

Börsenzwang und Markteffizienz

Eine empirische Untersuchung mit Hilfe von „Random-Walk-Tests“*

Von Rolf A. Hanssen, Stuttgart, und Winfried Reiß, Heidelberg

A.

1. Problemstellung und Formulierung des Untersuchungsziels

In den Jahren 1966/67 trat das Bundeswirtschaftsministerium mit Plänen an die Öffentlichkeit, die zum Ziel hatten,

- die Aktienkursbildung an den deutschen Börsen auf eine breitere Basis zu stellen und sie damit „objektiver“, das heißt weniger manipulierbar zu machen,
- den Kursverlauf zu stabilisieren,
- die Markttransparenz zu erhöhen,

insgesamt also die Börse „funktionsfähiger“ zu machen. Andererseits sollte über diese börsenorganisatorische Zielsetzung hinaus das gesellschafts- und finanzpolitische Ziel

- Verbreiterung des Aktiensparens und
- Verbesserung der Eigenkapitalfinanzierung der Aktiengesellschaften gefördert werden.

Die Wege, um diese angestrebten Ziele zu erreichen, sah das Bundeswirtschaftsministerium vor allem in einer Konzentration der Kundenaufträge bei den Kursmaklern (sogenannter Börsenzwang) sowie in einer stärkeren Börsenumsatz- und Unternehmenspublizität¹.

* Diese Untersuchung basiert auf Ergebnissen, die die Autoren bei der Anfertigung ihrer Dissertationen gewonnen haben. Das diesen Arbeiten zugrunde liegende Datenmaterial wurde am Institut für Bankwirtschaft der Technischen Universität Berlin (Prof. Dr. K. Scheidl) beschafft, ausgewählt und am „Großrechenzentrum für die Wissenschaft in Berlin“ überprüft, korrigiert und verarbeitet. Für die Jahre 1971/72 konnten die Daten vom Statistischen Bundesamt Wiesbaden in Form von Magnetbändern übernommen werden. Die Verfasser danken Prof. Dr. K. Scheidl und Prof. Dr. M. Faber für die Unterstützung bei dieser Untersuchung.

¹ Vgl. hierzu die Wiedergabe des diesen Plänen zugrunde liegenden „Referentenentwurfs“ und der „Leitgedanken“ des Bundeswirtschaftsministeriums bei: H. Beyer-Fehling und A. Bock, Die deutsche Börsenreform und Kommentar zur Börsennovelle. Frankfurt 1975, S. 157 ff. und S. 167 ff.

Um einer gesetzlichen Regelung zuvorzukommen, haben sich die Banken damals freiwillig verpflichtet, alle Kundenorders bis zu einer Größenordnung von DM 100 000,— mit Wirkung vom 1. Juli 1968 nur noch über die Börse abzuwickeln. Vor diesem „freiwilligen Börsenzwang“ konnten Aktienkauf- und Verkaufsaufträge von den einzelnen Banken sowohl gegeneinander kompensiert als auch im Wege des Selbsteintrittsrechts auf eigene Rechnung erfüllt werden, so daß nur noch die Spitzen zur Abwicklung an die Börsen gelangten².

Nachdem die Diskussion um diese Börsenreform mittlerweile ihren vorläufigen Abschluß gefunden hat, erscheint es interessant zu prüfen, inwieweit die in den Jahren 1968/70 realisierten Börsenreformmaßnahmen dazu geführt haben, die Verhältnisse am deutschen Markt im Sinne der gesetzten Ziele zu verbessern.

Erste empirische Untersuchungen konzentrierten sich auf die Frage, ob der Börsenzwang — das zentrale und wohl einschneidendste Instrument der Börsenreform — geeignet ist, über eine Verbreiterung des deutschen Aktienmarkts eine Stabilisierung des Kursverlaufs zu erreichen³.

Ausgehend von einem langfristigen Vergleich der Umsatzvolumina über einen Zeitraum von insgesamt 15 Jahren konnte zunächst festgestellt werden, daß die monatlichen Gesamtumsätze an den deutschen Aktienbörsen nach Einführung des Börsenzwangs in der Tat beachtlich gestiegen sind, nämlich von durchschnittlich 574 Millionen DM Kurswert in den Jahren 1960 bis 1967 auf durchschnittlich 1390 Millionen DM Kurswert in den Jahren 1968 bis 1974⁴. Dieser bemerkenswerte Umsatzanstieg ließ sich — trotz potentieller sonstiger Marktverbeitereffekte — als deutliches Indiz für eine marktausweitende Wirkung des Börsenzwangs werten.

Die auf dieser Basis konzipierte Untersuchung zur Kursstabilität konnte sich somit auf die Frage konzentrieren, ob die Aktienkurse als

² Für eine genauere Darstellung dieser Vorgänge und zur begrifflichen Abgrenzung des Börsenzwangs sowie zu den verschiedenen Konzeptionen dieses Reforminstruments vgl. im einzelnen: R. A. Hanssen, Aktienkursverlauf und Börsenzwang. Eine empirische Untersuchung zur Kursstabilität im Rahmen der Börsenreform, Berlin 1976, S. 25 ff. und S. 40 ff.

³ Vgl. R. A. Hanssen, Aktienkursverlauf, S. 1 ff. sowie Hanssen, R. A., Die Börsenreform und ihre Auswirkungen im Deutschen Aktienmarkt, in Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 29. Jg., Heft 15 vom 1. 8. 1976, S. 701 - 706.

⁴ Näheres hierzu vgl. R. A. Hanssen, Aktienkursverlauf, S. 71 f.; zum Problem der Marktenge im deutschen Aktienhandel, siehe dort auch S. 58 ff.

Folge dieser Marktverbreiterung stabiler oder instabiler geworden sind. Eine Kursstabilitätsverbesserung wäre offensichtlich dann erreicht, wenn seit Einführung des Börsenzwangs die täglichen Aktienschwankungen geringer geworden sind. Nach Diskussion möglicher, den Börsenzwang zusätzlich überlagernder Stabilisierungs- und Destabilisierungseffekte⁵ ließ sich jedoch feststellen, daß sich — gemessen an der Varianz der Verteilung der relativen Kursdifferenzen — die Kurschwankungen für die Mehrzahl der über einen Zeitraum von 1961 bis 1972 untersuchten 50 Aktien keinesfalls verringert, sondern eher erhöht haben. Mit Hilfe statistischer Testverfahren konnte damit bewiesen werden, daß die erhoffte kursstabilisierende Wirkung des Börsenzwangs mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht gegeben ist, der Börsenzwang unter diesem Kriterium als Reforminstrument demnach ungeeignet ist⁶.

Es erhebt sich jedoch die Frage, ob der Börsenzwang nicht dennoch im Sinne der Börsenreformbestrebungen „positive“ Auswirkungen auf den Aktienkursverlauf mit sich bringt. Solche Effekte wären dann gegeben, wenn festgestellt werden könnte, daß die Kursbildung im deutschen Aktienmarkt in nicht mehr so erheblichem Maße durch starke Marktteilnehmer beeinflusst werden kann, wie sich dies bei der vorhandenen Marktenge immer wieder gezeigt hat.

Geht man davon aus, daß Kursreihen in einem engen Markt leichter beeinflusbar sind, müßten — da der Börsenzwang offensichtlich zu einer deutlichen Marktverbreiterung beigetragen hat — mit der Einführung dieser Reformmaßnahmen Kursmanipulationen erschwert worden sein. Dies würde aber wiederum zur Folge haben, daß sich kursrelevante neue Informationen „unbeeinflusster“ und damit unmittelbarer und schneller auf die Kursbildung auswirken könnten, was auf eine hieraus resultierende Verbesserung der „Markteffizienz“ schließen ließe⁷.

Effizientere Aktienmärkte sind ihrerseits wiederum dadurch gekennzeichnet, daß sie weniger stark von einem „Random Walk“ abweichen, ihre Aktienkursdifferenzen also stärker voneinander unabhängig sind⁸. Börsenzwang, Marktbreite, Markteffizienz und Random

⁵ Vgl. hierzu auch: R. A. Hanssen und E. Müller-Schwerin, Stabilisiert die Terminalspekulation die Aktienkurse? in Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 29. Jg., Heft 10 vom 15. 5. 1976, S. 426 - 431.

⁶ Vgl. R. A. Hanssen, Aktienkursverlauf, S. 175 - 204.

⁷ Ein spekulativer Markt wird dann als effizient angesehen, wenn sich neue relevante Information sofort voll auf die Preise auswirkt.

⁸ Eine notwendige Bedingung für die Effizienz eines Marktes ist die Gültigkeit der Random Walk Hypothese. Diese Hypothese besagt, daß die Diffe-

Walk sind damit in engem Zusammenhang zueinander zu sehen⁹, so daß etwa feststellbare Veränderungen im Random Walk durchaus Rückschlüsse auf mögliche Auswirkungen von Marktbreite und damit Börsenzwang erlauben.

Nachdem verschiedene Analysen bisher stets ein erstaunlich hohes Maß an Nichteffizienz für den deutschen Aktienmarkt ergeben haben¹⁰, wird man — wenn die Marktengte tatsächlich ein ausschlaggebendes Moment für diese Nichteffizienz ist — durch Effizienzuntersuchungen über einen bestimmten Zeitraum vor und nach Einführung des Börsenzwangs eine Verringerung der zeitlichen Abhängigkeiten in den Kursreihen beobachten können.

Um diese Vermutung zu überprüfen, haben wir die Kursverläufe häufig gehandelter deutscher Gesellschaften in zwei Perioden von jeweils $4\frac{1}{2}$ Jahren geteilt und für diese Perioden jeweils zwei gebräuchliche Random-Walk-Tests durchgeführt. Durch Bestimmung der Autokorrelationskoeffizienten soll geprüft werden, wie sich die linearen Abhängigkeiten in den Kursreihen der beiden Perioden verhalten. Vom Run Test erwarten wir Auskunft über die Länge von kurzfristigen Trendbewegungen vor und nach Einführung des Börsenzwangs.

2. Empirische Untersuchung des deutschen Aktienkursverlaufs unter dem Gesichtspunkt der Markteffizienz

2.1 Das Datenmaterial

Zur Durchführung unserer Effizienzuntersuchung wurde ein umfangreiches Datenmaterial benutzt, das von uns für andere Untersuchungen¹¹ erstellt, um Dividenden, Bezugsrechte, Teilrechte und Kurznotiz-

renzen der Preisreihen über die Zeit hinweg unabhängig sind. Siehe zum Begriff der Effizienz eines Marktes und ihrer Beziehung zur Random Walk Hypothese: E. F. Fama, *Efficient Capital Markets*, in *Journal of Finance*, 25/1970, S. 383 - 417.

⁹ Unseres Wissens gibt es keine theoretische Untersuchung, die die Auswirkungen der Marktgröße auf die Markteffizienz behandelt, doch wird im allgemeinen — wie oben — davon ausgegangen, daß Preisreihen in einem engen Markt leichter beeinflussbar sind, also stärker vom Random Walk abweichen. Siehe z. B. C. W. J. Granger, *Empirical Studies of Capital Markets: A Survey*, in *Mathematical Methods in Investment and Finance* (Hrsg. G. P. Szegö und K. Shell), Amsterdam 1972, S. 497.

¹⁰ Siehe z. B. W. Reiß, *Random Walk Hypothese und deutscher Aktienmarkt*, Dissertation TU Berlin, 1974, S. 160 - 168.

¹¹ Vgl. W. Reiß, *Random Walk Hypothese und deutscher Aktienmarkt* sowie R. A. Hanssen, *Aktienkursverlauf und Börsenzwang*, Berlin 1976.

umstellungen bereinigt und detailliert auf Datenfehler überprüft worden ist¹². Ausgewählt wurden 50 deutsche Aktien (vgl. Tabelle 1) mit täglichen Einheitskursen für die Zeit vom 2. 1. 1964 bis 31. 12. 1972. Dies ergab jeweils ca. 2200 Börsentage, so daß insgesamt ein Datenmaterial von etwa 110 000 Aktienkursen zur Verfügung stand.

Ausgehend von dem Einführungszeitpunkt des Börsenzwangs (1. 7. 1968) wurden die Kursverläufe jeweils in zwei gleich lange Perioden (d. h. in jeweils ca. 1100 Börsentage) geteilt und wie folgt abgegrenzt:

Periode I (vor Börsenzwang): 2. Januar 1964 bis 30. Juni 1968;

Periode II (nach Börsenzwang): 1. Juli 1968 bis 31. Dezember 1972.

Für beide Perioden ließen sich nunmehr — als Grundlage für die durchzuführenden Random-Walk-Tests — die täglichen relativen Kursänderungen bzw. die Richtungen der Kursabweichungen ermitteln.

2.2 Einführung in die Testmethoden

2.2.1 Autokorrelationsanalyse

Da die Random-Walk-Hypothese im allgemeinen für relative Preisänderungen definiert wird, gehen wir von der Differenz der logarithmierten Kurse aus:

$$g(t) = \ln k(t+1) - \ln k(t) .$$

Ein Maß für Abhängigkeiten zwischen den relativen Kursdifferenzen zum Zeitpunkt t und zum Zeitpunkt $t-i$ ist gegeben durch den Autokorrelationskoeffizienten i -ter Ordnung. Dieser ist definiert durch

$$r_i = \frac{E\{g(t) - E[g(t)]\} \{g(t-i) - E[g(t)]\}}{\sqrt{E\{g(t) - E[g(t)]\}^2 \cdot E\{g(t-i) - E[g(t)]\}^2}}$$

Für eine Random-Walk-Zeitreihe müssen die Autokorrelationskoeffizienten den Wert Null annehmen. Je mehr r_i hiervon abweicht, um so stärker sind die linearen Abhängigkeiten zwischen $g(t)$ und $g(t-i)$. Ein hoher positiver Koeffizient r_1 sagt z. B. aus, daß die Kursänderung häufig der des vergangenen Tages entspricht (gleiche Richtung, etwa gleiche Größenordnung), ein $r_1 < 0$ zeigt an, daß die Kursbewegung im allgemeinen der letzten Kursbewegung entgegengerichtet ist.

¹² Zum Problem der Datenfehler vgl. im einzelnen: R. A. Hanssen und W. Reiß, Autokorrelationsanalyse und das Problem der Datenfehler. Eine Überprüfung der Random Walk Hypothese für den deutschen Aktienmarkt, in Zeitschrift für Nationalökonomie, H. 1/2, 1976, S. 153 - 172.

Gehen wir davon aus, daß der Börsenzwang die Effizienz der Börse nicht beeinflusst, so lautet unsere Nullhypothese bezüglich der Autokorrelationsbestimmung:

H_0 : Die Wahrscheinlichkeit für eine Verkleinerung des Autokorrelationskoeffizienten ist mit $1/2$ ebenso groß wie für eine Vergrößerung.

2.2.2 Run Test

Bei einem Run Test werden Preisänderungen nur daraufhin unterschieden, ob der Kurs steigt, gleichbleibt oder fällt. Eine Aufeinanderfolge von gleichgerichteten Preisbewegungen nennt man einen Run. Sind die Preisbewegungen unabhängig von den vorausgegangenen Preisbewegungen, so ergibt sich für die Anzahl der Runs der Erwartungswert $E(T)$ und die Varianz $S^2(T)$ aus der Anzahl der positiven, negativen und waagerechten Preisbewegungen n_+ , n_0 , n_- mit:

$$E(T) = n + 1 - \frac{n_+^2 + n_0^2 + n_-^2}{n}$$

und

$$S^2(T) = \frac{(n^2 + n)(n_+^2 + n_0^2 + n_-^2) + (n_+^2 + n_0^2 + n_-^2)^2 + 2n(n_+^3 + n_0^3 + n_-^3) - n^3}{n^2(n-1)}$$

Dabei ist $n = n_+ + n_0 + n_-$ die Anzahl der Preisdifferenzen¹³.

Die Differenz von beobachteter Anzahl von Runs T_B und dem Erwartungswert $E(T)$ im Verhältnis zur Varianz $S^2(T)$ bildet die standardisierte Variable K :

$$K(T) = \frac{T_B - E(T) \pm 0,5}{S^2(T)}$$

(mit $\pm 0,5$ als Ganzzahligkeitsausgleich für $T_B \geq E$). Bei unabhängigen Preisbewegungen und großem n ist diese Prüfgröße $N(0,1)$ – verteilt.

K kann als Maß für die Abweichung vom Zufallsweg aufgefaßt werden. Ist K negativ, so gab es zuwenig Runs, die Runs waren zu lang, es können z. B. Trends vorgelegen haben. Ist K positiv, so waren die Runs kürzer als bei unabhängigen Kursdifferenzen zu erwarten wäre; dieses kann eintreten, wenn nach jeder Kursänderung mit einer Gegenbewegung gerechnet werden muß.

¹³ Für eine genauere Darstellung mit Ableitung der Formeln für $E(T)$ und $S^2(T)$ siehe z. B. W. Reiß, Random Walk Hypothese und deutscher Aktienmarkt, S. 78 ff.

Unsere Nullhypothese ist entsprechend der bei der Autokorrelationsanalyse:

$$H_0: p(|K^I| > |K^{II}|) = p(|K^I| < |K^{II}|) = 1/2.$$

2.3 Ergebnisse der Tests

2.3.1 Ergebnisse der Autokorrelationsanalyse

In Tabelle 1 sind die ersten Autokorrelationskoeffizienten aller Gesellschaften für beide Perioden aufgeführt (r^I bzw. r^{II}). Mit einer Ausnahme (Periode II von MAN) sind alle positiv. Bis auf sechs (AUDI NSU, HAMBORN, HARPEN, MAN, SCHULTHEISS und ALLIANZ) sind alle Koeffizienten der ersten Periode signifikant (auf dem 5 % Niveau) ungleich Null¹⁴. In Periode II kann für elf Gesellschaften die Random-Walk-Hypothese nicht verworfen werden (BBC, BMW, GOLDSCHMIDT, KALI UND SALZ, LINDE, MAN, METALLGESELLSCHAFT, NECKERMANN, RUETGERS, VARTA und LUFTHANSA). Dies kann als Indiz dafür aufgefaßt werden, daß der deutsche Markt in der zweiten Periode effizienter geworden ist, unsere Nullhypothese also eventuell nicht haltbar ist. Diese Vermutung wollen wir mit dem Vorzeichentest von Dixon und Mood¹⁵ überprüfen. Spalte 3 der Tabelle 1 zeigt die absolute Differenz der Autokorrelationskoeffizienten zwischen erster und zweiter Periode. Daraus entnehmen wir, daß nur für 11 Gesellschaften in der zweiten Periode eine höhere Autokorrelation geschätzt wurde als in der ersten.

Nach unserer Nullhypothese ist der deutsche Markt vor und nach Einführung des Börsenzwangs gleich effizient; die Wahrscheinlichkeit für eine Vergrößerung des Autokorrelationskoeffizienten ist ebenso hoch wie für eine Verkleinerung:

$$p(r^I > r^{II}) = p(r^I < r^{II}) = 1/2.$$

Somit ist die Wahrscheinlichkeit, daß unter H_0 nur 11 von 50 Gesellschaften den Wert r^I vergrößern, durch

¹⁴ r ist signifikant ungleich Null auf dem 0,05 Niveau, wenn

$$|r| > 1,96 \cdot \sqrt{n} = 0,059$$

(mit $n = 1100$, der Anzahl der Daten), siehe dazu W. Reiß, Random Walk Hypothese und deutscher Aktienmarkt, S. 62.

¹⁵ Siehe L. Sachs, Statistische Auswertungsmethoden, Berlin etc., 1972, S. 247 - 249.

$$\sum_{i=0}^{11} \binom{50}{i} \frac{1}{2^{50}} = 0,00001$$

gegeben.

Die Nullhypothese ist also selbst auf dem 1 %-Niveau abzulehnen: Die Periode nach dem Börsenzwang zeigt signifikant niedrigere Autokorrelationen.

2.3.2 Ergebnisse des Run Tests

In Tabelle 1 sind für alle Gesellschaften die standardisierten Koeffizienten K aufgeführt. Aufgrund dieser Werte muß für beide Perioden die Random-Walk-Hypothese für den deutschen Markt verworfen werden. In Periode I sind nur vier Gesellschaften auf dem 5 %-Niveau (7 bei 1 %) nichtsignifikant ungleich Null¹⁶, in Periode II sind es sechs (8 bei 1 %). Praktisch alle Koeffizienten besitzen negatives Vorzeichen: Deutsche Aktienverläufe unterscheiden sich vom Random Walk offenbar durch zu wenige, also zu lange Runs. Eine einmal begonnene Bewegung hat die Tendenz zum Weiterbestehen.

Zur Überprüfung unserer Nullhypothese H_0 bilden wir die Differenz $|K^{II}| - |K^I|$. Gilt H_0 , so ist die Wahrscheinlichkeit für die Vorzeichen der Differenz gegeben durch

$$p(|K^{II}| - |K^I| > 0) = p(|K^{II}| - |K^I| < 0) = \frac{1}{2}.$$

Wir beobachten 34 negative und 16 positive Vorzeichen.

Die Wahrscheinlichkeit unter H_0 für einen solchen Ausgang ist

$$\sum_{i=0}^{16} \binom{50}{i} \frac{1}{2^{50}} = 0,0033.$$

Die Nullhypothese ist also auch beim Run Test auf dem 1 %-Niveau zu verwerfen.

2.3.3 Vergleich der Testergebnisse und Schlußfolgerungen

Sowohl die Bestimmung der Autokorrelationskoeffizienten wie der Run Test führten zu einer Ablehnung der Nullhypothese auf dem 1 %-Niveau.

¹⁶ K ist, wie weiter oben angegeben, $N(0,1)$ -verteilt. Somit ist der kritische Wert auf dem 5 %-Niveau gleich 1,96.

Einige Gesellschaften heben sich deutlich von diesem generellen Trend ab. Wie Abb. 1 zeigt, tritt diese Erscheinung am deutlichsten bei der Aktie AUDI-NSU auf, weniger stark bei SCHULTHEISS und HEW. Ein solches Verhalten ist gewiß nichts Ungewöhnliches und kann z. B. bei AUDI-NSU und SCHULTHEISS ohne weiteres aus speziellen Charakteristika der Gesellschaften in den untersuchten Perioden erklärt werden. Erstaunlich ist die Tatsache, daß sich für eine Reihe von Papieren die Effizienzänderung in entgegengesetzter Richtung entwickelt hat. DLW und GELSENBERG zum Beispiel haben ihren Autokorrelationskoeffizienten nach Einführung des Börsenzwangs deutlich verringert, zeigen jedoch in Periode II ein wesentlich höheres K als in Periode I. Für diese Erscheinung der entgegengesetzten Entwicklung von r und K , die weniger deutlich noch bei einer Reihe anderer Gesellschaften beobachtet wird, kann man verschiedene Erklärungsmöglichkeiten geben:

B.

1. Schätzprobleme

Neben dem bei endlichen Zeitreihen grundsätzlichen Problem der Schätzung statistischer Koeffizienten tritt hier das Problem der Datenfehler auf. Trotz sorgfältiger Überprüfung der vorliegenden Daten müssen wir davon ausgehen, daß im Datenmaterial noch Fehler enthalten sind. Durch solche Fehler wird vor allem die Autokorrelationsanalyse betroffen, der Run Test dagegen ist relativ robust gegenüber Datenfehlern. Man kann zeigen, daß bei fehlerhaften Daten unter den üblichen Fehlerarten (Druckfehler und Bereinigungsfehler) die Autokorrelationskoeffizienten zu niedrig geschätzt werden¹⁷. Somit ist die Ablehnung der Random Hypothese für beide Perioden gegen Datenfehler abgesichert; da man jedoch den Zeitpunkt möglicher Datenfehler nicht kennt, kann die Differenz der Autokorrelationskoeffizienten sowohl zu hoch als auch zu niedrig ausgefallen sein. Es ist somit nicht ausgeschlossen, daß ein Punkt in Abb. 1 durch Korrektur von Datenfehlern von einer Seite der Ordinatenachse zur anderen wechselt, ohne seinen Abstand zur Abszissenachse wesentlich zu ändern. Nach der von uns durchgeführten Datenüberprüfung halten wir einen solchen Fall jedoch für wenig wahrscheinlich.

¹⁷ Vgl. R. A. Hanssen und W. Reiß, Autokorrelationsanalyse und das Problem der Datenfehler, S. 154 - 157.

2. Unterschiede in der Abweichung vom Random Walk

Gilt in einer Zeitreihe die Random-Walk-Hypothese, so müssen sowohl r wie K verschwinden. Da K und r aber verschiedene Maße für Abhängigkeit sind, können sie sich auch bei Effizienzänderung verschieden entwickeln.

Dazu wollen wir ein Beispiel geben: Wir gehen von einer Gesellschaft aus, die in Periode I durch, im Vergleich zum Random Walk, verhältnismäßig lange Runs gekennzeichnet war. Gleichzeitig aber möge es in dieser Periode einige wenige marktbedingte Ausreißerkurse geben. Solche Ausreißerkurse bewirken einen kleinen Autokorrelationskoeffizienten¹⁸. Es ist daher gut möglich, daß wir in einer Periode für eine Gesellschaft eine von Null stark abweichende standardisierte Variable K und ein praktisch verschwindendes r haben. Ausgehend von einer solchen Situation ist es denkbar, daß die Zeitreihe in Periode II mehr einem Random Walk entspricht als die in Periode I, sich der Autokorrelationskoeffizient jedoch vergrößert hat, während der Wert von K abnahm. K und r messen verschiedene Aspekte der Abhängigkeit; keiner von beiden, aber auch nicht beide zusammen, sind ein vollständig befriedigendes Maß für Nichteffizienz des Marktes. Die von uns gefundenen Ergebnisse lauten somit korrekt: Die Periode II unterscheidet sich von der Periode I dadurch, daß

- α) eine statistisch signifikante Menge von Gesellschaften eine weniger autokorrelierte Zeitreihe und
- β) eine statistisch signifikante Menge (die nicht identisch ist mit der in α)) eine Zeitreihe besitzt, deren Auf- und Abwärtsbewegungen mehr einem Zufallsweg entsprechen.

3. Zusammenfassung

Durch Vergleich der Zeiträume

I: 2. 1. 64 bis 30. 6. 68

II: 1. 7. 68 bis 31. 12. 72

wurde gezeigt, daß erstens die Effizienz des deutschen Marktes sich nach Einführung des Börsenzwanges deutlich verbessert hat, zweitens der deutsche Markt auch nach der Börsenreform bei weitem nicht der Random-Walk-Hypothese genügt.

¹⁸ Vgl. W. Reiß, A Note on Stock Market Prices in Germany and the Random Walk Hypothesis, *Kyklos*, Vol. 28, 1975, Fasc. 4, S. 880.

Tabelle 1

Test auf Unterschied der Autokorrelationskoeffizienten und Run-Werte

Untersuchungszeitraum I: = Jan. 1964 - Juni 1968

Untersuchungszeitraum II: = Juli 1968 - Dez. 1972

Nr.	Aktie	Autokorrelationsanalyse				Run-Test			
		r^I	r^{II}	$r^{II} - I$	Rang	K^I	K^{II}	$K^{II} - I$	Rang
1	AEG	.112	.138	+ .026	8	- 4.36	- 4.50	+ 0.14	13
2	AUDI/NSU	.042	.175	+ .133	1	- 1.16	- 7.12	+ 5.96	1
3	BASF	.128	.095	- .033	18	- 5.30	- 3.91	- 1.39	31
4	Bayer	.092	.127	+ .035	6	- 3.94	- 3.23	- 0.71	26
5	BMW	.130	.040	- .090	39	- 3.63	- 3.12	- 0.51	23
6	BBC	.087	.031	- .056	29	- 4.90	- 3.66	- 1.24	30
7	Contignummi	.104	.061	- .043	23	- 4.23	- 0.98	- 3.25	45
8	Daimler ...	.118	.126	+ .008	10	- 1.53	- 3.03	+ 1.50	3
9	Degussa ...	.110	.092	- .018	14	- 4.21	- 4.52	+ 0.31	11
10	Demag	.184	.141	- .043	22	- 4.08	- 4.19	+ 0.11	15
11	DLW	.171	.118	- .053	27	- 3.69	- 4.99	+ 1.30	6
12	Dyckerhoff	.220	.128	- .092	41	- 8.04	- 6.11	- 1.93	35
13	Gelsenberg	.143	.096	- .047	25	- 3.56	- 5.17	+ 1.61	2
14	Goldschmidt	.136	.046	- .090	40	- 3.98	- 1.45	- 2.53	42
15	GHH	.200	.065	- .135	44	- 6.46	- 3.28	- 3.18	44
16	Hamborn ..	.042	.076	+ .034	7	- 2.23	- 2.22	- 0.01	17
17	HEW	.070	.150	+ .080	3	- 2.33	- 3.56	+ 1.23	9
18	Harpen	.050	.144	+ .094	2	- 4.03	- 4.39	+ 0.36	10
19	Hoechst	.128	.134	+ .006	11	- 4.88	- 4.13	- 0.75	27
20	Hoesch	.200	.075	- .125	43	- 5.68	- 3.71	- 1.97	36
21	Holzmann ..	.177	.107	- .070	34	- 5.79	- 3.64	- 2.15	37
22	Kali	.088	.018	- .070	35	- 2.74	+ 0.59	- 2.15	38
23	Karstadt ..	.083	.074	- .009	13	- 4.26	- 2.36	- 1.90	33
24	Kaufhof ..	.144	.123	- .021	16	- 3.17	- 4.67	+ 1.50	4
25	Kloekner ..	.104	.099	- .005	12	- 2.51	- 3.81	+ 1.30	7
26	KHD	.114	.060	- .054	28	- 4.17	- 3.66	- 0.51	24
27	Linde	.169	.022	- .147	46	- 4.69	- 2.46	- 2.50	41
28	Mannes-								
	mann	.146	.115	- .031	17	- 6.07	- 5.40	- 0.67	25
29	MAN	.047	-.018	- .065	33	- 2.86	- 0.65	- 2.21	39
30	Metallges. .	.109	.029	- .080	37	- 4.58	- 4.26	- 0.32	19
31	Neckermann	.095	.054	- .041	21	- 4.10	- 4.18	+ 0.08	16
32	Preussag ..	.080	.090	+ .010	9	- 1.62	- 1.76	+ 0.24	14
33	RWE	.157	.101	- .056	30	- 5.89	- 5.46	- 0.43	21
34	Rheinstahl .	.172	.108	- .064	32	- 5.03	- 4.81	- 0.22	18
35	Ruetgers ...	.105	.059	- .046	24	- 3.75	- 2.88	- 0.87	28
36	Schering ...	.134	.100	- .034	19	- 5.03	- 2.56	- 2.47	40
37	Schultheiss	.039	.100	+ .061	5	- 1.32	- 2.80	+ 1.48	5
38	Siemens ...	.158	.120	- .038	20	- 4.72	- 3.53	- 1.19	29
39	Thyssen ...	.199	.093	- .106	42	- 3.63	- 3.80	+ 0.17	12
40	VARTA ...	.102	.055	- .047	26	- 3.07	- 1.17	- 1.90	34
41	VEBA	.187	.113	- .074	36	- 5.96	- 3.17	- 2.79	43
42	VEW	.127	.066	- .061	31	- 3.52	- 3.13	- 0.39	20
43	VW	.115	.096	- .019	15	- 2.66	- 3.90	+ 1.24	8
44	Bayer. Hypo	.337	.150	- .187	50	- 11.86	- 4.40	- 7.46	50
45	Bayer. Ver-								
	einsbank	.364	.189	- .175	48	- 10.50	- 5.42	- 5.08	48
46	Commerz-								
	bank	.315	.134	- .181	49	- 8.64	- 5.18	- 3.46	46
47	Deutsche								
	Bank	.259	.122	- .137	45	- 8.52	- 3.70	- 4.82	47
48	Dresdner								
	Bank	.260	.108	- .152	47	- 10.20	- 4.18	- 6.02	49
49	Allianz	.030	.104	+ .074	4	- 4.15	- 3.70	- 0.45	22
50	Lufthansa .	.111	.022	- .089	38	- 4.19	- 2.74	- 1.45	32
Veränderung:		39 (-) 11 (+)				34 (-) 16 (+)			

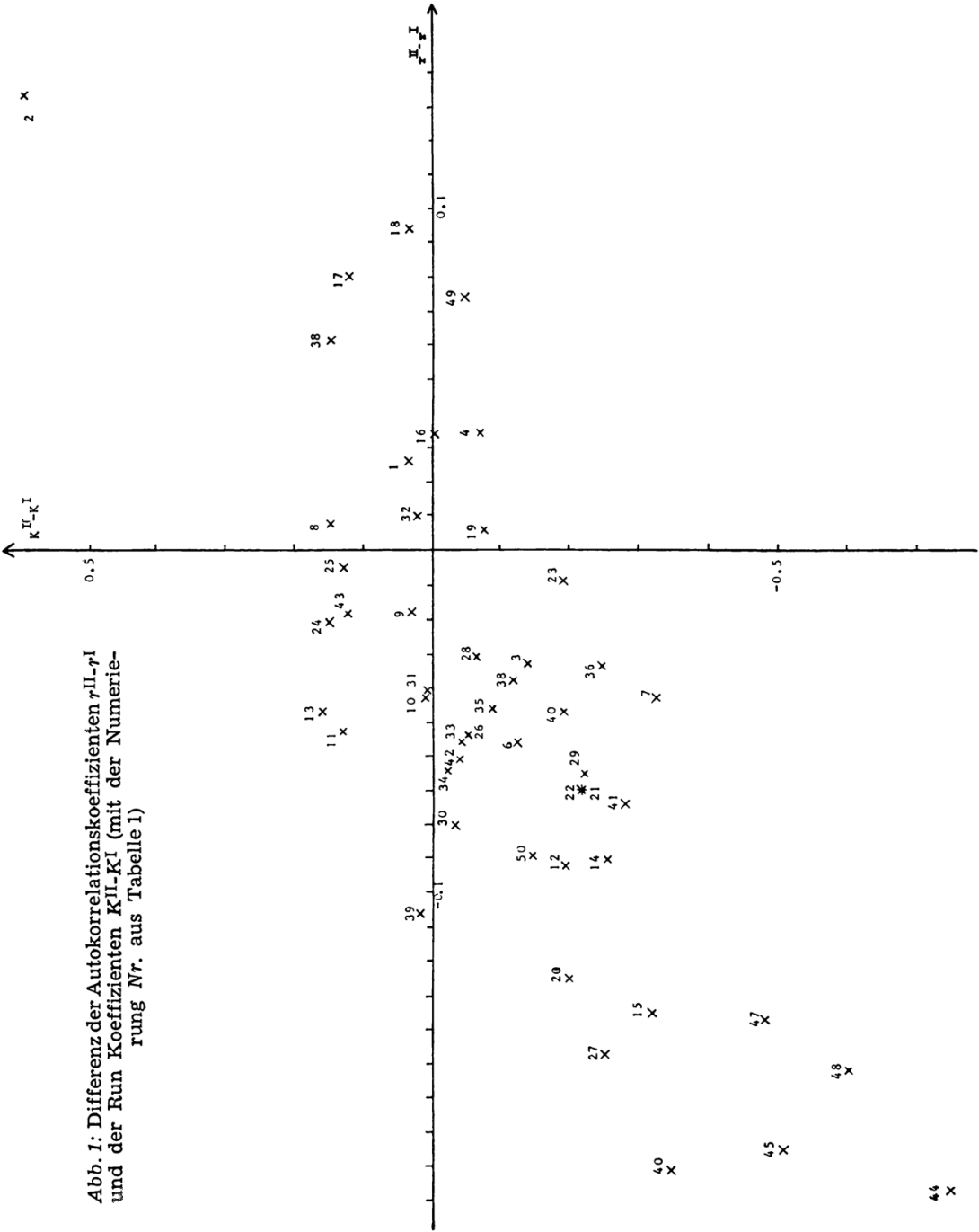


Abb. 1: Differenz der Autokorrelationskoeffizienten $r_{II}-r_I$ und der Run Koeffizienten $K_{II}-K_I$ (mit der Nummerierung Nr. aus Tabelle 1)

Aus der statistisch auf erstaunlich hohem Niveau abgesicherten Tatsache der Effizienzverbesserung folgt jedoch nicht zwingend der Schluß, daß die Einführung des Börsenzwangs tatsächlich die Ursache hierfür war, doch sprechen einige Indizien deutlich für eine solche Schlußfolgerung:

- a) Es ist keine andere für die Aktienkursbewegung aller untersuchten Aktien verantwortliche fundamentale Variable zu erkennen, die den Zeitraum I vom Zeitraum II unterscheidet¹⁹.
- b) Der Börsenzwang hat zu einer Marktverbreiterung geführt. Wie in Fußnote 9 ausgeführt, geht man davon aus, daß man aus einer Marktverbreiterung auf eine Vergrößerung der Effizienz schließen kann. Somit bestätigen die gefundenen Ergebnisse diese Überlegungen, und es besteht kein Grund, sie zu verwerfen.
- c) Da die Aktientransaktionen, die vor der Börsenreform nicht an der Börse ausgeführt wurden, von den Banken kontrolliert wurden, hatten die Banken (innerhalb natürlicher Grenzen) einen bestimmenden Einfluß auf die Preise. Ein Interesse der Banken für die Aktien der eigenen Gesellschaft liegt auf der Hand. Es überrascht daher nicht, daß im ersten Zeitraum sämtliche untersuchten Banken nach beiden Tests deutlich die höchste Abweichung vom Random Walk besitzen. Sie zeigen nach der Einführung des Börsenzwangs den absolut größten Zuwachs an Effizienz (gemessen an K oder r). In der Periode mit Börsenzwang gehören die Banken zwar immer noch zu den Gesellschaften, die am weitesten vom Random Walk entfernt sind, ihre herausragende Stellung haben sie jedoch verloren²⁰. Diese Tatsache ist ein deutliches Indiz, daß die Effizienzverbesserung aus dem Börsenzwang herrührt.

Aus dieser Effizienzverbesserung folgt nicht zwingend, daß mit der beobachteten Abnahme von Kursbeeinflussungen eine gleichzeitige Verminderung von Kursbeeinflussungsmöglichkeiten einhergeht. Die beobachtete Verbesserung der Markteffizienz führt uns nach den oben beschriebenen drei Indizien aber zu der plausiblen Schlußfolgerung, daß die Aktienkurse als Folge der mit der Einführung des Börsenzwanges

¹⁹ Das gilt auch für den ab 1. 7. 1970 eingeführten Wertpapieroptionshandel. Vgl. hierzu vor allem die ausführliche Untersuchung potentieller „Störfaktoren“ bei R. A. Hanssen, Aktienkursverlauf, S. 76 ff. und R. A. Hanssen und E. Müller-Schwerin, Stabilisiert ..., S. 426 ff.

²⁰ Siehe dazu auch W. Reiß, Die Random Walk Hypothese bei Bank- und Industrieaktien, Kredit und Kapital 9. Jg. (1976), S. 555 - 573.

eingetretenen Marktverbreiterung in weniger starkem Maße beeinflussbar sind, als dies offensichtlich zuvor der Fall war. Damit ist eine wesentliche Zielsetzung der Börsenreform, die Kursbildung im deutschen Aktienmarkt auf eine „objektivere“, weniger manipulierbare Basis zu stellen, sicherlich erfüllt worden.

Zusammenfassung

Börsenzwang und Markteffizienz

Im Rahmen der Börsenreform wurde vom 1. 7. 1968 an durch Selbstverpflichtung der Banken der sogenannte Börsenzwang eingeführt: Seit diesem Zeitpunkt müssen Aktienkauf- und Verkaufsaufträge bis zu 100 000,— DM über die Börse abgewickelt und können nicht mehr von den Banken jeweils gegeneinander kompensiert oder durch Selbsteintritt erfüllt werden. Dieser Artikel untersucht, inwieweit die durch den Börsenzwang gewollte und hervorgerufene Marktverbreiterung die Aktienkursbildung objektiver, d. h. weniger manipulierbar gemacht wurde. Dabei wurde von der Überlegung ausgegangen, daß eine Verringerung der Möglichkeit, zu manipulieren, die Markteffizienz erhöhen muß. Effiziente Märkte sind aber dadurch ausgezeichnet, daß die Preisreihenänderungen auf diesen Märkten unabhängig über die Zeit sind, d. h. daß sie der „Random-Walk-Hypothese“ genügen. Mit zwei der bekanntesten Random-Walk-Tests — der Schätzung von Autokorrelationskoeffizienten und dem Run Test — haben wir die Kurse von 50 häufig gehandelten deutschen Aktiengesellschaften vor und nach der Börsenreform untersucht und dabei festgestellt, daß bei signifikant vielen Preisreihen tatsächlich eine Verringerung der Abweichung vom Random Walk festzustellen war. Hieraus glauben wir schließen zu können, daß der Börsenzwang zwar nicht — wie andere Untersuchungen festgestellt haben — zu einer Stabilisierung der Kursentwicklung, wohl aber zu einer Effizienzverbesserung des deutschen Effektenmarktes geführt hat.

Summary

Compulsory Stock Exchange Transactions and Market Efficiency

In the course of the stock exchange reform, so-called compulsory stock exchange trading was introduced from July 1, 1968, onwards by way of self-commitment of the banks. Since that time, share purchase and sales contracts up to DM 100.000,00 must be performed via the stock exchanges and cannot be settled by offset transactions among the banks or by the banks entering into such contracts themselves. This article examines how far this broadening of the market, which compulsory stock exchange trading was intended to and did bring about, has made share pricing more objective, i. e., less manipulatable. The point of departure was the assumption that reduction of possibilities to manipulate must enhance market efficiency. Efficient markets, however,

are characterized by the fact that changes in price series on those markets are independent over time, i. e., they satisfy the random walk hypothesis. With two of the best-known random walk tests — estimation of autocorrelation coefficients and the run test — we examined the prices of shares of frequently traded German public companies prior to and after the stock exchange reform, and found that in the case of a significantly large number of price series there was indeed a reduction in deviation from the random walk. From this we feel we may conclude that compulsory stock exchange trading has led, not to stabilization of the price trend as found by other studies, but certainly to an improvement in the efficiency of the German securities market.

Résumé

Monopole boursier et efficience du marché

Dans le contexte de la réforme boursière fut introduit le 1er juillet 1968 par autodiscipline des banques le monopole boursier (appelé en allemand la contrainte boursière). Depuis ce jour, les ordres d'achat et de vente d'actions jusqu'à 100.000 DM ne peuvent plus être compensés entre banques ou exécutés par elles en qualité de commissionnaires, mais doivent obligatoirement être exécutés en bourse. L'article examine dans quelle mesure l'extension du marché voulue et suscitée par le monopole de la bourse a permis de rendre la formation des cours des actions plus objective, c. à d. moins manipulable. L'auteur était en effet persuadé qu'une réduction des possibilités de manipulation devait accroître l'efficience du marché. Les marchés efficients se distinguent par l'autonomie dans le temps des changements des cotations sur ces marchés, c. à d. qu'ils satisfont aux exigences de l'« hypothèse Random-Walk ». A l'aide de deux des tests les plus connus de Random-Walk — l'évaluation de coefficients d'auto-corrélation et le « Run Test » —, l'auteur a étudié les cours de 50 actions de sociétés anonymes allemandes souvent traitées avant et après la réforme boursière et effectivement décélé pour des cotations suffisamment nombreuses une réduction de l'écart de Random-Walk. Et l'auteur de penser qu'il peut déduire de ce qui précède que le monopole boursier, s'il n'a pas stabilisé l'évolution des cours — ce que d'autres enquêtes ont démontré —, a contribué à améliorer l'efficience du marché allemand des valeurs mobilières.