

Entorf, Horst

**Working Paper**

## Der deutsche Aktienmarkt, der Dollar und der Aussenhandel: Eine ökonometrische Analyse

W.E.P. - Würzburg Economic Papers, No. 4

**Provided in Cooperation with:**

University of Würzburg, Department of Economics

*Suggested Citation:* Entorf, Horst (1999) : Der deutsche Aktienmarkt, der Dollar und der Aussenhandel: Eine ökonometrische Analyse, W.E.P. - Würzburg Economic Papers, No. 4, University of Würzburg, Department of Economics, Würzburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/48468>

**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.*

DER DEUTSCHE AKTIENMARKT, DER DOLLAR  
UND DER AUSSENHANDEL:  
Eine ökonometrische Analyse

Horst Entorf

Universität Würzburg

April 1998

Diese Version: 18.8.1999

*Überblick:* Die Studie untersucht den Zusammenhang zwischen Dollar- und Aktienkursen. Da für sehr lange Zeiträume nur schwache bivariate Zusammenhänge feststellbar sind, wird die (begrenzte) Informationsmenge der Marktteilnehmer durch abschnittsweise Teilmengen des Untersuchungszeitraums (1974 - 1995) erfaßt. Mit Hilfe der Methode *Rollender Regressionen* werden Richtung und Ausmaß der instabilen Aktienkurs-Wechselkurs-Beziehung untersucht. Es zeigt sich, daß diese in robuster und kointegrierter Weise mit den jeweiligen Export- und Importanteilen Deutschlands verknüpft ist. Ferner gibt es Anzeichen dafür, daß die Außenhandelssensitivität des Zusammenhangs seit 1991 größer geworden ist.

*Summary:* This article focuses on the relationship between the Dollar and the German stock market. Since there is only weak significance of a stable bivariate long-run relationship, relevant information sets are limited to shorter periods. Using *rolling regressions*, the results show that direction and magnitude of the relationship depend on Germany's export and import shares in a robust and cointegrated way. Moreover, the relationship seems to be more sensitive to foreign trade after 1991.

*Autor:*

Prof. Dr. Horst Entorf

Universität Würzburg

Fakultät für Wirtschaftswissenschaften

Professur für Ökonometrie

Sanderring 2

97070 Würzburg

## 1. Einleitung

Kommentare von Analysten bezüglich des Zusammenhangs zwischen der Entwicklung des Deutschen Aktienmarktes einerseits und des US-Dollars andererseits scheinen von der festen Annahme auszugehen, daß die Aktienkursentwicklung positiv mit der Bewegung des DM/Dollar-Kurses assoziiert ist. Man begründet dieses Phänomen damit, daß deutsche Unternehmen von einer schwächeren DM profitieren. Sie erhöhe die Wettbewerbsfähigkeit der Exporte auf dem Weltmarkt, was wiederum die Gewinnerwartung und damit die Kursentwicklung positiv beeinflusse.

Dieses Argument ist nur zum Teil richtig und kann nicht für jede Situation - und schon gar nicht für jedes Unternehmen - zutreffen. Deutsche Unternehmen sind nicht nur Exporteure, sondern auch Importeure. Steigende DM/Dollar-Wechselkurse belasten wegen der üblichen Dollar-Fakturierung insbesondere Rohstoff-Importeure und somit über teurere Vorleistungen die gesamte Volkswirtschaft. Die Ölkrise sind extreme Beispiele dafür, daß ein hoher DM/Dollar-Kurs nicht unbedingt stimulierend, sondern auch behindernd für die Performance deutscher Unternehmen wirken kann.

Es lohnt sich also, den Zusammenhang zwischen Dollar und Aktienmarkt über einen längeren Zeitraum hinweg zu betrachten. In dieser Arbeit werden Finanzmarktdaten der Zeit 1974 bis 1995 analysiert, also eine relativ lange Zeitspanne nach dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems. Zunächst wird der Frage nachgegangen, ob es tatsächlich so etwas wie eine stabile Beziehung zwischen Dollar und Aktienmarkt gibt. Es zeigt sich, daß das nicht der Fall ist. Phasenweise gibt es mal positiv, mal negativ korrelierte Entwicklungen. Es liegt nahe, Richtung und Stärke des bivariaten Zusammenhangs durch die Export- bzw. Importlastigkeit der deutschen Volkswirtschaft zu erklären. Das Ergebnis bestätigt einerseits, daß hohe Exportüberschüsse zu einem positiven Einfluß der Dollar>Returns auf die Aktien>Returns führen, es zeigt aber auch andererseits, daß in Phasen relativ niedriger Exporte und hoher Importe ein steigender Dollar mit fallenden Aktien>Returns verbunden sein kann. Bemerkenswert ist die Untersuchung der Zeit nach der deutschen Währungsunion. Offensichtlich hat die weltweite Globalisierung dazu geführt, daß die Reaktion des Aktienmarktes auf Dollarveränderungen stärker ausfällt als in früheren Perioden.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert. Nach einigen modellanalytischen Überlegungen in Abschnitt 2 wird in Abschnitt 3 die Stabilität der Aktienmarkt-Dollarkurs-Beziehung untersucht, wobei Daten des Karlsruher Forschungsindex (DAFOX) verwendet werden. Er erlaubt, die Entwicklung des *gesamten* Aktienmarktes zu erfassen. "Rollende Regressionen" dienen als Grundlage für die Messung der Stabilität der Beziehung. In Kapitel 4 wird die Rolle von Export-

bzw. Importdominanz untersucht, wobei versucht wird, eine langfristige Gleichgewichtstendenz (Kointegration) zu identifizieren. Abschnitt 5 faßt zusammen und gibt einen Ausblick auf weiteren Forschungsbedarf.

## **2. Theoretische Erklärungen und die Herleitung ökonometrisch schätzbarer Hypothesen**

Die wissenschaftliche Finanzmarkt-Literatur hat überraschend wenig zum Thema "Wechselkurse und Aktienmärkte" anzubieten. Unter den vermuteten makroökonomischen Determinanten der Aktienkurse findet man eher Variablen wie Geldmenge oder Inflation (Hamburger und Kochin, 1972, Pearce und Roley, 1983) sowie Zinsen und Output (Blanchard, 1981). Eine ausdrückliche Thematisierung der Rolle des Wechselkurses findet man lediglich in Ausnahmefällen.

So erweitert z.B. Gavin (1989) Blanchards Ansatz um eine offene Volkswirtschaft und thematisiert somit die Rolle der Wechselkurse in einer theoretischen Analyse. Bahmani-Oskooee und Sohrabian (1992) nähern sich dem Problem empirisch und testen die bivariate Kointegration zwischen Wechsel- und Aktienkursen und finden keine Unterstützung für diese Hypothese. Wie in der Einleitung dargelegt, ist dieses Ergebnis nicht überraschend, da die Export/Importorientierung von Land zu Land und von Periode zu Periode verschieden sein kann und somit wechselnde Vorzeichen des Wechselkurses (land- und periodenspezifisch!) in der Aktienkursgleichung erzeugen kann.

Ma und Kao (1992) sowie Morley (1997) erkennen dieses Problem zumindest teilweise. Sie finden, daß der Wechselkurs ein wichtiger Faktor für den Aktienmarkt ist. Sie argumentieren, daß die Ergebnisse von der Export- oder Importorientierung eines Landes abhängen. So zeigen Morleys Ergebnisse, daß es im Falle einer Abwertung für die USA und Japan zu einem Anstieg, im Falle Kanadas aber zu einem Fall der Aktienkurse kommt. Morley führt das auf die hohe Importabhängigkeit Kanadas, insbesondere von Ölimporten, zurück. Ebenfalls untersucht wird Deutschland, dort hat der Wechselkurs zwar einen positiven Einfluß, dieser erweist sich jedoch als statistisch insignifikant.

Diese Ansätze berücksichtigen damit in der *Interpretation* (aber nur dort) ihrer Ergebnisse die Abhängigkeit der Aktienkurs-Wechselkurs-Beziehung (AWB) von der gegebenen Außenhandelsituation. Allerdings fehlt nachwievor die explizite Berücksichtigung einer potentiellen Export- oder Importdominanz in der Schätzgleichung. Dieser Aufsatz ist ein Versuch, diese Forschungslücke zu schließen.

Ausgangspunkt ist die Aktienmarkt-Wechselkurs-Beziehung, die wie üblich in termini von "Returns" spezifiziert wird.<sup>1</sup> Die Aktien>Returns  $R_t$  hängen in linearisierter Form von den Wechselkurs>Returns  $S_t$  ab:

$$(1) \quad R_t = \alpha + \beta S_t + \varepsilon_t.$$

$\varepsilon_t$  ist ein Zufallsfehler mit Erwartungswert 0.  $\alpha$  und  $\beta$  sind zu schätzende Koeffizienten, wobei für  $\beta$  bei dominierender Exportorientierung (Importorientierung) ein positives (negatives) Vorzeichen erwartet wird (wie bei Ma und Kao, 1992 sowie Morley, 1997).

Wechselnde Außenhandelsregime bedingen somit eine instabile Beziehung, was ein konstantes  $\beta$  fragwürdig macht. Vorzuziehen ist die Schätzung einer zeitvariablen AWB. Das gewünschte Ergebnis dieser Schätzung sollte ein Indikator  $B_t$  sein, der *Qualität und Richtung der AWB* zum Zeitpunkt  $t$  mißt:

$$B_t \leftarrow S_t$$

$B_t$  ist eine Funktion des Ausmaßes an Export- und Importabhängigkeit,

$$(2) \quad B_t = f\left(\frac{EX_t}{Y_t}, \frac{IM_t}{Y_t}\right),$$

wobei  $EX_t$  Exporte,  $IM_t$  Importe und  $Y_t$  das volkswirtschaftliche Produktionsergebnis zum Zeitpunkt  $t$  bezeichnen.

Es liegt zunächst nahe,  $B_t$  durch den zeitvariablen Schätzwert  $\hat{\beta}_t$  der Regressionsgleichung

$$(3) \quad R_t = \hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t S_t + \hat{\varepsilon}_t$$

zu ersetzen. Ein solcher Schätzwert kann jedoch irreführend sein, wenn er mit einer hohen Unsicherheit gemessen wird, d.h. wenn die Standardabweichung des Schätzkoeffizienten  $\hat{\sigma}_{\hat{\beta}}$

---

<sup>1</sup> Wenn nicht ausdrücklich abweichend formuliert, ist der "Return" einer Anlage in diesem Papier definiert als  $R_t \equiv P_t/P_{t-1} - 1$ , wobei  $P_t$  der Kurswert zum Zeitpunkt  $t$  ist. Die Begründung der Wahl von Returns in Finanzmarktanalysen findet man z.B. bei Campbell, Lo und MacKinley (1997, S. 9). So ist wichtig, daß Returns günstigere statistische und theoretische Eigenschaften wie Stationarität und Ergodizität haben. Auch im vorliegenden Fall von DAFOX und DM/Dollar-Kurs bestätigen Unit-Root-Tests die Nichtstationarität, worauf schon allein die AR-Koeffizienten 0.9993 im Falle des Dollar und 1.0011 im Falle des DAFOX deutliche Hinweise liefern.

hoch ist. Aussagefähiger ist daher der Quotient aus Schätzkoeffizient und geschätzter Standardabweichung, was nichts anderes darstellt als die übliche t-Statistik. Im folgenden wird daher die *Qualität und Richtung der Aktienmarkt-Wechselkurs-Beziehung*,  $B_t$ , als

$$(4) \quad B_t \equiv (t_{\beta})_t = \frac{\hat{\beta}_t}{(\hat{\sigma}_{\beta})_t}.$$

definiert.

### 3. Eine explorative Analyse.

Die Analyse basiert auf wöchentlichen Dienstags-Daten des "Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke" (DAFOX). Der DAFOX repräsentiert, anders als der DAX, nicht nur ausgewählte Spitzenwerten, sondern alle in Frankfurt amtlich gehandelten inländischen Aktien. Er ist damit für die hier verfolgten Zwecke besonders geeignet, da er die Entwicklung des *Gesamtmarktes* im Zeitablauf widerspiegelt (siehe dazu Göppl und Schütz, 1995).

Der Dollarkurs ist der zugehörige diensttägliche DM/Dollar-Kurs der Frankfurter Devisenbörse. Der Beobachtungszeitraum ist 8.1.1974 bis 19.12.1995 (1146 Beobachtungen). Da an 21 Beobachtungszeitpunkten die Frankfurter Börse wegen eines Feiertags geschlossen war, wurden in diesen Fällen DAFOX und Dollarkurs des letzten verfügbaren Börsentags zugespielt.<sup>2</sup>

Schaubild 1 zeigt Niveaus und Returns von DAFOX (DAF\_800) und DM/\$ Kurs (DM\_\$).<sup>3</sup> Aus den bivariaten Grafiken lassen sich keine Hinweise auf Zusammenhänge erkennen. Auffällig ist der Wechsel in der Volatilität, die ab 1983 deutlich stärker wird. Dieser Volatilitätsbruch ist konsistent mit der von der CAPM-Theorie<sup>4</sup> ("Capital Asset Pricing Model") vorhergesagten positiven Beziehung zwischen erwarteten Returns und Risiken. Nach einer Phase relativ niedriger Returns und geringer Risiken folgen nach 1983 Zeiten höherer erwarteter Returns, aber auch Zeiten höherer Risiken.

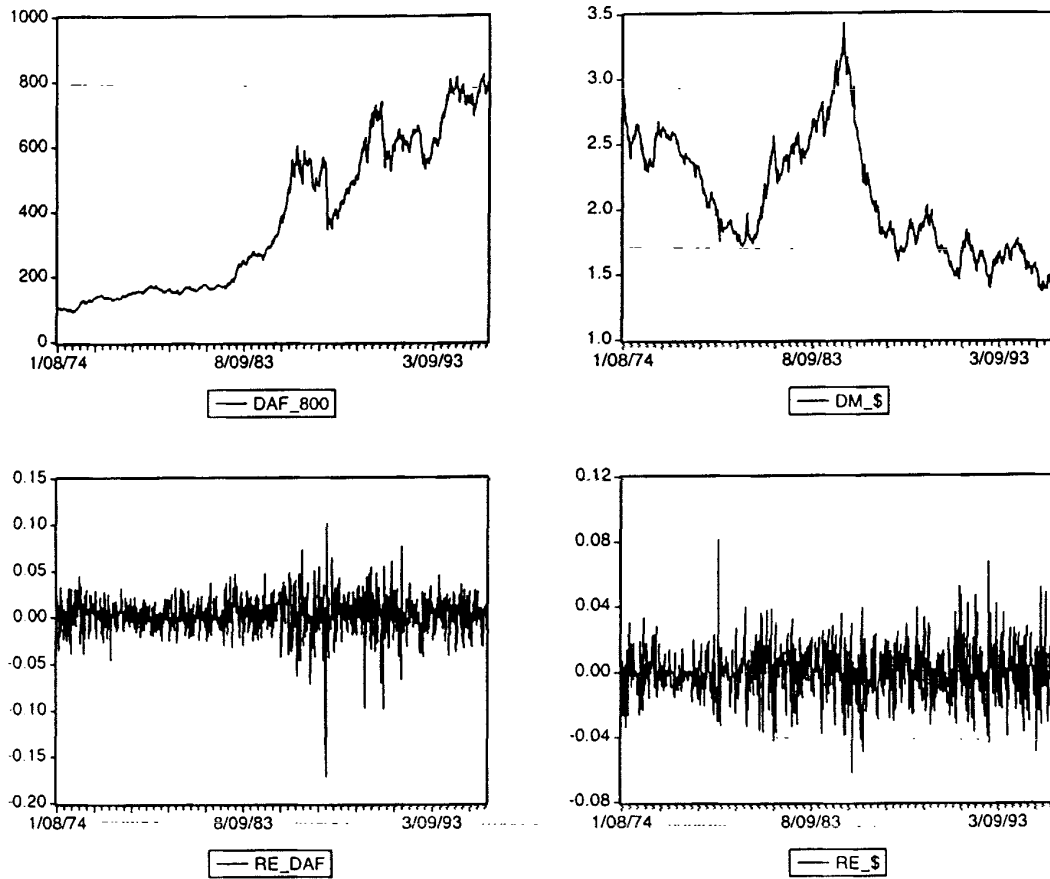
---

2 Alternativ hätte man diese Beobachtungen aus dem Datensatz eliminieren können. Da die verwendeten Zeitreihen-Modelle aber auf der Äquidistanz der Beobachtungen beruhen, wäre diese Vorgehensweise wegen lückenhafter Kontinuität unvorteilhaft gewesen. Allerdings würden sich die Ergebnisse auch bei Eliminierung der 21 Beobachtungen kaum von den in diesem Papier präsentierten Ergebnissen unterscheiden (siehe dazu Fußnote 5).

3 Die empirische Verteilung der Returns befindet sich in Appendix 1.

4 Markowitz (1959) gilt als Wegbereiter der CAPM-Theorie. Sharpe (1964) und Lintner (1965) haben die Implikationen der von Markowitz beschriebenen individuellen effizienten Portfolio-Selektion für Marktgleichgewichte herausgearbeitet.

Schaubild 1: Aktienkurse (DAFOX), DM/Dollar-Kurs und zugehörige Returns



Anmerkung: Zeitraum: 8.1.1974 - 19.12.1995

Ferner zeigt die Darstellung der Returns starke punktuelle Ausschläge, insbesondere aufgrund von Kurseinbrüchen im Herbst 1987. Faßt man all diese Beobachtungen und Erkenntnisse zusammen, so sollte die ökonometrische Analyse also dem potentiellen Einfluß von Drittvariablen Rechnung tragen, wie es theoretisch die wechselnde Außenhandelsposition ja auch erfordert, sie sollte Regimewechsel berücksichtigen und sie muß den Einfluß von Ausreißern in sinnvoller Weise neutralisieren.

Zuvor wird jedoch die explorative Untersuchung vertieft. Die Regression<sup>5</sup> der Niveauvariablen ergibt (t-Statistiken in Klammern):

$$(5) \quad \text{DAF} = 1061.04 - 329.4 \text{ DM\_\$}$$

$$\quad \quad \quad (43.3) \quad \quad \quad (28.6)$$

$$\bar{R}^2 = 0.416, \text{ DW} = 0.007$$

Die DW-Statistik verrät, daß dieses Ergebnis nicht weiter interpretiert werden sollte, da es sich entweder um eine *Spurious Regression* (siehe dazu z.B. Granger und Newbold, 1974, oder Entorf, 1997) oder um eine Fehlspezifikation handeln muß. Eine Scheinregression ist allerdings unwahrscheinlich, denn nach der Berechnung der ersten Differenzen bleibt ein signifikanter Zusammenhang bestehen:

$$(6) \quad \Delta \text{DAF} = 0.63 + 23.56 \Delta \text{DM\_\$}$$

$$\quad \quad \quad (2.2) \quad \quad \quad (2.5)$$

$$\bar{R}^2 = 0.005, \text{ DW} = 1.88$$

In der Finanzmarktanalyse üblich ist die Analyse der Returns:

$$(7) \quad \text{RE\_DAF} = 0.0020 + 0.099 \text{ RE\_\$}$$

$$\quad \quad \quad (3.4/3.1/3.5) \quad \quad \quad (2.5/1.7/2.2)$$

$$\bar{R}^2 = 0.005, \text{ DW} = 1.87$$

Hier werden in Klammern neben der konventionellen (Student) t-Statistik (erste Position) die entsprechend Newey-West (1987) (2. Position) und White (1980) (3. Position) korrigierten t-Statistiken aufgeführt, um eventueller Heteroskedastie und Autokorrelation Rechnung zu tragen. Bei Berücksichtigung von sowohl Heteroskedastizität als auch Autokorrelation, also bei

---

<sup>5</sup> Alle präsentierten Regressionsergebnisse basieren auf der "Methode der kleinsten Quadrate" bzw. OLS ("ordinary least squares"). Zur Methodik und zu Testverfahren siehe z.B. Greene (1997).



Berechnung der Varianz-Kovarianzmatrix nach Newey-West, zeigt sich Insignifikanz<sup>6</sup>, bei Zulassen von Heteroskedastizität und bei Unterstellung unkorrelierter Residuen (entsprechend White, 1980) ergibt sich ein schwach signifikanter t-Wert.

Der Schätzparameter der Dollar>Returns besagt, daß im Beobachtungszeitraum eine einprozentige Dollarsteigerung im Durchschnitt mit einer ca. 0.1-prozentigen DAFOX-Steigerung verbunden war.<sup>7</sup> Dieser Wert basiert allerdings auf einer zeitlich instabilen Schätzung, wie der "CUSUM of Squares"-Test (siehe dazu z.B. Harvey, 1990, 153-155) in Schaubild 2 verrät. Die Teststatistik verläßt das unter der Nullhypothese der Parameterkonstanz gültige 5%-Intervall nach unten. Das Bild zeigt, daß die Varianz der Schätzung in der ersten Hälfte der Schätzperiode deutlich kleiner ist als in der zweiten Teilperiode.

Der Augenschein (siehe Schaubilder 1 und 2) legt allein aufgrund der Volatilitätsentwicklung der abhängigen Variablen eine Trennung der Schätzperiode im Jahre 1983 nahe. Ein CHOW-Test bestätigt die Hypothese eines Strukturbruchs am 28.12.1982 mit der Ablehnungswahrscheinlichkeit von 0.0008. Die Regression der Returns ergibt für die erste Teilperiode

$$(8) \quad RE\_DAF = 0.0014 - 0.108 RE\_\$$$

(2.2/2.0/2.2)      (2.3/2.0/2.3)

$$\bar{R}^2 = 0.009, DW = 1.85, SMPL: 8.1.74 - 28.12.82 (468 \text{ Beob.})$$

und für die zweite Teilperiode

$$(9) \quad RE\_DAF = 0.0025 + 0.201 RE\_\$$$

(2.8/2.6/2.8)      (3.6/2.5/3.2)

$$\bar{R}^2 = 0.017, DW = 1.89, SMPL: 4.1.83 - 19.12.95 (677 \text{ Beob.})$$

---

<sup>6</sup> Die univariate Analyse der Residuen zeigt eine auf 3%-Niveau signifikante Autokorrelation erster Ordnung in der Höhe von 0.07, die das Verschwinden der Signifikanz erklären dürfte.

<sup>7</sup> Ein solches Ergebnis stellt sich auch ein, wenn man Returns als Differenzen von Logarithmen berechnet (konventionelle t-Werte in Klammern):

$$\Delta \log(DAF) = 0.0018 + 0.103 \Delta \log(DM\_\$)$$

(3.1)                      (2.6)

$$\bar{R}^2 = 0.005, DW = 1.87$$

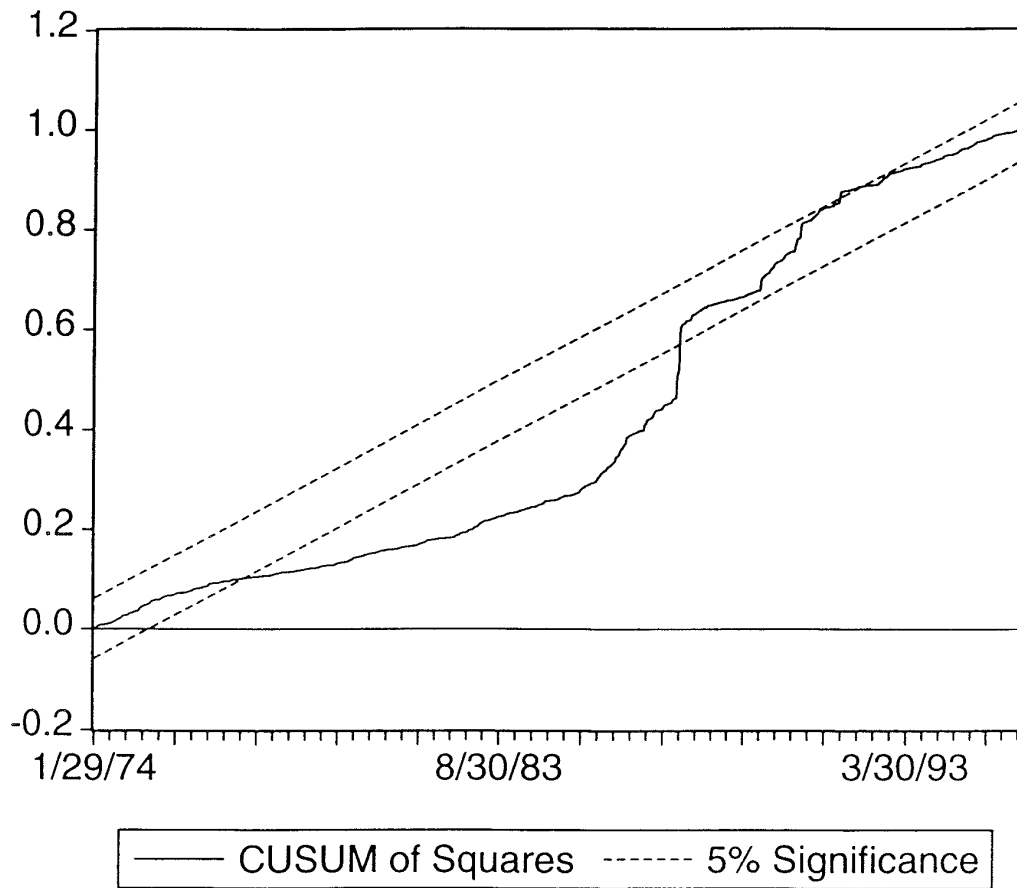
Im übrigen würden sich auch bei Verzicht auf die 21 Feiertage nur leichte Abweichungen ergeben:

$$RE\_DAF = 0.0019 + 0.085 RE\_\$$$

(3.1)                      (2.1)

$$\bar{R}^2 = 0.004, DW = 1.87$$

Schaubild 2: "CUSUM of Squares" Test



Anmerkung: Überprüfung der Stabilität der Schätzgleichung (1)

Tatsächlich dokumentiert sich der Strukturbruch in einer Umkehrung des Vorzeichens. Während vor 1983 ein Dollarzuwachs tendenziell mit Kursverlusten assoziiert war, kehrt sich ab 1983 das Vorzeichen um.<sup>8</sup> Der Wechselkurseinfluß wird außerdem stärker, was in der gestiegenen Varianzerklärung zum Ausdruck kommt. Man beachte aber die üblich niedrigen, auch bei vergleichbaren Analysen von Aktienmarkt>Returns auftretenden, Bestimmtheitsmaße (bzw. R-quadrat).<sup>9</sup>

Eine erneute Stabilitätsüberprüfung für die Schätzungen (8) und (9) zeigen zwar eine verbesserte Stabilität, dennoch verwirft der Test die Strukturkonstanz (siehe dazu Appendix 2 und Appendix 3).

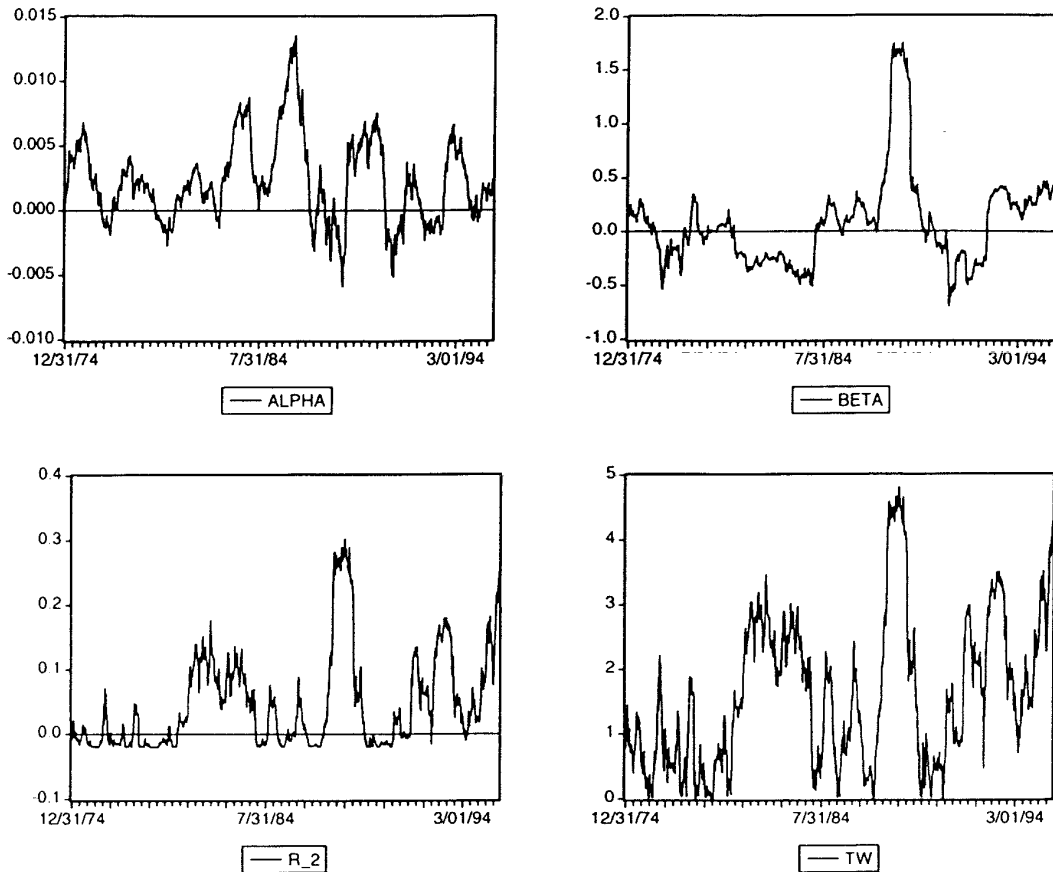
Der Instabilität ist simplerweise dadurch Rechnung zu tragen, indem man die AWB bzw.  $B_t$  abschnittsweise schätzt. Noch besser ist es, eine bestimmte Beobachtungslänge, z.B. ein Jahr, festzuhalten, und diese von Beobachtung zu Beobachtung durch den gesamten Schätzzeitraum zu "schieben". Informationstheoretisch ist dieser Ansatz naheliegend. Da nicht davon auszugehen ist, daß Finanzmarktteilnehmer einen allzu lange zurückliegenden Zeitraum in ihre Informationsmenge einbeziehen werden, dürfte ein Jahr eine realistische Einschätzung sein. Das Schätzergebnis eines bestimmten Zeitpunktes repräsentiert somit einen Indikator für die *Informationsmenge* zu diesem Zeitpunkt. Ökonometrisch führt diese Überlegung zur Methode der sogenannten *Rollenden Regressionen*. Zunächst wird jeder Schätzung ein Zeitraum von 52 Wochen zugrundegelegt. Das erste Regressionsergebnis für das Jahr 1974 liegt demnach am 31.12.1974 vor, das zweite eine Woche später usw. bis letztendlich die 1093. Regression das Ergebnis für die 52 Wochen vor dem 19.12.1995 liefert. Schaubild 3 dokumentiert alle 1093 Regressionen, wobei jedes Datum das Ende des jeweiligen Schätzzeitraums bezeichnet. Für diese Zeitpunkte werden die wichtigsten Ergebnisse der Abschnittsregressionen festgehalten: *ALPHA* kennzeichnet die geschätzte Konstante, *BETA* repräsentiert den Schätzkoeffizienten des DM/Dollar-Kurses, *TW* ist der dazugehörige absolute (konventionelle) t-Wert und *R\_2* ist das korrigierte Bestimmtheitsmaß.

---

<sup>8</sup> Die Erklärung für diesen Regimewechsel ist Gegenstand von Abschnitt 4. Wir werden sehen, daß der Grund in der ab 1983 relativ zur Importabhängigkeit deutlich gestiegenen Exportabhängigkeit deutscher Unternehmen zu suchen ist (siehe Abschnitt 4 und Schaubild 6).

<sup>9</sup> Vergleichbar wären z.B. Tests der Vorhersagbarkeit von Aktienreturns ("effiziente Markthypothese"). So beschreibt Cuthbertson (1996, S. 122) eine Regression zur Erklärung des "S&P 500" mit 2700 täglichen Beobachtungen, die neben gängigen Markt-Anomalien auch MA-Terme bis zur 5. Ordnung berücksichtigt. Das resultierende R-quadrat ist dennoch lediglich 0.012.

Schaubild 3: Das Ergebnis rollender Regressionen bei Verwendung eines Ein-Jahres-Fensters



*Anmerkung:* Analysezeitraum: 8.1.1974 - 19.12.1995; rollende Schätzzeitspannen: 52 Wochen; *ALPHA*, *BETA*: Schätzparameter  $\alpha$ ,  $\beta$  analog der Spezifikation in Gleichung (1); *TW*: absolute t-Statistik der Nullhypothese  $\beta = 0$ ; *R\_2*: korrigiertes Bestimmtheitsmaß der rollenden Regressionen.

Auffällig sind der schon in den Schätzungen (8) und (9) zum Ausdruck gekommene Wechsel der Vorzeichen in  $BETA$  und die generell größer werdenden t-Werte in den 80er und 90er Jahren. Überraschend hoch sind jedoch die Schätzungen des Koeffizienten  $BETA$  und die zugehörigen Bestimmtheitsmaße sowie die t-Werte in den Jahren 1987/88. Etwas genaueres Hinsehen zeigt, daß für diese hohen Schätzkoeffizienten die Börsenunruhen im 3. Quartal von 1987 verantwortlich sind. Bei nur 52 Beobachtungen je Regression dominieren diese Ausreißer die Varianz und sie verzerren das Schätzergebnis in z.T. dramatischer Weise. Für eine weitergehende Analyse sollten diese Sondereinflüsse beseitigt werden. Es werden deshalb Dummyvariablen eingeführt, die den Einfluß großer Kurssprünge eliminieren sollen. Zur Verdeutlichung der Konstruktion dieser Hilfsvariablen und zur Illustration des Effektes diene folgende Regression für den *gesamten* Zeitraum 4.1.1983 bis 19.12.1995:

$$(10) \quad RE\_DAF = 0.0030 + 0.116RE\_\$ \\ \quad \quad \quad (4.3) \quad \quad \quad (2.7) \\ \quad \quad \quad + 0.052(re\_daf > 0.04) - 0.068(re\_daf < -0.04) \\ \quad \quad \quad \quad \quad (12.8) \quad \quad \quad (17.3)$$

$$\bar{R}^2 = 0.432, DW = 1.96, SMPL: 4.1.83 - 19.12.95 (677 \text{ Beob.})$$

41 Beobachtungen werden durch die beiden Dummyvariablen erfaßt, die den Wert 1 annehmen (und sonst Null sind), wenn die Returns um mehr als 4% gegenüber der Vorperiode gestiegen bzw. gefallen sind. Der Koeffizient des Dollars verringert sich durch den Einfluß dieser 41 Ausreißer (das sind ca. 6% der Beobachtungen) von 0.201 in Gleichung (9) auf 0.116 in Gleichung (10).<sup>10</sup>

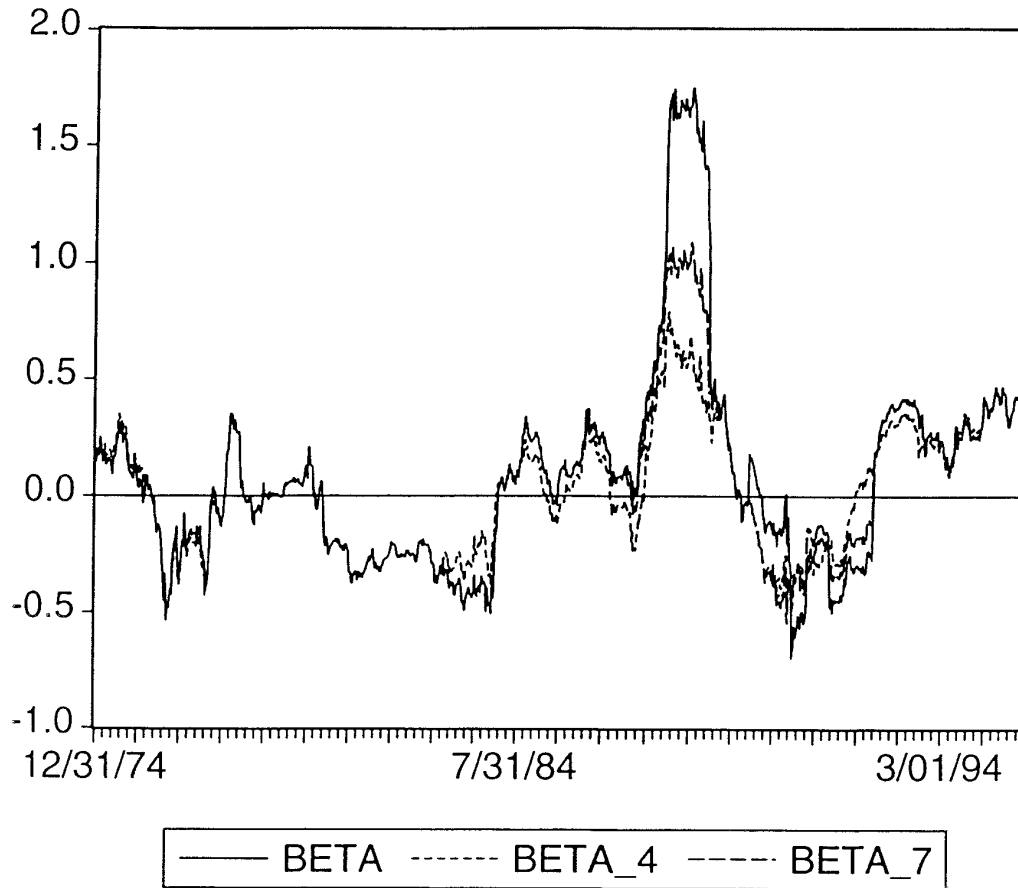
Schaubild 4 zeigt die Sensitivität des Dollar-Koeffizienten  $BETA$ , wenn man in den *Rollenden Regressionen* den Einfluß der Ausreißer unterdrückt.  $BETA\_4$  zeigt die jeweiligen Schätzungen, wenn in allen Regressionen analog zu (10) die Grenze bei 4% festgelegt wird,  $BETA\_7$  zeigt das Ergebnis bei der Alternative 7%. Da die Wahl von 7% die Sprünge in den Jahren 1987/88 nur unzureichend beseitigt, wird im folgenden das Kriterium bei 4% festgelegt.<sup>11</sup>

---

**10** Würde man 7% als Grenze für Ausreißer ansetzen, so würde man 8 solcher Ausreißer feststellen und der Dollar-Koeffizient würde 0.167 sein. Für die gesamte Periode 1974 bis 1995 bleibt es bei diesen 8 Sprüngen von mehr als 7%. Bei einer Grenze von 4% lassen sich insgesamt 44 Beobachtungen identifizieren, wovon also nur 3 in den Zeitraum 1974 bis einschließlich 1982 fallen.

**11** Bei der Programmierung der *Rolling Regressions* ist zu beachten, daß der Programmablauf wegen linearer Abhängigkeit stoppen würde, sobald für einen aktuellen Sample die "IF-Abfrage" nur Nullen zurückgibt, weil kein Ausreißer vorhanden ist. Appendix 4 bietet eine in *EViews* programmierte Lösung an, die für einen rollenden Sample von 260 Wochen (5 Jahre) konzipiert ist (siehe unten).

Schaubild 4: Kurssprünge und ihre Auswirkung auf Rollende Regressionen



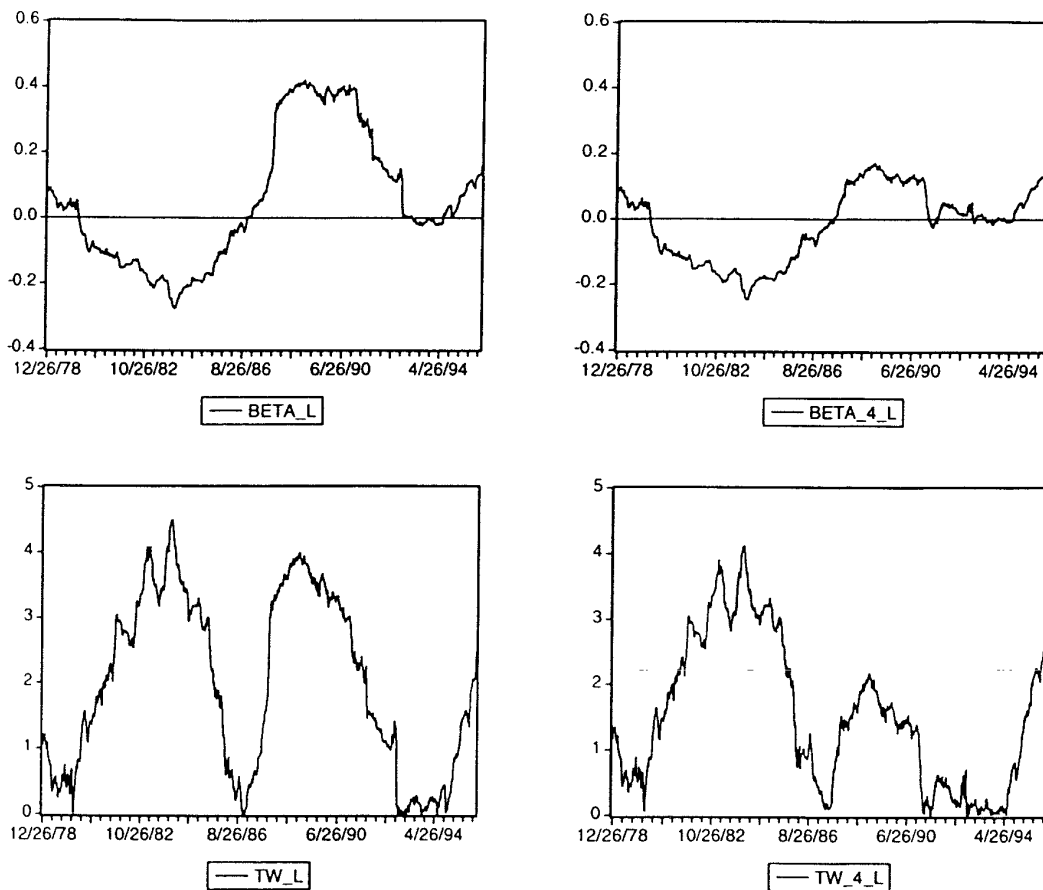
Anmerkung: Siehe den Text für nähere Erläuterungen

Eine weitere Sensitivitätsanalyse setzt bei der Wahl einer erweiterten Informationsmenge an. Alternativ werden längerfristige Einflüsse einbezogen, z.B. um jeweilige konjunkturelle Besonderheiten einzufangen. Bei der Wahl von 260 Wochen (ca. 5 Jahre) ergeben sich die Ergebnisse, wie sie in Schaubild 5 dokumentiert sind. Wegen der längerfristigen Schätzperioden sind die Koeffizientenzeitreihen nicht mehr so volatil, was den Wechsel von den negativen Dollar-Koeffizienten, die hier als  $BETA\_L$  bezeichnet werden, zur positiven Beziehung deutlich macht. Kontrolliert man aber auch hier die außergewöhnlich großen Kurssprünge, so wird klar, daß wie zuvor die besonders hohen Schätzkoeffizienten und (absoluten) t-Werte in den Jahren nach 1987 auf diesen Ausreißern beruhen (siehe  $BETA\_4\_L$  im Vergleich zu  $BETA\_L$  bzw.  $TW\_4\_L$  im Vergleich zu  $TW\_4$ ).<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup> Da hier 260 Beobachtungen in die Regression eingehen, verleiht der Effekt eines Kurssprungs nicht nur ein Jahr sondern 5 Jahre.

Schaubild 5: Das Ergebnis rollender Regressionen bei Verwendung eines Fünf-Jahres-Fensters



Anmerkung: Analysezeitraum: 8.1.1974 - 19.12.1995;  $BETA\_L$ : Schätzparameter  $\beta$  der Spezifikation in Gleichung (1) bei Berücksichtigung einer rollenden Schätzzeitspanne von 260 Wochen; im analog berechneten  $BETA\_4\_L$  werden die Effekte von Kurssprüngen korrigiert;  $TW\_L$  und  $TW\_4\_L$  sind zugehörige absolute t-Werte.



#### 4. Der Dollar, Aktienkurse und Außenhandel

Wie in Abschnitt 2 verdeutlicht wird, werden Qualität und Richtung des Zusammenhangs zwischen Dollar und Aktienmarkt von der Außenhandelsposition bestimmt (siehe Gleichung (2)). Qualität und Richtung bzw.  $B_t$  läßt sich durch den t-Wert der bivariaten Regression (3) messen (siehe Gleichung (4)), wobei Abschnitt 3 nahelegt, hierfür in der weiteren ökonometrischen Analyse bereinigte Größen wie  $TW_4$  oder  $TW_4_L$  zu verwenden.<sup>13</sup> Die Export- und Importquoten  $EXQ$  und  $IMQ$  entstammen der Serie "Saisonbereinigte Wirtschaftszahlen" der Deutschen Bundesbank, wo sie in dem Abschnitt über die "Verwendung des BSP" veröffentlicht werden. Ein- und Ausfuhr sind nach dem BSP-Konzept erfaßt worden, wobei Exporte und Importe Handel und Dienstleistungen umfassen. Die Analyse beruht zunächst einmal auf Zahlen für Westdeutschland, und zwar bis zum Ende des Jahres 1994. Schaubild 6 zeigt die Entwicklung der Quoten. Da nur noch gesamtdeutsche Zahlen veröffentlicht werden, wurde diese Zeitreihe nach 1994 nicht mehr gepflegt. Eine weitere Analyse beschränkt sich daher auf den Zeitraum 1991 bis 1995 mit gesamtdeutschen Daten. Alle Export- und Importquoten liegen in vierteljährlicher Form vor.  $B_t$ , Dollar- und DAFOX>Returns der letzten Dienstage im Quartal wurden den Export- und Importquoten zugespielt.

Die zu schätzende (Basis-) Spezifikation zur Überprüfung der Außenhandelsabhängigkeit des Aktienkurs-Wechselkurszusammenhangs ist also gemäß bisheriger Überlegungen und Datengegebenheiten

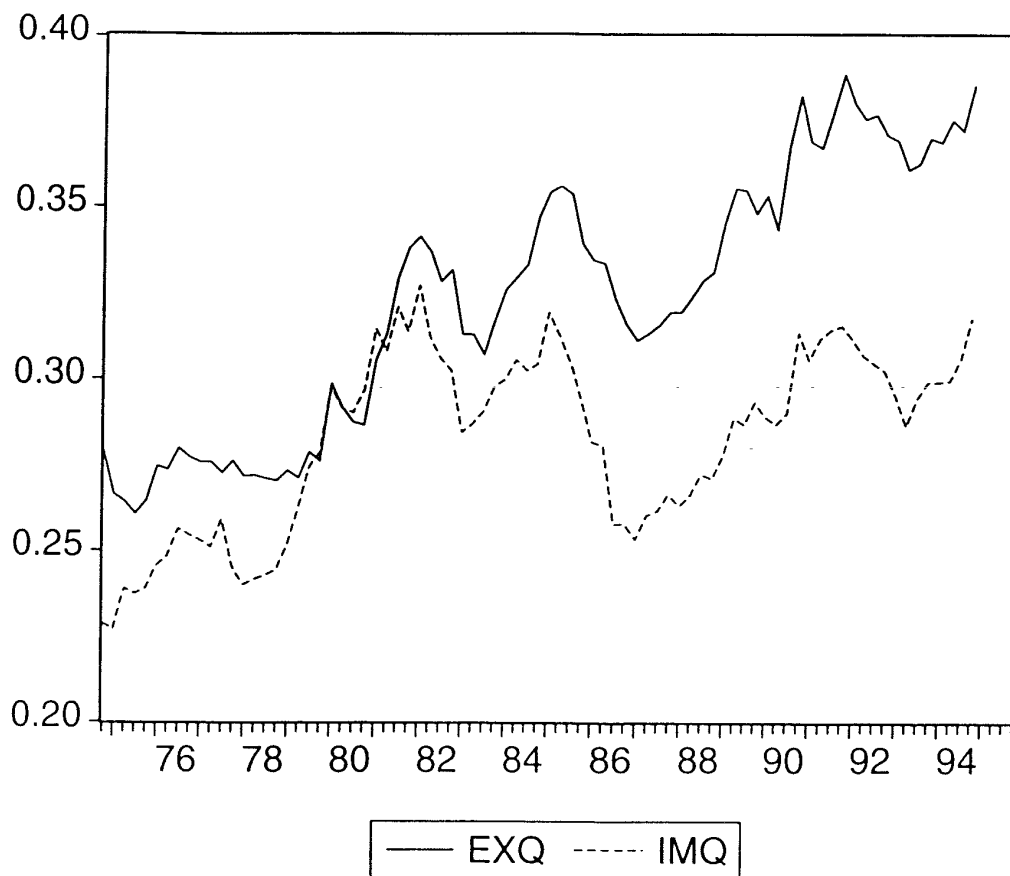
$$(11) \quad B_t = \gamma + \theta EXQ_t + \psi IMQ_t + \varepsilon_t,$$

wobei  $\varepsilon_t$  eine unbeobachtbare Restgröße darstellt. Das erwartete Vorzeichen von  $\theta$  ist positiv, während für  $IMQ$  bzw. für  $\psi$  ein negativer Koeffizient zu erwarten ist. Da in Abwesenheit von Außenhandel (d.h.  $EXQ=IMQ=0$ ) keine Beziehung zwischen Aktien- und Wechselkursen zu erwarten ist, sollte Gleichung (11) im theoretisch konsistenten Sinne keine Konstante enthalten. Im folgenden werden daher auch jeweils Schätzungen unter der Restriktion  $\gamma = 0$  durchgeführt.

---

<sup>13</sup> Diese werden natürlich in der ursprünglichen und nicht in der absoluten Form verwendet, wie sie in den Schaubildern 3 und 5 gezeigt werden. Wie die deskriptiven Statistiken in Appendix 5 zeigen, läßt sich für beide Variablen die Hypothese der Normalverteilung nicht verwerfen (bei Verwendung des Jarque-Bera-Tests).

Schaubild 6: Export- und Importquoten in Westdeutschland, 1974 bis 1995



Anmerkung: Quartalsdaten von 1974:4 bis 1994:4; Exportquote (EXQ) und Importquote (IMQ) wurden berechnet als Anteil am BSP; nähere Angaben: siehe Text.

Tabelle 1 zeigt die lineare Schätzung der *AWB*-Relation in Abhängigkeit von Export- und Importquoten analog Gl. (11). Alle Vorzeichen sind wie erwartet. Höhere Exporte führen zu einer Erhöhung von  $B_t$ , höhere Importe führen zu einer Senkung von  $B_t$ . Das würde typischerweise bedeuten, daß bei vorliegender Dominanz der Exporte eine Exportsteigerung zu einer Verstärkung des *positiven* Zusammenhangs führt, während man bei Importdominanz von einer negativen Beziehung  $B_t$  auszugehen hat, die durch eine Importsteigerung weiter in den negativen Bereich abgesenkt wird. Anhand der Ergebnisse in Spalte (1) heißt das konkret, daß eine 1%-ige Steigerung des Exportanteils (Importanteils) zu einer Veränderung des Dollar-Aktienkurszusammenhangs (bzw. zu einer Veränderung des erklärten *AWB*-t-Werts) um 0.35 (-0.57) führt ( $0.01 \cdot 34.6$  bzw.  $-0.01 \cdot 57.1$ ). Die Spezifikation in Spalte (2) unterscheidet sich durch die Restriktion  $\gamma = 0$ . Die Ergebnisse verändern sich im Vergleich zu Spalte (1) nur wenig. Sehr ähnliche Resultate ergeben sich, wenn man Exportquote und Importquote in einer Variablen (*EXQ-IMQ*) zusammenfaßt, wobei lediglich die Restriktion  $\gamma = 0$  in Spalte (4) zu einer deutlichen Verringerung des Koeffizienten führt (der aber positiv bleibt). Auch bei Verwendung der rollenden 5-Jahres-Fenster (siehe die Spalten (5) und (6)) ergeben sich keine wesentlichen Abweichungen von den insgesamt erstaunlich robusten Schätzergebnissen (aus Platzgründen werden hier nur die Resultate mit Konstante präsentiert).

Auffallend hoch ist auf den ersten Blick die Autokorrelation der Residuen. Das verlangt zunächst einmal Vorsicht bei der Interpretation der geschätzten t-Werte, da die üblichen Signifikanzniveaus der t-Verteilung keine Gültigkeit mehr besitzen. Andererseits könnte diese Zeitreihendynamik auf eine kointegrierte Beziehung hindeuten, was bedeutet, daß geschätzte Parameter z.B. die sehr wünschenswerte Eigenschaft der Superkonsistenz besitzen.<sup>14</sup>

---

<sup>14</sup> In der Regel ist eine Linearkombination von nichtstationären Zeitreihen (wie man sie ja auch mit einer linearen Regressionsgleichung modelliert) wiederum nichtstationär, bzw. "integriert". In Ausnahmefällen ist die Linearkombination (bzw. die Zeitreihe der Residuen eines Regressionsmodells) jedoch stationär. In diesen Fällen spricht man von "ko-integrierten" Zeitreihen. Aus ökonomischer Sicht sind kointegrierte Zeitreihen von besonderer Bedeutung, deuten sie doch darauf hin, daß die trendbehaftete Entwicklung der Zeitreihen langfristig nicht divergiert, sondern gleichmäßig bzw. gleichgewichtig verläuft. Aus statistischer Sicht ist Kointegration deshalb besonders bemerkenswert, weil die übliche  $\sqrt{T}$ -Konvergenzgeschwindigkeit stationärer Regressionsmodelle übertroffen wird. Die Schätzparameter konvergieren mit der Rate  $T$  zu den Parametern der Grundgesamtheit (Superkonsistenz), so daß schon mit weniger langen Zeitreihen ausreichende Nähe zu den Modellparametern erreicht wird, was im übrigen selbst bei Vorliegen simultaner Beziehungen zutrifft.

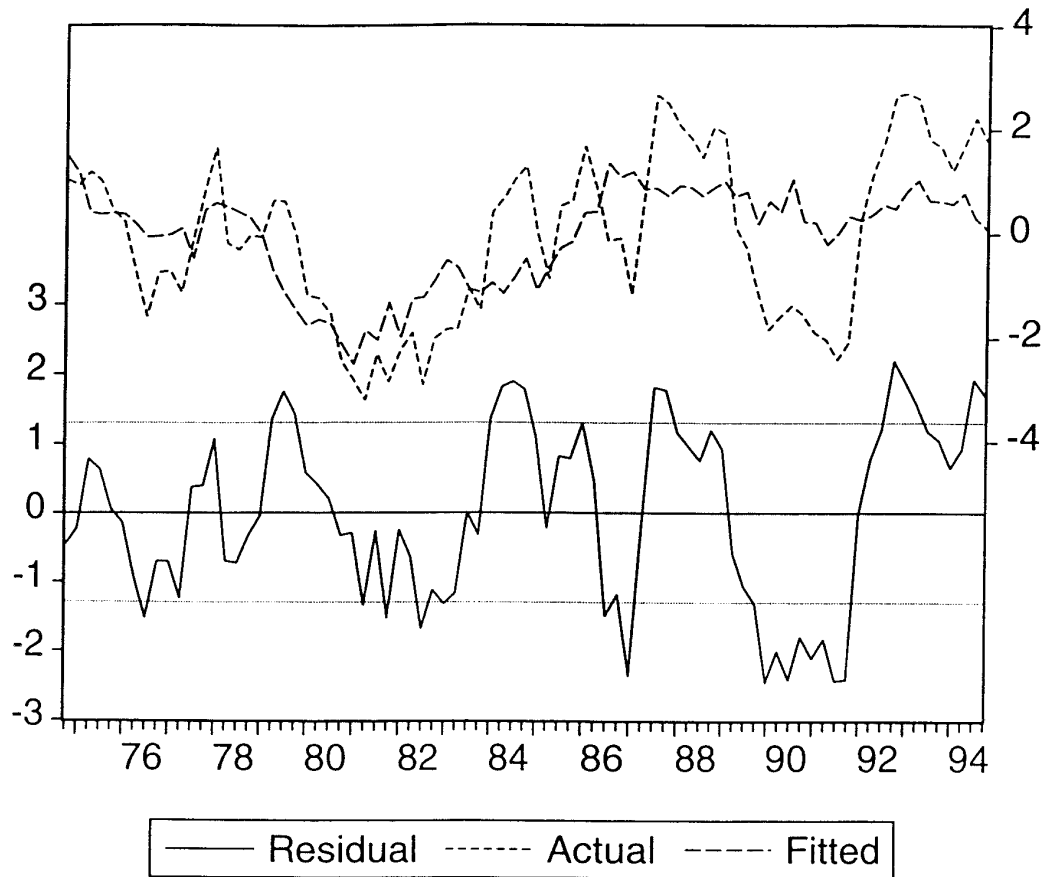
Darstellungen des Problems der Kointegration findet man z.B. in Banerjee et al. (1993), Hamilton (1994) und Maddala und Kim (1998).

Tabelle 1: Die Außenhandelsabhängigkeit der Aktienkurs/Dollarkurs-Beziehung, Westdeutschland, 1974-1994

Unabhängige Variable	Abhängige Variablen					
	<i>TW_4</i> (1)	<i>TW_4</i> (2)	<i>TW_4</i> (3)	<i>TW_4</i> (4)	<i>TW_4_L</i> (5)	<i>TW_4_L</i> (6)
Konstante	4.88 (3.1)	-	-1.32 (4.3)	-	8.75 (3.5)	-2.19 (5.8)
EXQ	34.6 (5.7)	34.9 (5.4)	-	-	35.5 (5.5)	-
IMQ	-57.1 (6.4)	-40.3 (7.4)	-	-	-72.8 (7.0)	-
(EXQ-IMQ)	-	-	31.1 (4.7)	6.89 (1.9)	-	37.0 (5.0)
$(\bar{R}^2)^a$	0.334	0.264	0.210	0.041	0.436	0.270
DW	0.44	0.38	0.34	0.26	0.22	0.11
ADF(1)	-3.15	-3.10	-3.07	-2.72	-1.39	-1.80
ADF(2)	-3.57	-3.42	-3.30	-2.70	-1.64	-1.96
Anz. Beobacht.	81	81	81	81	65	65

Anmerkung: Siehe Gleichung (11) bzgl. der Spezifikation der Schätzgleichung. Konventionelle t-Werte befinden sich in Klammern. <sup>a)</sup> Man beachte, daß Bestimmtheitsmaße in Regressionen ohne Konstante keiner Normierung auf das Intervall [0,1] unterliegen.

Schaubild 7: Der Aktienkurs-Dollarkurs-Zusammenhang und seine regressionsanalytische Erklärung durch den Außenhandel



Anmerkung: "Actual": zu erklärende Variable, "Fitted": Durch Einsetzen der geschätzten Koeffizienten und der erklärenden Variablen zustandekommende regressionsanalytische "Erklärung" der zu erklärenden Variablen, "Residual" = "Actual" minus "Fitted".

Schaubild 7 zeigt den Verlauf der zu erklärenden Variablen ("*Actual*"), den "Fit" und die Residuen, hier dargestellt am Beispiel der Schätzung aus Spalte (1) der Tabelle 1. Es zeigt sich ein Verlauf, wie er typisch für kointegrierte Zeitreihen ist: Kurzfristige Fluktuationen können voneinander abweichen, doch langfristig gibt es ein "Comovement" von *Actual* und *Fitted*. Beide Zeitreihen kreuzen sich mehrere Male, so daß die Residuen mehrere Nulldurchgänge haben.

Diese Beobachtung bestätigt sich in einer formalen Analyse. Ausgangspunkt der Kointegrationsprüfung ist die Überprüfung der Hypothese der Nichtstationarität individueller Zeitreihen, die für alle Variablen in Tabelle 1 nicht verworfen werden kann (siehe Appendix 6). Darauf aufbauend soll die Existenz einer Kointegrationsbeziehung mittels der einstufigen Schätzung von Fehler-Korrektur-Modellen ("Error Correction Models", ECM-Modellierung) überprüft werden. Der Vorteil dieses Verfahrens im Vergleich zu Kointegrationstests, die auf der statischen Regression (à la Engle und Granger, 1987, siehe Gleichung (11) und Tabelle 1) beruhen, besteht im vorliegenden Fall im wesentlichen in zwei Punkten:

1. Kointegrationstests, die auf der statischen Regression beruhen, weisen häufig Güteverluste auf (siehe Kremers et al., 1992). Banerjee et al. (1998) simulieren kritische Werte für Kointegrationstests beruhend auf den ECM-Parametern des einstufigen Verfahrens und bestätigen noch einmal die deutlich höhere statistische Power gegenüber "traditionellen" ADF-Tests.<sup>15</sup>
2. Aufgrund der relativ niedrigen  $R^2$  besteht die Gefahr der verzerrten Schätzung der Kointegrationsparameter, wobei die Verzerrung proportional zu  $(1 - R^2)$  ist (siehe Banerjee et al., 1986).

Aus diesen Gründen wurde auf die formale Durchführung von ADF-Tests verzichtet (die ADF-Statistiken mit 1 und 2 verzögerten Differenzen in Tabelle 1 sind daher lediglich als deskriptive Statistiken zu interpretieren).

In den Voruntersuchungen zur korrekten Spezifikation der Fehler-Korrektur-Gleichung haben sich für die Aktienkurs-Dollarkurs-Beziehung *TW\_4* die Differenzen der Export- und Importquoten in der kurzfristigen Anpassung als insignifikant erwiesen. Um die "White Noise"-Eigenschaft der Residuen zu sichern, wurden daher verzögerte endogene Differenzen in die Schätzung einbezogen (Schätzzeitraum: 1975.II - 1994.IV, 79 Beobachtungen):

---

<sup>15</sup> Ich danke einem anonymen Gutachter für den Hinweis auf diese Referenz.

$$(12) \quad \Delta TW\_4_t = \underset{(0.5)}{0.48} + \underset{(2.1)}{0.24} \Delta TW\_4_{t-1} \\ - \underset{(3.3)}{0.23} (TW\_4_{t-1} - \underset{(2.5)}{38.7} EXQ_{t-1} + \underset{(2.2)}{51.6} IMQ_{t-1}),$$

$$\bar{R}^2 = 0.102, DW = 2.01, LM(1)/LM(4): 0.74/0.22,$$

$$(13) \quad \Delta TW\_4_t = \underset{(1.8)}{-0.33} + \underset{(2.0)}{0.22} \Delta TW\_4_{t-1} \\ - \underset{(3.3)}{0.21} (TW\_4_{t-1} - \underset{(2.2)}{37.7} (EXQ_{t-1} - IMQ_{t-1})),$$

$$\bar{R}^2 = 0.107, DW = 2.01, LM(1)/LM(4): 0.75/0.19.$$

"LM(1)/LM(4)" beschreibt P-Werte von Lagrange-Multiplier-Tests auf Autokorrelation 1. und 4. Ordnung (berechnet aus der LM-Testgleichung mittels  $T \cdot R^2$ ). Es ist keinerlei Anzeichen für verbleibende serielle Korrelation der Residuen erkennbar. Die ECM-Parameter vor den jeweiligen Langfristbeziehungen in der Klammer sind negativ, wie für die Existenz von Fehlerkorrekturmodellen gefordert. Die Restriktion bzgl. der Export- und Importkoeffizienten in Gleichung (13) kann mittels eines Likelihood-Ratio-Tests nicht verworfen werden ( $-2 \ln LL = 0.64$ ).

Bei der Überprüfung der Kointegration hängen die kritischen Werte von der Anzahl der I(1)-Regressoren ab. Für die Schätzergebnisse in den Gleichungen (12) und (13) bedeutet dies, die kritischen Werte von Banerjee et. al (1998) für  $k=2$  und  $k=1$  auszuwählen. Dementsprechend ergeben sich für den ECM-Parameter bei 5%-Irrtumswahrscheinlichkeit asymptotisch-kritische t-Werte von -3.48 und -3.19.<sup>16</sup> Der geschätzte Wert in Gleichung (12) ist -3.3. Hier läge Kointegration bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% vor. Bei der statistisch zu präferierenden Gleichung (13) ist der t-Wert des ECM-Parameters gleichfalls -3.3, was jedoch hier wegen der Präsenz nur eines einzelnen I(1)-Regressors Kointegration zum 5%-Niveau bedeutet.

Für die Alternative  $TW\_4\_L$  lauten die Schätzungen folgendermaßen (Schätzzeitraum: 1979.II - 1994.IV, 63 Beobachtungen, vollkommen insignifikante Variablen wurden bei der Schätzung unterdrückt):

$$(14) \quad \Delta TW\_4\_L_t = \underset{(2.5)}{1.92} - \underset{(4.0)}{0.14} (TW\_4\_L_{t-1} - \underset{(4.4)}{65.0} EXQ_{t-1} + \underset{(5.2)}{123.0} IMQ_{t-1}),$$

$$\bar{R}^2 = 0.245, DW = 1.89, LM(1)/LM(4): 0.74/0.35,$$

---

<sup>16</sup> Bei 50 Beobachtungen sind die entsprechende Werte -3.57 und -3.28, bei 100 Beobachtungen -3.56 und -3.27 (Banerjee et al., 1998, Table 1).

$$(15) \quad \Delta TW\_4\_L_t = \underset{(2.9)}{-0.37} + \underset{(1.0)}{0.13} \Delta TW\_4\_L_{t-1} \\ - \underset{(2.6)}{0.09} (TW\_4\_L_{t-1} - \underset{(2.9)}{81.2} (EXQ_{t-1} - IMQ_{t-1})), \\ \bar{R}^2 = 0.146, DW = 1.99, LM(1)/LM(4): 0.88/0.17.$$

Auch hier zeigen die Residuentests (DW und LM), daß die dynamische Spezifikation keine verbleibende serielle Korrelation aufweist. Die Restriktion identischer Parameter in Gleichung (15) ist nicht aufrecht zu erhalten (z.B. bei Anwendung eines Likelihood-Ratio-Tests). In der unrestringierten Gleichung (14) ist der ECM-t-Wert -4.0 und damit gleichfalls auf dem 5%-Niveau signifikant.

Ein weiteres Indiz für die Robustheit der Ergebnisse liefert Tabelle 2, die auf Export- und Importdaten für Gesamtdeutschland beruht. Auffällig ist die generell zu beobachtende stärkere Sensitivität gegenüber Veränderungen in der Außenhandelsposition. Die stärkere Globalisierung dokumentiert sich in höheren Schätzkoeffizienten. Spalte 3 beispielsweise besagt, daß ein um ein Prozent wachsender Exportüberschuß den (positiven) Aktien-Dollarkurs-Zusammenhang  $B_t$  um ca. 1.8% erhöhen würde, d.h. die Reaktion ist im Vergleich zum langfristigen Durchschnitt deutlich überproportional geworden (vgl. mit Tabelle 1, wo der entsprechende Effekt 0.3% beträgt). Auf Kointegrationstests wurde hier angesichts der geringen Zahl der Beobachtungen und der damit verbundenen Güteverluste verzichtet.

Alle 16 präsentierten Schätzungen in Abschnitt 4 weisen ohne Ausnahme die gleiche Vorzeichenstruktur auf. Dieses Ergebnis ist nur schwerlich mit einer Nonsense-Regression zu vereinbaren. Die zu beobachtende Robustheit wäre bei einer Nonsense-Regression nur plausibel, wenn die Daten einen starken Trend (mit hoher Drift-Noise-Ratio) aufweisen würden. Dann würde der Schätzkoeffizient zum Verhältnis der Drifts konvergieren (Entorf, 1997). Solche Trends liegen jedoch nicht vor.



Tabelle 2: Die Außenhandelsabhängigkeit der Aktienkurs/Dollarkurs-Beziehung, Westdeutschland, 1991-1995

Unabhängige Variable	<u>Abhängige Variablen</u>					
	<i>TW_4</i> (1)	<i>TW_4</i> (2)	<i>TW_4</i> (3)	<i>TW_4</i> (4)	<i>TW_4_L</i> (5)	<i>TW_4_L</i> (6)
Konstante	24.70 (6.0)	-	0.63 (1.4)	-	-1.54 (0.5)	0.25 (1.4)
EXQ	25.3 (0.5)	194.1 (3.0)	-	-	122.4 (3.6)	-
IMQ	-127.7 (3.2)	-191.8 (2.9)	-	-	-114.8 (4.0)	-
(EXQ-IMQ)	-	-	182.8 (2.8)	233.3 (4.1)	-	110.7 (4.0)
$\bar{R}^2$ <sup>a</sup>	0.739	0.236	0.260	0.218	0.422	0.444
DW	1.00	0.95	0.90	1.16	1.21	1.02
Anz. Beobacht.	20	20	20	20	20	20

Anmerkungen: Siehe Gleichung (2) bzgl. der Spezifikation der Schätzgleichung. Konventionelle t-Werte befinden sich in Klammern. <sup>a</sup>) Man beachte, daß Bestimmtheitsmaße in Regressionen ohne Konstante keiner Normierung auf das Intervall [0,1] unterliegen.

## 5. Zusammenfassung, Schlußfolgerungen und Ausblick.

Die Studie analysiert den bisher in der Literatur überraschend wenig thematisierten Zusammenhang zwischen Aktien- und Dollarkurs. Es stellt sich heraus, daß die Relation in erstaunlich robuster Weise von der jeweils vorherrschenden Export- oder Importabhängigkeit Deutschlands determiniert wird.

Ausgangspunkt der Studie sind bivariate Untersuchungen, bei denen für den gesamten Untersuchungszeitraum (1974 - 1995) nur schwache Zusammenhänge feststellbar sind. Daher wird die (begrenzte) Informationsmenge der Marktteilnehmer durch abschnittsweise Teilmengen der Untersuchungsperiode erfaßt. Aus ökonometrischer Sicht führt dies zur Verwendung *Rollender Regressionen*, wobei sich eine im Zeitablauf deutlich schwankende Aktienkurs-Dollarkurs-Beziehung zeigt. Letztere ist mit der Export- und Importsituation Deutschlands kointegriert. Bemerkenswert ist, daß die Sensitivität der Beziehung seit der deutschen Vereinigung deutlich größer geworden ist. Das dürfte zum einen ein Indiz für die zunehmende Globalisierung sein, die eine verstärkte Anfälligkeit der Aktienkurse auf Wechselkursschwankungen nach sich zieht. Zusätzlich spielt der Dollar als EURO-Außenwährung eine immer stärkere Rolle. Währungen der EU-Partner bzw. potentielle Realignments geraten nach dem Vertrag von Maastricht zunehmend aus dem Blickfeld deutscher Anleger. Gewinn- und Kurserwartungen konzentrieren sich in verstärktem Maße auf Bewegungen des Dollar.

Diese Hypothese bedarf allerdings einer weiteren Untersuchung, bei der nicht nur die Relation zur wichtigsten Devisen, dem Dollar, sondern auch zu anderen Leitwährungen einbezogen werden sollte. Ferner ließe sich auch in einer detaillierteren Diversifikation der Handelspartner überprüfen, ob bestimmte Länder identifizierbar sind, deren Konjunkturen und Importzyklen zu deutschen Aktienkursschwankungen beitragen. Zukünftige Arbeiten sollten auch die aggregierte Ebene des Gesamtindex verlassen, um auf Branchenebene die Außenhandelsabhängigkeit zu überprüfen.<sup>17</sup> Die Intention der vorliegenden Arbeit ist, Ausgangspunkt für entsprechend vertiefte Analysen zu sein.

---

<sup>17</sup> Erste Ergebnisse in Entorf und Kabbalakes (1998) bestätigen, daß in Branchen mit deutlicher Exportabhängigkeit (z.B. Automobil- und Chemieindustrie) eine signifikant positive Beziehung zwischen Dollar- und DAFOX-Erträgen besteht.

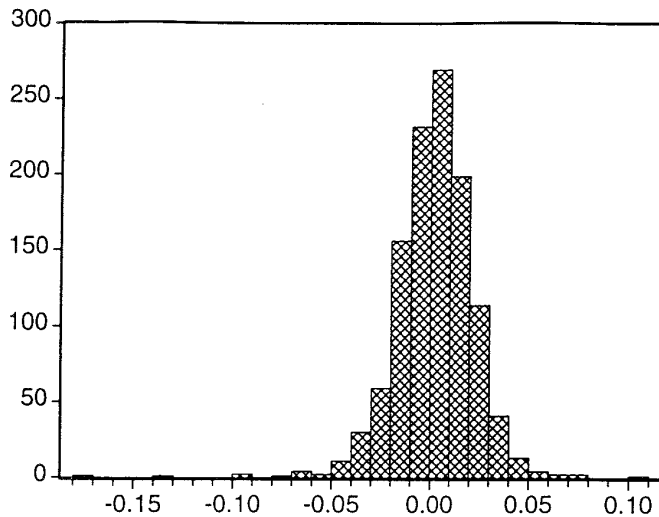
## 6. Literatur.

- Bahmani-Oskooee, M. und A. Sohrabian (1992), Stock prices and the effective exchange rate of the Dollar, *Applied Economics* 24, 459-464
- Banerjee, A., J.J. Dolado, D.F. Hendry und G.W. Smith (1986), Exploring equilibrium relationships in econometrics through static models: Some Monte Carlo evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48, 253-277
- Banerjee, A., J.J. Dolado, J.W. Galbraith und D.F. Hendry (1993), *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press
- Banerjee, A., J.J. Dolado und R. Mestre (1998), Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework, *Journal of Time Series Analysis* 19, 297-283
- Blanchard, O. (1981), Output, the stock market, and interest rates, *American Economic Review* 71, 132-143
- Campbell, J.Y., A.W. Lo und A.C. MacKinley (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press
- Cuthbertson, K. (1996), *Quantitative Financial Economics. Stocks, Bonds and Foreign Exchange*, Wiley
- Engle, R.F. und C.W.J. Granger (1987), Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica* 55, 251-276
- Entorf, H. (1997), Random walks with drifts: Nonsense regressions and spurious fixed-effect estimation, *Journal of Econometrics* 80, 287-296
- Entorf, H. und M. Kabbalakes (1998), Der Dollar und der deutsche Aktienmarkt: Eine Analyse des Zusammenhangs auf Branchenebene, *ifo Studien* 2/1998, 199-204
- Gavin, M. (1989), The stock market and exchange rate dynamics, *Journal of International Money and Finance* 8, 181-200
- Göppl, H. und H. Schütz (1995), Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX), Diskussionspapier Nr. 162, Universität Karlsruhe
- Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), Spurious regression in econometrics, *Journal of Econometrics* 2, 111-120
- Greene, W.H. (1997), *Econometric Analysis*, 3rd Edition, Prentice Hall
- Hamburger, M. und L. Kochin (1972), Money and stock prices: Channels of influence, *Journal of Finance* 27, 231-249

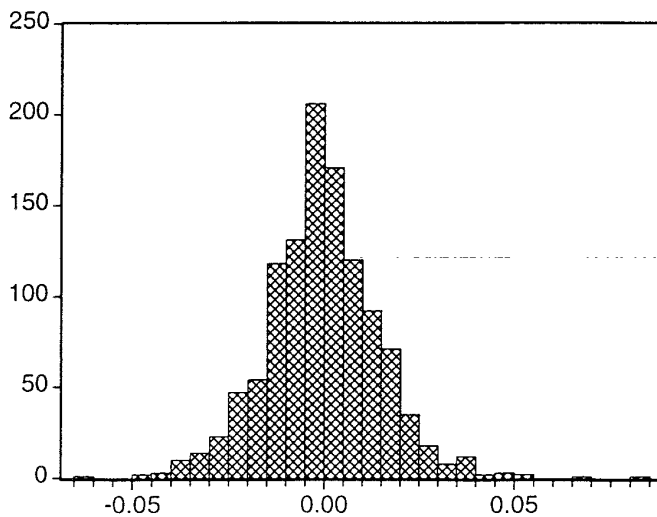
- Hamilton, J.D. (1990), *Time Series Analysis*, Princeton University Press
- Harvey, A. (1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2. Aufl., Princeton University Press
- Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson und J.J. Dolado (1992), The power of cointegration tests, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 325-348
- Lintner, J. (1965), The valuation of risky assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics* 47, 13-37
- Ma, C.K. und G.W. Kao (1992), On exchange rate changes and stock price reactions, *Journal of Business Finance and Accounting* 17, 441-450
- Maddala, G.S. und I.-M. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press
- Markowitz, H. (1959), *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, Wiley
- Morley, B. (1997), The stock market, exchange rate and macro-economy: An empirical investigation, Discussion paper 97-04, Department of Economics, The University of Wales, Aberystwyth
- Newey, W. und K. West (1987), A simple positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica* 55, 703-708
- Pearce, D.K. und V. Roley (1983), The reaction of stock prices to unanticipated changes in money: A note, *Journal of Finance* 38, 1323-1333
- Sharpe, W. (1964), Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* 19, 425-442
- White, H. (1980), A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica* 48, 817-838

## Appendix

Appendix 1: Deskriptive Statistiken der wöchentlichen Returns von Dollar/DM (RE\_\$\$) und DAFOX-Gesamtindex (RE\_DAF)

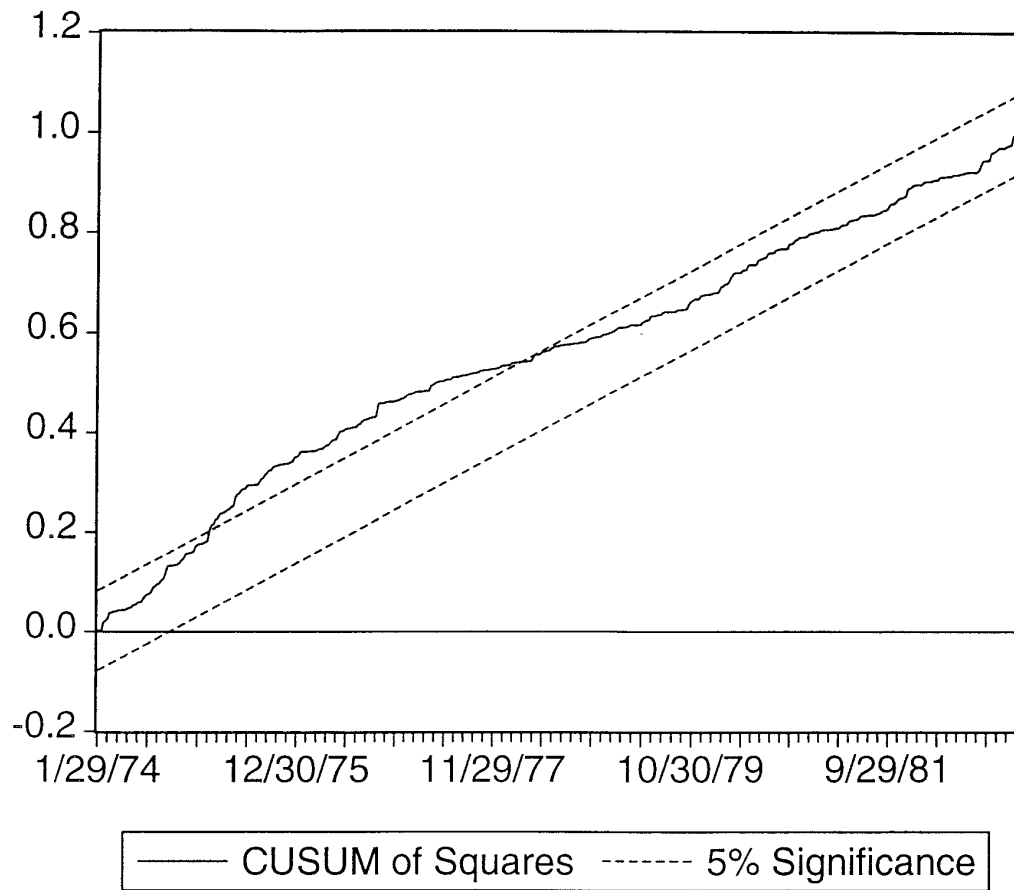


Series: RE_DAF
Sample 1/15/1974 12/19/1995
Observations 1145
Mean 0.001974
Median 0.002962
Maximum 0.101597
Minimum -0.171737
Std. Dev. 0.019995
Skewness -1.034722
Kurtosis 11.50697
Jarque-Bera 3656.901
Probability 0.000000



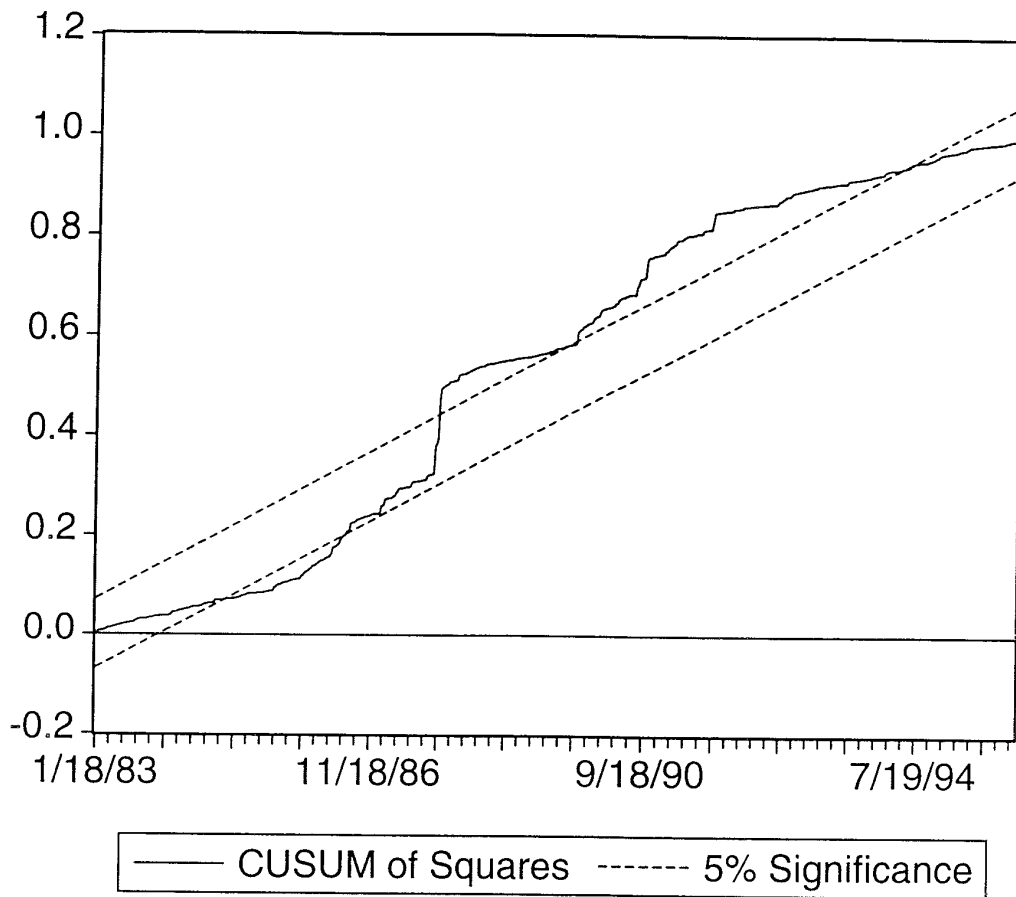
Series: RE_\$\$
Sample 1/15/1974 12/19/1995
Observations 1145
Mean -0.000496
Median -0.000775
Maximum 0.081580
Minimum -0.062122
Std. Dev. 0.014875
Skewness 0.251991
Kurtosis 4.803429
Jarque-Bera 167.2823
Probability 0.000000

Appendix 2: "CUSUM of Squares" Test, 8.1.1974 - 28.12.1982



Anmerkung: Überprüfung der Stabilität der Schätzgleichung (1)

Appendix 3: "CUSUM of Squares" Test, 4.1.1983 - 19.12.1995



Anmerkung: Überprüfung der Stabilität der Schätzgleichung (1)

*Appendix 4: EViews-Code zur Berechnung rollender Regressionen bei Kurssprung-Korrektur*

```
smpl 1 1146
param 100 1146
param 99 260

genr alpha_4_L = 0
genr beta_4_L = 0
genr r_2_4_L = 0
genr thrs=0.04
genr tw_4_L=0
for !i = 1 to c(100)-c(99)+1
    smpl !i !i + c(99)-1

    genr hh= (@mean(re_daf>thrs))*(@mean(re_daf<-thrs))
    if (@mean(hh)<>0) then
        ls re_daf c re_$ (re_daf>thrs) (re_daf<-thrs)
    endif

    genr hh=(@mean(re_daf<-thrs)<>0)*(@mean(re_daf>thrs)=0)
    if (@mean(hh)=1) then
        ls re_daf c re_$ (re_daf<-thrs)
    endif

    genr hh=(@mean(re_daf<-thrs)=0)*(@mean(re_daf>thrs)<>0)
    if (@mean(hh)=1) then
        ls re_daf c re_$ (re_daf>thrs)
    endif

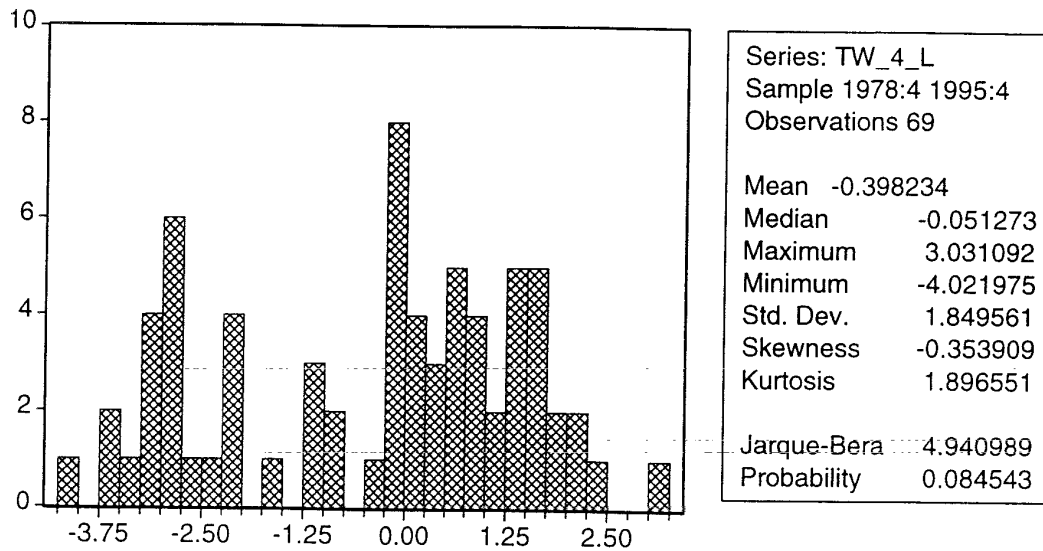
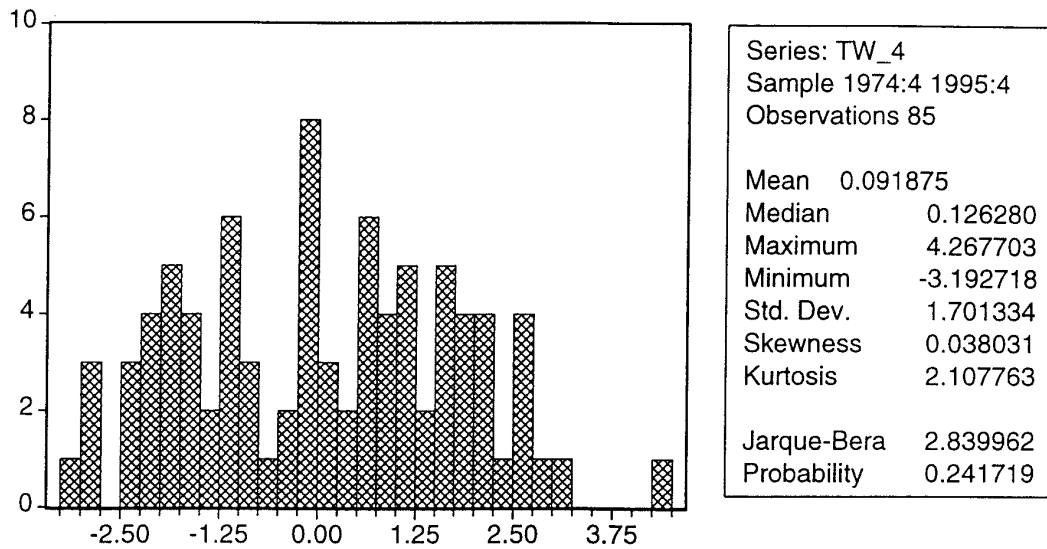
    genr hh=(@mean(re_daf<-thrs)=0)*(@mean(re_daf>thrs)=0)
    if (@mean(hh)=1) then
        ls re_daf c re_$
    endif

    alpha_4_L(!i+c(99)-1) = c(1)
    beta_4_L(!i+c(99)-1) = c(2)
    r_2_4_L(!i+c(99)-1) = @RBAR2
    tw_4_L(!i+c(99)-1)=c(2)/(@covariance(2,2))^0.5
next

smpl 1 1146
```



Appendix 5: Deskriptive Statistiken der Variablen TW\_4 und TW\_4\_L



Appendix 6: Tests auf Unit-Roots

Variable	<u>Testform</u>					
	<i>C,1</i>	<i>C,4</i>	<i>t,1</i>	<i>t,4</i>	<i>n,1</i>	<i>n,4</i>
EXQ	-0.96	-1.14	-2.80	-3.35	+1.39	+0.58
IMQ	-2.00	-2.38	-2.06	-2.87	+1.03	+1.27
(EXQ-IMQ)	-0.75	-0.71	-2.91	-2.20	+0.06	+0.38
TW_4	-1.90	-1.28	-2.52	-2.01	-1.90	-1.30
TW_4_L	-0.47	-1.46	-1.50	-2.40	-0.63	-1.58
Kritischer Wert	-2.90	-2.90	-3.47	-3.47	-1.94	-1.94

Anmerkung: "C,1" bedeutet ADF-Test mit Konstante und 1 Lags, "t,1" bedeutet ADF-Test mit Trend (sowie Konstante) und 1 Lags, "n,1" beinhaltet Schätzung ohne Trend und Konstante sowie 1 Lags