

Gibt es den Turn-of-the-Month Effekt?

Eine empirische Analyse des deutschen Marktes von 1960 bis 1992

1. Einleitung

Seit vielen Jahren beschäftigt sich die wissenschaftliche Literatur mit kalenderzeitlichen saisonalen Strukturen bei Renditen von Wertpapieren oder Derivaten[1]. Bisher existiert kein theoretisches Modell, das alle Effekte erklären kann. Diese Arbeit beschäftigt sich mit dem Zusammenhang zweier auf den ersten Blick unterschiedlicher kalenderzeitlicher Effekte. Unter dem Turn-of-the-Month (ToM) Effekt versteht man überdurchschnittliche Renditen um den Monatswechsel herum bzw. vom Monatsultimo bis zu den ersten Handelstagen des Folgemonats. In der vorliegenden Arbeit soll zunächst die Frage diskutiert werden, ob und mit welchen Methoden der Nachweis einer solchen Kapitalmarktanomalie möglich ist. In dieser Arbeit wird auch ein möglicher Zusammenhang zwischen dem ToM Effekt und dem Day-of-the-Week Effekt in Deutschland aufgezeigt. Es wird gezeigt, daß der Monatserste in 3/7 aller Fälle auf einen Montag fällt und somit die durchschnittliche Rendite überpro-

portional beeinflußt. Die empirischen Ergebnisse unterstützen die Existenz eines durchgehenden ToM Effektes am Monatsultimo und am Monatsersten von 1960 bis 1992. Nach einem Überblick über die Ergebnisse bisheriger Untersuchungen und der Erläuterung der Datenbasis der empirischen Analyse, wird zunächst die Vorgehensweise in dieser Arbeit vorgestellt. Die Präsentation der empirischen Ergebnisse bezüglich des Day-of-the-Week Effektes und des ToM Effektes erfolgt in zwei daran anschließenden Abschnitten. In dem ersten Abschnitt werden die Ergebnisse in Bezug auf den gesamten Untersuchungszeitraum von 1960 bis 1992 vorgestellt. Im zweiten Abschnitt wird die Stabilität der empirischen Befunde im Zeitablauf analysiert.

2. Überblick über die Ergebnisse bisheriger Untersuchungen

Auf den Kapitalmärkten wurden in der Vergangenheit verschiedene kalenderzeitliche Saisonalitäten bzw. saisonale Renditemuster beobachtet[2]. Die folgende Liste bezieht sich dabei auf Aktienmärkte[3]:

Unter dem Day-of-the-Week Effekt[4] versteht man die Tatsache, daß die Aktienrenditen an den einzelnen Wochentagen der Handelswoche unterschiedlich hoch sind. Bereits 1934 stellte FIELDS (1934) überdurchschnittliche Freitags- und unterdurchschnittliche Montagsrenditen an der NYSE fest.

* Diese Arbeit wurde im Rahmen des Forschungsschwerpunktes "Empirische Kapitalmarktforschung" von der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) gefördert. Der Autor bedankt sich für die sehr hilfreichen Hinweise der anonymen Gutachter und bei Prof. Richard Stehle. Dr. Klaus Röder, Institut für Statistik und Mathematische Wirtschaftstheorie, Universität Augsburg, Memmingerstr. 14, D-86135 Augsburg, Tel.: 0821/598-999, Fax: 0821/598-956.

Basierend auf dem Dow-Jones-Index läßt sich ein Day-of-the-Week Effekt von 1896 bis 1986 nachweisen[5]. Zu nahezu identischen Ergebnissen für den deutschen Markt kommen die Arbeiten von FRANTZMANN (1989) oder RUNDE (1993).

Bei der Analyse des Day-of-the-Week Effektes unterscheidet man die Trading-Time Hypothese und die Calendar-Time Hypothese. Bei der Trading-Time Hypothese haben weder das handelsfreie Wochenende noch handelsfreie Feiertage einen Einfluß auf die Rendite des jeweiligen Wochentages. Die durchschnittlichen Renditen sollten deshalb an allen Wochentagen identisch sein. Bei der Calendar-Time Hypothese haben auch handelsfreie Tage Einfluß auf die Wochentagsrendite. Die durchschnittliche Rendite von Freitag auf Montag sollte deshalb das Dreifache der restlichen Renditen, die wiederum identische Durchschnitte aufweisen sollten, betragen. Für den deutschen Markt kann FRANTZMANN (1989) beide Hypothesen von 1970 bis 1985 verwerfen.

Der Day-of-the-Week Effekt wird z.B. mit der Verlängerung der Abrechnungsfrist der Wertpapiere durch das Wochenende begründet. Eine weitere Ursache könnte in dem erhöhten Risiko beim Halten von Aktienpositionen über das Wochenende gesehen werden. Gerade institutionelle Marktteilnehmer sind nicht an offenen Positionen über handelsfreie Wochentage interessiert.

Unter dem Turn-of-the-Year Effekt versteht man die Beobachtung, daß die mittleren Renditen im Januar über dem Durchschnitt der restlichen Renditen des Kalenderjahres liegen. Dieser Effekt wurde auf dem amerikanischen Aktienmarkt bereits für die Jahre 1928 bis 1940 nachgewiesen[6]. Der Turn-of-the-Year Effekt ist bei kleinen Aktiengesellschaften deutlicher als bei großen Gesellschaften (Small-Firm-Size Effekt)[7].

Eine in der Literatur umstrittene Erklärung des Turn-of-the-Year Effektes ist die Tax-Loss-Selling Hypothese. Dabei wird behauptet, daß Investoren am Jahresende im Kurs gefallene Aktien verkaufen um steuerliche Verluste zu realisieren. Durch diese Verkäufe fallen die Aktienkurse unter ihren Gleichgewichtspreis. Im Januar pendeln sich die Aktien

wieder auf ihr Gleichgewichtsniveau ein[8].

Der Frage der empirischen Überprüfung des Turn-of-the-Month Effektes auf dem Aktienmarkt haben sich verschiedene Autoren gewidmet[9]. Auf amerikanischen Märkten kann der Turn-of-the-Month Effekt von 1896 bis 1986 durchgängig nachgewiesen werden[10].

In einem Aufsatz in dieser Zeitschrift haben MARTIKAINEN/PERTTUNEN/ZIEMBA (1994) das Vorliegen eines weltweiten Turn-of-the-Month Effektes von Januar 1988 bis Januar 1990 untersucht. Die Autoren weisen überdurchschnittliche Renditen vom Monatsultimo[11] bis zum vierten Handelstag des Folgemonats in Belgien, Kanada, Frankreich, Deutschland, Südafrika, Schweiz und den Vereinigten Staaten nach. Die Untersuchung von M/P/Z verdeutlicht in Deutschland überdurchschnittliche Renditen am Monatsanfang, aber keine signifikant überdurchschnittlichen Renditen am Monatsende von Januar 1988 bis Januar 1990.

Fundierte theoretische Begründungen für den ToM Effekt liegen nicht vor. FRANTZMANN (1989, pp.161 ff.) führt an, daß Löhne und Gehälter konzentriert zum Monatswechsel gezahlt werden. Eine Folge der Investition dieser Gelder könnte der Anstieg der Kurse um den Monatswechsel sein. MARTIKAINEN/PERTTUNEN/ZIEMBA (1994) führen zusätzlich an, daß ein Großteil der Zinstermine von Industrie und Staatsanleihen zum Monatsersten datiert sind[12].

Institutionelle Anleger (Banken, Versicherungen oder Fonds) sind an eine Performanceverbesserung zu gewissen Stichtagen interessiert, die jeweils zum Monatsultimo datieren[13]. Zusätzliche Käufe könnten auch hier den Markt stimulieren. Dies gilt um so mehr, als limitierte Aufträge in Deutschland maximal bis zum Monatsultimo gelten. Am Monatsende sollten somit deutlich weniger limitierte Orders vorliegen, da ein Teil bereits ausgeführt wurde. Zusätzlich könnte ein weiterer Teil der limitierten Aufträge so weit vom realisierbaren Kurs entfernt liegen, daß sie keinen Einfluß auf das Marktgeschehen ausüben. Somit dürfte es einfacher sein, die Kursentwicklung zu diesem Zeitpunkt zu beeinflussen.

3. Datenbasis

Die Ergebnisse der nachfolgenden empirischen Untersuchung basieren auf den täglichen Werten des Deutschen Aktien-Forschungsindex[14] (DAFOX) vom 1.1.1960 bis 31.12.1992. Die Indexkonzeption des DAFOX als Performanceindex entspricht der des DAX-Indexes[15]. Der Index wird um Dividendenzahlungen und Kapitalveränderungen bereinigt, wobei eine Ausschüttungssteuerbelastung von 36% unterstellt wird[16]. Der DAFOX basiert auf den täglichen Kassanotierungen aller seit dem 2.1.1974 zum amtlichen Handel in Frankfurt zugelassenen Aktiengesellschaften[17]. Ausgenommen sind Werte, die in Reichsmark notiert werden und junge Aktien mit gesonderter Notiz. Die Anzahl der erfaßten Werte schwankt zwischen 205 und 317. Der Index wird zum 2.1.1974 auf 100 basiert. In den Untersuchungszeitraum fallen 8245 Handelstage. Darunter befinden sich jeweils 395 Monatserste und Monatsletzte.

4. Erläuterung der Vorgehensweise

Zur Durchführung der empirischen Analyse wird sowohl die Rendite vom Handelstag vor dem Monatsultimo auf den Monatsultimo als auch die Rendite vom Monatsultimo auf den Monatsersten des Folgemonats auf der Basis des DAFOX ermittelt.

Im nachfolgenden ist die Rendite R_t eines indexportefeuilles S_t zum Zeitpunkt t

$$R_t = \ln\left(\frac{S_t}{S_{t-1}}\right) \quad (1)$$

Dabei wird die Rendite am Monatsersten mit $R_{t=1}$ und die Rendite am Monatsultimo mit $R_{t=n}$ bezeichnet.

In dieser Arbeit wird überprüft, ob die Renditen am Monatsultimo (Hypothese I) bzw. am Monatsersten (Hypothese II) überdurchschnittlich sind.

Statistisch formuliert bedeutet dies, dass die Hypothese

$H_0^I: E(R_{t=n}) = E(R)$ versus $H_1^I: E(R_{t=n}) > E(R)$ im Fall des Monatsultimo und

$H_0^{II}: E(R_{t=1}) = E(R)$ versus $H_1^{II}: E(R_{t=1}) > E(R)$ im Fall des Monatsersten getestet werden.

Diese Hypothesen sind relativ problemlos statistisch zu überprüfen, falls die Anzahl der Beobachtungen hinreichend umfangreich ist[19]. Als Testfunktion V dient dabei beispielsweise zum Test von H_0^I die t-Statistik:

$$V = \frac{\bar{R}_{t=n} - \bar{R}}{\sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (R_{i,t=n} - \bar{R}_{t=n})^2}} \sqrt{n} \quad (2)$$

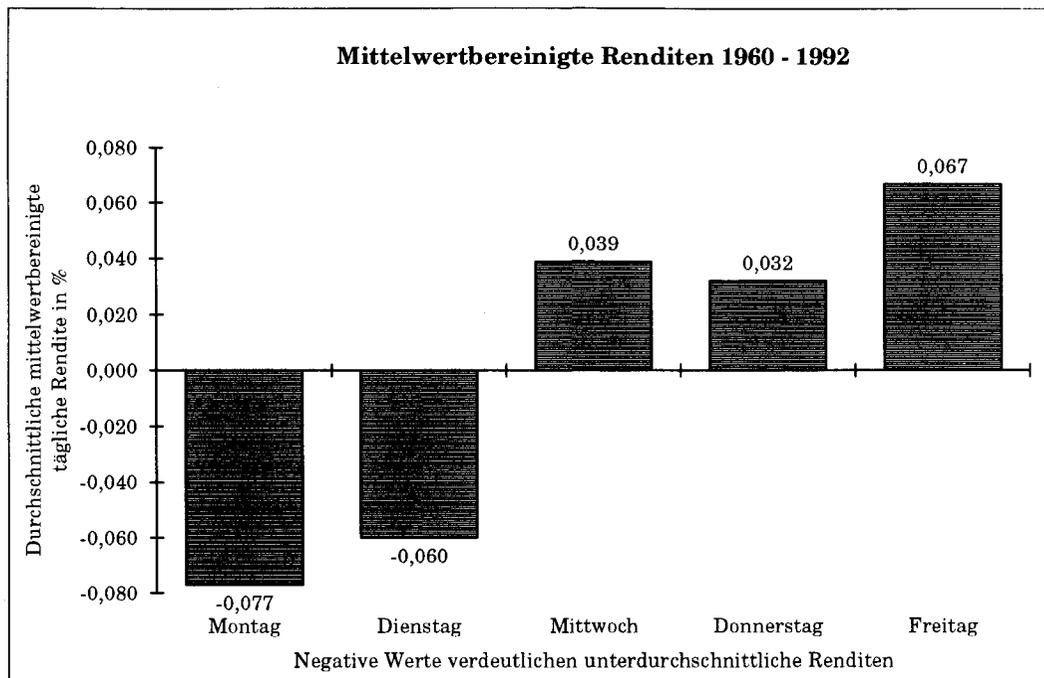
wobei:

- n = Anzahl der beobachteten Renditen am Monatsultimo.
- \bar{R} = Arithmetisches Mittel der Renditen aller Wochentage.
- $\bar{R}_{t=n}$ = Arithmetisches Mittel der Renditen aller Monatsletzten $R_{i,t=n}$.
- i = Zählindex über alle Monatsletzten bzw. die Anzahl der Monatsletzten $i \in \{1; 2; \dots; n\}$.
- $R_{i,t=n}$ = Rendite am jeweils zum Zählindex gehörigen Monatsultimo.

Die Nullhypothese wird z.B. zum Signifikanzniveau $\alpha = 0,05$ (0,01) abgelehnt, wenn die Renditen am Monatsultimo zu einem Testfunktionswert V führen, der größer als 1,654 (2,326) ist [19].

Der Nachweis des ToM Effektes ist jedoch aus anderen Gründen nicht unproblematisch. Denn die Definition des Monatsersten als erster Handelstag im Kalendermonat birgt versteckte Komplikationen. Fällt der Monatserste auf einen Samstag, so ist der erste Handelstag im Monat ein Montag, fällt der Monatserste auf einen Sonntag, so ist der erste Handelstag ein Montag und fällt der Monatserste auf einen Montag, dann ist dies selbstverständlich der erste Handelstag in diesem Monat. Somit fällt

Abbildung 1: Mittelwertbereinigte Renditen 1960-1992



Quelle: Tabelle 1

statistisch gesehen der Monatserste in 3/7 aller Fälle auf einen Montag.

Bisherige empirische Untersuchungen auf den internationalen Märkten[20] haben aber negative oder unterdurchschnittliche Renditen von Freitag bis Montag aufgezeigt. Abbildung 1 verdeutlicht dies anhand der prozentualen täglichen mittelwertbereinigten Durchschnittsrenditen von 1960 bis 1992 in Deutschland[21]. Die Rendite am Montag gibt dabei die Kursveränderung (bereinigt um Dividenden oder Bezugsrechte) vom Kassakurs am vorausgehenden Handelstag bis zum Kassakurs am Montag an. Die Renditen sind am Montag und Dienstag negativ und an allen anderen Wochentagen positiv. Dabei steigt die Rendite von Montag bis Freitag. Der kontinuierliche Anstieg wird durch ein leichtes Absinken der Rendite von Mittwoch auf Donnerstag unterbrochen[22].

Somit läßt sich der ToM Effekt nicht eindeutig von einem Wochenendeffekt trennen. Vielmehr führt

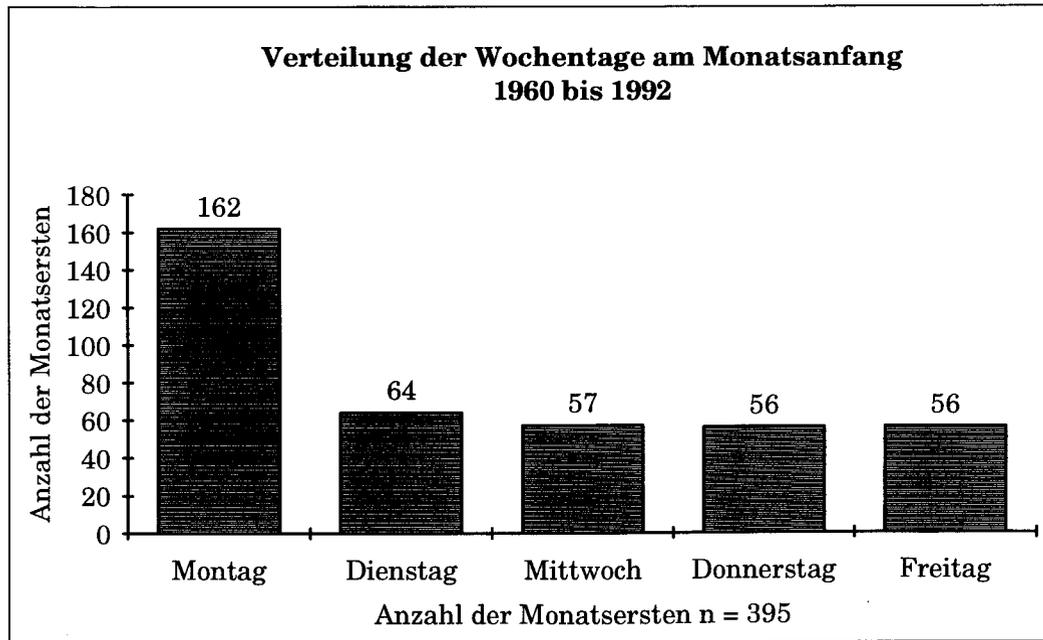
die Überrepräsentierung von Montagen bei der Ermittlung von Renditen am Monatsersten tendenziell zu einer Verschlechterung der Renditen und somit zu einer Nichtablehnung der Nullhypothese $H_0^II: E(R_{t=1}) = E(R)$.

Ähnliche Argumente gelten für die Renditeermittlung am Monatsultimo. Analog zu der oben angeführten Argumentation fällt der Monatsultimo in 3/7 aller Fälle auf einen Freitag. Empirische Untersuchungen[23] und Abbildung 1 verdeutlichen, daß Freitagsrenditen überdurchschnittlich positiv ausfallen. Somit führt die Überrepräsentierung von Freitagen und die gleichzeitige Unterrepräsentierung von Montagsrenditen tendenziell zu überdurchschnittlichen Renditen am Monatsultimo und somit eher zu einer Ablehnung der Nullhypothese

$$H_0^I: E(R_{t=1}) = E(R)$$

und zu einer Bestätigung von überdurchschnittlichen Renditen.

Abbildung 2: Verteilung der Wochentage am Monatsanfang 1960 bis 1992



Quelle: eigene Berechnungen

5. Empirische Ergebnisse

Abbildung 2 verdeutlicht die Verteilung der Wochentage am Monatsanfang von 1960 bis 1992. Die Anzahl der Montage liegt mit 162 nahe bei den statistisch erwarteten 169[24].

Eine Untersuchung des ToM Effektes sollte somit nicht ohne die zusätzliche Unterscheidung nach Wochentagen erfolgen. Ohne eine solche Unterscheidung könnte die Ursache des ToM Effektes lediglich in der wochentagsspezifischen Verteilung der Aktienrenditen liegen. Somit wird in diesem Abschnitt die Rendite am Monatsersten bzw. Monatsultimo mit der durchschnittlichen Rendite an jedem der entsprechenden Wochentage verglichen. Die zu testenden Hypothesen lauten z.B. für den Montag:

H_0^{III} : Der Erwartungswert der Renditen an Montagen, die gleichzeitig Monatsultimo(erster) sind,

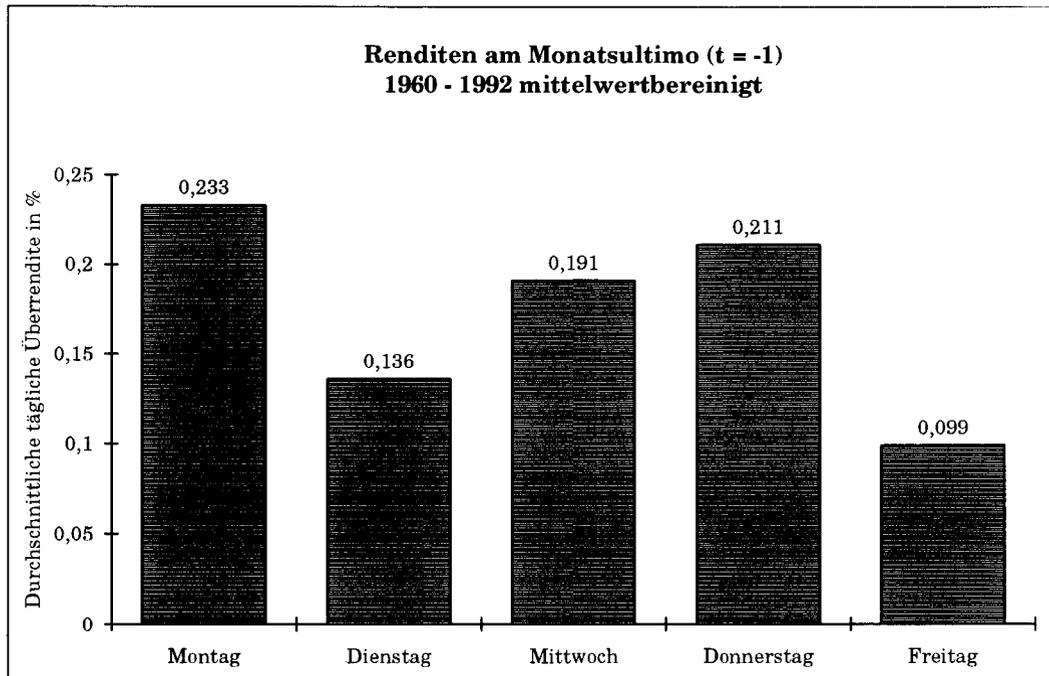
entspricht dem Erwartungswert aller Montagsrenditen.

versus:

H_1^{III} : Der Erwartungswert der Renditen an Montagen, die gleichzeitig Monatsultimo(erster) sind, ist größer als der Erwartungswert aller Montagsrenditen.

Die Abbildungen 3 und 4 geben die wichtigsten Ergebnisse dieser Arbeit graphisch wieder. Die mittelwertbereinigten durchschnittlichen Renditen[25] am Monatsultimo und am Monatsanfang sind unabhängig vom Wochentag positiv. Die Renditen um den Monatswechsel herum sind überdurchschnittlich. Die Abbildungen bestätigen den ToM Effekt sowohl am Monatsende als auch am Monatsanfang an allen Wochentagen.

Abbildung 3: Renditen am Monatsultimo ($t=-1$), 1960 - 1992 mittelwertbereinigt



Quelle: Tabelle 3

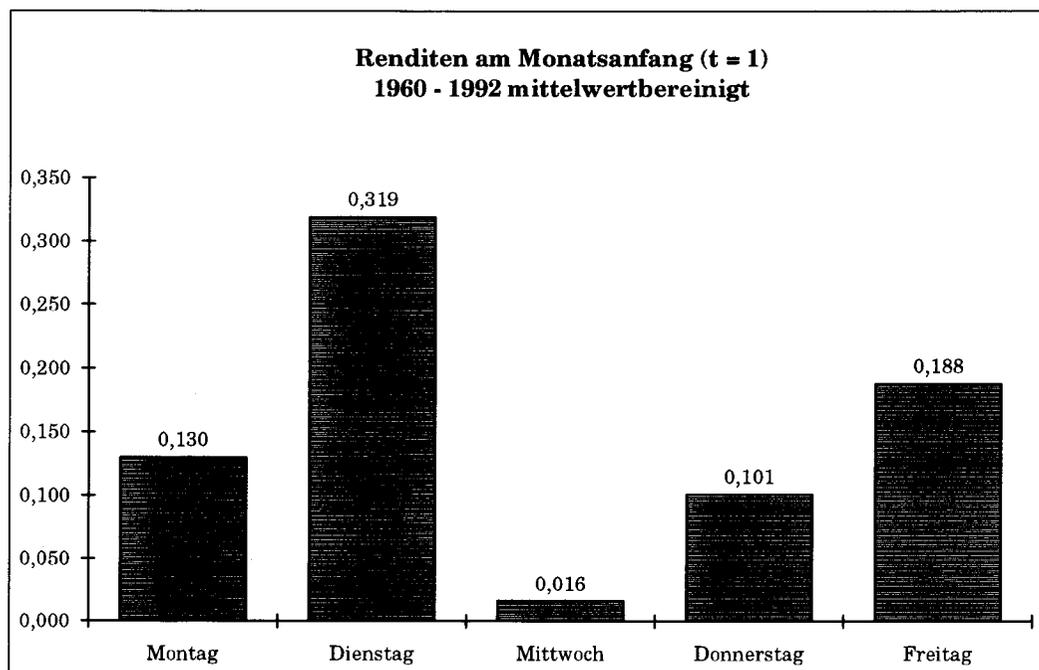
In Abschnitt 4 wurde auf den überproportionalen Einfluß von **Freitag** auf die Durchschnittsrendite am Monatsultimo hingewiesen. Abbildung 3 verdeutlicht, daß **Freitage** hier die geringste überdurchschnittliche Rendite aufweisen. An **Montagen** ist die maximale durchschnittliche Überrendite festzustellen.

Die durchschnittlichen mittelwertbereinigten Renditen am Monatsanfang in Abbildung 4 sind dienstags maximal und mittwochs minimal. Die bereinigte Rendite an **Montagen** entspricht etwa dem Durchschnitt an allen Wochentagen von 0,126% [26]. Die bereinigten Renditen weisen am Monatsanfang eine größere Schwankungsbreite auf als am Monatsende.

6. Stabilitätsanalyse

Im folgenden Abschnitt soll die Frage beantwortet werden, ob der ToM Effekt über den gesamten Untersuchungszeitraum stabil geblieben ist. Dazu wird zur Analyse der Wochentagsrenditen der Untersuchungszeitraum in drei Intervalle aufgeteilt. Die ersten beiden Intervalle enthalten die Ergebnisse der ersten beiden betrachteten Jahrzehnte und das letzte Intervall beinhaltet zusätzlich zum letzten Jahrzehnt noch die Jahre 1991 und 1992. Tabelle 1 verdeutlicht, daß die Struktur der Renditeverteilung von 1960 bis 1992 konstant geblieben ist. **Montagsrenditen** und **Dienstagsrenditen** sind negativ und unterdurchschnittlich, während die Renditen an den restlichen Wochentagen positiv sind und überdurchschnittlich ausfallen. Tabelle 1 zeigt auch, daß insbesondere der **Wochenendeffekt** (negative Renditen von **Freitag** bis **Montag**) im Zeitablauf konstant zu beobachten ist. Ein monotoner Anstieg der

Abbildung 4: Renditen am Monatsanfang (t=1), 1960 - 1992 mittelwertbereinigt



Quelle: Tabelle 4

Renditen von Montag bis Freitag läßt sich jedoch nur in der Periode von 1970 bis 1979 feststellen. Statistisch signifikant negative bereinigte Renditen lassen sich aber lediglich an Dienstagen von 1960 bis 1969 und an Montagen von 1970-1979 nachweisen, während signifikant positive bereinigte Renditen an Freitagen in den Zeiträumen 1960 bis 1969 bzw. 1970 bis 1979 zu beobachten sind. Statistisch gesehen weichen die Renditen an allen Wochentagen im Zeitraum von 1980 bis 1992 in Tabelle 1 nicht signifikant vom Durchschnitt aller Handelstage ab. Im gesamten Untersuchungszeitraum von 1960 bis 1992 sind die mittelwertbereinigten Renditen an Montagen und Dienstagen signifikant negativ bzw. mittwochs und freitags signifikant positiv.

Tabelle 2 präsentiert die durchschnittlichen täglichen prozentualen Renditen am Monatsultimo und am Monatsanfang für die Jahre 1960 bis 1992. Dabei gibt $\bar{R}_{t-1} - \bar{R}$ die durchschnittliche Rendite

am Monatsultimo bzw. $\bar{R}_{t-1} - \bar{R}$ die durchschnittliche Rendite Monatesersten in dem entsprechenden Zeitraum abzüglich der Durchschnittrendite in dem entsprechenden Zeitraum an allen Tagen auf täglicher Basis in Prozent an. Über alle Jahre sind die Renditen an beiden Tagen positiv und überdurchschnittlich. Die überdurchschnittlichen Renditen am Monatsultimo sind bis auf den Zeitraum von 1980 bis 1992 höher als am Monatsanfang. Im Zeitraum 1970 bis 1979 läßt sich der Effekt auch nicht signifikant bestätigen. Tabelle 2 klärt jedoch nicht die Frage, inwieweit die Verteilung der Wochentagsrenditen den ToM Effekt beeinflusst.

Tabelle 3 enthält die unbereinigten und mittelwertbereinigten Renditen zum Monatsultimo aufgeteilt nach Wochentagen[27]. Die Rendite $\bar{R}_{t-1} - \bar{R}$ in Tabelle 3 gibt die durchschnittliche Rendite in dem entsprechenden Zeitraum für den jeweiligen Wochentag am Monatsultimo abzüglich der durchschnittlichen Rendite für den jeweiligen Wochen-

Tabelle 1: Wochentagsrenditen in Deutschland 1960 bis 1992

	1960 - 1969				1970 - 1979				1980 - 1992				1960 - 1992		
	\bar{R}_{Tag}	$\bar{R}_{\text{Tag}} - \bar{R}$	Anz.	t-St.	\bar{R}_{Tag}	$\bar{R}_{\text{Tag}} - \bar{R}$	Anz.	t-St.	\bar{R}_{Tag}	$\bar{R}_{\text{Tag}} - \bar{R}$	Anz.	t-St.	\bar{R}_{Tag}	$\bar{R}_{\text{Tag}} - \bar{R}$	t-St.
Mo.	-0,026 ^a	-0,055 ^b	489 ^c	-1,13 ^d	-0,083	-0,091	490	-2,50	-0,044	-0,084	642	-1,60	-0,051	-0,077	-2,78
Di.	-0,066 ^a	-0,095 ^b	512 ^c	-2,33 ^d	-0,010	-0,017	512	-0,50	-0,026	-0,066	665	-1,57	-0,033	-0,060	-2,59
Mi.	0,086 ^a	0,058 ^b	502 ^c	1,43 ^d	0,016	0,009	503	0,26	0,087	0,047	651	1,15	0,065	0,039	1,69
Do.	0,045 ^a	0,016 ^b	495 ^c	0,40 ^d	0,025	0,017	495	0,51	0,096	0,056	637	1,39	0,059	0,032	1,42
Fr.	0,105 ^a	0,076 ^b	503 ^c	2,01 ^d	0,088	0,080	501	2,25	0,089	0,049	648	1,24	0,093	0,067	3,02

^a Durchschnittliche tägliche prozentuale Rendite am jeweiligen Wochentag im entsprechenden Zeitraum.

^b Durchschnittliche Rendite (wie in^a) bereinigt um die durchschnittliche Rendite in dem entsprechenden Zeitraum an allen Handelstagen.

^c Anzahl der Handelstage in dem entsprechenden Zeitraum, die auf den entsprechenden Wochentag fallen.

^d Werte der t-Statistik < -1,654 untermauern eine signifikant unterdurchschnittliche Rendite ($\alpha = 0,05$).

Werte der t-Statistik > 1,654 untermauern eine signifikant überdurchschnittliche Rendite ($\alpha = 0,05$).

Die Konstruktion und Interpretation der t-Statistik erfolgt analog zu Formel (2).

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 2: Der Turn-of-the-Month Effekt 1960 bis 1992

Renditen in %	Monatsultimo				Monatserster			
	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1} - \bar{R}$	Anz.	t-St. ^b	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1} - \bar{R}$	Anz.	t-St. ^b
1960 - 1969	0,218	0,190 ^a	120	2,41	0,214	0,186 ^a	119	2,70
1970 - 1979	0,232	0,225 ^a	120	2,63	0,060	0,053 ^a	120	0,81
1980 - 1992	0,162	0,122 ^a	155	1,60	0,177	0,137 ^a	156	1,65
Alle Jahre	0,200	0,174 ^a	395	3,76	0,153	0,126 ^a	395	2,89

^a Durchschnittsrendite am Monatsultimo bzw. Monatsersten, abzüglich der Durchschnittsrendite über alle Handelstage in dem jeweiligen Zeitraum.

^b t-Statistik gemäß Formel (2).

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 3: Renditen am Monatsultimo 1960 - 1992

Renditen	1960 - 1969			1970 - 1979			1980 - 1992			alle Jahre 1960 - 1992			
	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1} - \bar{R}$	Anz.	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1} - \bar{R}$	Anz.	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1} - \bar{R}$	Anz.	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1} - \bar{R}$	Anz.	t-St.
Mo.	0,109	0,135 ^a	17	0,111	0,195 ^a	14	0,289	0,334 ^a	21	0,182	0,233	52	2,23 ^b
Di.	0,100	0,166 ^a	17	0,172	0,182 ^a	17	0,051	0,077 ^a	22	0,103	0,136	56	1,43 ^b
Mi.	0,711	0,625 ^a	18	-0,009	-0,026 ^a	19	0,115	0,028 ^a	22	0,257	0,191	59	1,46 ^b
Do.	0,078	0,034 ^a	18	0,362	0,337 ^a	20	0,330	0,234 ^a	26	0,269	0,211	64	2,42 ^b
Fr.	0,168	0,064 ^a	50	0,327	0,239 ^a	50	0,106	0,017 ^a	64	0,192	0,099	164	1,18 ^b

^a Durchschnittsrendite in Prozent, wenn der Monatsultimo auf den entsprechenden Wochentag in dem jeweiligen Zeitraum fällt, abzüglich der Durchschnittsrendite an dem jeweiligen Wochentag in diesem Zeitraum aus Tabelle 1.

^b Werte der t-Statistik größer als 1,654 lassen eine Ablehnung der Nullhypothese H_0^m mit der Irrtumswahrscheinlichkeit $\alpha = 0,05$ zu und bestätigen überdurchschnittliche Renditen am Monatsultimo an diesem Wochentag.

Quelle: eigene Berechnungen

Tabelle 4: Renditen am Monatsersten 1960 - 1992

Renditen	1960 - 1969			1970 - 1979			1980 - 1992			alle Jahre 1960 - 1992			
	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1}-\bar{R}$	Anz.	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1}-\bar{R}$	Anz.	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1}-\bar{R}$	Anz.	$\bar{R}_{t=1}$	$\bar{R}_{t=1}-\bar{R}$	Anz.	t-St.
Mo.	0,090	0,116	46	0,016	0,100	48	0,115	0,160	68	0,079	0,130	162	1,79
Di.	0,473	0,539	21	0,346	0,356	19	0,075	0,101	24	0,286	0,319	64	3,80
Mi.	-0,036	-0,123	16	-0,159	-0,175	18	0,350	0,263	23	0,081	0,016	57	0,11
Do.	0,152	0,107	18	-0,046	0,070	17	0,333	0,237	21	0,160	0,101	56	1,13
Fr.	0,516	0,411	18	0,196	0,108	18	0,147	0,058	20	0,281	0,188	56	1,49

^a Durchschnittsrendite in Prozent, wenn der Monatsultimo auf den entsprechenden Wochentag in dem jeweiligen Zeitraum fällt, abzüglich der Durchschnittsrendite an dem jeweiligen Wochentag in diesem Zeitraum aus Tabelle 1.

^b Werte der t-Statistik größer als 1,654 lassen eine Ablehnung der Nullhypothese H_1^m mit der Irrtumswahrscheinlichkeit $\alpha = 0,05$ zu und bestätigen überdurchschnittliche Renditen am Monatsultimo an diesem Wochentag.

Quelle: eigene Berechnungen

tag in dem entsprechenden Zeitraum an. Bis auf eine Ausnahme sind die Renditen am Monatsultimo stets überdurchschnittlich. Der ToM Effekt fällt so deutlich aus, daß er die negativen Durchschnittsrenditen an Montagen und Dienstagen überkompensiert. Ein Day-of-the-Week Effekt existiert nicht bei der Analyse des Monatsletzten.

Wie Tabelle 3 für den gesamten Zeitraum 1960 bis 1992 verdeutlicht, sind die durchschnittlichen Renditen $\bar{R}_{t=1}$ am Montag und Donnerstag signifikant überdurchschnittlich. Insbesondere an Freitagen sind die Renditen $\bar{R}_{t=1}$ zwar positiv und überdurchschnittlich. Die empirischen Daten lassen jedoch eine Ablehnung von H_1^m und somit eine Bestätigung überdurchschnittlicher Renditen an Freitagen nicht zu.

Die Renditeverteilung am Monatsersten in Tabelle 4 ist nicht so eindeutig. Allerdings sind die Renditen an Montagen oder Dienstagen, die gleichzeitig ein Monats erster sind, ebenfalls stets positiv und überdurchschnittlich. Ein Wochenendeffekt kann somit hier ebenfalls nicht beobachtet werden. Die Rendite $\bar{R}_{t=1}$ ist mittwochs von 1960 bis 1979 und donnerstags von 1970 bis 1979 negativ und unterdurchschnittlich. Ersteres ist eine Begründung für die niedrige Rendite in diesem Zeitraum in Tabelle 2.

Tabelle 4 verdeutlicht auch, daß durchgehende überdurchschnittliche Renditen ausschließlich in dem

Zeitraum von 1980 bis 1992 zu beobachten sind. Über den gesamten Zeitraum von 1960 bis 1992 betrachtet, sind die Renditen $\bar{R}_{t=1}$ an allen Wochentagen positiv und überdurchschnittlich. Statistisch signifikant ist dieser Effekt aber ausschließlich an Montagen, Dienstagen und Freitagen. Auch in diesem Fall ist kein Day-of-the-Week Effekt zu beobachten.

7. Zusammenfassung

Die Ergebnisse dieser Arbeit unterstützen das Vorhandensein eines Turn-of-the-Month Effektes in den Jahren 1960 bis 1992. Ohne Differenzierung nach Wochentagen sind die Renditen am Monatsultimo und am Monatsersten unabhängig von dem gewählten Zeitraum positiv [28]. Die verwendeten statistischen Testverfahren bestätigen signifikant überdurchschnittliche Renditen am Monatsultimo und am Monatsersten im Zeitraum 1969 bis 1992. Der Effekt tritt in der Regel am Monatsultimo stärker auf als am Monatsanfang. Der Wochenendeffekt oder Day-of-the-Week Effekt, d.h. negative Aktienrenditen von Freitag bis Montag, tritt weder am Monatsultimo noch am Monatsersten auf. In allen Teilperioden sind die Renditen von Freitag auf Montag positiv. Überdurchschnittliche Renditen lassen sich jedoch nicht durchgehend für alle Wo-

chentage statistisch signifikant bestätigen. Für den Gesamtzeitraum von 1960 bis 1992 lassen sich signifikant positive mittelwertbereinigte Wochenrenditen für den Monatsultimo und den Monatsersten nachweisen. Betrachtet man den Gesamtzeitraum von 1960 bis 1992, so sind sowohl die unbereinigten als auch die mittelwertbereinigten Renditen an allen Wochentagen am Monatsanfang und am Monatsende positiv. Überdurchschnittliche Renditen lassen sich jedoch nicht durchgehend für alle Wochentage statistisch signifikant bestätigen. Diesen Ergebnissen bleibt jedoch kritisch anzumerken, daß Transaktionskosten bei der Ermittlung der Ergebnisse nicht berücksichtigt wurden. Verglichen mit den üblichen Transaktionskosten beim Aktienhandel hätten die Renditen in der Regel nicht ausgereicht, einen positiven Nettogewinn zu erzielen. Für den Praktiker bleibt aber die Erkenntnis, Aktienkäufe eher vor einem Monatswechsel durchzuführen und Aktienverkäufe eher nach oder zu einem Monatswechsel zu terminieren.

Fussnoten

- [1] Siehe z.B. WACHTEL (1942), ROLL (1984) oder CORNELL (1985). Eine ausführliche Zusammenstellung findet sich bei FRANTZMANN (1989).
- [2] Eine ausführliche Darstellung bietet die Arbeit von FRANTZMANN (1989).
- [3] Saisonale Muster wurden z.B. auch bei Renten, Gold und Futures Kontrakten untersucht.
- [4] Synonym werden auch die Begriffe Montags-Effekt oder Weekend-Effekt verwendet.
- [5] Siehe LAKONISHOK/SMIDT (1987).
- [6] Siehe WACHTEL (1942).
- [7] Siehe z.B. KEIM (1983).
- [8] Siehe BRANCH (1977). Zur Diskussion dieser Hypothese siehe z.B. ROLL (1983), REINGANUM (1983) oder CONSTANTINIDES (1984).
- [9] Siehe z.B. FRANTZMANN (1989), ARIEL (1987) oder MARTIKAINEN/PERTTUNEN/ZIEMBA (1994).
- [10] Siehe LAKONISHOK/SMIDT (1987) oder ARIEL (1987) für den Zeitraum 1963 bis 1981.
- [11] Genauer wäre: Die Rendite auf Basis der Kassakurse vom Handelstag vor dem Monatsultimo bis zum Monatsultimo.
- [12] Dies gilt jedoch in der Regel nicht für deutsche Bundesanleihen.
- [13] Vierteljahresberichte, Halbjahresberichte oder monatliche Statistiken. Dagegen spricht jedoch, daß Börsengeschäfte in Deutschland erst nach 2 Handelstagen abgerechnet werden. Der Effekt müßte also 2 Tage vor dem Monatsultimo auftreten.
- [14] Zur näheren Beschreibung des DAFOX siehe GÖPPL/SCHÜTZ (1992). Der DAFOX ist für Wissenschaftler gegen einen geringen Kostenbeitrag über das Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung, Universität Karlsruhe (TH), Postfach 6980, D-76131 Karlsruhe, zu beziehen.
- [15] Zur Beschreibung des DAX-Indexes siehe BAMBERG/RÖDER (1994).
- [16] Durch das Standortsicherungsgesetz ändert sich die Ausschüttungssteuerbelastung in Deutschland ab 1994 auf 30%.
- [17] Aktien werden an der Frankfurter Wertpapierbörse von 10.30 Uhr bis 13.30 Uhr gehandelt. Erfolgt die Kursnotierung einer Aktie im variablen Handel, so wird der Kassakurs für Umsätze unter 50 Stück gegen 12.30 Uhr nach dem Meistumsatzprinzip ermittelt. Wird bei einer Aktie nur täglich ein Einheitskurs festgestellt, so wird dieser Kurs zur Ermittlung des DAFOX herangezogen. Die Uhrzeit der Feststellung der indexrelevanten Kurse stimmt somit nicht überein.

- [18] Siehe dazu BAMBERG/BAUR (1993), pp. 187ff.. Statistisch gesehen liegt die Mindestanforderung für die Durchführung des approximativen (Zweistichproben) Gaußtests bei einer Anzahl von jeweils mindestens 31 Beobachtungen.
- [19] Die t-Statistik kann somit auch als Maß für die Höhe der Irrtumswahrscheinlichkeit (Signifikanzniveau) interpretiert werden.
- [20] Siehe z.B. FRENCH (1980), oder GIBBONS/HESS (1981). Zum deutschen Markt siehe z.B. FRANTZMANN (1989) oder RUNDE (1993).
- [21] Die durchschnittliche tägliche Rendite von 1960 bis 1992 beträgt 0,0266 %.
- [22] Tabelle 1 zeigt, daß das Absinken der mittelwertbereinigten Rendite von Mittwoch auf Donnerstag ausschließlich auf die Wirkung der niedrigen Donnerstagsrenditen im Zeitraum 1960 bis 1969 zurückzuführen ist.
- [23] Siehe z.B. FRANTZMANN (1989) und FRENCH (1980). Die Überrenditen an Freitagen sind jedoch in der Regel nicht signifikant positiv.
- [24] 395 · 3/7 = 169
- [25] Abbildung 3 und 4 enthalten durchschnittliche tägliche Renditen des jeweiligen Wochentages in Prozent abzüglich der durchschnittlichen täglichen Rendite an dem jeweiligen Wochentag von 1960 bis 1992. Siehe Tabelle 3 und 4.
- [26] Siehe Tabelle 2.
- [27] Aufgrund der niedrigen Anzahl von Beobachtungen wird hier auf die Angabe der t-Statistik in den drei Teilintervallen verzichtet.
- [28] Siehe Tabelle 2.

Literatur

- ARIEL, R. (1987): "A Monthly Effect in Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 18, pp. 161-174.
- BAMBERG, G. and F. BAUR (1993): "Statistik", 8. Auflage, Oldenbourg Verlag, München/Wien.
- BAMBERG, G. and K. RÖDER (1994): "The Intraday ex ante Profitability of DAX-Futures Arbitrage for Institutional Investors in Germany - The Case of Early and Late Transactions", *Finanzmarkt und Portfolio Management* 8, pp. 50-62.
- BRANCH, B. (1977): "A Tax Loss Trading Rule", *Journal of Business* 52, pp. 198-207.
- CONSTANTINIDES, G. (1984): "Optimal Stock Trading with Personal Taxes - Implications of Prices and the Abnormal January Returns", *Journal of Financial Economics* 13, pp. 65-89.
- CORNELL, B. (1985): "The Weekly Pattern in Stock Returns: Cash versus Futures: A Note", *Journal of Finance* 40, pp. 583-588.
- FIELDS, M. (1934): "Security Prices and Stock Exchange Holidays in Relation to Short Selling", *Journal of Business* 7.
- FRANTZMANN, H. (1989): "Saisonalitäten und Bewertung am deutschen Aktien- und Rentenmarkt", Knapp Verlag, Frankfurt a.M..
- FRENCH, K. (1980): "Stock Returns and The Weekend Effect", *Journal of Financial Economics* 8, pp. 55-69.
- GIBBONS, M. and P. HESS (1981): "Day of the Week Effects and Asset Returns", *Journal of Business* 54, pp. 579-596.
- GÖPPL, H. and H. SCHÜTZ (1992): "Die Konzeption eines Deutschen Aktienindex für Forschungszwecke (DAFOX)", Diskussionspapier Nr. 162, Institut für Entscheidungstheorie und Unternehmensforschung Universität Karlsruhe (TH).
- KEIM, D. (1983): "Size-related Anomalies and Stock Return Seasonality - Further Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics* 12, pp. 13-32.
- LAKONISHOK, J. and M. SMIDT (1987): "Are Seasonal Anomalies Real? - A Ninety-Year Perspective", Working paper, Cornell University, Ithaca.
- MARTIKAINEN, T., J. PERTTUNEN and W.T. ZIEMBA (1994): "The Turn-of-the-Month Effect in the World's Stock Markets, January 1988 - January 1990", *Finanzmarkt und Portfolio Management* 8, pp. 41-49.
- REINGANUM, M. (1983): "The Anomalous Stock Market Behavior of Small Firms in January - Empirical Tests for Tax-Loss Selling Effects", *Journal of Financial Economics* 12, pp. 89-104.
- RUNDE, R. (1993): "Renditeverteilungen deutscher Aktien unter Berücksichtigung des Montagseffekts - Eine theoretische und empirische Studie für deutsche Aktien und den DAX", Arbeitspapier Fachbereich Statistik, Universität Dortmund.
- ROLL, R. (1983): "The Turn-of-the-Year Effect and the Return Premia of Small Firms", *Journal of Portfolio Management* 10, Winter, pp. 18-28.
- ROLL, R. (1984): "Orange Juice and Weather", *American Economic Review* 74, pp. 861-880.
- WACHTEL, S. (1942): "Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices", *Journal of Business* 15, pp. 184-193.