

Kempf, Alexander; Korn, Olaf

Working Paper — Digitized Version

Der Einfluß von Arbitrageuren auf die Preisführerschaft von Finanzmärkten

ZEW Discussion Papers, No. 95-02

Provided in Cooperation with:

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Kempf, Alexander; Korn, Olaf (1995) : Der Einfluß von Arbitrageuren auf die Preisführerschaft von Finanzmärkten, ZEW Discussion Papers, No. 95-02, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/29470>

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.

T/76 A 10

#/r

Discussion Paper 95-02

**Der Einfluß von Arbitrageuren auf die
Preisführerschaft von Finanzmärkten**

Alexander Kempf
Olaf Korn

1995 K 1579

Der Einfluß von Arbitrageuren auf die Preisführerschaft von Finanzmärkten

von

Alexander Kempf* & Olaf Korn**

**Lehrstuhl für Finanzierung, Universität Mannheim*

***ZEW, Mannheim*

März 1995

Zusammenfassung

Die vorliegende Studie untersucht den Zusammenhang zwischen Arbitrage­tätigkeit und Preisführerschaft eines Marktes anhand Kursänderungen des DAX und des DAX-Futures. Dem Gleichgewichtsmodell von Garbade/Silber (1983) folgend wird der Einfluß (imperfekter) Arbitrage­tätigkeit auf die Lead-Lag-Struktur modelliert.

Die empirischen Analysen zeigen einen signifikanten Einfluß der Fehlbewertung zwischen Kassa- und Futuresmarkt auf die Preisführerschaft, sofern die Fehlbewertung die Transaktionskosten übersteigt. Weiterhin wird gefunden, daß bei Über- und Unterbewertungen des Futures unterschiedlich starke Anpassungsreaktionen der Preise auftreten. Schließlich belegen die Resultate, daß der Einfluß der Arbitrageure auf die Preisführerschaft mit abnehmender Restlaufzeit des Futures stärker wird.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse der Studie einen bedeutenden Einfluß der Arbitrageure auf die Lead-Lag-Struktur zwischen Kassa- und Futuresmarkt. Das Verhalten der Arbitrageure scheint jedoch deutlich komplexer zu sein als in Garbade/Silber (1983) unterstellt.

1 Einleitung

Mit zunehmenden Handelsvolumina in Futureskontrakten ist auch das Interesse an den Beziehungen zwischen Kassa- und Futurespreisen gewachsen. In der wissenschaftlichen Literatur stehen dabei zwei Aspekte im Vordergrund. Zum einen wird die Frage gestellt, ob die Preise auf Kassa- und Futuresmarkt zum selben Zeitpunkt der No-Arbitrage-Beziehung des Cost-of-Carry-Modells genügen. Zum anderen soll die Analyse der Entwicklung von Kassa- und Futurespreisen im Zeitverlauf Aufschlüsse über eine mögliche Preisführerschaft eines Marktes geben.

Beide Fragestellungen sind, auch wenn sie in der Regel getrennt untersucht werden, eng miteinander verbunden.¹ Einerseits setzt - hierauf weisen Stoll/Whaley (1990) hin - die Existenz einer Preisführerschaft voraus, daß Fehlbewertungen bestehen, d.h. die Preise auf Kassa- und Futuresmarkt nicht in jedem Zeitpunkt durch das Cost-of-Carry-Modell erklärt werden. Andererseits kann, selbst wenn Arbitrageure nicht in jedem Zeitpunkt die Arbitragefreiheit der Preise gewährleisten, vermutet werden, daß das Verhalten von Arbitrageuren einen Einfluß auf die Höhe von Kassa- und Futureskursen und damit auf die Preisführerschaft besitzt. *Die Preisführerschaft eines Marktes setzt also nicht nur imperfekte Arbitragefähigkeit voraus, sondern dürfte in ihrem Ausmaß durch das Verhalten von Arbitrageuren beeinflußt werden.*

Dieser Zusammenhang zwischen (imperfekter) Arbitragefähigkeit und Preisführerschaft eines Marktes ist Gegenstand der vorliegenden Untersuchung. Als theoretischer Ausgangspunkt wird das Gleichgewichtsmodell von Garbade/Silber (1983) verwendet. In diesem Ansatz ist die Preisdynamik zwischen Kassa- und Futuresmarkt im wesentlichen durch das Handeln von Arbitrageuren bestimmt, deren Handelsstrategie einzig durch die Höhe der Fehlbewertung determiniert wird. Eine solche Annahme ignoriert jedoch die für Arbitrageure potentiell so wichtigen Faktoren wie *Transaktionskosten*, *Restlaufzeit des Futures* und *Leerverkaufsrestriktionen* im Kassamarkt. Sie wird deshalb in der vorliegenden Studie aufgegeben, und ein allgemeineres Modell des Arbitrageverhaltens findet Verwendung.

¹ Zu empirischen Studien, die sich mit der Arbitragefreiheit der Preise beschäftigen, vergleiche etwa MacKinlay/Ramaswamy (1988), Yadav/Pope (1990) und Bühler/Kempf (1993). Die Preisführerschaft eines Marktes wird dagegen beispielsweise in den Lead-Lag-Studien von Kawaller/Koch/Koch (1987) und Grünbichler/Longstaff/Schwartz (1994) untersucht.

Mittels dieses Ansatzes wird die Preisdynamik zwischen Kassa- und Futuresmarkt anhand von Daten zu DAX und DAX-Futures empirisch untersucht. Von besonderem Interesse ist hierbei die Frage, welchen Einfluß die bisher vernachlässigten Determinanten der Arbitragefähigkeit auf die Lead-Lag-Struktur besitzen. Als Resultat der Untersuchung entsteht ein differenziertes Bild der Bedeutung des Arbitrageverhaltens für die Dynamik der innertäglichen Kursänderungen auf Kassa- und Futuresmarkt.

Der verbleibende Teil des Artikels ist wie folgt gegliedert: Kapitel 2 gibt einen Überblick zur relevanten Literatur und erläutert die Methodik bisheriger Lead-Lag-Studien. Im Kapitel 3 wird das Modell von Garbade/Silber (1983) skizziert sowie die mögliche Bedeutung von Transaktionskosten, Restlaufzeit des Futures und Leerverkaufsrestriktionen auf das Verhalten von Arbitrageuren diskutiert. Kapitel 4 liefert eine Beschreibung des verwendeten Datenmaterials. Im Kapitel 5 werden die Resultate der empirischen Untersuchung vorgestellt, und Kapitel 6 faßt abschließend die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

2 Literaturübersicht und Methodik von Lead-Lag-Studien

Für den amerikanischen Markt wurden mehrere Lead-Lag-Studien zur zeitlichen Dynamik der Kursänderungen bzw. Renditen von Aktienindizes und Indexfutures vorgelegt.² Eine frühe Arbeit stellt Kawaller/Koch/Koch (1987) dar. Dabei werden die minütlichen Kursänderungen des einen Marktes auf zeitversetzte Kursänderungen des anderen Marktes regressiert und anschließend Kausalitätstests des Granger-Typs durchgeführt, um den zeitlichen Vorlauf eines Marktes zu prüfen.³ Die Autoren berichten von einem signifikanten zeitlichen Vorlauf des Futuresmarktes, wohingegen ein Lead des Kassamarktes nur schwach oder insignifikant ist.

Die Artikel von Stoll/Whaley (1990) und Chan (1992) leisten insoweit einen weiterführenden Beitrag, als sie auf das speziell für innertägliche Renditen wichtige Problem des „Infrequent Trading“ eingehen. Darunter ist zu verstehen, daß sich die Indexwerte aus den Preisen der letzten Transaktionen aller Einzelaktien berechnen

² Im weiteren erfolgt eine Beschränkung auf Lead-Lag-Studien zu Aktienindizes und zugehörigen Indexfutures.

³ Zu Kausalitätstests siehe Granger (1969) und Sims (1972).

und nicht alle Aktien ständig gehandelt werden. Deshalb paßt sich der entsprechende Aktienindex möglicherweise langsamer an neue Informationen an als der aus einer einzigen Anlage bestehende Future. Das „Infrequent Trading“ kann also zu einem „künstlichen“ Lead des Futuresmarktes führen. Doch selbst unter Verwendung eines Korrekturverfahrens für die Effekte von „Infrequent Trading“ stellen Stoll/Whaley (1990) und Chan (1992), analog zu Kawaller/Koch/Koch (1987), anhand von Kausalitätstests einen Lead des Futuresmarktes fest.

Mit den Arbeiten von Kempf/Kaehler (1993) und Grünbichler/Longstaff/Schwartz (1994) liegen zwei Lead-Lag-Studien für den DAX und DAX-Futures vor. Dem Vorgehen von Stoll/Whaley (1990) folgend werden unter Verwendung von 5-Minuten-Renditen Sims-Tests auf Kausalität durchgeführt. Grünbichler/Longstaff/Schwartz (1994) konstatieren einen Einfluß der bis zu zwanzig Minuten zurückliegenden Futuresrenditen auf die Kassarenditen. Umgekehrt ist nur ein fünfminütiger Vorlauf des Indexes gegenüber dem Future nachweisbar. Kempf/Kaehler (1993) stellen diese Asymmetrie in der Lead-Lag-Beziehung ebenfalls fest.

Die Methodik der genannten Studien ist sowohl aus ökonomischer als auch aus statistischer Sicht kritisiert worden. Einerseits betonen Schwarz/Laatsch (1991) die Rolle des Verhaltens von Arbitrageuren für das dynamische Preisgefüge zwischen Kassa- und Futuresmarkt, das in obigen Modellen nicht modelliert wird. Andererseits argumentieren Gosh (1993), Wahab/Lashgari (1993) und Puttonen (1993), daß die in den Studien verwendeten ökonometrischen Modelle möglicherweise fehlspezifiziert sind, da eine Kointegrationsbeziehung zwischen Kassa- und Futurespreisen vermutet werden kann.⁴ Beide Argumentationsstränge, fehlende Berücksichtigung von Arbitrageuren und Fehlspezifikation des Modells aufgrund einer Kointegrationsbeziehung, werden bei Antoniou/Garrett (1993) und Dwyer/Locke/Yu (1993) zusammengeführt. Diese Arbeiten weisen auf das Modell von Garbade/Silber (1983) als ökonomische Fundierung für die Aufnahme von Fehlerkorrekturtermen bei Lead-Lag-Studien hin.

⁴ Beim Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung ist die Fehlspezifikation eine Konsequenz von Grangers Repräsentationstheorem. Vergleiche dazu auch die Diskussion in Engle/Granger (1987), S. 259.

3 Arbitrage und Preisführerschaft

3.1 Das Modell von Garbade und Silber

Den Ausgangspunkt der Überlegungen zum Preiszusammenhang zwischen Kassa- und Futuresmärkten bildet das Cost-of-Carry-Modell.⁵ Das zentrale Resultat dieses Modells lautet: Wenn alle Märkte friktionslos sind, Zinsen sich nicht stochastisch entwickeln und Arbitrageure in vollständigem Wettbewerb miteinander stehen, können keine Arbitragemöglichkeiten existieren. Dann muß die folgende Preisbeziehung gelten:⁶

$$(1) \quad F^*(t) = S(t)$$

$$\text{mit: } F^*(t) \equiv F(t)e^{-r(t,\tau)\tau}$$

Der Kassakurs $S(t)$ entspricht bei Arbitragefreiheit dem diskontierten Futureskurs $F^*(t)$ zu einem Zeitpunkt t . Die Restlaufzeit des Futures in Jahren wird mit τ bezeichnet, der Zinssatz einer risikolosen Mittelanlage oder -aufnahme der Fristigkeit τ Jahre mit $r(t, \tau)$. Aus Gleichung (1) folgt unmittelbar, daß die Fehlbewertung

$$(2) \quad X(t) \equiv F^*(t) - S(t)$$

stets den Wert Null annehmen muß. Ist jedoch eine der zugrundeliegenden Annahmen verletzt, herrscht also beispielsweise kein vollständiger Wettbewerb zwischen Arbitrageuren oder haben Arbitrageure Transaktionskosten zu zahlen, dann gilt Gleichung (1) nicht in jedem Zeitpunkt, und es können positive oder negative Fehlbewertungen auftreten. Erstere werden als Überbewertung des Futures, letztere als Unterbewertung des Futures bezeichnet.

Ausgangspunkt des Modells von Garbade/Silber (1983) ist die Überlegung, daß die Annahmen des Cost-of-Carry-Modells nicht erfüllt sind, daß also Fehlbewertungen

⁵ Vgl. zu einer Darstellung des Cost-of-Carry-Modells für die Preisbeziehung zwischen Aktienindex und zugehörigem Futureskontrakt beispielsweise Cornell/French (1983).

⁶ Hierbei ist unterstellt, daß aus dem Kassainstrument keine Halteerträge resultieren.

aufzutreten können. Dann läßt sich der Preiszusammenhang zwischen Kassa- und Futuresmarkt nicht mehr mittels eines No-Arbitrage-Ansatzes, sondern nur im Rahmen eines Gleichgewichtsmodells bestimmen. Ein solches Modell wird von Garbade/Silber (1983) entwickelt und im folgenden in seiner Grundstruktur dargestellt.⁷

Im Modell von Garbade/Silber (1983) werden drei Gruppen von Marktteilnehmern betrachtet. Eine erste Gruppe besteht hierbei aus Spekulanten, die sich in ihrem Handeln auf den Kassamarkt beschränken. Die zweite Gruppe umfaßt Spekulanten, die nur am Futuresmarkt tätig sind. Daneben wird eine Gruppe von Arbitrageuren modelliert, die jeweils entgegengesetzte Positionen auf Kassa- und Futuresmarkt eingeht.

Die Überschufnachfrage der Gruppe der Kassamarktspekulanten wird in Garbade/Silber(1983) modelliert als:

$$(3) \quad D_S(t) = -A_S \{S(t) - R_S(t)\}.$$

Dabei bezeichnet A_S den konstanten positiven Steigungsparameter der linearen Nachfragefunktion, $S(t)$ den aktuellen Kassakurs und $R_S(t)$ den Reservationspreis der Kassamarktspekulanten. Entspricht der tatsächliche Kassakurs diesem Reservationspreis, so besteht für Kassamarktspekulanten keine Veranlassung, ihren aktuellen Bestand an Kassainstrumenten zu ändern, d.h. sie handeln nicht. Übersteigt der Reservationspreis den Kassakurs, so fragen Kassamarktspekulanten nach, im entgegengesetzten Fall bieten sie das Kassainstrument an. Via Nachfrage der Kassamarktspekulanten hängt der gleichgewichtige Kassakurs somit von deren Reservationspreis ab. Um die Dynamik des Kassakurses bestimmen zu können, muß deshalb eine Annahme über die Entwicklung dieses Reservationspreises getroffen werden. Garbade/Silber (1983) unterstellen, daß der Reservationspreis einem Random-Walk-Prozeß der folgenden Form folgt:

$$(4) \quad R_S(t) = R_S(t-1) + v(t) + w_S(t).$$

Hierbei bezeichnen $v(t)$ und $w_S(t)$ miteinander unkorrelierte, unabhängig identisch normalverteilte Zufallsvariablen mit Mittelwert Null und Varianz σ_v^2 bzw. σ_S^2 . Die

⁷ Im folgenden wird ein Modell in Abhängigkeit von Kassa- und Futureskurs formuliert, während Garbade/Silber (1983) den Ansatz unter Verwendung logarithmierter Kurse spezifizieren.

Variable $v(t)$ kann hierbei als eine Information interpretiert werden, die sowohl für Kassa- als auch Futuresmarktspekulanten von Bedeutung ist, während $w_s(t)$ nur für Spekulanten am Kassamarkt relevant ist.

Berücksichtigt man schließlich noch, daß die Kassamarktspekulanten unmittelbar nach Ermittlung des Gleichgewichtskurses in $t - 1$ keinen Anreiz mehr gehabt haben können, zum Kurs $S(t - 1)$ noch weiter zu handeln, so folgt hieraus, daß unmittelbar nach Markträumung $R_s(t - 1) = S(t - 1)$ gilt. Aufgrund dieser Beziehung läßt sich die Nachfragefunktion der Kassamarktspekulanten unter Verwendung der Gleichungen (3) und (4) schreiben als:

$$(5) \quad D_s(t) = -A_s \{S(t) - S(t-1) - v(t) - w_s(t)\}.$$

Die Nachfrage der Kassamarktspekulanten ist also um so kleiner, je stärker der Kassakurs steigt, und ist um so größer, je stärker der Reservationspreis steigt.

Völlig analog kann die Nachfragefunktion der Spekulanten auf dem Futuresmarkt abgeleitet werden. Sie ergibt sich als:

$$(6) \quad D_f(t) = -A_f \{F^*(t) - F^*(t-1) - v(t) - w_f(t)\}.$$

Es bezeichne hierbei A_f die konstante positive Steigung der Nachfragefunktion der Futuresmarktspekulanten, und $F^*(t)$ bzw. $F^*(t - 1)$ bezeichne den diskontierten Futureskurs im Zeitpunkt t bzw. $t - 1$. Die Zufallsvariable $v(t)$ wurde bereits in Zusammenhang mit Gleichung (4) charakterisiert, und $w_f(t)$ kann als Information interpretiert werden, die nur für Futuresmarktspekulanten von Bedeutung ist. Dabei sei $w_f(t)$ eine unabhängig, identisch normalverteilte Zufallsvariable mit Mittelwert Null und Varianz σ_f^2 , die darüber hinaus mit den Zufallsvariablen $v(t)$ und $w_s(t)$ unkorreliert ist.

Die dritte Gruppe von Marktteilnehmern, die Arbitrageure, gehen keine spekulativen Positionen ein, d.h. ihre Nachfrage am Futuresmarkt, $D_f^A(t)$, entspricht ihrem Angebot am Kassamarkt, $-D_s^A(t)$:

$$(7) \quad D_f^A(t) = -D_s^A(t).$$

Die Nachfrage der Arbitrageure am Futuresmarkt sei hierbei um so größer, je

stärker der Futureskontrakt unterbewertet ist, d.h. je kleiner $X(t)$ ist. Die Nachfragefunktion der Arbitrageure am Futuresmarkt lautet

$$(8) \quad D_F^A(t) = -HX(t),$$

wobei H einen positiven Steigungsparameter darstellt. Je größer H ist, desto stärker reagieren Arbitrageure auf eine Fehlbewertung des Futureskontraktes. Aus Gleichung (7) und (8) folgt für die Nachfrage der Arbitrageure am Kassamarkt:

$$(9) \quad D_S^A(t) = HX(t).$$

Die aus den Gleichungen (5) und (9) bzw. (6) und (8) abgeleiteten Kassa- bzw. Futureskurse im Gleichgewicht ergeben sich aus den Marktträumungsbedingungen als

$$(10) \quad \begin{bmatrix} S(t) \\ F^*(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1-a & a \\ b & 1-b \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S(t-1) \\ F^*(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_S(t) \\ u_F(t) \end{bmatrix}$$

mit:

$$(11a) \quad a = \frac{H / A_S}{1 + [H / A_S] + [H / A_F]}$$

$$(11b) \quad b = \frac{H / A_F}{1 + [H / A_S] + [H / A_F]}$$

$$(11c) \quad u_S(t) = v(t) + (1-a)w_S(t) + aw_F(t)$$

$$(11d) \quad u_F(t) = v(t) + bw_S(t) + (1-b)w_F(t)$$

Für die Varianzen und die Kovarianz von $u_S(t)$ und $u_F(t)$ folgt damit:

$$(12a) \quad \text{Var}[u_S(t)] = \sigma_v^2 + (1-a)^2 \sigma_S^2 + a^2 \sigma_F^2$$

$$(12b) \quad \text{Var}[u_F(t)] = \sigma_v^2 + b^2 \sigma_S^2 + (1-b)^2 \sigma_F^2$$

$$(12c) \quad \text{Cov}[u_F(t), u_S(t)] = \sigma_v^2 + (1-a)b\sigma_S^2 + a(1-b)\sigma_F^2$$

Gleichung (10) zeigt, daß der aktuelle Kassakurs sowohl von der Höhe des Kassa- als auch des diskontierten Futureskurses in der Vergangenheit abhängt. Umgekehrt hängt auch der diskontierte Futureskurs vom Kassakurs in der Vergangenheit ab. Beide Märkte sind also durch das Handeln der Arbitrageure miteinander verbunden.

Anhand der Gleichungen (10) bis (12) können nun einige Implikationen des Modells diskutiert werden. Die Kassa- und Futurespreise beschreiben gemäß (10) einen bivariaten Random-Walk, wobei das Zusammenspiel der beiden Kursreihen wesentlich von den Parametern a und b bestimmt ist, was in der folgenden alternativen Schreibweise des Modells als Fehlerkorrekturmodell noch stärker hervortritt:

$$(13) \quad \begin{aligned} \Delta S(t) &= a[F^*(t-1) - S(t-1)] + u_S(t) \\ \Delta F^*(t) &= -b[F^*(t-1) - S(t-1)] + u_F(t) \end{aligned}$$

Die Wirkung des Arbitrageverhaltens auf die Preisdynamik läßt sich gut anhand der beiden Extremfälle $H=0$ und $H \rightarrow \infty$ verdeutlichen. Existiert keine Arbitragefähigkeit, d.h. $H=0$, so gilt auch $a=b=0$. Damit verschwinden die Fehlerkorrekturterme $[F^* - S]$ in (13). Es besteht keine Tendenz zu einer Verringerung einmal aufgetretener Fehlbewertungen zwischen Kassa- und Futuresinstrument. Für $H \rightarrow \infty$, d.h. bei unendlich elastischer Arbitragenachfrage, ergibt sich im Limit $a = A_F / (A_F + A_S)$ und $b = A_S / (A_F + A_S)$. Hieraus folgt unmittelbar $Var[u_S(t)] = Var[u_F(t)] = Cov[u_S(t), u_F(t)]$. Da $a + b = 1$, werden in der Vorperiode aufgetretene Fehlbewertungen nach (13) vollständig ausgeglichen. Zusammen mit der perfekten Korrelation der Fehlerterme $u_S(t)$ und $u_F(t)$ folgt daraus, daß Kassakurs und diskontierter Futureskurs identisch sind. Damit konvergiert das Modell von Garbade/Silber (1983) für $H \rightarrow \infty$ gegen das Cost-of-Carry-Modell.

Die Summe aus den Parametern a und b liefert ein Maß für die Integration der Märkte. Je näher diese Größe bei ihrem Maximalwert von 1 liegt, desto schneller werden nach Gleichung (13) einmal aufgetretene Fehlbewertungen wieder ausgeglichen, d.h. desto enger sind die Preise an beiden Märkten aneinander gekoppelt. Auch die Frage der Preisführerschaft eines Marktes kann anhand der Parameter a und b beurteilt werden. Für den Fall $a > b$ reagiert der Kassamarkt stärker auf eine in der Vergangenheit aufgetretene Fehlbewertung als der Futuresmarkt. Damit übernimmt der Futuresmarkt insofern eine Preisführerschaft, als sich der Kassakurs tendenziell

stärker auf den Futureskurs zubewegt als umgekehrt. Für $a < b$ besitzt hingegen der Kassamarkt die Preisführerschaft.

Nach der Argumentation von Garbade/Silber (1983) ist die Aufnahme von Fehlerkorrekturtermen in ein ökonometrisches Modell der Preisdynamik zwischen Kassa- und Futuresmarkt aus dem Arbitrageverhalten heraus begründet. Dieses Kalkül sollte auch bei der empirischen Umsetzung berücksichtigt werden. Eine Spezifikation des Modells mit a und b als konstanten Parametern, wie sie fast ausnahmslos vorgenommen wird, ist zu restriktiv, um das tatsächliche Verhalten von Arbitrageuren abbilden zu können.⁸ Dies gilt aus mehreren Gründen, die im folgenden dargestellt werden.

3.2 Determinanten der Arbitragenachfrage

Arbitrageure sind Transaktionskosten ausgesetzt. Deshalb wird ihre Arbitragetätigkeit erst dann einsetzen, wenn über die Kosten der Transaktion hinausgehende Arbitragegewinne möglich sind, d.h. der Parameter H in den Gleichungen (8) und (9) und in Konsequenz auch die Parameter a und b in Gleichung (10) sollten nur außerhalb der Transaktionskostenbänder positive Werte annehmen und ansonsten Null sein. Auf die Bedeutung von Transaktionskostenbändern haben bereits Dwyer/Locke/Yu (1993) sowie Pope/Yadav (1992) hingewiesen. In diesen Arbeiten wird jedoch unterstellt, daß beim Aufbau einer Long-Arbitrageposition (Long-Position in Aktien, Short-Position in Futures) die gleichen Transaktionskosten anfallen wie beim Aufbau einer Short-Arbitrageposition (Short-Position in Aktien, Long-Position in Futures). Eine solche Annahme ist nicht angemessen, da Arbitrageure - sofern sie nicht bereits eine Long-Position in Aktien besitzen - im Fall einer Short-Arbitrage Aktien entleihen müssen und hierfür zeitabhängige Wertpapierleihekosten zu entrichten haben. Als Konsequenz hiervon liegen die Kosten einer Short-Arbitrage-Transaktion über denen einer Long-Arbitrage-Transaktion. Letztere werden einzig durch Handelskosten bestimmt, während erstere sich aus Handels- und Wertpapierleihekosten zusammen-

⁸ Schon Garbade/Silber (1983) benutzen im empirischen Teil ihrer Arbeit diese Annahme. Analog geht Merz (1994) unter Verwendung täglicher Daten des DAX und des DAX-Futures vor. Weitere empirische Umsetzungen des Modells unter dieser restriktiven Annahme finden sich bei Quan (1992) und Schwarz/Szakmary (1994) für Rohölfutures und Khoury/Yourougou (1991) für Getreidefutures.

setzen. So entstehen asymmetrische Transaktionskostenbänder, die Berücksichtigung finden sollten. Der Einfluß asymmetrischer Transaktionskostenbänder auf die Preisdynamik in Kassa- und Futuresmarkt wird in Abschnitt 5 empirisch untersucht.

Die Situation wird komplexer, wenn verschiedene Arbitrageure unterschiedliche Leihkosten tragen müssen.⁹ Dann bestimmt eine möglicherweise nur kleine Gruppe, bestehend aus Arbitrageuren mit den geringsten Kosten, die Arbitragenachfrage im Fall einer Unterbewertung. Die Anzahl der im Markt tätigen Arbitrageure kann jedoch einen Einfluß auf das Arbitragevolumen besitzen. So zeigt Holden (1994) im Rahmen eines statischen Gleichgewichtsmodells, daß das Ausmaß der Arbitrage-tätigkeit c.p. mit der Anzahl der Arbitrageure im Markt zunimmt. Wenn im Fall einer Short-Arbitragemöglichkeit nur die Arbitrageure mit den geringsten Kosten tätig werden können, während die Transaktionskosten bei Long-Arbitrage für alle Investoren gleich sind, dann kann erwartet werden, daß das Arbitragevolumen selbst außerhalb der asymmetrischen Transaktionskostenbänder bei Long- und Short-Arbitragemöglichkeiten unterschiedlich ist. Die Gruppe der Arbitrageure sollte - für gegebene absolute Höhe der Differenz zwischen Fehlbewertung und Transaktionskosten - in geringerem Umfang handeln, wenn diese negativ ist, im Vergleich zu einer positiven Fehlbewertung. Als Konsequenz hiervon dürften sich die Geschwindigkeiten der Preiskonvergenz von Kassa- und Futuresmarkt für Short- bzw. Long-Arbitragemöglichkeiten unterscheiden. Eine empirische Überprüfung dieser Hypothese erfolgt in Abschnitt 5.

Herrscht kein vollständiger Wettbewerb zwischen den Arbitrageuren und berücksichtigten Arbitrageure Auswirkungen ihres Handelns auf zukünftige Arbitragemöglichkeiten, so zeigen sowohl Holden (1990) in einem Modell ohne Transaktionskosten als auch Bühler/Kempf (1994a) in einem Modell mit Transaktionskosten, daß das optimale Handelsvolumen der Gruppe der Arbitrageure c.p. um so kleiner ausfällt, je länger die Restlaufzeit des Futures ist. Der Grund für dieses Verhalten besteht darin, daß Arbitrageure versuchen, eine bestehende Arbitragemöglichkeit durch mehrere nacheinander ausgeführte Orders auszunutzen, um den - für sie ungünstigen - Kurseinfluß eines einzelnen Auftrags auf die Fehlbewertung zu minimieren. Je länger die Restlaufzeit des Futures ist, desto mehr Handelszeitpunkte stehen dem Arbitra-

⁹ Unterschiedliche Handelskosten für verschiedene Arbitrageure dürften demgegenüber von geringer Bedeutung sein, da Handelskosten primär die Maklercourtage im Aktienmarkt in Höhe von 0,06 % umfassen. Zu einer detaillierteren Darstellung der Transaktionskosten vergleiche Abschnitt 4.

geur zur Verfügung, und desto geringer ist c.p. das Transaktionsvolumen in einem Zeitpunkt. Der Einfluß der Restlaufzeit auf die Lead-Lag-Beziehung wird in Abschnitt 5 empirisch überprüft.

4 Datenbeschreibung

Der Untersuchung liegen Daten des Deutschen Aktienindex (DAX) und DAX-Futureskurse zugrunde, die von der Frankfurter Wertpapierbörse bzw. der Deutschen Finanzdatenbank, Karlsruhe, zur Verfügung gestellt wurden. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich vom ersten Handelstag in DAX-Futures (23.11.1990) bis zum Fälligkeitstermin des März93-Kontraktes (18.3.1993).

Die DAX-Datei umfaßt für den gesamten Untersuchungszeitraum innertägliche Indexwerte im Abstand von fünf Minuten.¹⁰ Die DAX-Futures-Datei beinhaltet sämtliche zeitgestempelten Bid- und Ask-Kurse der DAX-Futureskontrakte mit der jeweils kürzesten Restlaufzeit. Aus Bid- und Ask-Kursen wird das arithmetische Mittel gebildet, und diese mittleren Quotes gehen in die Untersuchung ein. Jedem Indexwert wird der zu diesem Zeitpunkt gültige mittlere Futuresquote zugeordnet. So ergibt sich eine Zeitreihe bestehend aus Futureskursen und Indexwerten in 5-minütigem Abstand. Um mögliche Verzerrungen zu Beginn der Börsensitzung zu vermeiden, erfolgt eine Beschränkung auf das Zeitfenster von 10.45 Uhr bis 13.30 Uhr. Aus den Futureskursen $F(t)$ werden diskontierte Futureskurse

$$(14) F^*(t) \equiv F(t)e^{-r(t,\tau)\tau}$$

berechnet. Hierbei bezeichnet τ die Restlaufzeit des Futures in Jahren und $r(t,\tau)$ den Zinssatz einer risikolosen Mittelanlage oder -aufnahme der Fristigkeit τ Jahre. Zur Ermittlung des diskontierten Futureskurses stehen tägliche Geld- und Briefkurse des

¹⁰ Diese Frequenz der Daten ist gewählt, um die Bedeutung des Problems veralteter Kurse im Index zu mildern. Vgl. Miller/Muthuswamy/Whaley (1994) zu einer Diskussion des Einflusses veralteter Kurse auf die statistischen Eigenschaften der Fehlbewertung. Grünbichler/Longstaff/Schwartz (1994) berichten, daß die mittlere Handelsfrequenz der im DAX enthaltenen Aktien etwa 5 Minuten beträgt.

Geldmarktzinssatzes für verschiedene Laufzeiten zur Verfügung.¹¹ Es handelt sich hierbei um Tages-, 1-Monats- und 3-Monatszinssätze. Da somit in der Regel keine laufzeitäquivalenten Zinssätze vorliegen, werden restlaufzeitäquivalente Geld- und Briefkurse des Zinssatzes durch lineare Interpolation der beiden nächstliegenden Zinssätze berechnet. Zur Berechnung des diskontierten Futureskurses gemäß Gleichung (14) wird das arithmetische Mittel aus dem laufzeitäquivalenten Geld- und Briefkurs verwendet.

Aus den Zeitreihen der diskontierten Futureskurse F^* und der Kassakurse S werden die innertäglichen Kursveränderungen

$$(15) \Delta S(t) \equiv S(t) - S(t-1)$$

$$(16) \Delta F^*(t) \equiv F^*(t) - F^*(t-1)$$

berechnet. Es werden nur Kursveränderungen innerhalb eines Handelstages ermittelt, um eine konstante Zeitdifferenz von 5 Minuten zwischen den beiden eingehenden Kursen zu gewährleisten.

Die Nachfrage der Arbitrageure hängt, wie in Abschnitt 3 dargestellt, vermutlich von der Fehlbewertung $X(t)$ des Futureskontraktes, den Transaktionskosten und der Restlaufzeit des Futureskontraktes ab.

Transaktionskosten fallen in Form von Handelskosten sowohl beim Aufbau als auch beim späteren Schließen der Arbitrageposition auf dem Kassa- und dem Futuresmarkt an. Beim Aufbau einer Short-Arbitrageposition muß der Arbitrageur zusätzlich Wertpapierleihkosten zahlen, da unterstellt wird, daß er den Aktienverkauf nicht aus einem vorhandenen Bestand tätigen kann. Diese Annahme wird getroffen, um sicherzustellen, daß die Entscheidung des Arbitrageurs, eine Short-Position aufzubauen, nicht davon abhängt, ob er in der Vergangenheit eine Long-Position in Aktien erworben hat.

Die beim Schließen der Arbitrageposition zu zahlenden Handelskosten sind für den Arbitrageur im Entscheidungszeitpunkt unbekannt. Es wird im weiteren unterstellt, daß der Arbitrageur Round-Trip-Handelskosten C in doppelter Höhe der beim Aufbau der Arbitrageposition anfallenden Handelskosten kalkuliert.

¹¹ Die Zinsdaten wurden von der Deutschen Finanzdatenbank, Mannheim, zur Verfügung gestellt.

Die Handelskosten von institutionellen Investoren - an solche ist bei Arbitrageuren zu denken - werden primär durch die zu zahlende Courtagage am Kassamarkt in Höhe von 0,06% des Kurswertes determiniert. Demgegenüber sind die Handelskosten an der DTB in Höhe von 4 DM pro Futureskontrakt und die Buchungsgebühren des Deutschen Kassenvereins in Höhe von 25 DM sehr gering. Die Round-Trip-Transaktionskosten werden in folgender Höhe unterstellt:

$$(17) C(t) = 2 * \{0,0006 S(t) + 4 + 25\}$$

Beim Aufbau einer Short-Arbitrageposition fallen neben Handelskosten annahmegemäß Kosten der Aktienleihe an. Die Wertpapierleihekosten sind für die verbleibende Restlaufzeit des Futures zu zahlen, da unterstellt wird, daß der Arbitrageur sämtliche Arbitragepositionen bis Fälligkeit des Futures hält. Es gilt deshalb:

$$(18) WPL(t) = wpl(t) * S(t) * \tau$$

Hierbei bezeichnet $wpl(t)$ den Wertpapierleihesatz p.a. zum Zeitpunkt t . Die Wertpapierleihesätze haben sich während des Untersuchungszeitraums stark verringert, so daß zeitabhängige Leihsätze verwendet werden. Die Höhe des Leihsatzes wird nach Rücksprache mit Marktteilnehmern zu Beginn des Untersuchungszeitraums in Höhe von 2,5 % p.a. angenommen, am Ende des Untersuchungszeitraums in Höhe von 0,75 % p.a.. Der Entleihsatz für beliebige Zeitpunkte innerhalb des Untersuchungszeitraums wird durch lineare Interpolation ermittelt.

Bei der Ermittlung des diskontierten Futureskurses in Gleichung (14) und der Fehlbewertung gemäß (2) wurde das arithmetische Mittel zwischen dem Geld- und Briefkurs des laufzeitäquivalenten Geldmarktzinssatzes verwendet. Da ein Arbitrageur Mittel nur zum Sollzins r_{soll} aufnehmen und zum Habenzins r_{haben} anlegen kann, würden die Handelsmöglichkeiten des Arbitrageurs überschätzt, wenn die simulierte Arbitragestrategie auf der Fehlbewertung gemäß Gleichung (2) aufbaute. Um diese Verzerrung zu vermeiden, werden Fehlbewertungen unter Verwendung von Soll- bzw. Habenzinssätzen ermittelt, mit deren Hilfe die Handelsstrategie des Arbitrageurs beschrieben werden kann:

$$(19a) X(t)_{soll} \equiv F(t) e^{-r_{soll}(t,\tau)\tau},$$

$$(19b) X(t)_{haben} \equiv F(t) e^{-r_{haben}(t,\tau)\tau}.$$

Die Handelsstrategie des Arbitrageurs lautet somit:

$$(20) X(t)_{\text{sell}} > C(t) \quad \Rightarrow \text{Long-Arbitrage.}$$

$$(21) X(t)_{\text{haben}} < -C(t) - WPL(t) \quad \Rightarrow \text{Short-Arbitrage.}$$

5 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

5.1 Autokorrelationsstruktur der Kursänderungen

Vor einer Analyse des Lead-Lag Verhaltens seien zunächst einige statistische Eigenschaften der DAX- bzw. DAX-Futures-Kursänderungen betrachtet. Tabelle 1 gibt die Autokorrelationen beider Zeitreihen bis zum Lag 8, d.h. mit bis zu 40 Minuten Verzögerung, wieder. Beide Reihen wurden darüber hinaus auf ARCH-Effekte¹² (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) untersucht. Lagrange-Multiplier-Tests liefern bezüglich einer ARCH(1)-Spezifikation Teststatistiken von 32,83 für die Kassareihe und 690,47 für die Futuresreihe. Damit sind beide Testwerte auf einem Testniveau von 1% signifikant.¹³ Die nachgewiesene Existenz von ARCH-Effekten muß bei der Schätzung der Standardabweichung von Autokorrelationskoeffizienten berücksichtigt werden. Die in Tabelle 1 angegebenen Werte sind daher mittels der von Diebold (1988) angegebenen Korrektur berechnet.¹⁴

¹² ARCH-Modelle gehen auf die Arbeit von Engle (1982) zurück. Dort wird auch ein Lagrange-Multiplier-Test auf ARCH vorgestellt.

¹³ Die Existenz von ARCH-Effekten in den DAX-Renditen ist in mehreren Studien dokumentiert. Vgl. Akgiray/Booth/Loistl (1989), Grünbichler/Schwartz (1993) sowie Schmitt (1994).

¹⁴ Vgl. Diebold (1988), S. 21-26.

Tabelle 1: Autokorrelationen der Kursänderungen von DAX und DAX-Futures.

Lag	DAX-Kursänderungen			DAX-Futures-Kursänderungen			Anzahl ¹⁵ Beobachtungen
	Autokorrelation	Standardfehler	t-Statistik	Autokorrelation	Standardfehler	t-Statistik	
1	0,270**	0,013	20,76	0,043**	0,022	2,00	17760
2	0,002	0,032	0,06	-0,035	0,036	-0,96	17205
3	-0,031*	0,013	-2,33	-0,039**	0,017	2,28	16650
4	0,004	0,011	0,37	0,007	0,011	0,64	16095
5	-0,040**	0,010	4,08	0,036**	0,012	3,08	15540
6	0,062**	0,012	5,12	0,036**	0,011	3,34	14985
7	0,054**	0,010	5,34	0,030**	0,011	2,63	14430
8	0,051**	0,010	5,00	0,027*	0,011	2,50	13875
Signifikant auf 5%-Niveau: *, 1%-Niveau:**							

Sowohl am Kassa- als auch am Futuresmarkt ergeben sich z.T. signifikante Autokorrelationen. Besonders auffällig ist der Wert von 0,27 für die um fünf Minuten verzögerten Kursänderungen des DAX. Wie Stoll/Whaley (1990) und Chan (1992) betonen, könnte es sich dabei um ein durch „Infrequent Trading“ hervorgerufenen Artefakt handeln. Stoll/Whaley (1990) entwickeln daher ein Modell zur Ausschaltung der durch „Infrequent Trading“ hervorgerufenen Effekte. Im Ergebnis liefert ihr Ansatz ein autoregressives Modell, mit dem die Kursänderungen gefiltert werden. Eine solche Filterung wird auch hier vorgenommen. Die Ordnung des AR-Modells ist dabei auf den nach dem Informationskriterium von Schwarz (1978) optimalen Wert von 2 festgelegt. Alle folgenden Analysen beziehen sich nicht mehr auf die beobachteten Kursänderungen des DAX sondern auf die um „Infrequent Trading“ - Effekte

¹⁵ Da für die Berechnung der Autokorrelation ausschließlich Kursänderungen innerhalb desselben Tages Verwendung finden, nimmt die Zahl der verfügbaren Beobachtungen bei jedem weiteren Lag um die Anzahl der betrachteten Handelstage ab.

korrigierten Werte, d.h. mit $S(t)$ seien von nun an die Residuen des AR(2)-Modells bezeichnet.¹⁶

5.2 Vektor-Autoregressives Modell

Dem Vorgehen bisheriger Studien folgend sei zunächst eine Lead-Lag-Analyse vorgestellt, die auf einem Vektor-Autoregressiven Modell (VAR Modell) der beiden Zeitreihen beruht. Dabei werden die Kursänderungen am Futures- und Kassamarkt auf zeitverzögerte Kursänderungen beider Märkte regressiert. Es ergibt sich der folgende Schätzansatz:

$$(22) \quad \begin{aligned} \Delta S(t) &= \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} * \Delta F^*(t-j) + \varepsilon_S(t) \\ \Delta F^*(t) &= \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} * \Delta F^*(t-j) + \varepsilon_F(t) \end{aligned}$$

Bei der Schätzung des Modells (22) wird die jeweilige Anzahl der einbezogenen zeitverzögerten Werte auf 6 festgelegt, d.h. es gilt $p=q=6$. Somit sind bis zu 30 Minuten in der Vergangenheit liegende Kursänderungen berücksichtigt. Nach dem Kriterium von Schwarz (1978) erweist sich zwar ein Wert von 5 verzögerten Kursänderungen als optimal, jedoch ist die Aufnahme eines weiteren Wertes insofern ratsam, als zwei der zusätzlichen Parameter statistische Signifikanz aufweisen (vgl. Tabelle 2).

Ein besonderes Augenmerk ist darauf zu richten, daß nur Kursänderungen desselben Tages für die Schätzungen verwendet werden. Damit geht pro Lag und Handelstag jeweils eine Beobachtung verloren. Von den ursprünglich 33 Kursänderungen pro Handelstag bleiben nach der AR(2)-Filterung zur Korrektur der „Infrequent-Trading-Effekte“ am Kassamarkt noch 31 Werte übrig. Die Spezifikation des Modells (22) mit sechs zeitverzögerten Werten läßt entsprechend noch 25 Beobachtungen pro Tag zu. Insgesamt verbleiben 13875 Beobachtungen zur Schätzung des Modells.

¹⁶ Aus Gründen der sprachlichen Vereinfachung wird im folgenden weiter von „Kursen“ und „Kursänderungen“ anstelle von „Residuen“ und „Änderung der Residuen“ gesprochen.

Tabelle 2: Schätzergebnisse des Modells (22).

Abhängige Variable: ΔS			Abhängige Variable: ΔF^*		
Parameter	Schätzwert	t-Statistik	Parameter	Schätzwert	t-Statistik
α_{10}	0,024*	2,34	α_{20}	-0,002	-0,13
α_{11}	-0,342**	-11,53	α_{21}	0,112**	3,38
α_{12}	-0,259**	-12,41	α_{22}	-0,097**	-2,84
α_{13}	-0,154**	-7,43	α_{23}	-0,020	-0,69
α_{14}	-0,099**	-5,91	α_{24}	-0,027	-1,04
α_{15}	-0,001	-0,11	α_{25}	0,001	0,06
α_{16}	-0,009	-1,17	α_{26}	-0,002	-0,26
β_{11}	0,329**	12,82	β_{21}	-0,007	-0,24
β_{12}	0,210**	3,68	β_{22}	-0,002	-0,02
β_{13}	0,146**	6,71	β_{23}	-0,011	-0,38
β_{14}	0,098**	7,08	β_{24}	0,005	0,21
β_{15}	0,051**	5,12	β_{25}	0,030*	2,15
β_{16}	0,040**	4,32	β_{26}	0,041**	3,38
LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 40,89**			LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 318,90**		
LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 4,42			LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 0,90		
Signifikant auf 5%-Niveau: *, 1%-Niveau:**					

Tabelle 2 gibt die Ergebnisse der Schätzung wieder. Anhand der Koeffizienten $\beta_{11}, \dots, \beta_{16}$ zeigt sich ein deutlicher positiver Einfluß verzögerter Futureskursänderungen auf die aktuelle Kassakursänderung. Selbst bis zu einer Zeitverzögerung von 30 Minuten sind die Parameter noch statistisch signifikant¹⁷. Es liegt somit ein deutlicher

¹⁷ Die am Ende von Tabelle 2 angegebenen diagnostischen Tests geben keinen Hinweis auf Autokorrelation der Residuen, weisen jedoch auch für die Residuen deutliche ARCH-Effekte aus. Diesem Ergebnis wurde insofern Rechnung getragen, als die t-Statistiken mittels des auf White (1980) zurückgehenden, auch bei Heteroskedastizität konsistenten Schätzers der Kovarianzmatrix ermittelt wurden.

Lead des Futuresmarktes vor. Was den Lead des Kassamarktes gegenüber dem Futuresmarkt betrifft, zeigen sich keine eindeutigen Effekte (Nur die Parameter α_{21} und α_{22} sind signifikant, weisen jedoch unterschiedliche Vorzeichen auf). Diese Resultate stehen in Einklang mit den Ergebnissen der Lead-Lag-Studien von Grünbichler/Longstaff/Schwartz (1994) sowie Kempf/Kaehler (1993).

Bei den Schätzungen für den Kassamarkt fällt weiterhin auf, daß auch die eigenen zeitverzögerten Kursänderungen deutliche Signifikanz zeigen. Darüber hinaus entspricht die Größenordnung der ersten vier Koeffizienten $\alpha_{11}, \alpha_{12}, \alpha_{13}, \alpha_{14}$ nahezu den negativen Werten der zu den entsprechenden Futures-Kursänderungen gehörenden Parametern $\beta_{11}, \beta_{12}, \beta_{13}, \beta_{14}$.¹⁸ Wie ein Vergleich mit dem Modell (22) zeigt, lassen sich die vergangenen Kursänderungen auf Kassa- und Futuresmarkt demnach zu den Regressoren $\Delta(F^*(t-i) - S(t-i))$, $i = 1, \dots, 4$ zusammenfassen. Damit scheinen nicht die Kursänderungen auf den beiden Märkten selbst, sondern deren Differenzen die relevanten Einflußgrößen zu sein. Für dieses Ergebnis bieten sich zwei Erklärungsansätze an. Erstens wäre es denkbar, daß am Kassamarkt Investoren tätig sind, die der Differenz zwischen den Kursbewegungen von Kassa- und Futuresmarkt einen wichtigen Informationswert für die zukünftige Entwicklung des Kassakurses bemessen. Fällt beispielsweise eine Kurssteigerung am Futuresmarkt höher aus als am Kassamarkt, so wird von diesen Investoren ein Nachziehen des Kassamarktes in der nächsten Periode erwartet.¹⁹ Alternativ hierzu wäre es vorstellbar, daß die Fehlbewertung $X(t-1)$ einen Einfluß auf die Lead-Lag-Struktur besitzt. Da die Fehlbewertung, die im Modell (22) nicht berücksichtigt ist, sich gerade aus der Summe aller Differenzen vergangener Kursänderungen von Kassa- und Futuresmarkt zusammensetzt, könnte dies zu einer Fehlspezifikation des Modells und zu fälschlicherweise als signifikant erachteten Koeffizienten α_{ii} und β_{ii} führen.

¹⁸ Keine der vier Hypothesen $-\alpha_{11} = \beta_{11}, -\alpha_{12} = \beta_{12}, -\alpha_{13} = \beta_{13}, -\alpha_{14} = \beta_{14}$ konnte auf einem Testniveau von 5% verworfen werden.

¹⁹ Vgl. Bühler/Kempf (1994b) zu einem dynamischen Gleichgewichtsmodell des Preiszusammenhangs zwischen Kassa- und Futuresmarkt unter Berücksichtigung einer solchen Gruppe von Investoren.

5.3 Fehlerkorrekturmodell von Garbade/Silber

Es wird deshalb wie im Modell von Garbade/Silber (1983) die Fehlbewertung $X(t-1)$ als zusätzlicher Regressor in die Schätzgleichung aufgenommen, wobei die zugehörigen Parameter zunächst als konstant unterstellt sind. Es ergibt sich das folgende Schätzmodell:

$$(23) \quad \begin{aligned} \Delta S(t) &= a * X(t-1) + \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} * \Delta F^*(t-j) + \varepsilon_S(t) \\ \Delta F^*(t) &= b * X(t-1) + \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} * \Delta F^*(t-j) + \varepsilon_F(t) \end{aligned}$$

Die Regressionsergebnisse für das Modell (23) sind in Tabelle 3 zusammengefaßt. Was die Koeffizienten der verzögerten Kursänderungen betrifft, zeigen sich nur sehr geringe Unterschiede zum Modell (22). Insbesondere bleiben alle Signifikanzaussagen bezüglich der Parameter bestehen.

Damit behalten die Differenzen der Kursänderungen von DAX- und DAX-Futures selbst unter Berücksichtigung der Fehlbewertung als Fehlerkorrekturterm ihre starke Bedeutung für die Kursänderungen am Kassamarkt. Die Studien von Kempf/Kaehler (1993) und Grünbichler/Longstaff/Schwartz (1994) können diesen wichtigen Aspekt der Preisdynamik nicht aufspüren, da sie anstelle einer VAR-Schätzung einen Sims-Test, der in der verwendeten Form ausschließlich Kursänderungen des Futures als erklärende Variablen der Kursänderungen des Kassamarktes berücksichtigt, durchführen. Das macht deutlich, wie wichtig die Aufnahme zeitverzögerter Werte *beider* Kursreihen in das Schätzmodell ist.

Tabelle 3: Schätzergebnisse des Modells (23)

Abhängige Variable: ΔS			Abhängige Variable: ΔF^*		
Parameter	Schätzwert	t-Statistik	Parameter	Schätzwert	t-Statistik
a	0,0004	0,18	b	-0,0121**	-4,21
α_{10}	0,025*	2,08	α_{20}	-0,048**	-3,03
α_{11}	-0,342**	-11,54	α_{21}	0,104**	3,13
α_{12}	-0,258**	-12,44	α_{22}	-0,106**	-3,01
α_{13}	-0,154**	-7,44	α_{23}	-0,028	-0,98
α_{14}	-0,098**	-5,91	α_{24}	-0,033	-1,25
α_{15}	-0,001	-0,11	α_{25}	0,001	0,06
α_{16}	-0,009	-1,17	α_{26}	-0,022	-0,25
β_{11}	0,329**	12,85	β_{21}	0,001	0,05
β_{12}	0,210**	3,67	β_{22}	0,005	0,08
β_{13}	0,146**	6,69	β_{23}	-0,006	-0,19
β_{14}	0,098**	7,08	β_{24}	0,008	0,36
β_{15}	0,051**	5,12	β_{25}	0,031*	2,18
β_{16}	0,040**	4,32	β_{26}	0,040**	3,34
LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 40,90**			LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 318,91**		
LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 4,41			LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 0,93		
Signifikant auf 5%-Niveau: *, 1%-Niveau:**					

Hingegen hat die Fehlbewertung keinen signifikanten Einfluß auf die Änderung des Kassakurses. Damit führt eine Überbewertung (Unterbewertung) des Futures in $(t - 1)$ nicht zu einer Kurssteigerung (Kurssenkung) des DAX in t . Im Gegensatz dazu zeigt der Futureskurs eine signifikante Abhängigkeit. Jede Fehlbewertung verringert sich durch eine Anpassung des Futureskurses während der nächsten Periode im Mittel um mehr als ein Prozent.

In bezug auf die Beurteilung der Preisführerschaft eines Marktes müssen zwei Aspekte der Preisführerschaft unterschieden werden. Was die zeitverzögerten Kursänderungen anbelangt, zeigt sich eine deutliche Preisführerschaft des Futuresmarktes gegenüber dem Kassamarkt. Verzögerte Futureskursänderungen haben einen signifikanten Einfluß auf die aktuelle Kassakursänderung. Der umgekehrte Effekt ist dagegen wesentlich geringer ausgeprägt. Diese Resultate bleiben auch dann stabil, wenn Fehlerkorrekturterme in Form der Fehlbewertung in das Modell aufgenommen werden. Was jedoch die Kursreaktionen auf Fehlbewertungen anbelangt, lassen sich nur für den Futuresmarkt signifikante Effekte nachweisen. In der Argumentation von Garbade/Silber (1983) reagiert der Futuresmarkt somit stärker auf die Nachfrage von Arbitrageuren als der Kassamarkt.²⁰ Über die Fehlbewertung besitzt der Kassakurs einen Einfluß auf zukünftige Kursänderungen des DAX-Futures. Fehlbewertungen werden tendenziell dadurch ausgeglichen, daß sich der Futureskurs auf den Kassakurs zubewegt. Insofern läßt sich auch von einer Preisführerschaft des Kassamarktes sprechen.²¹

Die Ergebnisse des Modells (23) zeigen, daß zu einer adäquaten Beschreibung des Laed-Lag-Verhaltens von innertäglichen Kursänderungen des DAX bzw. DAX-Futures sowohl zeitverzögerte Kursänderungen als auch die Fehlbewertung am Ende der Vorperiode herangezogen werden sollten. Da die Berücksichtigung der Fehlbewertung aus einem Arbitragekalkül abgeleitet ist, bleibt, wie im Abschnitt 3.2 ausführlich begründet, die Annahme konstanter Parameter a und b jedoch fragwürdig. Im weiteren wird sie deshalb aufgegeben.

²⁰ Diese stärkere Reaktion des Futureskurses auf die Arbitragenachfrage könnte auf eine - im Vergleich zum Kassamarkt - geringere Liquidität des Futuresmarktes hindeuten.

²¹ Wie Granger (1988) betont, ist mit der Signifikanz des Fehlerkorrekturterms in der zweiten Gleichung des Modells (10) auch die Granger-Kausalität des Kassakurses für den Futureskurs nachgewiesen.

5.3.1 Der Einfluß der Restlaufzeit

Wie in Abschnitt 3.2 dargelegt, kann im Rahmen theoretischer Modelle bei unvollständiger Konkurrenz gezeigt werden, daß bei gegebener Höhe der Fehlbewertung das Ausmaß der Arbitragetätigkeit um so kleiner ausfällt, je länger die Restlaufzeit des Futures ist. Im folgenden wird deshalb das ökonometrische Modell (23) in einer Weise erweitert, die es erlaubt, das Ausmaß der Kursreaktion auf Fehlbewertungen für verschiedene Restlaufzeitintervalle zu analysieren. Hierzu werden drei Restlaufzeitklassen gebildet, die den Zeitraum von Fälligkeit bis einen Monat vor Fälligkeit, den Zeitraum von einem bis zwei Monate vor Fälligkeit und schließlich den Zeitraum von mehr als zwei Monaten Restlaufzeit umfassen. Das folgende Schätzmodell findet Verwendung:

$$(24) \quad \begin{aligned} \Delta S(t) &= \sum_{r=1}^3 a_r * X(t-1) * I_r(t-1) + \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} * \Delta F^*(t-j) + \varepsilon_s(t) \\ \Delta F^*(t) &= \sum_{r=1}^3 b_r * X(t-1) * I_r(t-1) + \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} * \Delta F^*(t-j) + \varepsilon_f(t) \end{aligned}$$

mit den Indikatorvariablen:

$$(25a) \quad I_1(t) \equiv \begin{cases} 1, & \text{falls die Restlaufzeit} \leq 1 \text{ Monat.} \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

$$(25b) \quad I_2(t) \equiv \begin{cases} 1, & \text{falls die Restlaufzeit zwischen 1 und 2 Monaten.} \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

$$(25c) \quad I_3(t) \equiv \begin{cases} 1, & \text{falls die Restlaufzeit} > 2 \text{ Monate.} \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Ergebnisse des Modells (24) sind in Tabelle 4 wiedergegeben. Wie schon im Modell (23) kann für die Kassakurse kein Einfluß der Fehlbewertung festgestellt werden, wobei die Differenzierung nach Restlaufzeiten keine zusätzlichen Erkenntnisse bringt. Die Parameter a_1 , a_2 und a_3 sind nicht signifikant von Null verschieden. Am Futuresmarkt zeigt sich jedoch ein deutlicher Restlaufzeiteffekt. *Je größer die Restlaufzeit des Futures ist, desto geringer fällt c.p. die Kursreaktion am Futuresmarkt auf Fehlbewertungen aus.* Der zu der Restlaufzeitklasse von null bis zu einem

Monat gehörende Parameter b_1 ist sowohl signifikant von Null verschieden als auch signifikant kleiner als b_2 und b_3 .

Tabelle 4: Schätzergebnisse des Modells (24).

Abhängige Variable: ΔS			Abhängige Variable: ΔF^*		
Parameter	Schätzwert	t-Statistik	Parameter	Schätzwert	t-Statistik
a_1	-0,0159	-1,81	b_1	-0,0547**	-5,25
a_2	0,0049	1,50	b_2	-0,0131**	-2,96
a_3	0,0010	0,45	b_3	-0,0058	-1,78
α_{10}	0,024*	2,03	α_{20}	-0,058**	-3,72
α_{11}	-0,345**	-11,49	α_{21}	0,094**	2,81
α_{12}	-0,262**	-12,71	α_{22}	-0,117**	-3,50
α_{13}	-0,158**	-7,54	α_{23}	-0,039	-1,34
α_{14}	-0,101**	-6,12	α_{24}	-0,039	-1,51
α_{15}	-0,001	-0,10	α_{25}	0,001	0,05
α_{16}	-0,009	-1,17	α_{26}	-0,002	-0,28
β_{11}	0,332**	13,43	β_{21}	0,011	0,38
β_{12}	0,213**	3,67	β_{22}	0,012	0,19
β_{13}	0,148**	6,64	β_{23}	0,000	0,01
β_{14}	0,100**	7,22	β_{24}	0,012	0,54
β_{15}	0,051**	5,13	β_{25}	0,030*	2,18
β_{16}	0,040**	4,31	β_{26}	0,039**	3,28
LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 40,21**			LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 313,96**		
LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 4,89			LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 0,96		
Signifikant auf 5%-Niveau: *, 1%-Niveau: **					

5.3.2 Der Einfluß der Transaktionskosten

Neben der Restlaufzeit des Futures dürften Transaktionskosten einen bedeutenden Einfluß auf das Verhalten von Arbitrageuren besitzen. Es kann deshalb vermutet werden, daß Kursreaktionen auf Fehlbewertungen nur dann auftreten, wenn die absolute Höhe der Fehlbewertung größer als die anfallenden Transaktionskosten ist. Es sollte somit ein durch Transaktionskosten verursachtes No-Arbitrage-Band geben, innerhalb dessen die Fehlbewertung keinen signifikanten Einfluß auf die Kursänderungen im Kassa- und Futuresmarkt besitzt.

Zur Überprüfung dieser Hypothese werden im folgenden Modell (26) nun die Kosten einer Arbitragetransaktion berücksichtigt, d.h. es wird unterschieden, ob die Abweichungen vom Cost-of-Carry-Modell oberhalb, innerhalb oder unterhalb des No-Arbitrage-Bandes liegen. Das Schätzmodell lautet:

$$(26) \quad \begin{aligned} \Delta S(t) &= \sum_{r=4}^6 a_r * X(t-1) * I_r(t-1) + \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{1j} * \Delta F^*(t-j) + \epsilon_S(t) \\ \Delta F^*(t) &= \sum_{r=4}^6 b_r * X(t-1) * I_r(t-1) + \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} * \Delta S(t-i) + \sum_{j=1}^q \beta_{2j} * \Delta F^*(t-j) + \epsilon_F(t) \end{aligned}$$

wobei die Indikatorvariablen $I(t)$ wie folgt definiert sind:

$$(27a) \quad I_4(t) \equiv \begin{cases} 1, & \text{falls } X(t)_{soll} > C(t). \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

$$(27b) \quad I_5(t) \equiv \begin{cases} 1, & \text{falls } C(t) \geq X(t)_{soll} \text{ und } X(t)_{haben} \geq -C(t) - WPL(t). \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

$$(27c) \quad I_6(t) \equiv \begin{cases} 1, & \text{falls } X(t)_{haben} < -C(t) - WPL(t). \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

In Tabelle 5 sind die Schätzergebnisse zusammengefaßt. Die Koeffizienten vor den zeitverzögerten Kursänderungen zeigen sich gegenüber den Modellen (23) und (24) fast unverändert.

Tabelle 5: Schätzergebnisse des Modells (26).

Abhängige Variable: ΔS			Abhängige Variable: ΔF^*		
Parameter	Schätzwert	t-Statistik	Parameter	Schätzwert	t-Statistik
a_4	0,0619*	2,46	b_4	-0,0471*	-2,08
a_5	-0,0051	-1,23	b_5	-0,0055	-0,97
a_6	-0,0016	-0,77	b_6	-0,0113**	-3,66
α_{10}	0,006	0,42	α_{20}	-0,034	-1,94
α_{11}	-0,336**	-11,66	α_{21}	0,101**	3,02
α_{12}	-0,252**	-12,32	α_{22}	-0,110**	-3,22
α_{13}	-0,150**	-7,23	α_{23}	-0,031	-1,07
α_{14}	-0,096**	-5,73	α_{24}	-0,034	-1,31
α_{15}	-0,001	-0,12	α_{25}	0,001	0,08
α_{16}	-0,009	-1,17	α_{26}	-0,002	-0,24
β_{11}	0,324**	12,85	β_{21}	0,005	0,16
β_{12}	0,206**	3,60	β_{22}	0,008	0,12
β_{13}	0,143**	6,54	β_{23}	-0,004	-0,12
β_{14}	0,096**	6,88	β_{24}	0,001	0,43
β_{15}	0,050**	5,02	β_{25}	0,031*	2,21
β_{16}	0,040**	4,27	β_{26}	0,040**	3,37
LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 41,73**			LM-Test-Statistik auf ARCH-Effekte (bis zur Ordnung 3) in den Residuen: 318,34**		
LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 4,30			LM-Test-Statistik auf Autokorrelation der Residuen (bis zur Ordnung 3): 0,88		
Signifikant auf 5%-Niveau: *, 1%-Niveau:**					

Für die Fehlbewertung ergibt sich anhand der Trennung in Bereiche außerhalb bzw. innerhalb von Transaktionskostenbändern jedoch ein deutlich differenzierteres Bild. *Liegt die Fehlbewertung innerhalb der Transaktionskostenbänder, löst sie weder am Futures- noch am Kassamarkt nachweisbare Kursreaktionen aus.* Die Parameter a_5 und b_5 bleiben trotz der hohen Zahl von 9055 innerhalb der Arbitragegrenzen liegen-

den Beobachtungen insignifikant.

Beide Märkte reagieren hingegen signifikant (bei 5%-Testniveau) auf Long-Arbitragesignale, d.h. auf oberhalb des No-Arbitrage-Bandes liegende Fehlbewertungen in der Vorperiode. Die Kursanpassungen liegen für beide Märkte etwa in derselben Höhe ($a_4 \approx -b_4$). Insgesamt verringert sich die Fehlbewertung schon innerhalb des folgenden fünfminütigen Zeitintervalls im Mittel um etwa 10%.

Weniger einheitlich ist die Reaktion auf Fehlbewertungen *unterhalb des Transaktionskostenbandes. Für den Kassamarkt zeigt sich kein signifikanter Wert.* Die Hypothese auf Gleichheit der beiden Parameter a_4 und a_6 kann auf einen Signifikanzniveau von 5% verworfen werden. Damit wird die im Abschnitt 3.2 formulierte Hypothese, daß trotz der Berücksichtigung von asymmetrischen Transaktionskostenbändern unterschiedliche Kursreaktionen bei Short- bzw. Long-Arbitragemöglichkeiten auftreten können, für den Kassamarkt gestützt. *Der Futuresmarkt reagiert mit einer signifikanten Kursanpassung um etwa 1% der Fehlbewertung auf Short-Arbitragemöglichkeiten.* Damit fällt die Kursanpassung auch hier im Mittel kleiner aus als bei Long-Arbitragemöglichkeiten. Es kann jedoch kein signifikanter Unterschied nachgewiesen werden, d.h. die Hypothese der Gleichheit der Parameter b_4 und b_6 läßt sich nicht ablehnen.

Bei der Differenzierung zwischen Long- bzw. Short-Arbitragemöglichkeiten sollte ein weiterer Punkt bedacht werden. Von den 13875 Beobachtungen liegen trotz der Berücksichtigung von Wertpapierleihekosten 4316 Beobachtungen unterhalb des No-Arbitrage-Bandes, wohingegen nur 504 Long-Arbitragemöglichkeiten existieren. Die relativ geringe Anzahl von Long-Arbitragemöglichkeiten führt dazu, daß hier der statistische Nachweis signifikanter Kursreaktionen gegenüber der Situation bei Short-Arbitrage erschwert wird. Dieser Effekt trägt damit auch zu der trotz höherer Parameterwerte geringeren t-Statistik des Koeffizienten b_4 gegenüber dem Koeffizienten b_6 bei.

6 Zusammenfassung der Ergebnisse

Die vorliegende Studie untersucht den Zusammenhang zwischen Arbitrage­­tätigkeit und Preisführerschaft eines Marktes anhand fünfminütiger Kursänderungen des DAX und des DAX-Futures. Von einer üblichen Lead-Lag Studie anhand eines VAR-Modells der Kursänderungen ausgehend, wurde den theoretischen Überlegungen zur Bedeutung von Arbitrageuren im Rahmen des Ansatzes von Garbade/Silber (1983) folgend auch die Abweichung vom Cost-of-Carry-Modell als mögliche Determinante der zukünftigen Kursentwicklung einbezogen. Dabei geht die Studie insofern über andere Arbeiten hinaus, als die Abhängigkeit der Arbitrage­­tätigkeit von Transaktionskosten, differenziert nach Handelskosten und Wertpapierleihekosten und der Restlaufzeit des Futures explizit berücksichtigt bzw. empirisch überprüft wird. Die wichtigsten Resultate der empirischen Analyse sind:

- Kursänderungen des Futures mit einer Zeitverzögerung von bis zu 30 Minuten zeigen einen signifikanten positiven Einfluß auf Kursänderungen des Kassamarktes. Demgegenüber sind die Kursänderungen des Kassamarktes nur bis zu einer Zeitverzögerung von 10 Minuten signifikante Determinanten der Futureskursänderungen. Damit übernimmt der Futuresmarkt eine deutlich stärkere Preisführerschaft gegenüber dem Kassamarkt als umgekehrt.
- Einen wichtigen Informationsgehalt über die zukünftige Kassakursentwicklung besitzt die Differenz zwischen vergangenen Kursänderungen des Futures- und Kassamarktes. Dieses Resultat bleibt auch dann stabil, wenn Fehlerkorrekturterme in Form der Fehlbewertung in das Schätzmodell aufgenommen werden. Es könnte sich aus dem Handeln von Investoren ergeben, die erwarten, daß der Kassakurs dem Futureskurs nacheilt.
- In einem Schätzansatz ohne Transaktionskostenbänder ergibt sich nur für den Futuresmarkt eine signifikante Reaktion auf Abweichungen von der Cost-of-Carry-Preisbeziehung. In der Terminologie des Modells von Garbade/Silber (1983) reagiert damit der Futuresmarkt stärker auf das Handeln von Arbitrageuren als der Kassamarkt. Fehlbewertungen werden tendenziell dadurch ausgeglichen, daß sich der Futureskurs auf den Kassakurs zubewegt. Was diesen Aspekt der Preisführerschaft anbelangt, übernimmt der Kassamarkt die Führungsrolle.

- Mit wachsender Restlaufzeit des Futures zeigt sich ein signifikant abnehmender Einfluß der Fehlbewertung auf den zukünftigen Futureskurs. Dieses Ergebnis ist mit den theoretischen Ergebnissen kompatibel, die bei unvollständigem Wettbewerb unter Arbitrageuren eine mit der Restlaufzeit fallende Arbitragenachfrage ableiten. Für den Kassamarkt können auch bei einer Differenzierung nach der Restlaufzeit keine Einflüsse der Fehlbewertung nachgewiesen werden.
- Die Bedeutung der Fehlbewertung für die Kursänderungen am Kassa- und Futuresmarkt hängt deutlich davon ab, ob die Fehlbewertung innerhalb oder außerhalb des No-Arbitrage-Bandes liegt. Fehlbewertungen innerhalb des Bandes bewirken auf beiden Märkten keine nachweisbaren Kursreaktionen. Dies deutet darauf hin, daß der Einfluß der Fehlbewertung auf Kursänderungen aus dem Handeln von Arbitrageuren resultiert.
- Signifikante Kursreaktionen auf bestehende Fehlbewertungen zeigen sich auf beiden Märkten bei Auftreten von Long-Arbitragemöglichkeiten, d.h. bei Fehlbewertungen oberhalb des No-Arbitrage-Bandes.
- Bei Short-Arbitragemöglichkeiten zeigt nur der Futuresmarkt eine signifikante Reaktion. Insgesamt ergeben sich hier im Mittel geringere Kursanpassungen als bei Long-Arbitragemöglichkeiten, jedoch läßt sich nur am Kassamarkt die statistische Signifikanz solcher Unterschiede nachweisen. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, daß Short-Arbitragemöglichkeiten in geringerem Umfang auch durch Arbitrageaktivität ausgenutzt werden als Long-Arbitragemöglichkeiten.

Literatur

- Akgiray, V., G.G. Booth und O. Loistl (1989): German Stock Market's Resiliency to World-Wide Panics, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 59, S. 968-978.
- Antoniou, A. und I. Garrett (1993): Are Financial Markets Effectively Functioning? Some Evidence From The UK Stock And Stock Index Futures Markets, Working Paper Centre for Empirical Research in Finance, Brunel University, Uxbridge.
- Bühler, W. und A. Kempf (1993): Der DAX-Future: Kursverhalten und Arbitragemöglichkeiten, in: Kredit und Kapital, 26, S. 533-574.
- Bühler, W. und A. Kempf (1994a): Arbitragestrategien an Terminmärkten, in: Werners, Brigitte & Gabriel, Roland (Hrsg.): Operations Research, Berlin 1994, S. 371-397.
- Bühler, W. und A. Kempf (1994b): The Value of the Early Unwind Option in Futures Contracts with an Endogenous Basis, ZEW-Discussion Paper No. 94-06, Mannheim.
- Chan, K. (1992): A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market, in: Review of Financial Studies, 5, S. 123 - 152.
- Cornell, B. und K.R. French (1983): The Pricing of Stock Index Futures, in: The Journal of Futures Markets, 3, S. 1-14.
- Diebold, F. X.(1988): Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics, Springer, Berlin.
- Dwyer, G.P., P. Locke und W. Yu (1993): Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics between the S&P 500 Futures and Cash, Discussion Paper, Clemson University, May 1993.
- Engle, R.F. (1982): Autoregressive Conditional Heteroscedsticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, in: Econometrica, 50, S. 987-1007.
- Engle, R.F. und C.W.J. Granger (1987): Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing, in: Econometrica, 55, S. 251-276.
- Garbade, K.D. und W.L. Silber (1983): Price Movement and Price Discovery in Futures and Cash Markets, in: Review of Economics and Statistics, 65, S. 289 - 297.
- Gosh, A. (1993): Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices, in: The Journal of Futures Markets, 13, S.193-198.
- Granger, C.W.J. (1969): Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-Spectral-Methods, in: Econometrica, 37, S.424-438.

- Granger, C.W.J. (1988): Some Recent Developments in a Concept of Causality, in: *Journal of Econometrics*, 39, S. 199-211.
- Grünbichler, A., F.A. Longstaff und E.S. Schwartz (1994): Electronic Screen Trading and the Transmission of Information: An Empirical Examination, in: *Journal of Financial Intermediation*, 3, S. 166-187.
- Grünbichler, A. und E.S. Schwartz (1993), The Volatility of the German and Swiss Equity Markets, in: *Finanzmarkt und Portfoliomanagement*, 7, S. 205-215.
- Holden, C. (1990): Intertemporal Arbitrage Trading: Theory and Empirical Tests, Discussion Paper # 474, Indiana University, Bloomington/Indianapolis, October 1990.
- Holden, C. (1994): Index Arbitrage As Cross-sectional Market Making, Paper presented at LSE-Conference on Stock Index Derivatives, London, March 1994.
- Kawaller, I.G., P.D. Koch und T.W. Koch (1987): The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index, in: *The Journal of Finance*, 42, S. 1309-1329.
- Kempf, A. und J. Kaehler, (1993): Informationsverarbeitung auf Kassa- und Terminmarkt: DAX versus DAX-Futures, in: *ZEW-Wirtschaftsanalysen*, 1, S. 359-380.
- Khoury, N.T. und P. Yourougou (1991): The Informational Content of the Basis: Evidence from Canadian Barley, Oats and Canola Futures Markets, in: *The Journal of Futures Markets*, 11, S. 69-80.
- MacKinlay, C.A. und K. Ramaswamy (1988): Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices, in: *The Review of Financial Studies*, 1, S. 137-158.
- Merz, F. (1994): Dynamic Efficiency and Price Leadership in the DAX-Futures and the DAX-Cash Market: An Empirical Investigation, *Tübinger Diskussionsbeiträge*, Diskussionsbeitrag Nr. 36, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät der Eberhard-Karls-Universität Tübingen.
- Miller, M.H., J. Muthuswamy und R.E. Whaley (1994): Mean Reversion of Standard & Poor's 500 Index Basis Changes: Arbitrage-induced or Statistical Illusion?, in: *The Journal of Finance*, 49, S. 479- 513.
- Pope, P.F. und P.K. Yadav (1992): Transaction Cost Thresholds, Arbitrage Activity and Index Futures Pricing, Discussion Paper, University of Strathclyde, December 1992.
- Puttonen, V. (1993): Short Sales Restrictions and the Temporal Relationship between Stock Index Cash and Derivatives Markets, in: *The Journal of Futures Markets*, 13, S. 645-664.

- Quan, J. (1992): Two-Step Testing Procedure for Price Discovery Role of Futures Prices, in: *The Journal of Futures Markets*, 12, S. 139-149.
- Schmitt, C. (1994): Volatilitätsprognosen für deutsche Aktienkurse mit ARCH- und Markov-Mischungsmodellen, ZEW Discussion Paper No. 94-07, Mannheim.
- Schwarz, G. (1978): Estimating the Dimension of a Model, in: *Annals of Statistics*, 6, S. 461-464.
- Schwarz, T.V. und F. E. Laatsch (1991): Dynamik Efficiency and Price Leadership in Sock Index Cash and Futures Markets, in: *The Journal of Futures Markets*, 11, S. 669-683.
- Schwarz, T.V. und A.C. Szakmary (1994): Price Discovery in Petroleum Markets: Arbitrage, Cointegration, and the Time Interval of Analysis, in: *The Journal of Futures Markets*, 14, S. 147 - 167.
- Sims, C. (1972): Money, Income and Causality, in: *American Economic Review*, 62, S. 540-552.
- Stoll, H.R. und R.E. Whaley (1990): The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, S. 441 - 468.
- Wahab, M. und M. Lashgari (1993): Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach, in: *The Journal of Futures Markets*, 13, S. 711 - 742.
- White, H. (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: *Econometrica*, 48, 817-838.
- Yadav, P.K. und P. Pope (1990): Stock Index Futures Arbitrage: International Evidence, in: *The Journal of Futures Markets*, 10, S. 573-603.

