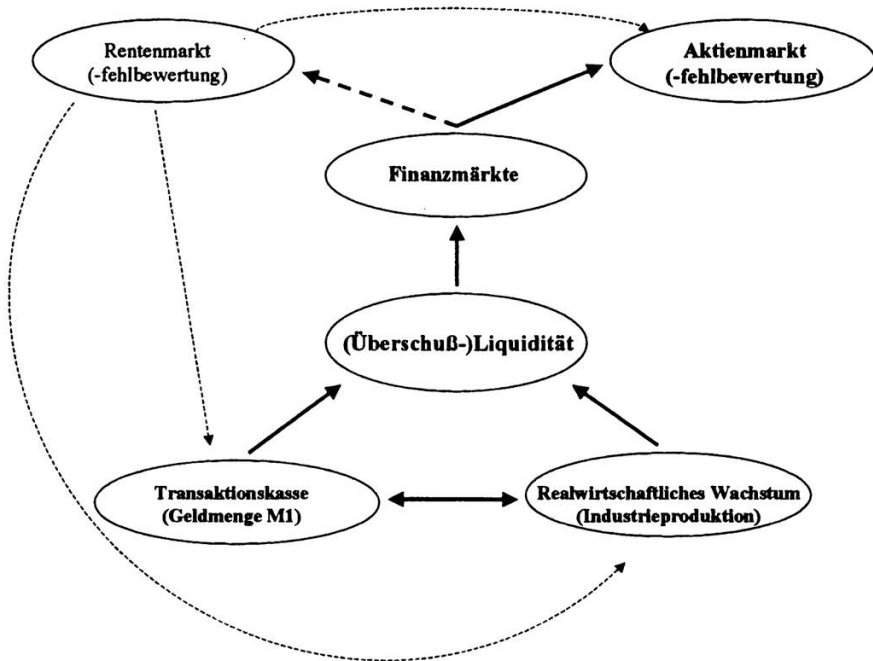


Abbildung 3: Im Modell unterstellte Wirkungsmechanismen

den Finanzmärkten betrachtet, und wenngleich in dieser Studie Fehlbewertungen des deutschen Aktienmarktes analysiert werden, ist eine analoge Übertragung auf den Rentenmarkt denkbar.

Damit stellt sich die Frage nach der Rolle des Zinssatzes im unterstellten Wirkungsschema, denn hier kommen Fehlbewertungen am Rentenmarkt per definitionem aufgrund von überschüssiger Liquidität zustande, d. h., der Zins wäre mithin (mittelbar) modellendogen. Denkbar sind jedoch, wie in Abbildung 3 (dünn gestrichelte Linien) angedeutet, auch gänzlich andere Transmissionsmechanismen: So könnte der Zins gleichzeitig als modellexogener Impulsgeber sowohl auf die Geldmenge (via Umlaufgeschwindigkeit) bzw. auf die Industrieproduktion als auch auf die Aktienkurse wirken. Dieser Problematik soll hier jedoch nicht nachgegangen werden, sondern es ist im nächsten Schritt vielmehr zu prüfen, inwiefern die durch die Liquiditätsindikatoren gewonnenen zusätzlichen Informationen über monetäre Impulse in den Ansatz zur Bewertung des deutschen Aktienmarktes eingehen können und ob sich dabei die unterstellten Wirkungsmechanismen bestätigen.

2. Deutscher Aktienmarkt und (inter-)nationale monetäre Effekte

Da die Liquiditätsindikatoren Linearkombinationen von (stationären) Wachstumsraten darstellen, ist davon auszugehen, daß es sich bei ihnen ebenfalls um stationäre Zeitreihen handelt. Die Ergebnisse des zur Überprüfung durchgeführten ADF-Tests bestätigen diese Vermutung, denn beide Indikatoren erweisen sich mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit als stationäre Prozesse. Damit verbietet sich die Aufnahme eines Liquiditätsindikators in die Kointegrationsgleichung, da die gemeinsame Verwendung stationärer und nichtstationärer Zeitreihen in einer Regressionsgleichung aufgrund ihrer völlig unterschiedlichen statistischen Eigenschaften nicht sinnvoll wäre. Somit ist zu fragen, wie die im stationären Liquiditätsindikator enthaltenen Informationen innerhalb des vorgestellten Bewertungsansatzes berücksichtigt werden können. Hier bietet sich eine detailliertere Analyse der Fehlbewertungsinformationen aus dem Kointegrationsmodell an, handelt es sich doch bei dem Fehlerkorrekturterm um die kurzfristigen Abweichungen des Aktienmarktes von seinem langfristigen Gleichgewichtspfad. Eine naheliegende Möglichkeit, die Beziehung zwischen Liquidität und Aktienmarktfehlbewertung zu untersuchen, stellt zunächst ihre grafische Gegenüberstellung dar. Der Konstruktion der Indikatoren entsprechend ist zu erwarten, daß eine positive Liquidität eine bestehende Markt-Überbewertung (Marktniveau $>$ Fundamentalfad) verstärkt, während eine Unterversorgung mit Liquidität eher zu einer Markt-Unterbewertung (Marktniveau $<$ Fundamentalfad) führen dürfte: die Korrelation zwischen ECM und Liquiditätsindikator sollte mithin positiv sein.

Die Gegenüberstellung der Abweichungen des deutschen Aktienmarktes von seinem Fundamentalfad und den Liquiditätsindikatoren in Abbildung 4 zeigt den vermuteten Gleichlauf dieser Größen, wobei die Liquiditätsindikatoren sogar gewisse Vorlaufeigenschaften aufweisen. Auffällig ist, daß die relativ synchron verlaufende Zyklizität der Fehlbewertungen und der Liquiditätsindikatoren in den Jahren 1987 und 1990 unterbrochen wird, wobei beide Zäsuren gegensätzlicher Natur sind: Obwohl der nationale Liquiditätsindikator auf ein günstiges Liquiditätsumfeld hindeutet, wurde im Oktober 1987 eine starke Kurskorrektur durch den Aktienmarkt-Crash vollzogen. Die Gründe für diese starke Kurskorrektur sind sicherlich vielfältiger Natur, betrachtet man jedoch die Fehlbewertung des deutschen Aktienmarktes und die G5-Überschüssliquidität in Abbildung 4, so ist eine mögliche Erklärung zu erkennen: Im Gegensatz zum (günstigen) deutschen monetären Umfeld ist im

Bereich der G5 bereits im Jahresverlauf 1987 ein rascher Abbau der bis dato hohen Überschußliquidität festzustellen. Der Schluß liegt nahe, daß der internationalen Aktienmarkt-Hausse die Liquidität entzogen worden ist, was nicht ohne entsprechende Auswirkungen auf den deutschen Aktienmarkt blieb.

Im Jahre 1990 und somit in der Anfangszeit der deutschen Wiedervereinigung signalisiert der Fehlerkorrekturterm (*ECM*) hingegen eine deutliche Überbewertung des Aktienmarktes, die offensichtlich ohne entsprechende Unterstützung durch (inländische) Liquidität aufgebaut wurde. Diese Divergenz zwischen der Überbewertung des deutschen Aktienmarktes und der durch den Liquiditätsindikator angezeigten unzureichenden Liquiditätsversorgung könnte zweierlei Ursachen haben:³³ Zum einen überschlugen sich zu diesem Zeitpunkt die Erwartungen der Marktteilnehmer im Hinblick auf die wirtschaftlichen Folgen der Wiedervereinigung, während sich solche Veränderungen im makroökonomischen Umfeld erst mit deutlicher Verzögerung in den entsprechenden Variablen des Bewertungsmodells niederschlugen. Zum anderen war in diesem Zeitraum ein wohl ebenfalls auf die Wiedervereinigungsphantasie zurückzuführender, sehr hoher Zufluß ausländischen Kapitals zu verzeichnen.

In Abbildung 5 sind den Netto-Aktienkäufen von Ausländern (geglättet) die Abweichungen des deutschen Aktienmarktes von seinem fundamental gerechtfertigten Niveau für den Zeitraum von Januar 1988 bis Dezember 1993 gegenübergestellt: Offensichtlich ist über den Zufluß ausländischen Kapitals mit den Aktienkursen auch die Fehlbewertung signifikant in die Höhe getrieben worden. Die Effekte der Wiedervereinigung auf die Aktienmarktbeurteilung scheinen jedoch bereits gegen Ende des Jahres 1990 wieder abzuklingen, und der Gleichlauf von Liquiditäts- und Aktienmarktzyklus beginnt sich wieder zu etablieren.

Insgesamt läßt die grafische Gegenüberstellung von Liquiditätsindikatoren und Aktienmarktfehlbewertung in Abbildung 4 auf eine (kausale) Beziehung beider Größen schließen, wobei aufgrund des erkennbaren Vorlaufs der Liquiditätsindikatoren zu vermuten ist, daß die Liquiditätseffekte tatsächlich die Aktienmarkt(fehl)bewertung beeinflussen. Um die unterstellten Vorlaufeigenschaften des Liquiditätsindikators nun formal

³³ Da die zur Berechnung der Liquiditätsindikatoren verwendete (deutsche) Geldmenge *M1* erst ab Januar 1991 als gesamtdeutsche Reihe geführt wird, wurde sie um den „Wiedervereinigungseffekt“ bereinigt, was zu zusätzlichen Verzerrungen führen mag.

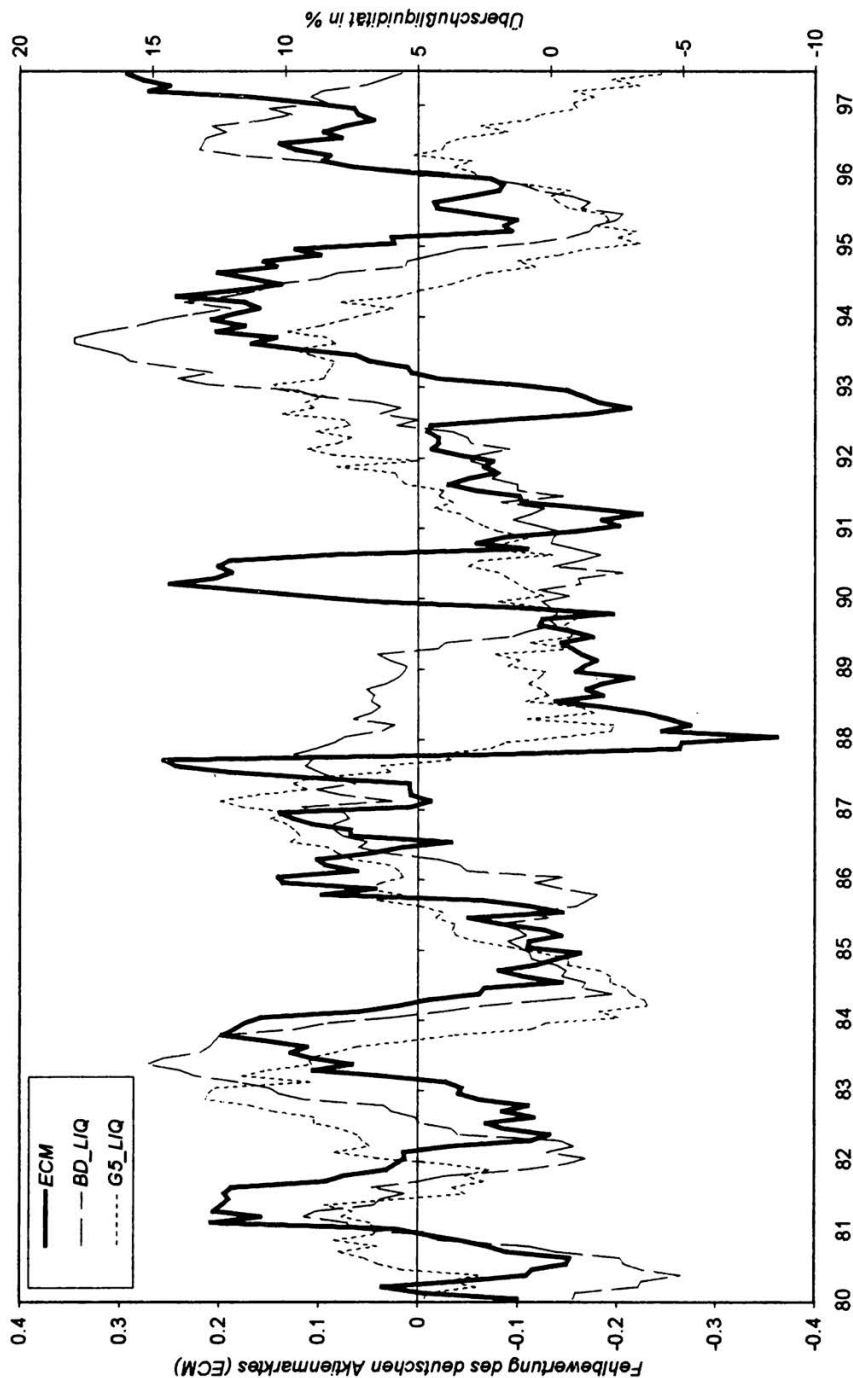


Abbildung 4: Aktienmarktfehlbewertung (ECM) und deutsche Überschußliquidität (BD_LIQ)

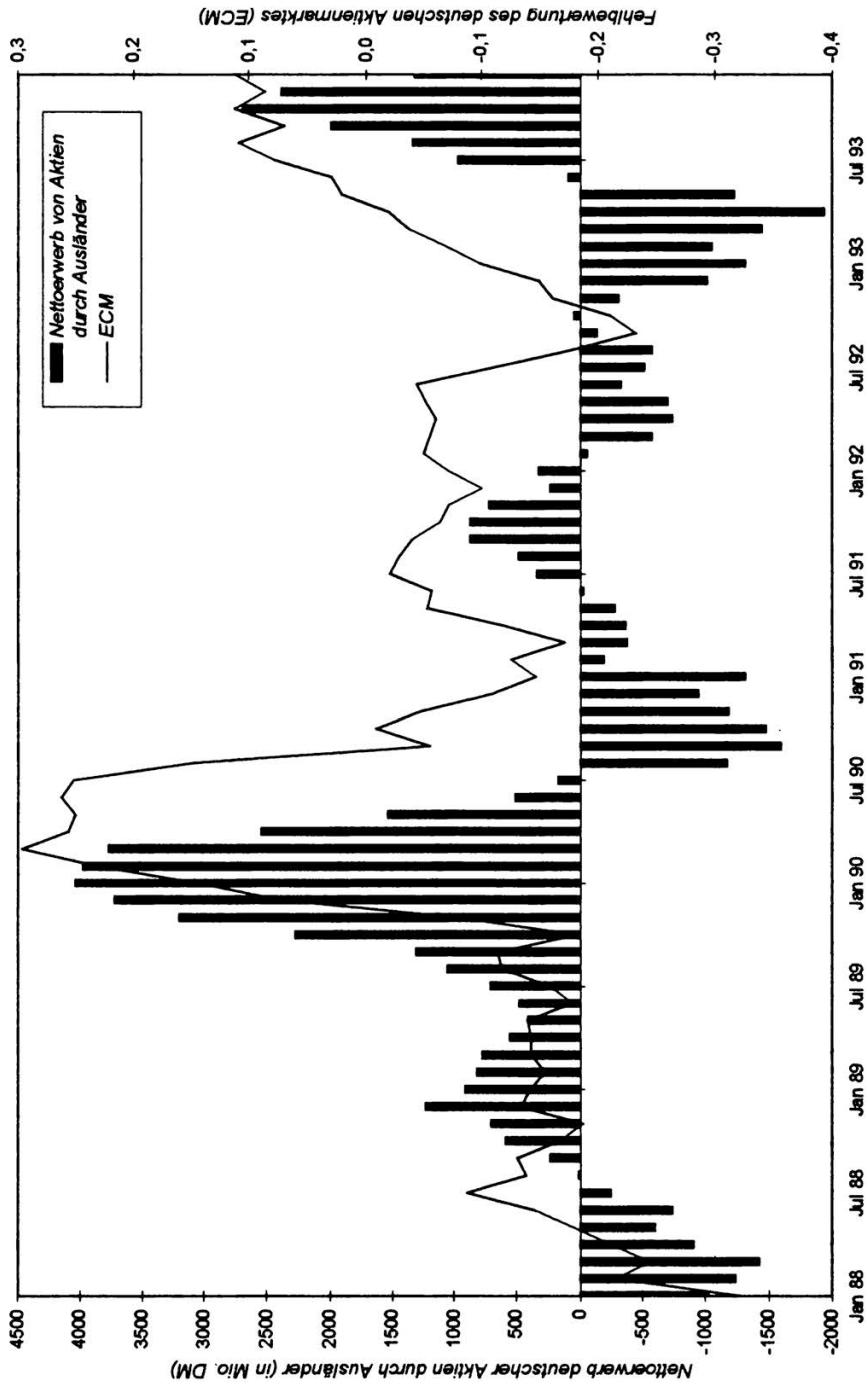


Abbildung 5: Aktienmarktfehlbewertung (ECM) und Nettoerwerb deutscher Aktien durch Ausländer

zu überprüfen, wurde der Test auf *Granger-Kausalität*³⁴ durchgeführt. Dessen Resultate fallen eindeutig aus: Es kann mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit davon ausgegangen werden, daß sowohl die nationale (deutsche) als auch die globale Überschußliquidität einen Einfluß auf Abweichungen des deutschen Aktienmarktes von seinem Fundamentalpfad besitzen.³⁵ Durch eine Kreuzkorrelationsanalyse wird nun die zeitliche Abhängigkeitsstruktur genauer untersucht, um den optimalen Vorlauf der Indikatoren zu ermitteln: Der nationale Indikator besitzt einen optimalen Vorlauf von drei Monaten³⁶, während der optimale Vorlauf des globalen Liquiditätsindikators fünf Monate beträgt.³⁷ Die Korrelationskoeffizienten beider Liquiditätsindikatoren weisen das erwartete positive Vorzeichen auf und sind statistisch signifikant. Die entsprechend ihres optimalen Lags zeitverzögerten Liquiditätsindikatoren werden nun mittels ULZT auf Zeitstabilität hin überprüft. Die in der nachfolgenden Tabelle 3 zusammengefaßten Ergebnisse bestätigen, daß die Beziehung zwischen den Liquiditätsindikatoren und der Aktienmarktfehlbewertung mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit als zeitstabil angesehen werden kann.

Im nächsten Schritt erfolgt nun die Adjustierung der Fehlbewertung um die Überschußliquidität, indem zunächst der deutsche Liquiditätsindikator (*BD_LIQ*) auf den Fehlerkorrekturterm (*ECM*) aus Gleichung (1) regressiert wird. Der Residualterm (ε_t) dieser OLS-Schätzung enthält dann den Anteil der Aktienmarktfehlbewertung, der nicht durch den Liquiditätszyklus erklärt werden kann, und ist demgemäß als *liquiditäts-adjustierter Fehlerkorrekturterm* zu interpretieren:

³⁴ Eine Variable x ist zu einer Variable y (einseitig) *Granger-kausal*, wenn vergangene Datenpunkte von x die Vorhersagbarkeit von y verbessern, was durch folgendes *Autoregressive-Distributed-Lag-(ADL-)Modell* überprüft werden kann: $\Delta y_t = \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \alpha_2 \Delta y_{t-2} + \beta_0 + \beta_1 \Delta x_{t-1} + \beta_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \beta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$.

Eine Variable x ist nicht Granger-kausal zu y , wenn $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$. Die Gleichung kann mittels OLS geschätzt und obige Hypothese durch einen F-Test überprüft werden. Der Granger-Kausalitäts-Test sollte allerdings nicht als Instrument zur Analyse ökonomischer Ursache-Wirkungs-Beziehungen gewertet werden, er dient eher als Test auf die statistischen Vorlaufeigenschaften bestimmter Variablen. Zur Granger-Kausalität vgl. *Granger* (1988), *Granger* (1980) sowie *Granger* (1969).

³⁵ Die Werte des F-Tests sind mit 4.045 (*BDLIQ*) und 2.579 (*G5_LIQ*) auf 1 %- bzw. 5 %-Niveau signifikant.

³⁶ Detailliertere Untersuchungen haben gezeigt, daß sich die Vorlaufzeit des Liquiditätsindikators im Zeitablauf verkürzt hat und sich somit die Geschwindigkeit erhöht hat, mit der sich monetäre Einflüsse über die Liquiditätsversorgung auf den deutschen Aktienmarkt durchschlagen.

³⁷ Es sei an dieser Stelle bemerkt, daß die Berücksichtigung von Veröffentlichungslags sowohl die Tests auf Granger Causality als auch die Ermittlung der optimalen Vorlaufzeiten entsprechend beeinflusst.

Tabelle 3: Ergebnisse der Korrelationsanalyse und des ULZT
(*,** bedeuten Signifikanz auf 5 %- und 1 %-Niveau)

Variable	Lag	<i>r</i>	<i>t</i> -Wert	<i>ULZT t</i> -Wert	<i>r</i> ²
BD_LIQ_3	3	0.427	6.808**	3.599**	0.182
G5_LIQ_5	5	0.342	5.243**	2.295*	0.117

OLS-Schätzung von Januar 1980 bis Juni 1997

$$\text{ECM}_t = -0.055 + 0.012 \text{BD_LIQ}_{t-3} + \varepsilon_t$$

(8) (Std. Fehler) (0.012) (0.002)

$$r^2 = 0.182 \quad (r^2_{\text{adj.}} = 0.178) \quad \text{DW} = 0.224 \quad F(1, 208) = 46.349 [0.0000] \quad \sigma = 0.124$$

Anhand von Gleichung (8) ist ersichtlich, daß sich etwa 18 % der Aktienmarktfehlbewertung durch den nationalen Liquiditätszyklus erklären lassen.³⁸ Dieses Ergebnis bestätigt die Vermutung, daß monetäre Impulse einen starken Einfluß auf die Aktienmarkt看wertung besitzen. Die (signifikante) negative Konstante in Gleichung (8) relativiert allerdings die ursprüngliche Interpretation, bereits aus einer Position des Indikators über der Nulllinie auf eine gute Liquiditätsversorgung zu schließen (vgl. Abbildung 4, S. 42). Die analoge OLS-Schätzung für den globalen Liquiditätsindikator ergibt überraschenderweise fast identische Koeffizienten, jedoch erklärt die globale Überschußliquidität (*G5_LIQ*) mit nur knapp 12 % einen deutlich niedrigeren Anteil der Aktienmarktfehlbewertung als der nationale Liquiditätsindikator mit etwa 18 %.

Die grafische Gegenüberstellung der Aktienmarktfehlbewertung (*ECM*) und der um die deutsche Überschußliquidität adjustierten Fehlbewertung (*ECM_L_BD*) in Abbildung 6 zeigt, daß die Liquiditätskorrektur stellenweise zu einer erheblich differierenden Einschätzung der Aktienmarktfehlbewertung gelangt. Jedoch ist nicht nur das Verhältnis zwischen der ursprünglich mittels Kointegrationsmodell ermittelten Aktienmarktfehlbewertung (*ECM*) und der um die Überschußliquidität adjustierten Fehlbewertung (*ECM_L_BD*) von Interesse, sondern auch die

³⁸ Der relativ hohe Standardfehler der Schätzung sowie die Autokorrelationen im Residualterm lassen vermuten, daß neben monetären Effekten weitere Bestimmungsgründe für Aktienmarktfehlbewertungen existieren – vgl. auch Fußnote 41.

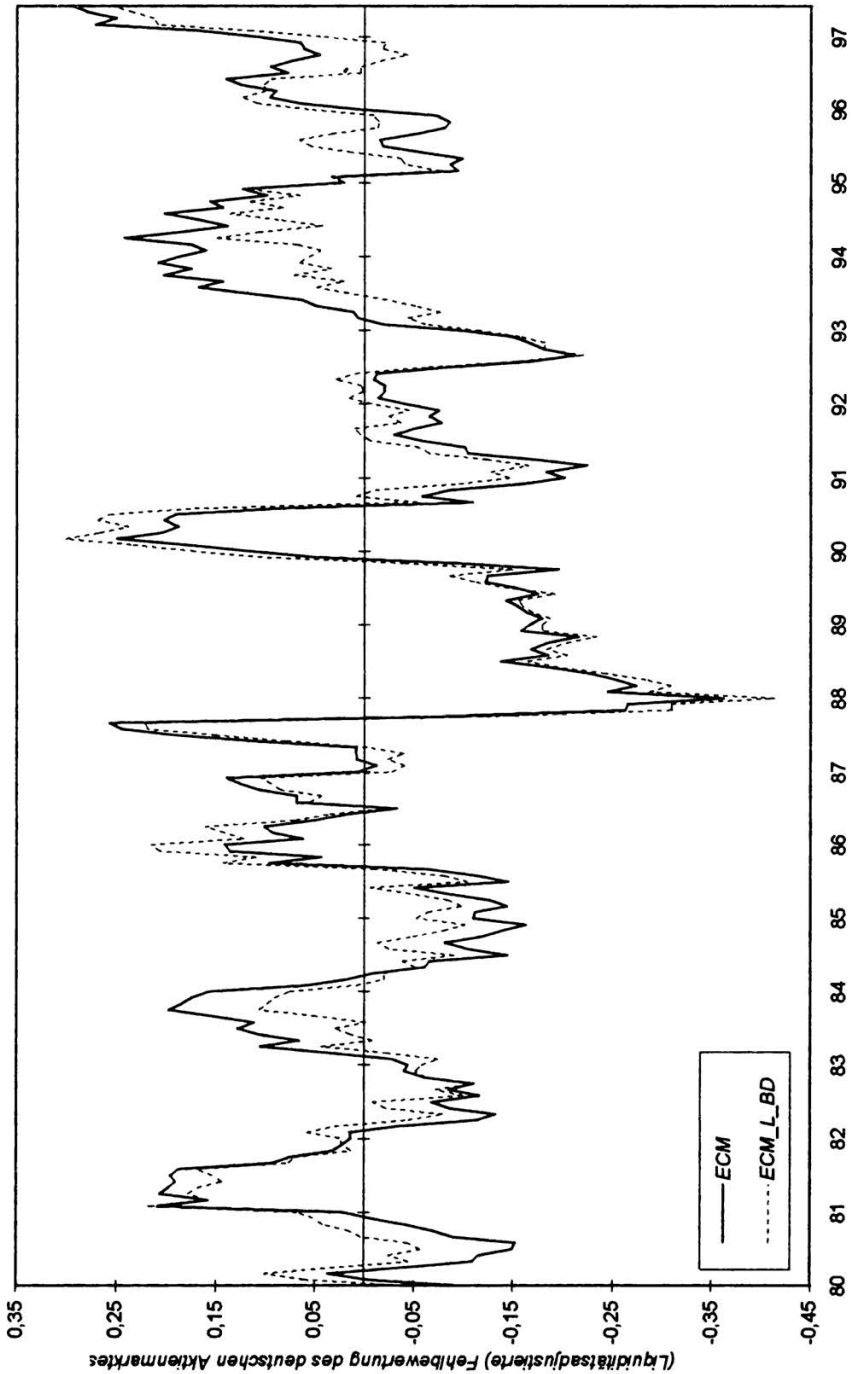


Abbildung 6: Aktienmarktfehlbewertung (ECM) und um deutsche Überschußliquidität adjustierte Fehlbewertung (ECM_L_BD)

Auswirkung der Liquiditätskorrektur auf den Fair Value des Aktienmarktes. Die Ermittlung eines solchen *liquiditätsadjustierten Fair Values* ist retrograd möglich, indem vom aktuellen Niveau des deutschen Aktienmarktes der liquiditätsadjustierte Fehlerkorrekturterm subtrahiert wird:

$$(9) \quad FIT_L = BDMSCI - ECM_L \quad \text{bzw.} \quad FIT_L_G5 = BDMSCI - ECM_L_G5$$

Der auf diese Weise ermittelte national-liquiditätsadjustierte Fair Value erklärt mit 95.9 % einen etwas geringeren Anteil der Varianz der Aktienmarktentwicklung als der G5-liquiditätsadjustierte Fair Value mit 95.6 % (ohne Liquiditätsadjustierung: 94.9 %). Die Gegenüberstellung des Aktienmarkt-Fair-Value und des liquiditätsadjustierten Fair Value in Abbildung 7 zeigt, daß die Liquiditätskorrektur gleichwohl eine erheblich verbesserte Beurteilung der (fundamentalen) Bewertung ermöglicht.

Gerade in den Phasen, in denen starke Fehlbewertungen angezeigt werden, erlaubt der liquiditätsadjustierte Fair Value (*FIT_L_BD*) eine wesentlich bessere Einschätzung des tatsächlichen Aktienmarkt-Korrekturpotentials: Im Gegensatz zum nicht adjustierten Fair Value (*FIT*) zeigt der liquiditätsadjustierte Fair Value im Verlaufe des Jahres 1983 keinen größeren Korrekturbedarf an. Im Zeitraum der deutschen Wiedervereinigung wird aufgrund des ungünstigen monetären Umfeldes eine sehr starke Abweichung des Aktienmarktes von seinem liquiditätsadjustierten Fair Value signalisiert, worauf eine entsprechende Korrektur in der zweiten Hälfte des Jahres 1990 erfolgt. Auch in der Folgezeit sind wiederum große Divergenzen zwischen beiden Fair Values zu erkennen, wobei der liquiditätsadjustierte Fair Value sowohl in der Hausse-Phase des Jahres 1993 als auch in der Seitwärtsbewegung im Verlaufe des Jahres 1994 wiederum eine wesentlich bessere Einschätzung des Aktienmarkt-Korrekturpotentials ermöglicht. Interessant ist die gegen Ende des Untersuchungszeitraumes eingetretene extreme Differenz zwischen dem Marktniveau und beiden Fair Values: Die durch eine allmähliche konjunkturelle Erholung hervorgerufene, deutliche Verschlechterung des (nationalen) monetären Umfeldes deutet darauf hin, daß der Hausse am Aktienmarkt langsam die Liquidität entzogen wird und eine starke Kurskorrektur zu erwarten ist.

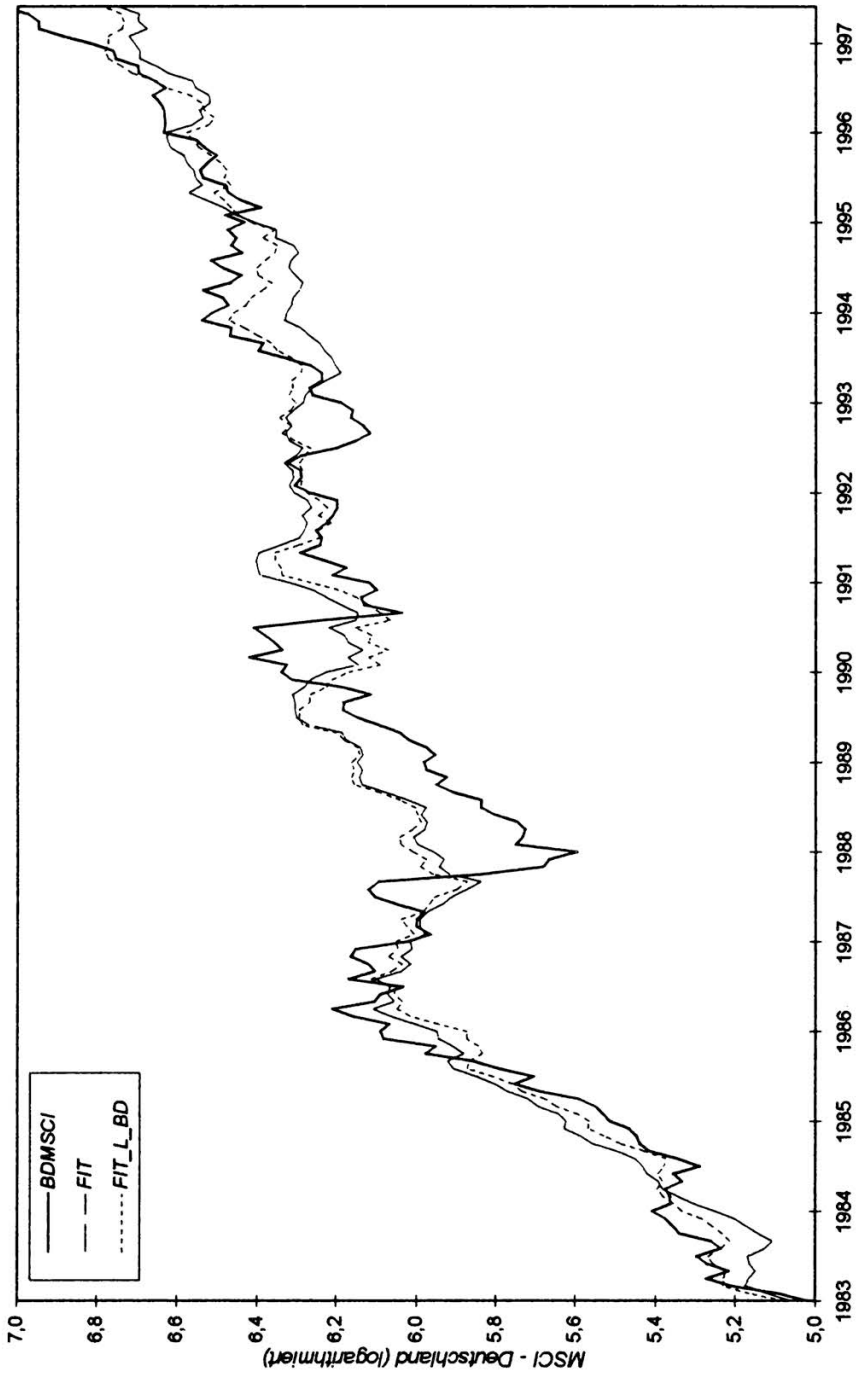


Abbildung 7: Deutscher Aktienmarkt und (liquiditätsadjustierter) Fundamentalpfad
im Zeitraum von Januar 1983 bis Juni 1997

3. Deutscher Aktienmarkt und nationale/globale monetäre Effekte

Die Ergebnisse des vorangegangenen Kapitels sind insofern nicht erwartungsgemäß ausgefallen, als die Einbeziehung des internationalen monetären Umfeldes in die Analyse die Erklärung der Abweichungen des deutschen Aktienmarktes von seinem fundamental gerechtfertigten Niveau nicht verbessern konnte. Wie bereits bei der Gegenüberstellung der Indikatoren (vgl. Abbildung 4) festgestellt werden konnte, läßt der G5-Liquiditätsindikator einen Vorlauf von etwa zwei Monaten gegenüber dem deutschen Indikator erkennen, und es sind darüber hinaus auch stellenweise deutliche Differenzen im „Niveau“ der Überschußliquidität auszumachen. Gleichwohl weisen beide Indikatoren grundsätzlich einen sehr ähnlichen Verlauf auf, der nicht aus einer entsprechend starken Gewichtung des deutschen Liquiditätsindikators bei der Berechnung des G5-Indikators resultieren kann, da dieser im Durchschnitt einen (BIP-) Anteil von nur etwa 12 % erreicht (vgl. Abbildung 2). Somit ist zu vermuten, daß aufgrund einer weitgehenden Integration der internationalen monetären Märkte die – mittels Überschußliquidität gemessenen – einzelnen nationalen Liquiditätszyklen fast vollständig parallel verlaufen, so daß der deutsche Liquiditätsindikator einen Großteil der Informationen des globalen Indikators enthält. Die globale Überschußliquidität vermag mithin keine gänzlich anderen, sondern nur zusätzliche Informationen bereitzustellen, so daß sich die Frage stellt, ob eine Kombination beider Indikatoren einen Fortschritt bringen kann.

Eine intuitive Lösung dieser Fragestellung könnte in der Berücksichtigung beider Variablen innerhalb einer Regressionsgleichung zu sehen sein. Beide Liquiditätsindikatoren sind jedoch erwartungsgemäß relativ hoch miteinander korreliert ($r = 0.561$), so daß die OLS-Schätzer der Parameter α und β_1, β_2 zwar erwartungsgemäß wären, gleichzeitig jedoch sehr hohe Varianzen aufweisen würden.³⁹ Eine Möglichkeit, diese Problematik zu beseitigen, stellt die Eliminierung des deutschen Liquiditätsindikators aus dem G5-Liquiditätsindikator (*G5_LIQ*) dar. Aufgrund des geringen deutschen Gewichts (s.o.) weist ein solcher „G5exDeutschland“-Liquiditätsindikator aber noch immer eine Korrelation von $r = 0.419$ zum deutschen Indikator (*BD_LIQ*) auf. Deshalb wird hier durch ein hierarchisches Regressionsmodell eine Orthogonalisierung der beiden Liquiditätsindikatoren vorgenommen, indem der internationale Liquiditätsindikator zunächst auf den nationalen Indikator (jeweils bei optimalem zeitlichen Vorlauf) regressiert wird:

³⁹ Vgl. Hübler (1989), S. 91 ff.

OLS-Schätzung von Januar 1980 bis Juni 1997

$$G5_LIQ_{t-5} = 2.374 + 0.384 BD_LIQ_{t-3} + \varepsilon_t (= G5_LIQ_Res)$$

(10) (Std. Fehler) (0.337) (0.046)

$r^2 = 0.249$ ($r^2_{adj.} = 0.245$) $DW = 0.145$ $F(1, 208) = 68.925$ $[0.0000]$ $\sigma = 3.555$

Das Residuum dieser Regression (*G5_LIQ_Res*) ist aufgrund der Eigenschaften der OLS-Schätzung statistisch unabhängig vom deutschen Liquiditätsindikator (*BD_LIQ_{t-3}*) und kann als der nicht durch den deutschen Indikator erklärte Anteil der G5-Liquidität interpretiert werden.

OLS-Schätzung von Januar 1980 bis Juni 1997

$$ECM_t = -0.055 + 0.011 BD_LIQ_{t-3} + 0.005 G5_LIQ_Res_t + \varepsilon_t$$

(11) (Std. Fehler) (0.012) (0.002) (0.002)

$r^2 = 0.200$ ($r^2_{adj.} = 0.193$) $DW = 0.223$ $F(2, 207) = 25.943$ $[0.0000]$ $\sigma = 0.123$

Zur Adjustierung der deutschen Aktienmarktfehlbewertung werden nun gemäß Gleichung (11) der deutsche und der orthogonalisierte globale Liquiditätsindikator (*G5_LIQ_Res*) auf den Fehlerkorrekturterm (*ECM*) regressiert. Sowohl der deutsche als auch der (orthogonalisierte) globale Indikator weisen signifikante Koeffizienten mit dem erwarteten positiven Vorzeichen auf. Die Kombination beider Indikatoren erklärt mit 20 % einen etwas höheren Anteil der Aktienmarktfehlbewertung als der nationale bzw. globale Liquiditätsindikator bei isolierter Betrachtung (vgl. Tabelle 4).⁴⁰

Tabelle 4: Durch Liquiditätsindikatoren erklärter Varianzanteil der Aktienmarktfehlbewertung (ECM)

Variable	BD_LIQ	G5_LIQ	BDG5_LIQ
r^2 ($r^2_{adj.}$)	0.182 (0.178)	0.117 (0.113)	0.200 (0.193)

⁴⁰ Da sich die Zahl der Freiheitsgrade durch die zusätzliche Berücksichtigung des (orthogonalisierten) globalen Indikators erhöht, wurde ein entsprechend adjustiertes Bestimmtheitsmaß ($r^2_{adj.}$) ausgewiesen.

Der durch die Subtraktion des liquiditätsadjustierten Fehlerkorrekturterms (*ECM_L_BDG5*) vom aktuellen Niveau des deutschen Aktienmarktes ermittelte *liquiditätsadjustierte Fair Value* für die Indikatorkombination (vgl. Abbildung 8), erklärt mit 95.9 % in etwa den gleichen Anteil der Varianz der Aktienmarktentwicklung wie der national-liquiditäts-adjustierte Fair Value.

IV. Zusammenfassung und Ausblick

Die nachhaltige Aufwärtsbewegung am deutschen Aktienmarkt wird vor dem Hintergrund einer expansiven Geldpolitik der Bundesbank oft als Liquiditätshausse bezeichnet. Im Rahmen dieser Untersuchung wurde der Versuch unternommen, eine solche Verbindung zwischen der volkswirtschaftlichen Liquidität und der Aktienmarktentwicklung nachzuweisen.

In einem ersten Schritt wurde ein Modell zur fundamentalen Bewertung des deutschen Aktienmarktes auf der Grundlage des Kointegrationsansatzes entwickelt. Mittels eines hierfür konzeptionierten Liquiditätsindikators wurden die Abweichungen des Aktienmarktes von seinem fundamental gerechtfertigten Bewertungsniveau (Fair Value) auf das Vorliegen von monetären Effekten hin untersucht. Da aufgrund wachsender internationaler Kapitalmobilität von einer weitgehenden Integration der internationalen Finanzmärkte auszugehen ist, wurde neben einem (nationalen) deutschen auch ein (internationaler) G5-Liquiditätsindikator getestet. Die näheren statistischen Analysen bestätigten einen signifikanten Einfluß der Liquiditätsindikatoren auf die Aktienmarktfehlbewertung. Über eine Kombination von nationalem und internationalem Liquiditätsindikator konnten 20 % der Abweichungen des deutschen Aktienmarktes von seinem Fair Value durch monetäre Effekte erklärt werden.⁴¹

Am Beispiel eines retrograd ermittelten liquiditätsadjustierten Fair Values erwies sich die Liquiditätskorrektur darüber hinaus als ein gutes Instrument zur Einschätzung der (aktuellen) fundamentalen Bewertung des deutschen Aktienmarktes; besonders hervorzuheben ist hierbei sicherlich die Eigenschaft der Liquiditätsindikatoren, gerade in Phasen starker Abweichungen des Aktienmarktes von seinem Fair Value etwaige Korrekturpotentiale besonders herauszustellen oder vor dem Hintergrund eines günstigen monetären Umfeldes zu relativieren.

⁴¹ Dieses Ergebnis demonstriert allerdings gleichzeitig, daß ein großer Teil der Abweichungen vom Fair Value des Aktienmarktes auf andere Gründe zurückzuführen sein dürfte. Vgl. *Fama/French* (1996), *Ferri/Min* (1996) sowie den Überblicksartikel zu Aktienmarktanomalien von *Pichler* (1993).

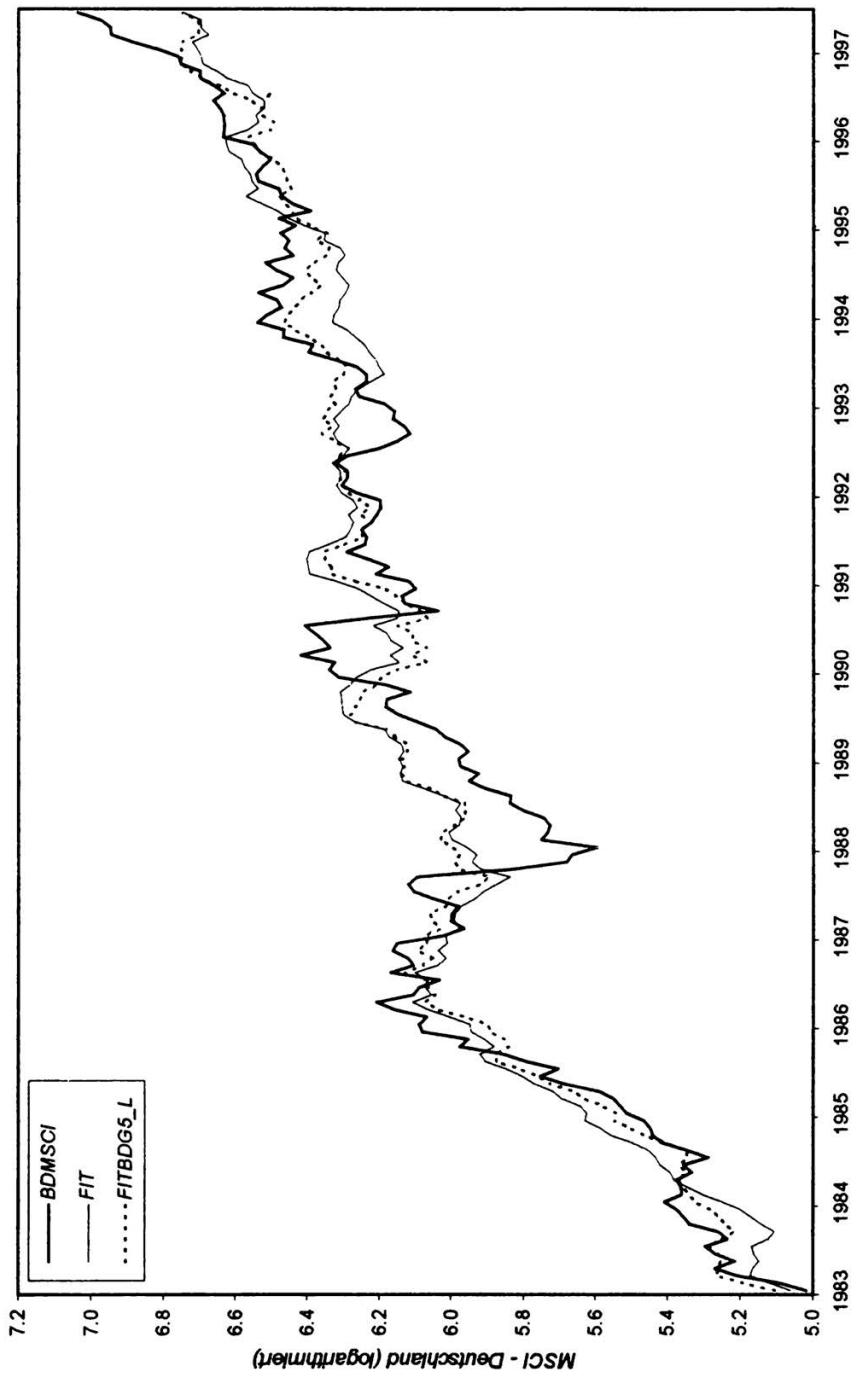


Abbildung 8: Deutscher Aktienmarkt und (liquidiitätsadjustierter) Fundamentalpfad
im Zeitraum von Januar 1983 bis Juni 1997

Aus statistischer Sicht wurde die traditionelle zweistufige Vorgehensweise nach *Engle/Granger* (1987) aufgrund der Stationaritätseigenschaften der Liquiditätsindikatoren um eine dritte Stufe ergänzt, indem die Informationen des Kointegrationsresiduums durch eine weitere Regression analysiert und um Liquiditätseffekte adjustiert wurden. Abbildung 9 gibt die entsprechende Verfahrensweise grafisch wieder. Denkbar wäre allerdings auch eine Umkehrung dieser Vorgehensweise, indem die Liquiditätsindikatoren durch Integration (Aufkumulierung) in nichtstationäre Zeitreihen transformiert werden, um dann bereits auf der ersten Stufe in die Kointegrationsgleichung einbezogen zu werden.

Mit den in dieser Untersuchung durchgeführten Analysen sind die Einsatzmöglichkeiten eines solchen Liquiditätsindikators keinesfalls erschöpft. So sind vor allem seine Anwendungsperspektiven bei Entwicklung von quantitativen Modellen zur Prognose der kurzfristigen Dynamik der Aktienmarktentwicklung zu überprüfen. Zum einen könnte der Liquiditätsindikator hier direkt als Einflußgröße in ein Multifaktorenmodell eingehen, und zum anderen bietet es sich an, anstelle des nicht-adjustierten Fehlerkorrekturterms den liquiditätsadjustierten Fehlerkorrekturterm im Rahmen eines Fehlerkorrekturmodells zu verwenden.⁴²

Die hier eingesetzten Liquiditätsindikatoren bilden per definitionem den Teil der volkswirtschaftlichen Liquidität ab, der für Finanzanlagen potentiell zur Verfügung steht. Damit weist die vorgestellte Konzeption jedoch eine Schwäche auf, denn anhand dieser Definition von Überschlußliquidität kann keine Trennung zwischen der potentiell für den Aktien- oder den Rentenmarkt „vorgesehenen“ Liquidität erfolgen, und es ist insofern sicherlich zu untersuchen, ob und vor allem wie eine weitere Diskriminierung vorgenommen werden kann. Einen Ansatzpunkt könnte hier die Analyse der (relativen) Attraktivität von Aktien- und Rentenmarkt bieten. Denkbar wäre die Berechnung von Bewertungsindikatoren für Aktien- und Rentenmarkt, indem das aktuelle Kurs-Gewinnverhältnis des Aktienmarktes und der Geldmarktzinssatz (am Rentenmarkt analog: Umlaufrendite langlaufender Staatsanleihen und der Geldmarktzinssatz) zueinander ins Verhältnis gesetzt werden. Vielversprechend könnte auch die Konstruktion eines *Risikoaversitätsfaktors* sein, der als Verhältnis aus Aktienmarktkapitalisierung und Geldmenge ($M1$) berechnet wird und zeigt, inwiefern sich der aktuelle Geldbestand

⁴² Neben der Anwendung der linearen Regressionsanalyse ist dabei auch die Spezifikation eines nichtlinearen Fehlerkorrekturmodells durch den Einsatz Neuronaler Netzwerke zu überprüfen. Zur Idee und Konzeption nichtlinearer Fehlerkorrekturmodelle vgl. *Jandura/Matthes* (1996) sowie *Rehkugler/Jandura* (1997).

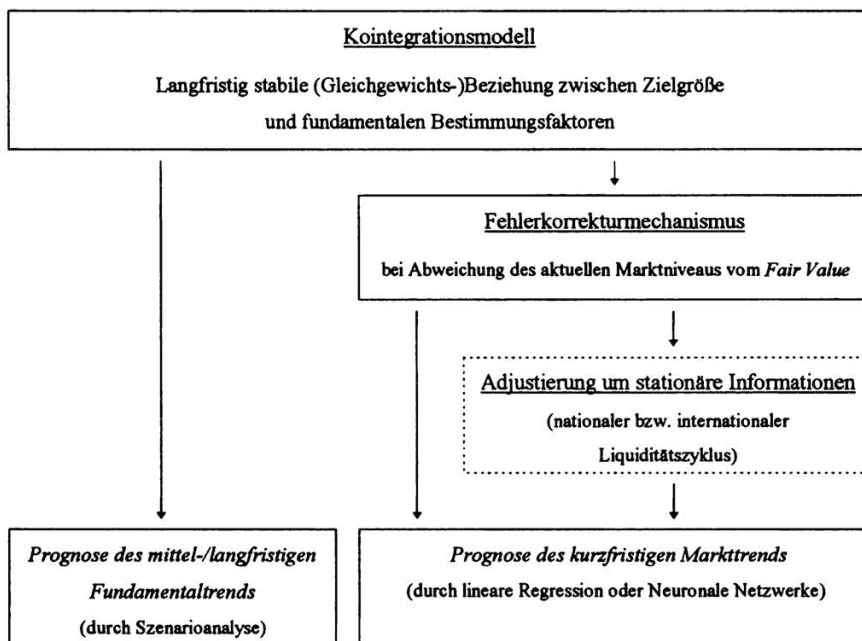


Abbildung 9: Kointegration, Fehlerkorrektur und Adjustierung

bereits in Aktienkäufen niedergeschlagen hat. Liegt der Risikoaversitätsfaktor unter seinem historischen Mittelwert, so sind die Marktteilnehmer in Aktien untergewichtet, und es ist zukünftig mit verstärkten Aktienengagements zu rechnen.⁴³

Aufgrund des nicht zu vernachlässigenden Einflusses des globalen Indikators stellt sich darüber hinaus im internationalen Kontext die Frage, (i) ob eine nationale Überschußliquidität zwangsläufig auch am nationalen Kapitalmarkt angelegt wird bzw. (ii) aus welchen Gründen (z.B. portfolio-theoretische Überlegungen) Liquidität an ausländische Märkte abfließt. Als aufschlußreich könnte sich hier vielleicht die Kombination eines Indikatorensystems zur Ermittlung der relativen Attraktivität internationaler Aktien- bzw. Rentenmärkte und der entsprechenden Liquiditätsindikatoren erweisen.

Erste weiterführende Untersuchungen signalisieren bereits, daß eine Liquiditätsadjustierung sowohl an anderen Aktienmärkten (G5) als auch an den Rentenmärkten (G5) ebenfalls zu vielversprechenden Ergebnissen

⁴³ Vgl. Metzler (1995), S. 7.

führen kann und neben der verbesserten Einschätzung der fundamentalen Bewertung auch Vorteile bei der Prognose der kurzfristigen Dynamik der entsprechenden Zielgröße bringt.

Anhang

Tabelle 5: Ergebnisse des Augmented-Dickey-Fuller-(ADF-)Tests⁴⁴

(Ohne Konstante ($\hat{\tau}$), mit Konstante ($\hat{\tau}_\mu$) bzw. mit Konstante und Trend ($\hat{\tau}_t$);
*, ** bedeuten Signifikanz auf 5 %- und 1 %-Niveau)

Variable	$\hat{\tau}$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_t$	Int.grad
BDMSCI	2.7148	-0.5610	-1.9410	I(1)
Δ BDMSCI	12.552**	-12.953**	-12.921**	I(0)
BDCPIV	-1.6143	-1.8777	-1.7985	I(1)
Δ BDCPIV	-11.821**	-11.830**	-11.820**	I(0)
BDEURO3	-1.2347	-1.4024	-1.5894	I(1)
Δ BDEURO3	-6.847**	-6.887**	-6.872**	I(0)
BDEXTV	1.2084	-1.0826	-2.3275	I(1)
Δ BDEXTV	-10.602**	-10.687**	-10.673**	I(0)
BDINPRO	1.2141	-0.3856	-2.5486	I(1)
Δ BDINPRO	-6.018**	-6.148**	-6.179**	I(0)
BDNEWO	1.5298	-0.9728	-2.3771	I(1)
Δ BDNEWO	-4.147**	-4.451**	-4.435**	I(0)
BDYLD	-0.9144	-1.3152	-1.7573	I(1)
Δ BDYLD	-13.476**	-13.472**	-13.441**	I(0)
DM_US\$	-0.3847	-1.0615	-2.4419	I(1)
Δ DM_US\$	-13.412**	-13.379**	-13.367**	I(0)
G5INPRO	2.5190	0.0231	-2.2823	I(1)
Δ G5INPRO	-4.143**	-4.895**	-4.8696**	I(0)
G5YLD	-1.0782	-0.9069	-2.9513	I(1)
Δ G5YLD	-11.228**	-9.733**	-11.226**	I(0)
SAUD\$	-0.7846	-2.8398	-2.8520	I(1)
Δ SAUD\$	-7.858**	-7.866**	-7.874**	I(0)
USYLD	-0.8104	-1.2369	-3.3450	I(1)
Δ USYLD	-5.564**	-5.572**	-5.560**	I(0)

⁴⁴ Durch ein vorangestelltes Δ werden die ersten Differenzen einer Variable bezeichnet. Die ausgewiesenen ADF-Testwerte beziehen sich jeweils auf das signifikanteste Lag.

Tabelle 6: Erläuterung der im Verlauf der Untersuchung verwendeten Variablen

Kürzel	Zeitreihe
BD_LIQ	Deutsche Überschußliquidität (Gleichung (6))
ECM	Fehlerkorrekturterm (Residuum aus Gleichung (1))
ECM_L_BD	ECM adjustiert um deutsche Überschußliquidität (Gleichung (8))
ECM_L_G5	ECM adjustiert um G5-Überschußliquidität (gemäß Gleichung (8))
ECM_L_BDG5	ECM adjustiert um BD und G5-Überschußliquidität (Gleichung (11))
FIT	Geschätzte Werte für BDMSCI (Gleichung (1))
FIT_L_BD	FIT adjustiert um deutsche Überschußliquidität (Gleichung (9))
FIT_L_G5	FIT adjustiert um G5-Überschußliquidität (gemäß Gleichung (9))
FIT_L_BDG5	FIT adjustiert um BD und G5-Überschußliquidität (gemäß Gleichung (9))
G5_LIQ	G5-Überschußliquidität (Gleichung (10))
G5_LIQ_Res	Orthogonalisierte G5-Überschußliquidität (Residuum aus Gleichung (11))

Literatur

Baring Securities (Baring, 1995): The Financial Silk Road ... A Fifth Wave of Global Money Cross Border Equity Flows, Volume I, Baring Securities International Ltd. (Hrsg.), London, 1995. – Barro, R. J. (Barro, 1992): Makroökonomie, 3. Aufl., München, 1995. – Becht, D.; Borutta, H.; Häflinger T. (Becht et al., 1996): Ein Aktienmarktmodell für die Schweiz, in: Finanzmarkt und Portfolio Management, 10. Jg., Nr. 3, 1996, S. 363 - 373. – Boschen, J. F.; Mills, L. O. (Boschen/ Mills, 1995): The Relation between Narrative and Money Market Indicators of Monetary Policy, in: Economic Inquiry, 33, 1995, S. 24 - 44. – Brunner, K. (Brunner, 1970): Eine Neuformulierung der Quantitätstheorie des Geldes – Die Theorie der relativen Preise, des Geldes, des Outputs und der Beschäftigung, in: Kredit und Kapital, Bd. 3, 1970, S. 1 - 29. – Dropsy, V.; Nazarian-Ibrahimi, F. (Dropsy/ Nazarian-Ibrahimi, 1994): Macroeconomic Policies, Exchange Rate Regimes and National Stock Markets, in: International Review of Economics and Finance, 3 (2), 1994, S. 195 - 220. – Engle, R. F.; Granger, C. W. J. (Engle/Granger, 1991): Long

Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford, 1991. – Fama, E. (Fama, 1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, in: The Journal of Finance, Vol. XXV, 1970, S. 383 - 417. – Fama, E. (Fama, 1991): Efficient Capital Markets: II, in: The Journal of Finance, Vol. XLVI, 1991, S. 1575 - 1617. – Fama, E.; French, K. R. (Fama/French, 1996): Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, in: The Journal of Finance, Vol. LI, No. 1, (March) 1996, S. 55 - 84. – Ferri, M. G.; Min, C. (Ferri/Min, 1996): Evidence that the Stock Market Overreacts and Adjusts, in: Journal of Portfolio Management, (Spring) 1996, S. 71 - 76. – Friedman, M. (Friedman, 1970): Die Quantitätstheorie des Geldes – Eine Neuformulierung, in: M. Friedman, Die optimale Geldmenge und andere Essays, München, 1970, S. 77 - 99. – Granger, C. W. J. (Granger, 1969): Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, in: Econometrica, Vol. 37, No. 3, 1969, S. 424 - 438. – Granger, C. W. J. (Granger, 1980): Testing for Causality – A Personal Viewpoint, in: Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 2, 1980, S. 329 - 352. – Granger, C. W. J. (Granger, 1988): Some Recent Developments in a Concept of Causality, in: Journal of Econometrics, Vol. 39, 1988, S. 199 - 211. – Goldfeld, S. E. (Goldfeld, 1992): Demand for Money: Empirical Studies, in: P. Newman, M. Milgate, J. Eatwell (Hrsg.), The New Palgrave Dictionary of Money & Finance, Vol. 1, London, 1992, S. 618 - 624. – Hauser, S.; Reisert, A. (Hauser/Reisert, 1988): Indikatoren für den Ein- und Ausstieg an der Börse, in: Sparkasse, 8, 105. Jg., 1988, S. 367 - 371. – Hillmer, M.; Graf, J. (Hillmer/Graf, 1994): Aktienkursprognose mit statistischen Verfahren und Neuronalen Netzen: Ein Systemvergleich, in: G. Bol; G. Nakhaei-zadeh; K.-H. Vollmer (Hrsg.), Finanzmarktanwendungen neuronaler Netze und ökonometrischer Verfahren, Heidelberg, 1994, S. 149 - 182. – Hockmann, H. J. (Hockmann, 1995): Establishing Market Expectations, in: Association for Investment Management and Research: Global Portfolio Management, Proceedings of the AIMR Seminar 'Exploring the Frontiers of Global Portfolio Management', 29 - 31 October 1995 (Frankfurt), AIMR, Charlottesville, 1995, S. 15 - 24. – Hübler, O. (Hübler, 1989): Ökonometrie, Stuttgart, 1989. – Issing, O. (Issing, 1995): Einführung in die Geldtheorie, 10. Auflage, München, 1995. – Jander, S. (Jander, 1986): Der Einfluß der Geldpolitik auf die Kapitalmarktentwicklung, Berlin, 1986. – Jandura, D.; Matthes, R. (Jandura/Matthes, 1996): Fehlerkorrekturmodelle und Neuronale Netzwerke: ein kombinierter Ansatz zur Prognose der europäischen Zinsentwicklung, in: Schröder, M. (Hrsg.), Quantitative Verfahren im Finanzmarktbe-reich – Methoden und Anwendungen, Baden-Baden, 1996, S. 193 - 220. – Johansen, S. (Johansen, 1988): Statistical Analysis of Cointegration Vectors, in: Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, 1988, S. 231 - 254. – Johansen, S. (Johansen, 1991): Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, in: Econometrica, Vol. 59, No. 6, 1991, S. 1551 - 1580. – Krämer, J.-W. (Krämer, 1995): Schätzung von Geldnachfragefunktionen – zinsgewichtete versus gewöhnliche Geldmengen, Kieler Arbeitspapiere, Arbeitspapier Nr. 673, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Kiel, 1995. – Kruth, B.-J. (Kruth, 1997): Der Einfluß von Geldmengenveränderungen auf das Zinsniveau, Lohmar, 1997. – Laffer, A. B.; Miles, M. A. (Laffer/Miles, 1982): International Economics in an Integrated World, Glenville, 1982. – Maier, G. (Maier, 1987): Die inlandswirksame Geldmenge in einer interdependenten Welt, Berlin, 1987. – McKinnon, R. I. (McKinnon, 1983): A Program for International Monetary Stability, Center for Economic Policy Research, Discussion Paper, No. 3,

(January) 1983. – B. Metzler seel. Sohn & Co. (Metzler, 1993): Research Report, Juni 1993, B. Metzler seel. Sohn & Co. KGaA (Hrsg.), Frankfurt a.M., 1993. – B. Metzler seel. Sohn & Co. (Metzler, 1994): Research Report, Mai 1994, B. Metzler seel. Sohn & Co. KGaA (Hrsg.), Frankfurt a.M., 1994. – B. Metzler seel. Sohn & Co. (Metzler, 1995): Research Report, Juli 1995, B. Metzler seel. Sohn & Co KGaA, Frankfurt a.M., 1995. – B. Metzler seel. Sohn & Co. (Metzler, 1996): macroScope – Kapitalmärkte Deutschland: Was treibt die Kurse am Aktienmarkt?, Juli 1996, B. Metzler seel. Sohn & Co KGaA (Hrsg.), Frankfurt a.M., 1996. – Morgan Stanley (Morgan Stanley, 1992): Morgan Stanley Capital International (MSCI) Indices 1992, Morgan Stanley & Co. Inc., New York, 1992. – Pichler, S. (Pichler, 1993): Aktienmarktanomalien: Systematik empirischer Befunde, in: Österreichisches Bankarchiv, Nr. 2, 1996, S. 117 - 123. – Poddig, T. (Poddig, 1996): Analyse und Prognose von Finanzmärkten, Bad Soden, 1996. – Rehkugler, H.; Jandura, D. (Rehkugler/Jandura, 1997): Prognose der G5-Aktienmärkte mit NN-gestützten Fehlerkorrekturmodellen, in: J. Biethahn, J. Kuhl, M. C. Leisewitz, V. Nissen, M. Tietze (Hrsg.) ,Softcomputing-Anwendungen im Dienstleistungsbereich – Schwerpunkt Finanzdienstleistungen – Tagungsband zum 3. Göttinger Symposium Softcomputing am 27. Feb. 1997 an der Universität Göttingen, Göttingen, 1997, S. 19 - 38. – Rey, M. (Rey, 1995): Die Geldnachfrage in der Bundesrepublik Deutschland, Aachen, 1995. – Rozeff, M. (Rozeff, 1974): Money and Stock Prices, Market Efficiency, and the Lag in the Effect of Monetary Policy, in: Journal of Financial Economics, 1, 1974, S. 245 - 302. – Schlote, K. W. (Schlote, 1989): Zu den Einflußfaktoren am deutschen Aktienmarkt bei festen und flexiblen Wechselkursen, Kieler Arbeitspapiere, Arbeitspapier Nr. 363, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Kiel, 1989. – Taylor, M. P.; Tonks, I. (Taylor/Tonks, 1989): The Internalisation of Stock Markets and the Abolition of the U.K. Exchange Control, in: The Review of Economics and Statistics, Vol. LXXI, No. 1, 1989, S. 332 - 336. – Thorbecke, W. (Thorbecke, 1997): On Stock Market Returns and Monetary Policy, in: The Journal of Finance, Vol. LII, No. 2, (June) 1997, S. 635 - 654. – J. B. Were & Son (Were, 1997): Australian Research Report – Resources Almanac, May 1997, J. B. Were & Son (Hrsg.), Melbourne, 1997.

Zusammenfassung

Monetäre Effekte auf die Bewertung des deutschen Aktienmarktes

In diesem Beitrag wird ein ökonometrisches Modell zur fundamentalen Bewertung des deutschen Aktienmarktes auf der Basis des Kointegrationsansatzes entwickelt. Da das geschätzte Modell (fundamentale) Fehlbewertungsphasen von extremem Ausmaß und Dauer ausweist, werden die Abweichungen einer eingehenden Analyse unterzogen und überprüft, ob sich diese auf monetäre Wirkungsmechanismen zurückführen lassen. Zur Quantifizierung solcher monetären Effekte wurde ein Überschußliquiditätsindikator entwickelt. Anhand von umfangreichen statistischen Tests kann nachgewiesen werden, daß sowohl der nationale als auch ein internationaler (G5-)Liquiditätszyklus einen signifikanten Einfluß auf die Aktienmarkt看wertung besitzt und sich bis zu 20 % der deutschen Aktienmarktfahlbewertung auf monetäre Einflüsse zurückführen lassen. (JEL G12, E44)

Kredit und Kapital 1/1999

Summary

Monetary Impact on the Valuation of the German Stock Market

In this paper an econometric model has been developed for the purpose of fundamental valuation of the German stock market on the basis of cointegration analysis. As the estimated model shows phases of fundamental deviation from fair value, extreme in dimension and duration, the divergencies have been analysed and checked with regard to whether these would be traceable to monetary influences. To quantify these influences, an indicator of excess liquidity has been developed. With the help of extended empirical and statistical tests, it has been shown that the national as well as the international (G5) cycle of liquidity have a significant impact on the valuation of stock market movements and that up to 20 % of the German stock market deviation from fair value are traceable to monetary influences.

Résumé

Effets monétaires sur l'évaluation du marché allemand des actions

Cet article présente un modèle économétrique, basé sur la théorie de cointégration afin d'effectuer une évaluation du marché allemand des actions par la méthode fondamentale. Comme le modèle estimé comporte des phases (fondamentales) d'erreurs d'évaluation de dimensions et de durées importantes, on effectue ici une analyse détaillée de ces écarts et on examine l'existence d'un rapport entre ces derniers et les mécanismes des effets monétaires. Afin de quantifier de tels effets monétaires, un indicateur d'excédents de liquidité a été développé. Sur base d'amples épreuves statistiques, on peut mettre en évidence l'influence significative tant du cycle national que d'un cycle international (G5) de la liquidité sur l'évaluation du marché des actions. On montre également que les erreurs d'évaluation du marché allemand des actions peuvent être attribuées jusqu'à 20 % à des effets monétaires.