

# Empirische Evidenz des Weekend-Effektes am Schweizerischen Aktienmarkt

## 1. Übersicht

Aktienmärkte werden dann als informationseffizient bezeichnet, wenn die Preise der gehandelten Unternehmensanteile jederzeit und vollständig alle verfügbaren Informationen widerspiegeln.[1] Das im Idealfall effizienter Märkte synchrone Verhalten von Informationsverarbeitungs- und Preisbildungsprozess verunmöglicht dadurch jegliche Prognose zukünftiger Aktienkurse. Bei Existenz asynchron verlaufender Prozesse finden hingegen solange Arbitragetransaktionen statt, bis jede systematische Gewinnerzielung ausgeschlossen ist.

In zahlreichen empirischen Untersuchungen sind jedoch statistisch gesicherte Aussagen gewonnen worden, die dem betrachteten Aktienkursverhalten saisonale Verhaltensmuster unterstellen. Dies steht aber im klaren Widerspruch zur eingangs dargelegten Markteffizienzhypothese.[2] Insbesondere kommen verschiedene Studien zum Schluss, dass die Close-to-close-Rendite, welche vom Freitag bis zum Montagabend erzielt werden kann, signifikant tiefer als die übrigen Tagesrenditen einer

Handelswoche ist. Einige Arbeiten gelangen gar zum Resultat, dass die Wochenendrendite als einzige aller Close-to-close-Tagesrenditen durchschnittlich negativ ausfällt.[3]

Die verschiedenen empirischen Arbeiten prägten für diese Bewertungsanomalie den Begriff des Weekend-Effektes.[4] Dessen Existenz soll im folgenden für den Schweizer Aktienmarkt untersucht werden. Für die empirischen Tests werden der SMI, der SPI sowie drei SPI-Subindizes verwendet. Nach der Datenbeschreibung im zweiten Abschnitt werden im dritten Teil mittels des klassischen OLS-Schätzverfahrens und zweier nicht-parametrischer Tests erste empirische Untersuchungen des Kursverhaltens auf der Basis von stetigen Renditen durchgeführt. Dabei werden zwei verschiedene Modellhypothesen formuliert und auf deren Validität hin getestet. Anschliessend sollen die einzelnen Tagesrenditen einer genaueren Betrachtung unterzogen werden. Im vierten Abschnitt wird der Frage nach der Entstehung des Weekend-Effektes nachgegangen: Zu diesem Zweck werden die betrachteten Tagesrenditen in Intraday- resp. Overnight-Renditen aufgeteilt und untersucht, ob sich ein allfällig signifikant unterschiedliches Kursverhalten vom Freitagabend bis zum Montagmorgen herausbildet.[5] Der fünfte Abschnitt versucht, diese Anomalie zu begründen. Im sechsten Abschnitt folgt eine Zusammenfassung dieser Arbeit.

\*Ich danke Felix Maag, Peter Oertmann sowie Heinz Zimmermann für die wertvollen Hinweise und Kommentare bei der Realisierung dieser Arbeit. T. Portmann, Schweiz. Institut für Banken und Finanzen, Universität St. Gallen (HSG), Merkurstr. 1, 9000 St. Gallen, Tel. 071 - 223 76 84, Fax: 071 - 223 65 63, Email: Thomas.Portmann@sbf.unisg.ch

## 2. Beschreibung der Zeitreihen

Für die vorliegende Arbeit werden der Swiss Market Index (SMI; ohne Dividendenreinvestition) sowie der Swiss Performance Index (SPI; mit Dividendenreinvestition) über den Zeitraum vom 01.07.1988 bis zum 28.06.1996 untersucht. Zusätzlich werden drei, nach Gesellschaftsgrösse differenzierte und ebenfalls dividendenkorrigierte SPI-Subindizes vom 03.05.1993 (als deren erstem Publikationstag) bis zum 28.06.1996 betrachtet. Bei allen Zeitreihen werden jeweils die täglichen Schlusskurse verwendet. Um die Vergleichbarkeit über alle (Sub)-Indizes gewährleisten zu können, werden für die im vierten Abschnitt erfolgende Intraday- resp. Overnight-Renditebetrachtung die jeweiligen Eröffnungs- und Schlusskurse erst ab dem 03.05.1993 verwendet. Das Erfordernis stationärer[6] Datenreihen wird damit erfüllt, indem anstelle der einzelnen Kursnotierungen jeweils stetige Renditen (als logarithmierte erste Differenzen) in die Untersuchungen einfließen.

## 3. Empirische Untersuchung zweier Modell-hypothesen

### 3.1 Hypothesenformulierung

Die Renditeberechnung zur Hypothesenüberprüfung erfolgt über

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

mit  $S_t$  als jeweiligem Indexkurs zum Zeitpunkt  $t$ . Für die Untersuchung interessant ist nun die Frage, ob sich die Renditebildung zwischen einzelnen Handelstagen unterscheidet, oder ob diese unabhängig vom Tag in gleicher Art und Weise erfolgt. Wird davon ausgegangen, dass sich die einzelnen Renditen nur während der Handelszeit einer Börse bilden – der Preisbildungsprozess demnach zeitweise unterbrochen ist – so sollten zwischen den einzelnen Börsentagen im Mittel keine Renditeun-

terschiede feststellbar sein, da die einzelnen Öffnungszeiten allesamt gleich lang ausfallen. Diese Überlegung führt zur sogenannten *Trading-Time-Hypothese* (TTH), welche formal als

$$r_t = \mu_{\text{Montag}} + \sum_{i=2}^5 \delta_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (2)$$

in das OLS-Schätzverfahren Eingang findet. Die Grösse  $r_t$  kennzeichnet die am jeweiligen Börsentag erzielte Rendite. Die Variable  $\mu_{\text{Montag}}$  stellt die mittlere Montagsrendite über den Beobachtungszeitraum dar. Die Grössen  $d_2$  bis  $d_5$  (2 = Dienstag, ..., 5 = Freitag) erfassen die jeweiligen Differenzen zwischen den Durchschnittsrenditen der übrigen Handelstage und  $\mu_{\text{Montag}}$ .  $D_{it}$  repräsentieren Dummyvariablen, die am betreffenden Tag den Wert 1 und sonst den Wert 0 annehmen. Ein Weekend-Effekt ist gleichbedeutend mit der Ablehnung der TTH und kann dann angenommen werden, wenn sich die Montagsrendite  $\mu_{\text{Montag}}$  von den Renditen der übrigen Handelstage unterscheidet. Damit unterscheidet sich der *tatsächliche* von dem durch die TTH *unterstellten* Renditebildungsprozess. Gilt hingegen die TTH, so differieren die einzelnen Tagesrenditen nicht signifikant voneinander. Damit kann die zu testende Null-Hypothese formuliert werden als:

$$\mu_i = \bar{\mu} \quad \forall i = \text{Montag}, \dots, \text{Freitag} \quad (3)$$

Diese Bedingung wird mit Hilfe des WALD-Tests überprüft, indem untersucht wird, ob die einzelnen  $\delta$ -Koeffizienten in (2) alle Null sind ( $\delta_i = 0 \quad \forall i = \text{Dienstag}, \dots, \text{Freitag}$ ). Die aus dem Test resultierende Prüfgrösse wird mit einer F-Verteilung verglichen, wobei grosse Testwerte auf von Null verschiedene Koeffizienten hinweisen und damit eine Verwerfung der TTH zulassen.

Alternativ dazu wird die sogenannte *Calendar-Time-Hypothese* (CTH) betrachtet. Im Gegensatz zur TTH wird hier dem Aktienkursverhalten ein ununterbrochener Preisbildungsprozess unterstellt. Bei Gültigkeit dieser Hypothese unterscheidet sich die Montagsrendite von den übrigen Tagesrenditen, da sich erstere – gebildet vom Freitagabend

bis Montagabend – über einen dreimal längeren Zeitraum bildet. Die Intuition legt nahe, dass diese Rendite – als Absolutbetrag – im Mittel dreimal so hoch wie die übrigen Tagesrenditen sein muss.[7] Formal charakterisiert sich die CTH daher als

$$r_t = \mu'_{\text{Montag}} + \sum_{i=2}^5 \delta_i D_{it} + \varepsilon_t \quad (4)$$

mit  $\mu'_{\text{Montag}}$  als gedrittelter mittlerer Montagsrendite. Wiederum kann ein Weekend-Effekt nur dann vermutet werden, wenn die modifizierte Montagsrendite  $\mu'_{\text{Montag}}$  sich von den übrigen Renditen unterscheidet, weil das tatsächliche Aktienkursverhalten nicht dem durch die CTH unterstellten Preisbildungsprozess folgt. Andernfalls entsprechen die Tagesrenditen von Dienstag bis

Freitag  $\mu'_{\text{Montag}}$ , was einerseits auf Kongruenz zwischen tatsächlichem und spezifiziertem Aktienkursverhalten schliessen und andererseits einen Weekend-Effekt aus Sicht der CTH verneinen lässt. Analog zu (3) kann auch für die CTH eine Null-Hypothese aufgestellt werden, welche ebenfalls mittels des WALD-Koeffiziententests ( $\delta_i = 0 \forall i = \text{Dienstag}, \dots, \text{Freitag}$ ) auf ihre Gültigkeit hin überprüft wird:

$$\mu'_{\text{Montag}} = \frac{\mu_{\text{Montag}}}{3} = \mu_i \quad \forall i = \text{Dienstag}, \dots, \text{Freitag} \quad (5)$$

Wiederum lässt sich die CTH umso eher verwerfen, je grösser die aus dem WALD-Test erhaltene F-Statistik ausfällt.

Tabelle 1: Testergebnisse bezüglich Signifikanz der TTH resp. CTH

Index	Trading-Time-Hypothese		Calendar-Time-Hypothese	
	WALD	KRUSKAL-WALLIS	WALD	KRUSKAL-WALLIS
SPI 88–96	4,014** (0,003)	9,173	5,884** (0,0001)	20,041**
SPI 88–93	5,296** (0,0003)	15,12**	5,598** (0,0002)	19,527**
SPI 93–96	0,166 (0,9555)	1,548	0,997 (0,4085)	6,636
SPI-Large 93–96	0,204 (0,9361)	1,466	0,766 (0,5475)	5,158
SPI-Medium 93–96	3,027* (0,0171)	9,828*	4,939** (0,0006)	13,956**
SPI-Small 93–96	5,021** (0,0005)	19,088**	8,299** (0,0000)	22,751**
SMI 88–96	1,824 (0,1215)	3,062	2,825* (0,0237)	8,339
SMI 88–93	2,741* (0,0274)	6,786	2,856* (0,0226)	8,675
SMI 93–96	0,148 (0,9638)	1,634	0,453 (0,77)	4,258

Quelle: Eigene Berechnungen

Der WALD-Koeffiziententest weist die F-Werte sowie (in Klammern) die entsprechenden Fehlerwahrscheinlichkeiten 1. Art aus. Die errechneten Werte des KRUSKAL-WALLIS-Tests folgen einer  $\chi^2$ -Verteilung mit 4 Freiheitsgraden, wobei grössere Werte als 13,28 (9,49) die 1%-(5%)-Signifikanzschwellen erfüllen. Mit \*\* resp. \* versehene Werte lassen eine Verwerfung der formulierten Nullhypothese mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit 1. Art von weniger als 1% resp. 5% zu.

### 3.2 Empirische Überprüfung der beiden Hypothesen

Tabelle 1 zeigt die aus dem WALD-Koeffiziententest resultierenden F-Statistiken sowie die korrespondierenden Fehlerwahrscheinlichkeiten 1. Art[8] für die betrachteten (Sub)-Indizes. Vergleichend dazu werden die Prüfwerte des nicht-parametrischen KRUSKAL-WALLIS-Tests[9] aufgeführt.

Aus Tabelle 1 lassen sich primär zwei Schlüsse ziehen: Erstens deuten die F-Werte der drei SPI-Subindizes sowie die nicht-parametrischen Testgrößen darauf hin, dass mit steigender Marktkapitalisierung sowohl die TTH als auch die CTH das tatsächliche Aktienkursverhalten zunehmend besser beschreiben resp. eine Verwerfung beider Hypothesen immer weniger zulässig wird. Insofern kann hauptsächlich bei den kleineren und mittleren Börsenwerten davon ausgegangen werden, dass die Struktur der Renditebildungsprozesse wochentagsabhängig ist und sich demzufolge weder durch die TTH noch durch die CTH adäquat beschreiben lässt.[10] Ausserdem lässt der Quervergleich zwischen den TTH- und den CTH-Resultaten den Schluss zu, dass die Renditebildung aller Indizes – wenn überhaupt – eher mit der Trading-Time-Hypothese korrespondiert. Zweitens zeigt sich, dass sowohl der SMI als auch der SPI einem sich im Zeitablauf verändernden Preisbildungsprozess folgen: Währendem in der Zeitperiode von 1988 bis 1993 sowohl die TTH als auch die CTH verworfen werden können, wird deren Ablehnung in der zweiten Periode unzulässig. Damit kann unabhängig von der unterstellten Hypothese gefolgert werden, dass die Aktienmärkte in den letzten Jahren zunehmend an Effizienz in der Verarbeitung neuer Informationen gewonnen haben. Im nächsten Abschnitt werden die einzelnen Renditen getrennt beobachtet, um so einen allfälligen Weekend-Effekt transparent werden zu lassen.

### 3.3 Untersuchung der einzelnen Tagesrenditen

Tabelle 2 zeigt für jeden Tag  $i$  die geschätzten, mit 1'000 multiplizierten Mittelwerte  $m$  und  $t$ -Statistiken der betrachteten Zeitreihen. Insgesamt werden drei verschiedene Tests durchgeführt. In einem ersten Schritt wird die Abweichungssignifikanz der einzelnen Mittelwerte gegenüber dem Wert von Null berechnet, womit sich der  $t$ -Wert wie folgt spezifiziert:

$$t_i = \frac{m_i}{s_i} \sqrt{n_i} \quad (6)$$

mit:

$s$  geschätzte Standardabweichung,

$n$  Anzahl der beobachteten Renditen.

Zusätzlich werden die einzelnen Tagesrenditen standardabweichungsgewichtet einerseits der arithmetischen Durchschnittsrendite der übrigen Börsentage (7) und andererseits der Durchschnittsrendite aller fünf Handelstage (8) gegenübergestellt. Damit ergeben sich als zusätzliche  $t$ -Testgrößen:

$$t_i' = \frac{m_i - \frac{1}{N - n_i} \left( \sum_{t=1}^N r_t - \sum_{t=1}^{n_i} r_{i,t} \right)}{s_i} \sqrt{n_i} \quad (7)$$

$$t_i'' = \frac{m_i - \left( \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N r_t \right)}{s_i} \sqrt{n_i} \quad (8)$$

mit:

$N$  Renditenanzahl der Gesamtstichprobe

$r_{i,t}$   $t$ -te Ausprägung aller Renditen des Tages  $i$

Ergänzend zu (6) bis (8) wird mittels des WILCOXON-MANN-WHITNEY-Rangsummentests die Stichprobe, welche aus allen Renditen des Tages  $i$  besteht, mit der Residualstichprobe aller jeweils übrigen Tagesrenditen verglichen. Die

Tabelle 2: Mittel- sowie t-Testwerte bezüglich Mittelwertsignifikanz

Index	Parameter	Montag	Dienstag	Mittwoch	Donnerstag	Freitag
SPI 88-96	Mittelwert	-0,82	0,40	0,86	0,82	1,17
	t-Wert aus (6)	-1,551	1,151	2,461*	2,286*	3,583**
	t'-Wert aus (7)	-3,089**	-0,316	1,33	1,173	2,616**
	t''-Wert aus (8)	-2,471*	-0,253	1,067	0,938	2,093*
SPI 88-93	Mittelwert	-1,67	0,08	0,76	0,99	1,53
	t-Wert aus (6)	-2,174*	0,16	1,672	2,031*	3,496**
	t'-Wert aus (7)	-3,266**	-0,695	1,172	1,674	3,412**
	t''-Wert aus (8)	-2,611**	-0,556	0,935	1,339	2,73**
SPI 93-96	Mittelwert	0,50	0,89	1,00	0,58	0,61
	t-Wert aus (6)	0,801	1,782	1,859	1,086	1,276
	t'-Wert aus (7)	-0,443	0,443	0,661	-0,325	-0,275
	t''-Wert aus (8)	-0,355	0,354	0,528	-0,26	-0,22
SPI-Large	Mittelwert	0,71	1,10	0,96	0,67	0,40
	t-Wert aus (6)	1,033	1,896	1,61	1,114	0,723
	t'-Wert aus (7)	-0,108	0,711	0,41	-0,196	-0,851
	t''-Wert aus (8)	-0,086	0,569	0,328	-0,157	-0,68
SPI-Medium	Mittelwert	-0,67	0,60	0,74	0,75	1,09
	t-Wert aus (6)	-1,494	1,696	1,825	2,065*	2,948**
	t'-Wert aus (7)	-3,269**	0,353	0,725	0,843	1,982*
	t''-Wert aus (8)	-2,619**	0,282	0,579	0,674	1,585
SPI-Small	Mittelwert	-0,7	1,02	0,98	0,63	1,03
	t-Wert aus (6)	-1,978*	2,639**	3,119**	1,934	3,559**
	t'-Wert aus (7)	-4,347**	1,424	1,583	0,187	1,942
	t''-Wert aus (8)	-3,482**	1,139	1,266	0,15	1,553
SMI 88-96	Mittelwert	-0,68	0,34	0,86	0,78	0,76
	t-Wert aus (6)	-1,092	0,809	2,048*	1,818	1,752
	t'-Wert aus (7)	-2,199*	-0,223	1,328	1,075	1
	t''-Wert aus (8)	-1,759	-0,179	1,062	0,86	0,8
SMI 88-93	Mittelwert	-1,51	0,03	0,86	0,96	1,08
	t-Wert aus (6)	-1,672	0,056	1,549	1,687	1,769
	t'-Wert aus (7)	-2,483*	-0,549	1,301	1,487	1,63
	t''-Wert aus (8)	-1,985*	-0,44	1,041	1,19	1,304
SMI 93-96	Mittelwert	0,70	0,85	0,94	0,50	0,34
	t-Wert aus (6)	0,984	1,423	1,492	0,763	0,592
	t'-Wert aus (7)	0,063	0,38	0,541	-0,318	-0,694
	t''-Wert aus (8)	0,051	0,304	0,433	-0,255	-0,555

Quelle: Eigene Berechnungen, wobei jeweils gerundete Werte tabelliert sind.

Die geschätzten Mittelwerte  $m$  sind mit dem Faktor 1'000 multipliziert aufgeführt. T-Werte, die absolut grösser als 2,576 (1,96) sind, lassen einen signifikanten Unterschied mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% (5%) gegenüber dem in (6) bis (8) angenommenen Vergleichswert annehmen und sind mit \*\* resp. \* bezeichnet.

Gewinnung des nicht-parametrische Äquivalentes[11] zu (7) lässt die Überprüfung zu, ob sich der Mittelwert der i-ten Tagesrendite signifikant vom Mittelwert der übrigen Renditen unterscheidet (Tab. 3).

Aufgrund der in den Tab. 2 und 3 dargestellten Werte sind Anzeichen eines Weekend-Effektes nachweisbar: Die Montagsrenditen fallen bei jenen Renditezeitreihen, bei denen sie für (6) bis (8) signifikante t- resp. z-Werte[12] aufweisen, negativ aus. Umgekehrt sind die jeweils entsprechenden Freitagsrenditen allesamt (teilweise signifikant) positiv.

Erwartungsgemäss sind diese Ergebnisse zu den Schätzungen aus dem vorhergehenden Abschnitt kongruent, indem tendenziell jene Zeitreihen, für welche sowohl die TTH als auch die CTH aus (2)

resp. (4) verworfen werden können, einen Weekend-Effekt aufweisen. Dessen Existenz wird durch die Abbildungen 1 und 2 verdeutlicht, in denen für die einzelnen Indizes die jeweils errechneten t-Werte gemäss (8) aufgezeichnet sind.

Ein Vergleich der Resultate in Tabelle 2 resp. 3 offenbart weitere Auffälligkeiten, welche beide in Übereinstimmung zu den Ergebnissen aus Tabelle 1 stehen: Erstens zeigt sich der Ausprägungsgrad des Weekend-Effektes bei denjenigen Zeitreihen, die auf hochkapitalisierten Werten basieren, klar geringer im Vergleich zu solchen, die auf tiefkapitalisierten Werten beruhen (Cf. dazu etwa die Ergebnisse von SPI-Large und SPI-Small). Damit wird die im vorherigen Abschnitt vermutete inverse Beziehung zwischen Ausmass des Weekend-

**Tabelle 3: Nicht-parametrische Testergebnisse zum Vergleich der i-ten Tagesrenditenstichprobe mit dem Wochenrest**

Index	Montag	Dienstag	Mittwoch	Donnerstag	Freitag
SPI 88-96	-2,366* (0,018)	-0,774 (0,4389)	0,87 (0,3842)	0,152 (0,8795)	2,119* (0,0341)
SPI 88-93	-2,843** (0,0045)	-1,201 (0,2296)	0,259 (0,796)	0,864 (0,3875)	2,926** (0,0034)
SPI 93-96	-0,278 (0,7811)	0,284 (0,7764)	1,039 (0,2989)	-0,799 (0,4245)	-0,247 (0,8049)
SPI-Large	0,078 (0,9378)	0,589 (0,5561)	0,72 (0,4715)	-0,714 (0,4752)	-0,672 (0,5013)
SPI-Medium	-3,013** (0,0026)	0,085 (0,9325)	0,871 (0,3837)	0,619 (0,5359)	1,431 (0,1523)
SPI-Small	-4,158** (0,0000)	1,77 (0,0767)	1,382 (0,1669)	-0,214 (0,8304)	1,21 (0,2263)
SMI 88-96	-1,18 (0,2378)	-0,689 (0,4911)	0,824 (0,4098)	-0,084 (0,9333)	1,128 (0,2591)
SMI 88-93	-1,74 (0,0818)	-1,165 (0,2439)	0,366 (0,714)	0,666 (0,5055)	1,876 (0,0607)
SMI 93-96	0,249 (0,8034)	0,384 (0,7008)	0,824 (0,41)	-0,945 (0,3445)	-0,511 (0,6093)

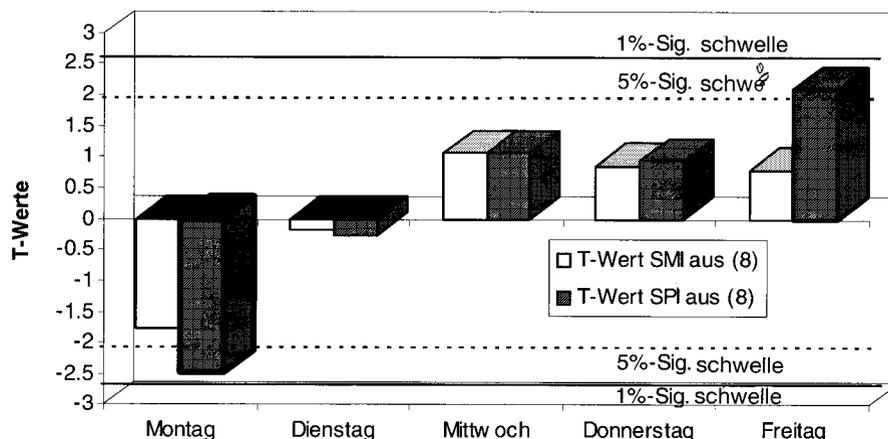
Quelle: Eigene Berechnungen

Dargestellt sind die z-Werte sowie (in Klammern) die korrespondierenden Fehlerwahrscheinlichkeiten 1.Art des zweiseitigen WILCOXON-MANN-WHITNEY-Rangsummentests, wobei die verwendete Testgrösse zur Beurteilung der Stichprobengleichheit den Quantilwert einer Standardnormalverteilung liefert. Mit \*\* resp. \* bezeichnete Werte lassen die Annahme unterschiedlicher Stichprobenmittelwerte mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit 1.Art von 1% resp. 5% zu.

Effektes und Grösse des Unternehmens für den hiesigen Aktienmarkt bestätigt.[13] Als Erklärung für diesen Zusammenhang kann die höhere Liquidität und Transaktionsanzahl angeführt werden, mit der die hochkapitalisierten Werte gehandelt werden (Cf. dazu Abbildung 3). Dadurch wird die neu anfallende Informationsmenge viel schneller verarbeitet und das Auftreten derartiger Anomalien verhindert. Zweitens deuten die Er-

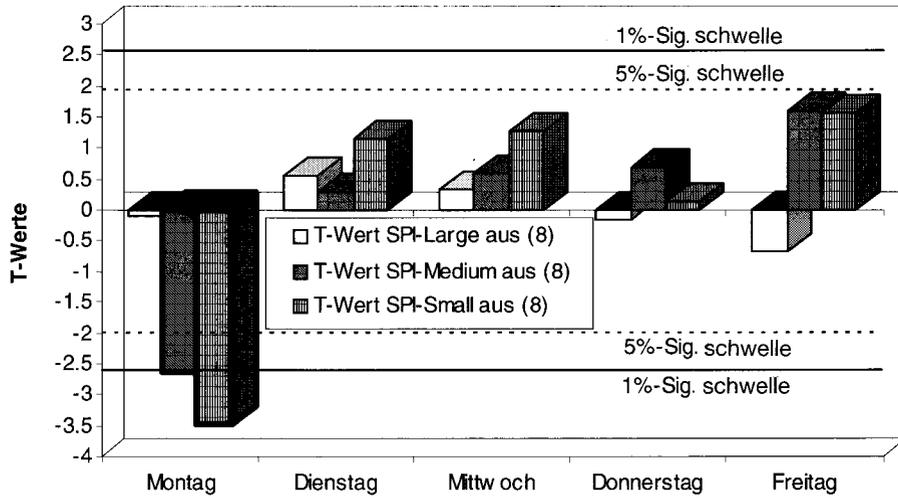
gebnisse auf einen im Zeitablauf nicht konstanten Weekend-Effekt hin: Nimmt man die beiden Subsamples von SMI und SPI als Vergleichsgrössen, so zeigt sich ein Weekend-Effekt – wenn überhaupt – nur im ersten Subsample. In der zweiten Periode ist er hingegen für beide Zeitreihen weit von jeglicher Signifikanz entfernt. Zur Verdeutlichung dieses intertemporalen Verhaltens sei auf die Abbildungen 4 und 5 hingewiesen.

Abbildung 1: Signifikanzwerte im Wochenverlauf gem. Gl. (8) [SMI / SPI 88–96]



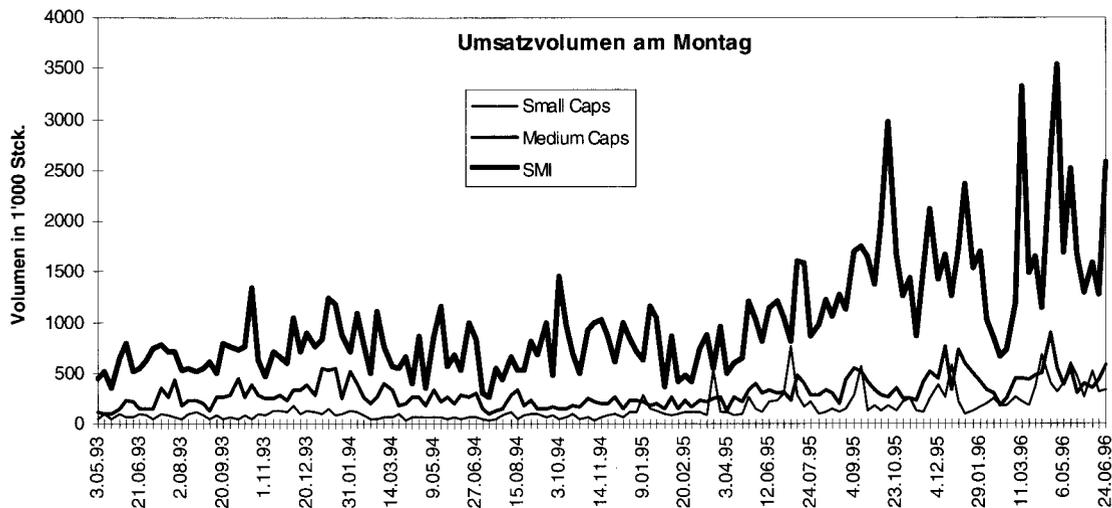
Quelle: Eigene Darstellung

Abbildung 2: Signifikanzwerte im Wochenverlauf gem. (8) [SPI-Subind. 93-96]



Quelle: Eigene Darstellung

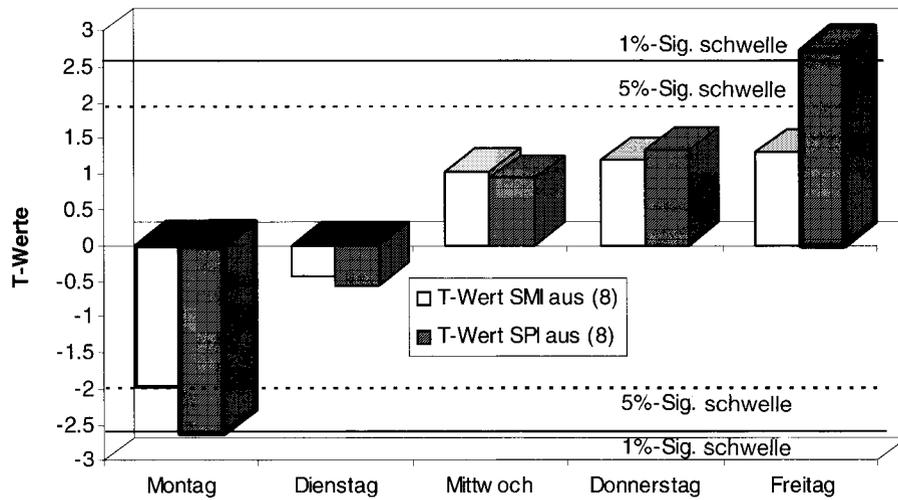
Abbildung 3: Umsatzvolumen am Montag von 1993-1996



Quelle: Eigene Darstellung

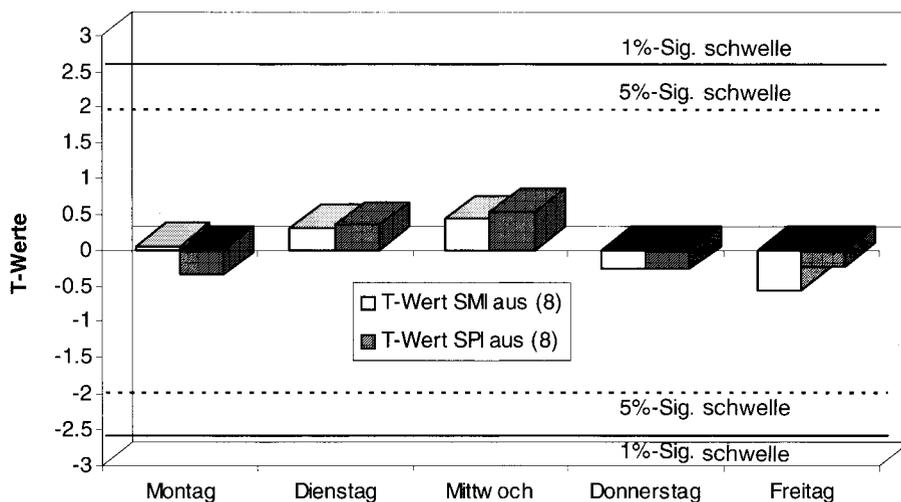
Die tief- und mittelkapitalisierte Zeitreihe entspricht dem Vontobel-Datastream-Small resp. -Medium Cap-Index für die Schweiz. Da kein Large Cap-Index publiziert wird, werden als Vergleich dazu die SMI-Volumina aufgeführt.

Abbildung 4: Signifikanzwerte im Wochenverlauf gem. (8) [SMI / SPI 88–93]



Quelle: Eigene Darstellung

Abbildung 5: Signifikanzwerte im Wochenverlauf gem. (8) [SMI / SPI 93–96]



Quelle: Eigene Darstellung

#### 4. Untersuchung von Intraday- und Overnight-Renditen

Die vorangegangenen Ausführungen lassen den Schluss zu, dass auf den schweizerischen Aktienmärkten teilweise ein Weekend-Effekt feststellbar ist. Aus dieser Erkenntnis heraus wird nun die Frage nach der genaueren zeitlichen Abgrenzung des Effektes betrachtet. Konkret wird untersucht, ob ein allfälliger Weekend-Effekt vom Freitagabend bis zum Montagmorgen (dh. Overnight) oder erst im Laufe des Montagshandels (dh. Intraday) zustandekommt. Untersuchungen für den US-Aktienmarkt zeigen, dass sich ein Weekend-Effekt bereits am Montagmorgen in den Aktienkursen manifestiert: Dieser Schluss folgt aus der Tatsache, dass zwar auf Close-to-close-Renditebasis ein Weekend-Effekt nachweisbar ist, bei blosser Betrachtung der Intraday-Renditen hingegen keine wochentagsabhängigen Preisbildungsunterschiede mehr festzustellen sind. Daher kann angenommen werden, dass sich ein Weekend-

Effekt in der Zeit vom Freitagabend bis zur Eröffnung am Montagmorgen herausbildet.[14]

In einem ersten Schritt wird das Intraday-Renditeverhalten[15] des SMI, des SPI sowie der drei SPI-Gesellschaftsgrössensubindizes für den Zeitraum zwischen dem 04.05.93 und dem 28.06.96 untersucht. Überprüft wird dabei die Gültigkeit der unter (2) aufgestellten Trading-Time-Hypothese (Resultate in Tabelle 4). Mit Hilfe des WALD-Koeffiziententests sowie des nicht-parametrischen KRUSKAL-WALLIS-Testverfahrens wird untersucht, ob die Renditen demselben, an allen Tagen gleichen Preisbildungsprozess folgen oder ob wochentagsabhängige Unterschiede bestehen. In Tabelle 4 erkennt man, dass für die beiden Gesamtindizes sowie für den SPI-Large-Index die TTH zu keiner Zeit abgelehnt werden kann. Daher kann für diese Indizes angenommen werden, dass neue Informationen unabhängig von Wochentag und Tageszeit immer gleich in den Preisen verarbeitet werden und deshalb auch kein Weekend-Effekt postulierbar ist.

Tabelle 4: Testergebnisse bezüglich Signifikanz der TTH

Index	TTH auf Intraday-Basis		TTH auf Overnight-Basis	
	WALD	KRUSKAL-WALLIS	WALD	KRUSKAL-WALLIS
SPI 93-96	0,502 (0,7341)	2,937	1,498 (0,201)	6,558
SPI-Large	0,571 (0,6841)	3,662	1,779 (0,1311)	6,4
SPI-Medium	2,451* (0,0448)	7,344	0,79 (0,5316)	9,223
SPI-Small	3,662** (0,0058)	11,871*	0,762 (0,5502)	11,562*
SMI 93-96	0,1 (0,9826)	1,421	0,251 (0,9089)	2,433

Quelle: Eigene Berechnungen.

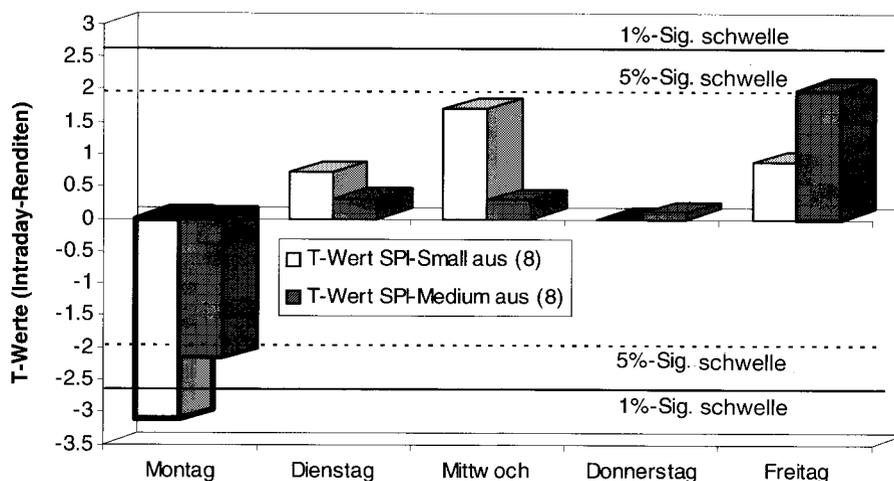
Der WALD-Koeffiziententest weist die F-Werte sowie (in Klammern) die entsprechenden Fehlerwahrscheinlichkeiten 1. Art aus. Die errechneten Werte des KRUSKAL-WALLIS-Tests folgen einer  $\chi^2$ -Verteilung mit 4 Freiheitsgraden, wobei grössere Werte als 13,28 (9,49) die 1%-(5%)-Signifikanzschwellen erfüllen. Mit \*\* resp. \* bezeichnete Werte lassen eine Verwerfung der formulierten Nullhypothese mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit 1. Art von weniger als 1% resp. 5% zu.

Interessanter sind jedoch die Preisprozessunterschiede der beiden anderen Subindizes des SPI: Mit abnehmendem Kapitalisierungsgrad kann die TTH auf Intraday-Basis zunehmend deutlicher verworfen werden. Dies kann damit begründet werden, dass durch die geringere Liquidität und den damit verbundenen, höheren Transaktionskosten der vor allem im SPI-Small-Index enthaltenen Titel die Verarbeitung der Informationen, welche über das Wochenende auf den Markt gelangen, über den gesamten Montagshandel verteilt wird und nicht sofort zu Beginn des Handels vollumfänglich stattfindet. Diese Beobachtung steht auch in Übereinstimmung zu den Resultaten der t-Werte gemäss (7) resp. (8) aus Tabelle 5 sowie den z-Quantilswerten aus Tabelle 6: Wochentagsabhängige Unterschiede bei den Intraday-Renditen sind umso ausgeprägter, je geringer die zugrundeliegende Marktkapitalisierung ist. Darüberhinaus lässt sich aus Tabelle 5 ersehen, dass die jeweiligen Renditen im Wochenverlauf tendenziell zunehmen (cf. Abbildung 6, in der die jewei-

ligen t-Werte gemäss Gleichung (8) aufgeführt sind).

Bei Betrachtung der Overnight-Renditen[16] (Testresultate in Tab. 4, Spalten 3 & 4) verdeutlicht sich, dass ein Weekend-Effekt erst im Laufe des Montagshandels entsteht, da beide Indizes, bei welchen auf Close-to-close-Basis (SPI-Small-resp. SPI-Medium-Index; cf. dazu Tab. 1, Spalten 1 & 2) klare Anzeichen eines solchen Effektes bestehen, während der Overnight-Periode je nach betrachtetem Testverfahren kein – oder zumindest kein stark ausgeprägtes – wochentagspezifisches Kursverhalten aufweisen: Lassen die Resultate des WALD-Koeffiziententests eine Ablehnung der TTH bei keinem Index zu (Tab. 4, Spalte 3), verwirft auf dem 5%-Signifikanzniveau der KRUSKAL-WALLIS-Test die TTH einzig für den tiefkapitalisierten SPI-Subindex (Tab. 4, Spalte 4). Erstaunlicherweise unterstellt der WALD-Test für den SPI-Medium- und den SPI-Small-Index der TTH den besseren Erklärungsgehalt als auf Intraday-Renditebasis.

Abbildung 6: Signifikanzwerte im Wochenverlauf für Intraday-Renditen gem. (8) [SPI-Medium und SPI-Small 93–96]



Quelle: Eigene Darstellung

Tabelle 5: Mittel- sowie t-Testwerte bzgl. Mittelwertsignifikanz (Intraday)

Index	Parameter	Montag	Dienstag	Mittwoch	Donnerstag	Freitag
SPI 93-96	Mittelwert	5,30	5,30	3,80	1,10	9,20
	t'-Wert aus (7)	0,099	0,118	-0,346	-1,094	1,371
	t''-Wert aus (8)	0,08	0,093	-0,275	-0,873	1,102
SPI-Large	Mittelwert	~0	-0,20	-0,50	-0,80	0,10
	t'-Wert aus (7)	0,749	0,107	-0,63	-1,198	1,023
	t''-Wert aus (8)	0,607	0,085	-0,5	-0,958	0,821
SPI-Medium	Mittelwert	2,40	3,50	3,50	3,40	4,00
	t'-Wert aus (7)	-2,681**	0,379	0,368	0,125	2,479*
	t''-Wert aus (8)	-2,171*	0,301	0,292	0,1	1,991*
SPI-Small	Mittelwert	1,90	3,40	3,70	3,10	3,40
	t'-Wert aus (7)	-3,838**	0,9	2,129*	-0,003	1,086
	t''-Wert aus (8)	-3,106**	0,716	1,69	-0,003	0,87
SMI 93-96	Mittelwert	0,60	0,80	0,70	0,40	0,30
	t'-Wert aus (7)	0,148	0,453	0,234	-0,28	-0,586
	t''-Wert aus (8)	0,12	0,365	0,186	-0,219	-0,469

Quelle: Eigene Berechnungen, wobei jeweils gerundete Werte tabelliert sind.

Die geschätzten Mittelwerte  $m$  sind mit dem Faktor 1'000 multipliziert aufgeführt. T-Werte, die absolut grösser als 2,576 resp. 1,96 sind, lassen eine Signifikanz mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 1% resp. 5% annehmen und sind mit \*\* resp. \* bezeichnet.

Tabelle 6: Nicht-parametrische Testergebnisse zum Vergleich der i-ten Tagesrenditenstichprobe mit dem Wochenrest (Intraday-Renditen)

Index	Montag	Dienstag	Mittwoch	Donnerstag	Freitag
SPI 93-96	0,425 (0,6712)	0,086 (0,9314)	-0,194 (0,8462)	-1,45 (0,147)	1,158 (0,2467)
SPI-Large	1,058 (0,2902)	0,226 (0,8213)	-0,601 (0,5478)	-1,514 (0,13)	0,861 (0,3891)
SPI-Medium	-2,317* (0,0205)	-0,037 (0,9703)	0,584 (0,5595)	-0,108 (0,9194)	1,84 (0,0658)
SPI-Small	-3,185** (0,0014)	0,868 (0,3854)	1,809 (0,0705)	-0,284 (0,7763)	0,71 (0,4774)
SMI 93-96	0,375 (0,7078)	0,449 (0,6532)	0,592 (0,5539)	-0,928 (0,3533)	-0,477 (0,6334)

Quelle: Eigene Berechnungen

Dargestellt sind die z-Werte sowie (in Klammern) die korrespondierenden Fehlerwahrscheinlichkeiten 1. Art des zweiseitigen WILCOXON-MANN-WHITNEY-Rangsummentests, wobei die verwendete Testgrösse zur Beurteilung der Stichprobengleichheit den Quantilwert einer Standardnormalverteilung liefert. Mit \*\* resp. \* bezeichnete Werte lassen die Annahme unterschiedlicher Stichprobenmittelwerte mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit 1. Art von 1% resp. 5% zu.

Generell muss jedoch bei der Interpretation der Resultate in Tabelle 4 beachtet werden, dass die errechneten Testwerte mitunter stark vom gewählten Testverfahren abhängen: die divergierenden Ergebnisse begründen sich damit, dass zumindest einige der dem OLS-Verfahren resp. dem WALD-Koeffiziententest zugrundeliegenden Annahmen[17] verletzt sind, wogegen der nicht-parametrische KRUSKAL-WALLIS-Test bedeutend weniger strengen Voraussetzungen ausgesetzt ist und damit robustere Ergebnisse liefert.[18] Insofern kann wohl die TTH beim tiefkapitalisierten SPI-Index sowohl auf Intraday- als auch auf Overnight-Renditebasis verworfen und somit von wochentagsabhängigen Preisbildungsprozessen ausgegangen werden. Für den SPI-Medium-Index trifft dies nicht zu, obschon vor allem bei den Overnight-Renditen die KRUSKAL-WALLIS-Testwerte zumindest nahe an die 5%-Signifikanzschwelle herankommen.

In den Tabellen 7 und 8 werden die Resultate bestätigt, welche für die Overnight-Renditen in Tabelle 4 dargestellt sind: Die Betrachtung der nicht-parametrischen Testresultate aus Tabelle 8 liefert einerseits Anzeichen dafür, dass sich ein (wiederum invers zur Börsenkapitalisierung stehender) Weekend-Effekt bereits während der Nicht-Handelszeit herausbildet. Andererseits wird dieser Schluss durch die entsprechenden t-Teststatistiken in Tabelle 7 eindeutig nicht unterstützt. Vielmehr ist aus den Ergebnissen dieser Tabelle kein eindeutiges Muster ablesbar.

Wiederum muss davon ausgegangen werden, dass die je nach Testverfahren unterschiedlichen Annahmen für die qualitativ divergierenden Resultate verantwortlich sind. Da der nicht-parametrische WILCOXON-MANN-WHITNEY-Test jedoch bedeutend weniger strengen Annahmen unterliegt als der parametrische t-Test, kann daher geschlossen werden, dass für den SPI-Small-Index auch auf Overnight-Renditebasis ein Weekend-Effekt besteht: Unterscheidet sich im Falle des tiefkapitalisierten SPI-Index die Rendite von Freitagabend bis Montagmorgen signifikant von den übrigen Overnight-Renditen, so gleichen sich die jeweils

vergleichenen Stichproben im Wochenverlauf sukzessive an (cf. dazu Tabelle 8, Zeile 4). Zur Illustration werden in Abbildung 7 sowohl die t-Werte gemäss Gleichung (7) als auch die damit vergleichbaren z-Quantilswerte des WILCOXON-MANN-WHITNEY-Tests für den SPI-Small- und den SPI-Medium-Index dargestellt.

Als Fazit dieses Abschnittes kann festgehalten werden, dass sich ein Weekend-Effekt auf Intraday- und Overnight-Renditebasis nur für die beiden SPI-Subindizes Small und – allerdings sehr schwach – Medium nachweisen lässt. Diese Erkenntnis steht in Übereinstimmung zu den Ergebnissen des dritten Abschnittes, in dem auf Close-to-close-Renditebasis ein umgekehrt zur Kapitalisierung stehender Weekend-Effekt aufgezeigt wird. Eine eindeutige Antwort auf die Frage, ob dieser Effekt in der Zeit vom Freitagabend bis zum Montagmorgen oder erst im Laufe des Montagshandels entsteht, erweist sich als schwierig. Einerseits weisen die Untersuchungen auf Basis der Intraday-Renditen in die Richtung, dass sich der Effekt im Laufe des Montagshandels herausbildet. Andererseits liefern die Resultate auf Basis der Overnight-Renditen je nach gewähltem Testverfahren ein widersprüchliches Bild. Aufgrund der grösseren Robustheit der nicht-parametrischen Verfahren kann für den tief- und (bedingt) mittelkapitalisierten SPI-Index immerhin vermutet werden, dass deren Preisbildungsverhalten auch während der Nicht-Handelszeiten vom jeweiligen Wochentag abhängt. Die im Vergleich zu den Intraday-Renditen jedoch geringer ausgeprägte zeitliche Abhängigkeit lässt aber den – vorsichtigen – Schluss zu, dass sich der Weekend-Effekt verstärkt während des Montagshandels bildet.

Tabelle 7: Mittel- sowie t-Testwerte bzgl. Mittelwertsignifikanz (Overnight)

Index	Parameter	Montag	Dienstag	Mittwoch	Donnerstag	Freitag
SPI 93-96	Mittelwert	-0,10	0,40	0,60	0,50	-0,30
	t'-Wert aus (7)	-1,06	0,65	1,431	1,146	-2,11*
	t''-Wert aus (8)	-0,858	0,516	1,135	0,914	-1,696
SPI-Large	Mittelwert	0,70	1,40	1,50	1,50	0,40
	t'-Wert aus (7)	-0,986	0,99	1,336	1,264	-2,42*
	t''-Wert aus (8)	-0,798	0,787	1,06	1,01	-1,941
SPI-Medium	Mittelwert	-3,20	-2,90	-2,70	-2,60	-2,90
	t'-Wert aus (7)	-1,698	-0,084	0,595	1,184	-0,035
	t''-Wert aus (8)	-1,374	-0,067	0,472	0,947	-0,028
SPI-Small	Mittelwert	-2,70	-2,30	-2,70	-2,40	-2,30
	t'-Wert aus (7)	-1,069	0,854	-1,109	0,315	1,307
	t''-Wert aus (8)	-0,865	0,679	-0,88	0,252	1,048
SMI 93-96	Mittelwert	0,20	0,90	0,80	1,00	0,50
	t'-Wert aus (7)	-1,041	0,384	0,29	0,56	-0,3
	t''-Wert aus (8)	-0,839	0,309	0,23	0,445	-0,24

Quelle: Eigene Berechnungen, wobei jeweils gerundete Werte tabelliert sind.

Die geschätzten Mittelwerte  $m$  sind mit dem Faktor 1'000 multipliziert aufgeführt. T-Werte, die absolut grösser als 1,96 sind, lassen eine Signifikanz mit einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5% annehmen und sind mit \* bezeichnet.

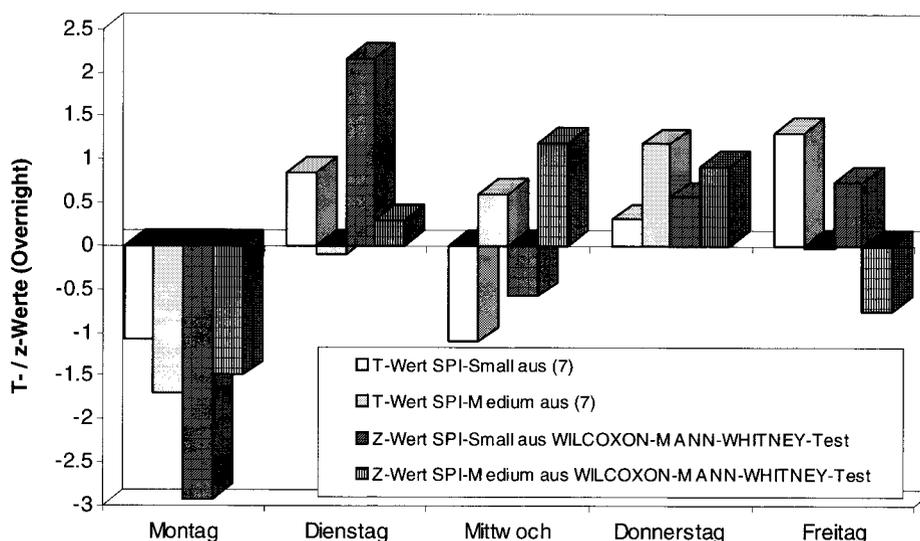
Tabelle 8: Nicht-parametrische Testergebnisse zum Vergleich der i-ten Tagesrenditenstichprobe mit dem Wochenrest (Overnight-Renditen)

Index	Montag	Dienstag	Mittwoch	Donnerstag	Freitag
SPI 93-96	-0,828 (0,4079)	0,629 (0,5291)	1,691 (0,0908)	0,459 (0,646)	-2,011* (0,0444)
SPI-Large	-0,738 (0,4605)	0,593 (0,553)	1,576 (0,1151)	0,589 (0,5559)	-2,068* (0,0386)
SPI-Medium	-1,496 (0,1346)	0,303 (0,7617)	1,197 (0,2312)	0,921 (0,3571)	-0,758 (0,4482)
SPI-Small	-2,927** (0,0034)	2,149* (0,0317)	-0,582 (0,5602)	0,566 (0,5717)	0,734 (0,4628)
SMI 93-96	-0,958 (0,338)	0,714 (0,4751)	0,357 (0,7213)	0,793 (0,4277)	-0,923 (0,3562)

Quelle: Eigene Berechnungen.

Dargestellt sind die z-Werte sowie (in Klammern) die korrespondierenden Fehlerwahrscheinlichkeiten 1. Art des zweiseitigen WILCOXON-MANN-WHITNEY-Rangsummentests, wobei die verwendete Testgrösse zur Beurteilung der Stichprobengleichheit den Quantilwert einer Standardnormalverteilung liefert. Mit \*\* resp. \* bezeichnete Werte lassen die Annahme unterschiedlicher Stichprobenmittelwerte mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit 1. Art von 1% resp. 5% zu.

Abbildung 7: Signifikanzwerte im Wochenverlauf für Overnight-Renditen [SPI-Medium und SPI-Small 93–96]



Quelle: Eigene Darstellung

## 5. Transaktionskosten als Grund für den Weekend-Effekt

Im folgenden wird versucht, die in den vorherigen Abschnitten bei verschiedenen (Sub-)indizes festgestellte Bewertungsanomalie zu begründen. Die bisher zu diesem Thema verfasste Literatur[19] liefert eine Vielzahl von Begründungen, die einerseits die Anomalie aus einer ökonomischen Warte zu beurteilen versuchen und andererseits eher investorphyschologische Argumente ohne direkten ökonomischen Bezug anführen. Letztere werden an dieser Stelle jedoch nicht betrachtet.

Das wohl treffendste Argument zur Erklärung des Weekend-Effektes scheint die Existenz von Transaktionskosten darzustellen. Wie in vorhergehenden Abschnitten bereits verschiedentlich erwähnt worden ist, dürfte die geringere Liquidität resp. die damit entstehenden grösseren Bid-ask-Spreads der kleinen Indizes die Informationsverarbeitungsgeschwindigkeit so stark beeinträchtigen, dass Informationen, welche über das Wo-

chenende (mit einer beinahe viermal längeren Schliessungsdauer als während der Woche) auf den Markt kommen, auf den gesamten Montagshandel verteilt und daher nicht sofort zu Beginn des Handels vollständig in entsprechenden Kursveränderungen widerspiegelt werden.

Es wäre jedoch voreilig, aufgrund der festgestellten Bewertungsanomalie auf mögliche Gewinnpotentiale durch Arbitragetransaktionen zu schliessen. Denn die in den vorhergehenden Abschnitten gemachten Betrachtungen abstrahieren von real existierenden Transaktionskosten. Bezieht man jedoch solche Kosten in die Untersuchung ein, so werden systematische Gewinnmöglichkeiten sofort eliminiert.[20] Insofern sind die erzielten Ergebnisse aus Sicht der Statistik durchaus als signifikant zu bezeichnen. Aus ökonomischer Perspektive sind diese Resultate hingegen sehr stark zu relativieren.

Darüberhinaus dient das Transaktionskostenargument als Begründung, dass sich der Weekend-Effekt im Zeitablauf abgeschwächt hat, da durch

die in den letzten Jahren stark verbesserten Möglichkeiten der elektronischen Informationsverarbeitung die Geschwindigkeit der effizienten Preisfindung zweifelsohne erhöht worden ist. Die zunehmende Einbettung des hiesigen Aktienmarktes im internationalen Umfeld trägt durch die gestiegene Liquidität (und den damit geringeren Bid-ask-Spreads) ausserdem dazu bei, dass Bewertungsanomalien wie der Weekend-Effekt wohl immer weniger festzustellen sind.[21] Denselben Einfluss auf die Bedeutung dieser Bewertungsanomalie dürfte in Zukunft die Elektronische Börse Schweiz (EBS) ausüben, da diese durch die verbesserte Synchronität zwischen Informationsverarbeitung und Preisfindung zu einer erhöhten Markteffizienz beiträgt.

## 6. Zusammenfassung

Die vorliegende Studie versucht, anhand verschiedener Aktienindizes über einen Zeitraum von rund acht Jahren einen Weekend-Effekt, dh. das Phänomen, dass die montäglichen Tagesrenditen im Wochenverlauf signifikant tiefer als die übrigen Renditen sind, zu identifizieren. Für die empirischen Tests werden der SMI, der SPI sowie drei SPI-Subindizes verwendet. Die daraus gewonnenen Ergebnisse folgen zwei Richtungen: Erstens besteht für die untersuchten Close-to-close-Renditen quasi ein Size-Effekt, da mit zunehmender Marktkapitalisierung saisonale Unterschiede in der Renditebildung zusehends verschwinden. Insofern zeigt sich hauptsächlich bei den kleineren und mittleren Börsenwerten ein Weekend-Effekt. Daraus können Rückschlüsse auf den vorherrschenden Grad an Markteffizienz gezogen werden: Verlaufen bei den hochkapitalisierten Aktienindizes (SMI, SPI-Gesamt & -Large) aufgrund der hohen Liquidität Informationsverarbeitung und Preisbildung derart synchron, dass aufgrund des hohen Markteffizienzgrades kein Weekend-Effekt feststellbar ist, so werden Differenzen zwischen diesen Prozessen mit abnehmender Kapitalisierung zusehends grösser, was den gezeigten Effekt er-

möglicht. Zweitens dürfte bei den über acht Jahre untersuchten Indizes (SMI & SPI-Gesamt) ein im Zeitablauf veränderliches Preisbildungsverhalten vorherrschen, da die untersuchte Bewertungsanomalie in den Jahren 1993 bis 1996 im Gegensatz zur ersten betrachteten Subperiode 1988 bis 1993 nicht nachweisbar ist. Die Feststellung liegt daher nahe, dass auf den Aktienmärkten ein im Zeitablauf gestiegener Grad an Markteffizienz eingetreten ist.

Um Aufschluss darüber zu gewinnen, ob der Weekend-Effekt in der Zeit vom Freitagabend bis zum Montagmorgen oder erst im Laufe des Montags entsteht, werden die Close-to-close-Renditen in eine Intraday- und eine Overnight-Komponente aufgesplittet. Leider lassen die erhaltenen Resultate keine eindeutige Festlegung des Weekend-Effekts zu: Immerhin kann davon ausgegangen werden, dass mit abnehmender Kapitalisierung beide Renditekomponenten verstärkte Wochentagsabhängigkeit im Preisbildungsverhalten aufweisen, wobei die Intraday-Renditen eher sensitiver auf den jeweiligen Kapitalisierungsgrad reagieren. Dies lässt darauf schliessen, dass mit geringer werdender Liquidität Informationen zunehmend verzögert in die Preisbildung integriert werden. Es muss aber bei der Interpretation einschränkend beachtet werden, dass vor allem bei der Untersuchung der Overnight-Renditen zwischen den Ergebnissen der parametrischen WALD-Koeffizienten- resp. t-Tests sowie den nicht-parametrischen KRUSKAL-WALLIS- resp. WILCOXON-MANN-WHITNEY-Rangsummentests teilweise stark divergierende Unterschiede festzustellen sind. Dies hängt damit zusammen, dass die parametrischen Verfahren im Vergleich zu den nicht-parametrischen strengere Annahmen voraussetzen, die von den untersuchten Daten nicht erfüllt werden. Insofern dürften die nicht-parametrischen Verfahren der Realität näher kommen.

Die mitunter recht umfangreiche Literatur zum Weekend-Effekt gerät bei dessen Begründung schnell in Argumentationsnöte, widersprechen doch solche Befunde klar der Hypothese informa-

tionseffizienter Märkte. Ein möglicher Ausweg besteht in der Betrachtung der real anfallenden Transaktionskosten. Dabei ist neben verschiedenen Informationskosten und Abgaben primär an die liquiditätsabhängigen Bid-ask-Spreads zu denken. Damit kann erklärt werden, weshalb tiefkapitalisierte – und wenig gehandelte – Börsenwerte einen Weekend-Effekt aufweisen, wogegen mit zunehmendem Kapitalisierungsgrad und erhöhter Liquidität dieser Effekt abnimmt. Die zunehmende Internationalisierung der Finanzmärkte und der verstärkte Einsatz informationstechnologischer Hilfsmittel tragen zukünftig wohl dazu bei, dass Anomalien wie der Weekend-Effekt zusehends unwichtiger werden. Derartige Erosionstendenzen sind jedenfalls bereits in der in dieser Arbeit untersuchten Zeitperiode festzustellen.

## Fussnoten

- [1] Cf. für eine Übersicht: FAMA (1991)
- [2] Eine einführende Übersicht über Kalendereffekte vermittelt THALER (1992), S. 139ff. Eine interessante empirische Arbeit verschiedener Effekte wurde durch AGRAWAL & TANDON (1994) publiziert.
- [3] Cf. u.a. dazu: CROSS (1973), FRENCH (1980), GIBBONS & HESS (1981), LAKONISHOK & SMIDT (1988) oder ABRAHAM & IKENBERRY (1994) für die USA; FRANTZMANN (1989), KRÄMER & RUNDE (1993) für Deutschland, KIM (1988) für USA, UK, Kanada, Japan, Australien und Korea
- [4] Andere Bezeichnungen für diese Anomalie sind: Monday-Effekt, Day-of-the-Week-Effekt
- [5] Ebenfalls zu diesem Thema: SMIRLOCK & STARKS (1986)
- [6] Ist dies nicht der Fall, so wird die Konsistenz-Prämisse des Gauss-Markow-Theorems verletzt, womit die durch das OLS-Verfahren eruierten Schätzer die BLUE-Eigenschaft nicht mehr erfüllen, da die Homoskedastizitäts-Eigenschaft konstanter Varianzen verletzt wird (Cf. dazu: PINDYCK & RUBINFELD (1991), S. 47ff.).
- [7] Cf. dazu u.a.: FRENCH (1980), S. 61f. oder FRANTZMANN (1987), S. 612
- [8] dh. die Wahrscheinlichkeit, die überprüfte Null-Hypothese (aufgrund der erhaltenen F-Statistik) abzulehnen, *obwohl* diese das Kursverhalten richtig beschreiben würde.
- [9] Dieser sog. Rangsummentest untersucht, ob die Mittelwerte der fünf Tagesstichproben gleich sind resp. diese einzelnen Stichproben dem gleichen Verteilungsgesetz entstammen. Eine spezielle Renditeverteilung – wie bei der OLS-Methode die Normalverteilung – wird nicht vorausgesetzt. Die vom Testverfahren verwendete Prüfgrösse folgt näherungsweise einer  $\chi^2$ -Verteilung mit  $(k - 1)$  Freiheitsgraden, wobei  $k$  für die Anzahl der verglichenen Stichproben steht. Die Hypothese gleicher Mittelwerte wird für grosse Prüfwerte abgelehnt. Entsprechend sind sowohl die TTH und – nach entsprechender Anpassung der Montagsrenditen – die CTH bei grossen Testwerten abzulehnen, da damit von unterschiedlichen Preisbildungsprozessen ausgegangen werden kann. Cf. für weitere Erläuterungen: SIEGEL & CASTELLAN (1992), S. 206ff. oder NOETHER (1991), S. 273ff.
- [10] Für eine mögliche Alternative zu den hier getesteten Modellhypothesen kann auf OLDFIELD & ROGALSKI (1980) verwiesen werden, welche den angenommenen Preisbildungsprozess modifizieren, indem sie einen *Mehrkomponenten-Sprungprozess* unterstellen. Je nach Art des Handelsunterbruches (Nacht, Wochenende, Feiertag, etc.) wird eine veränderte Prozessspezifikation vorgenommen.
- [11] Der WILCOXON-MANN-WHITNEY-Rangsummentest und der KRUSKAL-WALLIS-Test sind äquivalent, wenn mit letzterem nur zwei Stichproben auf Mittelwertgleichheit verglichen werden und dessen Verwerfungsbereich halbiert wird, da dieser im Gegensatz zum WILCOXON-MANN-WHITNEY-Rangsummentest einen einseitigen Test darstellt.
- [12] Natürlich ist zu erwarten, dass die  $t'$ -Werte für negative Montagsrenditen im Vergleich zu (6) eindeutiger Signifikanzwerte ausweisen, da die Vergleichsgrösse in (7) grösser als Null ist. Damit wird auch implizit die Begründung für die  $t'$ -Werte geliefert, welche in ihrem Ausmass zwischen den  $t$ - und  $t'$ -Werten liegen.
- [13] Für den amerikanischen Markt wurde diese Tendenz bereits 1984 durch KEIM & STAMBAUGH (S. 825ff.) aufgezeigt.
- [14] Cf. dazu beispielsweise: ROGALSKI (1984), SMIRLOCK & STARKS (1986) oder HARRIS (1986)
- [15] Die Intraday-Renditen generieren sich als der logarithmierte Quotient zwischen Tagesschluss- und -eröffnungskurs.
- [16] Die Renditen auf Overnight-Basis errechnen sich aus dem logarithmierten Quotienten zwischen Tageseröffnungs- und Vortagesschlusskurs.
- [17] So errechnet der Jarque-Bera-Test im Falle des SPI-Small-Index eine im Vergleich zu den übrigen Renditezeitreihen sehr starke Verletzung der Normalverteilungsannahme. Cf. für eine Annahmendiskussion: PINDYCK & RUBINFELD (1991), S. 46ff. resp. KENNEDY (1992), S. 43ff.
- [18] Cf. für eine Annahmendiskussion parametrischer und nicht-parametrischer Verfahren: SIEGEL & CASTELLAN (1988), S. 19ff.
- [19] Eine Darstellung über bis 1989 formulierte Erklärungen findet sich in FRANTZMANN (1989), S. 95ff.
- [20] Als Vergleich sei auf eine Untersuchung von KIM (1988) hingewiesen, in welcher die Möglichkeit von Arbitragegewinnen bereits durch die Annahme relativ geringer Transaktionskostenspannen ausgeschaltet wird.
- [21] Cf. dazu: LONGIN & SOLNIK (1990) oder OERTMANN (1994)

## Literatur

- AGRAWAL, A. and K. TANDON (1994): „Anomalies or Illusions? – Evidence from Stock Markets in Eighteen Countries“, *Journal of International Money and Finance*, February, pp. 83–106.
- CROSS, F. (1973): „The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays“, *Financial Analysts Journal*, November–December, pp. 67–69.
- DIMSON, E. and P. MARSH (1986): „Event Study Methodologies and the Size Effect; the case of U.K. Press Recommendations“, *Journal of Financial Economics* 17, pp. 113–142.
- FAMA, E. F. (1991): „Efficient Capital Markets II“, *The Journal of Finance* 46, pp. 1575–1671.
- FRANTZMANN, H.-J. (1987): „Der Montageseffekt am deutschen Aktienmarkt“, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 57, pp. 611–635.
- FRANTZMANN, H.-J. (1989): „Saisonalitäten und Bewertung am deutschen Aktien- und Rentenmarkt“, Fritz Knapp Verlag, Frankfurt am Main.
- FRENCH, K. R. (1980): „Stock Returns and the Weekend Effect“, *Journal of Financial Economics* 8, pp. 55–69.
- GIBBONS, M.R. and P. HESS (1981): „Day of the Week Effects and Asset Returns“, *Journal of Business* 54, pp. 579–596.
- GROWTH, J. C., W. LEWELLEN, G. SCHLARBAUM and R. LEASE (1979): „An Analysis of Brokerage House Security Recommendations“, *Financial Analysts Journal*, pp. 32–40.
- HARRIS, L. A. (1986): „A Transaction Study of Weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns“, *Journal of Financial Economics* 16, pp. 99–117.
- KEIM, D. B. and R. F. STAMBAUGH (1984): „A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns“, *Journal of Finance* 39, pp. 819–840.
- KENNEDY, P. (1992): „A Guide to Econometrics“, 3. Auflage, MIT Press, Cambridge.
- KIM, S.-W. (1988): „Capitalizing on the Weekend Effect“, *Journal of Portfolio Management*, Spring, pp. 59–63.
- KRÄMER, W. and R. RUNDE (1993): „Kalendereffekte auf Kapitalmärkten – Eine empirische Untersuchung für deutsche Aktien und den DAX“, in: W. Bühler, *Empirische Kapitalmarktforschung*, Schmalenbachsche Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Nr. 31, Verlag Gruppe Handelsblatt, Düsseldorf, pp. 87–98.
- LAKONISHOK, J. and E. MABERLY (1990): „The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors“, *The Journal of Finance* 45, pp. 231–243.
- LAKONISHOK, J. and S. SMIDT (1988): „Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-year Perspective“, *Review of Financial Studies*, Winter, pp. 403–425.
- LONGIN, F. and B. SOLNIK (1990): „Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990?“, *Journal of International Money and Finance* 14, pp. 3–26.
- MILLER, E.M. (1988): „Why a Weekend Effect?“, *The Journal of Portfolio Management*, Summer, pp. 43–48.
- NOETHER, G. E. (1991): „Introduction to Statistics–The Non-Parametric Way“, Springer-Verlag, New York.
- OERTMANN, P. (1995): „Bestimmt die Wall Street das weltweite Börsengeschehen?“, *Finanzmarkt und Portfolio-Management* 9, pp. 433–444.
- OLDFIELD, G. S. and R. J. ROGALSKI (1980): „A Theory of Common Stock Returns Over Trading and Non-Trading Periods“, *The Journal of Finance* 35, pp. 729–751.
- OSBORNE, M. F. M. (1962): „Periodic Structure in the Brownian Motion of the Stock Market“, *Operations Research* 10, pp. 345–379.
- PINDYCK, R. S. and D. L. RUBINFELD (1991): „Econometric Models and Economic Forecasts“, 3. Auflage, McGraw-Hill, New York, 1991.
- ROGALSKI, R. J. (1984): „New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note“, *Journal of Finance* 39, pp. 1603–1614.
- SIEGEL, S. and N. J. Jr. CASTELLAN, (1988): „Non-parametric Statistics for the Behavioral Sciences“, McGraw-Hill, New York.
- SMIRLOCK, M. and L. STARKS, (1986): „Day-of-the-Week and Intraday Effects in Stock Returns“, *Journal of Financial Economics* 17, pp. 197–210.
- THALER, R.H. (1992): „The Winner's Curse – Paradoxes and Anomalies of Economic Life“, Maxwell Macmillan Press, New York.