

Anfang gut, alles gut?
Eine empirische Untersuchung über den
Fünftageindikator zur Frühprognose auf
Aktienmärkten

Edwin O. Fischer*

Christian Keber**

Dietmar G. Maringer[¶]

März 2002

© Alle Rechte vorbehalten

*) o. Universitätsprofessor an der Universität Wien, Institut für Betriebswirtschaftslehre, Brünner Straße 72, A-1210 Wien; Gastprofessor an der Karl-Franzens-Universität, ReSoWi-Zentrum G2, Universitätsstraße 15, 8010 Graz.

**) a.o. Universitätsprofessor an der Universität Wien, Institut für Betriebswirtschaftslehre, Brünner Straße 72, A-1210 Wien.

¶) Universitätsassistent an der Universität Wien, Institut für Betriebswirtschaftslehre, Brünner Straße 72, A-1210 Wien.

Anfang gut, alles gut?

Eine empirische Untersuchung über den Fünftageindikator zur Frühprognose auf Aktienmärkten

Zusammenfassung

Eine von Praktikern für den US-amerikanischen Aktienmarkt häufig verwendete Faustregel besagt, daß aus einem positiven Anstieg des Aktienindex innerhalb der ersten fünf Börsentage eines Jahres auf eine positive Entwicklung des Aktienindex für das gesamte Kalenderjahr geschlossen werden kann. Da diese Praktikerregel eines Fünftageindikators zur Frühprognose auf Aktienmärkten Grundlagen der modernen Kapitalmarktforschung (Informationseffizienz und Random Walk-Hypothese) widerspricht bzw. eine weitere Anomalie darstellen würde, soll sie hier empirisch überprüft werden. Zu diesem Zweck werden Daten von über dreißig Ländern sowohl in der Inlandswährung als auch in D-Mark bzw. Euro-Basis geeigneten statistischen Analysen unterworfen.

A. Ausgangssituation

Von „Börsianern“ wird über den amerikanischen Aktienmarkt behauptet, daß ein Anstieg des Aktienindex in den ersten fünf Tagen signalisiere, daß auch über das gesamte Jahr die Indexsteigerung positiv sei (*Anfang gut, alles gut*). So berichtet beispielsweise Heiko Thieme in seiner Kolumne „Brief aus der Wall Street“ in der *Frankfurter Allgemeinen Zeitung*¹, daß diese Regel für den Standard & Poor's 500-Index für den Zeitraum 1950 – 2001 in ca. 85% der Fälle eingetreten ist, weswegen er in seiner Kolumne vom 7.1.2002 die Prognose für das aktuelle Jahr unter den Titel „Ein hoffnungsvoller Beginn“ stellt. Enttäuscht habe dieser Frühindikator in der Vergangenheit lediglich in Ausnahmefällen, in denen massive Zinsänderungen durch die *Fed* oder militärische Auseinandersetzungen wie der Vietnamkrieg oder die Kuwaitkrise die Wirtschaft nachhaltig beeinflußt hätten. Die Faustregel wird vor allem bei guten Börsestarts für optimistische Prognosen herangezogen, wie etwa in der Kolumne vom 14.1.2002 („Fünf Tage entscheiden“) dargestellt wird. Gleichzeitig wird aber die Regel auch umgekehrt und wird in Thiemes Kolumne vom 10.1.2000 unter dem Titel „Gute Nerven sind gefragt“ aufgrund des schlechten Jahresstartes 2000 angekündigt, daß sich die „Anleger auf einiges gefaßt machen“ sollten. Diese Version der Regel könnte etwa unter den Titel „Wie der Anfang, so alles“ gestellt werden.

Ziel der vorliegenden Untersuchung ist, die Regel „Anfang gut, alles gut“ sowohl für den US-amerikanischen Markt als auch für ausgewählte andere amerikanische, europäische, australische und asiatische Märkte auf ihre Gültigkeit statistisch zu überprüfen. Dazu werden vorweg die statistischen Grundlagen und Testverfahren dargestellt und anhand der Werte für Deutschland veranschaulicht. Im darauffolgenden Abschnitt werden die Testergebnisse für die untersuchten Märkte präsentiert, und zwar sowohl auf D-Mark bzw. Euro-Basis als auch auf Basis lokaler Währungen. Abschließend werden die zentralen Ergebnisse zusammengefaßt.

B. Die Untersuchung

I. Test auf Unabhängigkeit

Die vorliegende Fragestellung stellt aus der Sicht der Statistik ein typisches Beispiel für eine Kontingenzanalyse dar, da sowohl die erklärende Variable („Anfang“) als auch die abhängige Variable („alles“) nominell skaliert ist. Für sehr kleine Stichproben ($n \leq 20$) sowie bei stark asymmetrischen Randverteilungen (d.h. bei starker Asymmetrie der Zeilen- und Spaltensumme) wird dazu allgemein der exakte Test von Fisher empfohlen,² bei dem von den Randverteilungen (Anteil der guten Anfänge im Betrachtungszeitraum; Anteil der guten Jahre im Betrachtungszeitraum) ausgegangen wird. Tritt nun eine der möglichen Kombinationen („Anfang und alles gut“) ungewöhnlich häufig oder selten auf, kann vermutet werden, daß ein Zusammenhang zwischen den beiden Größen besteht. Entspricht hingegen die Häufigkeit dieser Kombination auch den jeweiligen Randverteilungen, haben also etwa innerhalb der Jahre mit gutem Start jene mit guter Gesamtperformance in etwa den gleichen Anteil wie innerhalb aller Jahre, dann kann die Hypothese statistischer Unabhängigkeit nicht verworfen werden. Gleiches gilt, wenn die „guten Anfänge“ unter den guten Jahren den gleichen Anteil haben wie unter allen Jahren.

Für die folgende Untersuchung soll daher die Anzahl n der untersuchten Jahr für einen bestimmten Markt gemäß der in Tabelle 1 dargestellten Kontingenztabelle aufgeteilt werden. Dabei kennzeichnet der erste Index von n die Entwicklung während der ersten fünf Tage, der zweite Index die Entwicklung während des gesamten Jahres. G steht dabei für „gut“, S für „schlecht“ und x für „beliebig“.

	Alles gut	Alles schlecht	Σ
Anfang gut	n_{GG}	n_{GS}	$n_{Gx} = n_{GG} + n_{GS}$
Anfang schlecht	n_{SG}	n_{SS}	$n_{Sx} = n_{SG} + n_{SS}$
Σ	n_{xG} $= n_{GG} + n_{SG}$	n_{xS} $= n_{GS} + n_{SS}$	$n_{xx} = n$ $= n_{xG} + n_{xS}$ $= n_{Gx} + n_{Sx}$

Tabelle 1: Aufteilung der n beobachteten Jahre eines bestimmten Marktes

Da für n_{GG} von einer hypergeometrischen Verteilung ausgegangen werden kann, die zum einen von den Randhäufigkeiten n_{Gx} und n_{xG} , zum anderen von der Anzahl der insgesamt untersuchten Jahre, $n_{xx} = n$, abhängt, ist

$$h(n_{GG}; n_{xx}; n_{Gx}; n_{xG}) = \frac{\binom{n_{Gx}}{n_{GG}} \binom{n_{xx} - n_{Gx}}{n_{xG} - n_{GG}}}{\binom{n_{xx}}{n_{xG}}} = \frac{\binom{n_{Gx}}{n_{GG}} \binom{n_{Sx}}{n_{SG}}}{\binom{n_{xx}}{n_{xG}}}$$

die Wahrscheinlichkeit, mit der der Wert n_{GG} beobachtet werden kann.

Die gegebenen Randverteilungen können durch unterschiedliche Aufteilung innerhalb der Kontingenztabelle errechnet werden. Wird hingegen von den Randverteilungen ausgegangen, kann n_{GG} theoretisch jeden Wert im Bereich von $n_{GG}^{\min} = \max\{0; n_{xG} - (n_{xx} - n_{Gx})\}$

und $n_{GG}^{\max} = \min \{n_{Gx}; n_{xG}\}$ annehmen, ohne die Anzahl der Jahre mit guter Anfangsrendite, n_{Gx} , oder jene der Jahre mit guter Gesamtrendite, n_{xG} , zu verändern (entsprechende Anpassungen der übrigen Werte in der Kontingenztafel vorausgesetzt). Um nun auf Unabhängigkeit zu testen, kann die Wahrscheinlichkeit ermittelt werden, mit der n_{GG} zumindest den beobachteten Wert erreicht. Dementsprechend ist

$$p = \sum_{\nu=n_{GG}}^{n_{GG}^{\max}} h(\nu; n_{xx}; n_{Gx}; n_{xG})$$

die Wahrscheinlichkeit, daß unter den gegebenen Randwahrscheinlichkeiten ein Wert von n_{GG} oder größer beobachtet wird. Ist diese Wahrscheinlichkeit hinreichend groß, dann kann gemäß dem *exakten Test nach Fisher*³ die Hypothese H_0^u auf Unabhängigkeit zwischen Anfangs- und Gesamtrendite nicht abgelehnt werden, da der Wert von n_{GG} durchaus zufällig zustande gekommen sein kann. Gleichzeitig ist $1 - p$ die Wahrscheinlichkeit, daß unter den gegebenen Randverteilungen für n_{GG} ein Wert unter dem beobachteten eintritt.

Zur Ablehnung der Unabhängigkeitshypothese ist zum einen das Signifikanzniveau α festzulegen, zum anderen ist die Alternativhypothese H_1^a zu bestimmen, gegen die die Nullhypothese getestet werden soll:

- Wird gegen einen positiven Zusammenhang getestet ($H_1^{a,p}$: „Anfang gut, alles gut“), so ist die Hypothese auf Unabhängigkeit abzulehnen, falls $p < \alpha$.
- Wird auf einen negativen Zusammenhang getestet ($H_1^{a,n}$: „Anfangs- und Gesamtrendite hängen negativ voneinander ab“, „Anfang gut, alles schlecht“), ist H_0^u abzulehnen, falls $p > 1 - \alpha$.
- Wird allgemein auf einen beliebigen Zusammenhang getestet ($H_1^{a,b}$: „Anfangsrendite und Gesamtrendite hängen entweder positiv oder negativ voneinander ab“), ist H_0^u abzulehnen, falls $p > (1 - \frac{\alpha}{2})$ oder $p < \frac{\alpha}{2}$; bei $\frac{\alpha}{2} < p < (1 - \frac{\alpha}{2})$ kann die Unabhängigkeitshypothese somit nicht abgelehnt werden.

Die Faustregel unterstellt prinzipiell einen positiven Zusammenhang ($H_1^{a,p}$), weshalb im folgenden vor allem darauf eingegangen werden soll. Gleichzeitig soll die Hypothese auf Unabhängigkeit aber auch gegen die anderen beiden Alternativhypothesen getestet werden.

II. Vorgehensweise am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland

Für den MSCI-Index für die Bundesrepublik Deutschland auf DEM- bzw. ab 1999 auf Euro-Basis wurden während des Beobachtungszeitraumes die in Tabelle 2 zusammengefaßten Renditen und Häufigkeiten beobachtet, die in Tabelle 3 in Form einer Kontingenztafel dargestellt sind.

	$r_{\text{Alles},t}$	$r_{\text{Anfang},t}$	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Σ
<i>GG</i>	x	x	-2,29 %	-1,39 %	0,69 %	0,71 %	1,86 %	2,47 %	7,88 %	-2,75 %	1,88 %	2,39 %	3,55 %	-2,54 %	0,49 %	0,26 %	-1,08 %	-2,05 %	2,34 %	0,69 %	1,88 %	8,06 %	0,12 %	0,55 %	1,28 %	12
<i>GS</i>	x	✓	-1,33 %	0,83 %	x	x	x	x	x	x	x	x	✓	x	✓	x	x	x	x	x	x	x	✓	✓		5
<i>SG</i>	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	✓	x	x	x	✓	x	x	x	x	x	x	x	2
<i>SS</i>	✓	x	x	x	x	x	x	x	x	✓	x	x	x	x	x	x	✓	x	x	x	x	x	x	x	x	3

Tabelle 2: Renditen für Deutschland und Klassifizierung

	Alles gut	Alles schlecht	Σ
Anfang gut	$n_{GG} = 12$	$n_{GS} = 5$	$n_{Gx} = 17$
Anfang schlecht	$n_{SG} = 2$	$n_{SS} = 3$	$n_{Sx} = 5$
Σ	$n_{xG} = 14$	$n_{xS} = 8$	$n_{xx} = 22$

Tabelle 3: Aufteilung der 22 beobachteten Jahre nach Entwicklung auf Basis lokaler Währung während der ersten fünf Tage und des gesamten Jahres für die Bundesrepublik Deutschland

In $\frac{n_{xG}}{n_{xx}} = \frac{14}{22} = 63,6 \%$ aller Jahre wurde eine positive Jahresperformance beobachtet, in Jahren mit gutem Anfang wurde in $\frac{n_{GG}}{n_{Gx}} = \frac{12}{17} = 70,6 \%$ eine positive Jahresperformance beobachtet. Daraus könnte man auf den ersten Blick ableiten, daß es in Jahren mit gutem Start tatsächlich überdurchschnittlich oft zu einer positiven Jahresentwicklung gekommen ist. Lediglich in fünf Jahren hat der Index nach einem guten Start eine negative Gesamtergebnisse erzielt. Die Regel scheint daher zu stimmen.

Unterstellt man Unabhängigkeit zwischen Anfangs- und Gesamtergebnisse, dann würde man erwarten, daß unter den Jahren mit gutem Start ein gutes Gesamtergebnisse anteilig genauso oft vorkommt wie unter allen Jahren ungeachtet des Anfangs. Es sollte daher in diesem Fall gelten

$$E\left(\frac{\tilde{n}_{GG}}{n_{Gx}}\right) = \frac{n_{xG}}{n_{xx}}.$$

Unter den gegebenen Randhäufigkeiten n_{Gx} und n_{xG} kann man daher bei Unabhängigkeit für die Kombination „Anfang gut, alles gut“ eine Häufigkeit von

$$E(\tilde{n}_{GG}) = \frac{n_{Gx} \cdot n_{xG}}{n_{xx}}$$

erwarten. Übertragen auf Deutschland würde dies bedeuten, daß im gewählten Beobachtungszeitraum die Regel in

$$\begin{aligned} E(\tilde{n}_{GG}) &= \frac{17 \cdot 14}{22} \\ &= 10,8 \end{aligned}$$

ν	9	10	11	12	13	14
$h(\nu; 22; 17; 14)$	7,60 %	30,41 %	38,70 %	19,35 %	3,72 %	0,21 %
$p(n_{GG} \geq \nu)$	100,00 %	92,40 %	61,99 %	23,29 %	3,93 %	0,21 %

Tabelle 4: Eintrittswahrscheinlichkeiten für Deutschland auf Basis lokaler Währung für $n_{GG}^{\min} \leq \nu \leq n_{GG}^{\max}$ mit $n_{GG}^{\min} = 9$ und $n_{GG}^{\max} = 14$

Fällen eintritt. Tatsächlich wurde aber $n_{GG} = 12$, also $n_{GG} > E(\tilde{n}_{GG})$ beobachtet. Es stellt sich somit die Frage, ob diese positive Abweichung zufällig oder aber statistisch signifikant ist.

Aufgrund der Randverteilungen muß n_{GG} im Bereich von

$$n_{GG}^{\min} = \max \{0; 14 - (22 - 17)\} = 9$$

und

$$n_{GG}^{\max} = \min \{17; 14\} = 14$$

liegen. Die Eintrittswahrscheinlichkeiten für alle Möglichkeiten sind in Tabelle 4 zusammengefaßt. Die Wahrscheinlichkeit, daß es (unter Berücksichtigung des Anteils der „guten“ Jahre bzw. der „guten“ Anfänge am Gesamtzeitraum) zu $n_{GG} = 12$ oder mehr Jahren kommt, in denen die Regel „Anfang gut, alles gut“ zutrifft, beträgt somit

$$\begin{aligned} p(\tilde{n}_{GG} \geq 12) &= \sum_{\nu=12}^{14} h(\nu; n_{xx}; n_{Gx}; n_{xG}) \\ &= 23,29 \%. \end{aligned}$$

Legt man das Signifikanzniveau mit $\alpha = 10 \%$ fest,⁴ dann kann somit die Hypothese, 5–Tages– und Jahres–Rendite seien voneinander unabhängig, nicht abgelehnt werden: Für eine Ablehnung der Unabhängigkeitshypothese gegenüber der Alternativhypothese $H_1^{a,p}$ für einen positiven Zusammenhang ist die Wahrscheinlichkeit zu groß:

$$23,29 \% > 10 \% \iff p > \alpha,$$

gegenüber der Alternativhypothese $H_1^{a,n}$ auf einen negativen Zusammenhang zu klein:

$$23,29 \% < 90 \% \iff p < 1 - \alpha$$

Somit kann auch generell die Hypothese auf Unabhängigkeit zugunsten der Alternativhypothese auf positiven oder negativen Zusammenhang, $H_1^{a,b}$, nicht abgelehnt werden, da

$$5 \% < 23,29 \% < 95 \% \iff \frac{\alpha}{2} < p < \left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$$

gilt. Eine statistische Signifikanz der Gültigkeit der Regel „Anfang gut, alles gut“ kann somit für Deutschland auf Basis lokaler Währung nicht bestätigt werden.

C. Ergebnisse

I. Datenbasis

Untersucht wurden die MSCI-Indices von 33 Ländern für den Zeitraum 1.1.1980 bis 31.12.2001 sowohl in lokaler Währung als auch auf DEM— bzw. ab 1999 Euro-Basis (im folgenden kurz: „DEM-/Euro-Basis“). Ein Vergleich einzelner Länder erscheint dann aussagekräftiger, wenn von der Sicht eines internationalen Investors ausgegangen und um Währungsschwankungen bereinigt wird. In der weiteren Darstellung wird daher hauptsächlich auf die Ergebnisse auf DEM-/Euro-Basis eingegangen.

II. Der Fünftageindikator auf DEM-/Euro-Basis

Die Ergebnisse für alle untersuchten Länder sind in Tabelle 5 zusammengefaßt. Von den ursprünglich enthaltenen Ländern mußte Rußland wieder aus der Untersuchung ausgeschlossen werden, da hier in allen untersuchten Jahren ein Kursanstieg während der ersten fünf Börsetage zu beobachten war. Der beschriebene Test kann daher nicht durchgeführt werden. Es ist aber zu bemerken, daß es ungeachtet der ausschließlich positiven Kursentwicklungen lediglich in vier der sieben Jahren auch über das gesamte Jahr zu einem Kursgewinn aus Sicht eines Investors aus Deutschland gekommen ist.

Für die verbleibenden 32 Länder könnte nach einer ersten Einschätzung vermutet werden, daß die Regel „Anfang gut, alles gut“ tatsächlich zutrifft. In 27 der verbliebenen 32 Länder (gekennzeichnet durch ✓ in Spalte *Regel*) war die Anzahl der „guten“ Jahre unter jenen mit „gutem Anfang“ (Spalte n_{GG}) höher als der Erwartungswert ohne Berücksichtigung der ersten Tage (Spalte $E(\tilde{n}_{GG})$). Lediglich in fünf Ländern scheint die Regel nicht zuzutreffen (gekennzeichnet durch ✗ in Spalte *Regel*), und bei einem Land entsprach die „Trefferquote“ genau dem erwarteten Wert bei Unabhängigkeit (gekennzeichnet durch ✗ in Spalte *Signifikanz* / $H_1^{a,p}$).

Würde man dieses Ergebnis als Bestätigung für das Gelten der Faustregel nehmen, so würde man möglicherweise einer subjektiven Fehleinschätzung von bedingten Wahrscheinlichkeiten unterliegen.

Wird etwa für den US-amerikanischen Raum angegeben, daß in $\frac{n_{GG}}{n_{Gx}} = \frac{10}{13} = 76,9\%$ der Fälle ein gutes Jahr auf einen guten Start folgte, ist daraus nicht der Rückschluß zulässig, dies läge am guten Anfang. Tatsächlich haben nämlich $\frac{n_{xG}}{n_{xx}} = \frac{15}{22} = 68,2\%$ aller Jahre gut geendet, die Trefferquote für die Faustregel unterscheidet sich daher nicht signifikant vom Gesamtanteil guter Jahre unabhängig vom Start.

Die Ursache für diese subjektive Fehleinschätzungen liegt möglicherweise in der intuitiven Vermutung, die „natürliche“ Trefferquote entspräche einer fifty-fifty Chance; wird die magische Grenze von 50 % aber überschritten, dann hätte man eine gültige Regel entdeckt. Berücksichtigt man jedoch korrekterweise die bedingten Eintrittswahrscheinlichkeiten, dann zeigt sich aber, daß diese „natürliche“ Trefferquote von Land zu Land

Land	$n = n_{xx}$	n_{Gx}	n_{xG}	$E(\tilde{n}_{GG})$	n_{GG}	Regel	Signifikanz			
							Whs	$H_1^{a,p}$	$H_1^{a,n}$	$H_1^{a,b}$
Belgien	22	10	14	6,4	6	✗	77,9 %	✗	✗	✗
Dänemark	22	14	15	9,5	8	✗	98,0 %	✗	✓	✓
Deutschland	22	17	14	10,8	12	✓	23,3 %	✗	✗	✗
Finnland	14	8	7	4,0	5	✓	29,6 %	✗	✗	✗
Frankreich	22	16	16	11,6	13	✓	17,6 %	✗	✗	✗
Griechenland	4	2	2	1,0	2	✓	16,7 %	✗	✗	✗
Großbritannien	22	14	15	9,5	12	✓	3,2 %	✓	✗	✓
Irland	14	10	10	7,1	7	✗	79,0 %	✗	✗	✗
Italien	22	14	14	8,9	11	✓	7,2 %	✓	✗	✗
Niederlande	22	12	17	9,3	11	✓	10,5 %	✗	✗	✗
Norwegen	22	16	11	8,0	10	✓	7,4 %	✓	✗	✗
Österreich	22	9	10	4,1	4	✗	69,5 %	✗	✗	✗
Polen	9	7	3	2,3	3	✓	41,7 %	✗	✗	✗
Portugal	14	9	6	3,9	6	✓	2,8 %	✓	✗	✓
Rußland	7	7	4	4,0	4	✗	100,0 %	—	—	—
Schweden	22	16	16	11,6	12	✓	54,1 %	✗	✗	✗
Schweiz	22	17	16	12,4	12	✗	83,4 %	✗	✗	✗
Spanien	22	13	15	8,9	11	✓	6,4 %	✓	✗	✗
Tschechien	7	6	4	3,4	4	✓	42,9 %	✗	✗	✗
Ungarn	7	5	3	2,1	3	✓	28,6 %	✗	✗	✗
Argentinien	14	9	8	5,1	6	✓	34,3 %	✗	✗	✗
Brasilien	13	11	10	8,5	9	✓	42,3 %	✗	✗	✗
Kanada	22	14	13	8,3	9	✓	41,6 %	✗	✗	✗
USA	22	13	15	8,9	10	✓	27,6 %	✗	✗	✗
Australien	22	14	11	7,0	8	✓	33,0 %	✗	✗	✗
China	7	3	3	1,3	2	✓	37,1 %	✗	✗	✗
Hongkong	22	15	12	8,2	9	✓	38,4 %	✗	✗	✗
Indonesien	13	10	6	4,6	6	✓	12,2 %	✗	✗	✗
Japan	22	10	13	5,9	8	✓	8,2 %	✓	✗	✗
Korea	14	8	7	4,0	6	✓	5,1 %	✓	✗	✗
Malaysia	13	6	7	3,2	4	✓	38,3 %	✗	✗	✗
Singapur	22	16	10	7,3	8	✓	41,7 %	✗	✗	✗
Taiwan	14	9	9	5,8	6	✓	62,2 %	✗	✗	✗

$n = n_{xx}$	Anzahl der Beobachtungen
n_{Gx}	Anzahl der Jahre mit „gutem“ Anfang
n_{xG}	Anzahl der „guten“ Jahre
$E(\tilde{n}_{GG})$	Erwartungswert für zufälligen Eintritt der Regel
n_{GG}	beobachteter Eintritt der Regel
Regel	✓: Regel trifft zu ($n_{GG} > E(\tilde{n}_{GG})$); ✗: Regel trifft nicht zu ($n_{GG} \leq E(\tilde{n}_{GG})$)
Whs	Irrtumswahrscheinlichkeit, mit der die Hypothese auf Unabhängigkeit abgelehnt werden kann (gemäß exaktem Fisher-Test)
Signifikanz	✓: H_0^u kann mit 10 % Irrtumswahrscheinlichkeit (gegenüber der Alternativhypothese $H_1^{a,p}$, $H_1^{a,n}$ bzw. $H_1^{a,b}$) abgelehnt werden; ✗: H_0^u kann nicht abgelehnt werden (d.h. die Regel ist statistisch nicht signifikant)
	—: Größe aus statistischen Gründen nicht ermittelbar

Tabelle 5: Ergebnisse zum Test des Fünftageindikator auf DEM-/Euro-Basis

unterschiedlich ist. In Schweden etwa waren in den letzten 22 Jahren insgesamt 16 positive Jahresentwicklungen zu beobachten. Unabhängig vom Jahresstart wäre somit die Trefferquote $\frac{n_{xG}}{n_{xx}} = 72,3\%$ gewesen, wenn man in all diesen Jahren einen positiven Kursverlauf prognostiziert hätte. Von den 16 Jahren mit gutem Start haben 12 ihre positive Entwicklung beibehalten können. Eine Prognose auf Basis der Faustregel kommt somit auf eine Trefferquote von $\frac{n_{GG}}{n_{Gx}} = 75\%$, die Regel war somit in über zwei Drittel der Fälle zwar zutreffend, aber nur vermeintlich erfolgreich: ihre Eintrittshäufigkeit lag nur unwesentlich über der Trefferquote einer Prognose ohne Einbeziehung der Anfangsrendite. Aus der beobachteten Eintrittshäufigkeit von 75 % die Regel „Anfang gut, alles gut“ ableiten zu wollen, wäre daher aus statistischer Sicht nicht zulässig. Der beobachtete Wert entspricht im wesentlichen dem erwarteten Wert bei Unabhängigkeit von der Rendite der ersten fünf Börsentage. Die bloße Tatsache, daß die Regel in 75 % der Fälle gegolten hat, ist somit noch kein Beweis für deren Gültigkeit.

Ermittelt man daher für die untersuchten Länder die jeweilige statistische Signifikanz für die beobachteten Eintrittshäufigkeiten der Regel unter Berücksichtigung des Gesamtanteils der positiven Jahre, dann ist darüber hinaus auch ein Schwankungsbereich zu berücksichtigen, der im Falle von Unabhängigkeit durchaus auftreten kann. Am Beispiel der USA etwa zeigt sich, daß die Regel zwar scheinbar gilt ($n_{GG} > E(\tilde{n}_{GG})$), würde man aber der Praktikerregel folgen und die Hypothese auf Unabhängigkeit ablehnen, so würde man mit mehr als 27 % einem Irrtum unterliegen (Spalte *Whs*). Insgesamt ist bei 25 Ländern die Trefferquote nicht hoch genug, daß die Annahme auf Unabhängigkeit mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10 % abgelehnt werden könnte. Ein positiver Zusammenhang scheint lediglich in Großbritannien und Portugal mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von unter 5 % zu gelten, mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit bis zu 10 % kann die Unabhängigkeit darüber hinaus in Europa für Italien, Spanien und Norwegen, in Asien für Japan und Korea abgelehnt werden. Demgegenüber scheint in Dänemark die entgegengesetzte Regel zu gelten: Mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von lediglich zwei Prozent scheinen Jahre, die gut begonnen haben, tendentiell schlecht zu enden; für die Datenreihe auf DEM-/Euro-Basis weist dieses Ergebnis übrigens die höchste statistische Signifikanz auf.

Testet man schließlich die beobachteten Eintrittshäufigkeiten der Faustregel auf deren Zufälligkeit, indem man als Alternative entweder einen positiven oder einen negativen Zusammenhang zwischen Anfangs- und Gesamttrendite annimmt, dann kann die Hypothese auf Unabhängigkeit (wiederum mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %) in nur drei Fällen abgelehnt werden, nämlich Dänemark, Portugal und Großbritannien. Da auch hier die Wahrscheinlichkeit, mit die Hypothese Unabhängigkeit zu Unrecht abgelehnt wird, mit 10 % festgelegt wurde und gleichzeitig bei nur drei von über dreißig Ländern eine Ablehnung erfolgte, sprechen die Untersuchungsergebnisse keineswegs für eine allgemeine Gültigkeit der Faustregel, wenn Kursentwicklungen auf DEM-/Euro-Basis eingeschätzt werden sollen.

III. Der Fünftageindikator auf Basis lokaler Währungen

In Tab. 6 sind die Ergebnisse für die Regel auf Basis lokaler Währungen zusammengefaßt. Da hier kein einziges Land ausschließlich positive Anfangs- oder Gesamttrenditen aufzuweisen hat, können nunmehr alle 33 Länder in die Untersuchung einbezogen werden.

Land	$n = n_{xx}$	n_{Gx}	n_{xG}	$E(\tilde{n}_{GG})$	n_{GG}	Regel	Whs	Signifikanz		
								$H_1^{a,p}$	$H_1^{a,n}$	$H_1^{a,b}$
Belgien	22	11	15	7,5	8	✓	50,0 %	✗	✗	✗
Dänemark	22	15	15	10,2	9	✗	96,2 %	✗	✓	✓
Deutschland	22	17	14	10,8	12	✓	23,3 %	✗	✗	✗
Finnland	14	7	8	4,0	6	✓	5,1 %	✓	✗	✗
Frankreich	22	14	17	10,8	12	✓	23,3 %	✗	✗	✗
Griechenland	12	9	7	5,3	6	✓	36,4 %	✗	✗	✗
Großbritannien	22	11	18	9,0	9	✗	70,7 %	✗	✗	✗
Irland	14	11	11	8,6	8	✗	100,0 %	✗	✓	✓
Italien	22	13	15	8,9	10	✓	27,6 %	✗	✗	✗
Niederlande	22	13	17	10,0	12	✓	6,7 %	✓	✗	✗
Norwegen	22	15	11	7,5	10	✓	3,2 %	✓	✗	✓
Österreich	22	10	10	4,5	4	✗	81,5 %	✗	✗	✗
Polen	9	6	3	2,0	3	✓	23,8 %	✗	✗	✗
Portugal	14	7	6	3,0	4	✓	29,6 %	✗	✗	✗
Rußland	7	5	4	2,9	4	✓	14,3 %	✗	✗	✗
Schweden	22	17	17	13,1	14	✓	31,3 %	✗	✗	✗
Schweiz	22	17	16	12,4	12	✗	83,4 %	✗	✗	✗
Spanien	22	13	16	9,5	10	✓	47,7 %	✗	✗	✗
Tschechien	7	6	3	2,6	3	✓	57,1 %	✗	✗	✗
Ungarn	7	4	3	1,7	2	✓	62,9 %	✗	✗	✗
Argentinien	14	8	9	5,1	6	✓	34,3 %	✗	✗	✗
Brasilien	13	10	10	7,7	9	✓	10,8 %	✗	✗	✗
Kanada	22	13	16	9,5	9	✗	82,2 %	✗	✗	✗
USA	22	13	17	10,0	10	✗	70,7 %	✗	✗	✗
Australien	22	14	15	9,5	8	✗	98,0 %	✗	✓	✓
China	5	1	2	0,4	1	✓	40,0 %	✗	✗	✗
Hongkong	22	15	14	9,5	10	✓	51,0 %	✗	✗	✗
Indonesien	13	10	8	6,2	8	✓	3,5 %	✓	✗	✓
Japan	22	10	14	6,4	9	✓	2,6 %	✓	✗	✓
Korea	14	9	7	4,5	6	✓	13,3 %	✗	✗	✗
Malaysia	13	6	8	3,7	4	✓	58,7 %	✗	✗	✗
Singapur	22	16	11	8,0	8	✗	68,2 %	✗	✗	✗
Taiwan	14	9	9	5,8	6	✓	62,2 %	✗	✗	✗

$n = n_{xx}$	Anzahl der Beobachtungen
n_{Gx}	Anzahl der Jahre mit „gutem“ Anfang
n_{xG}	Anzahl der „guten“ Jahre
$E(\tilde{n}_{GG})$	Erwartungswert für zufälligen Eintritt der Regel
n_{GG}	beobachteter Eintritt der Regel
Regel	✓: Regel trifft zu ($n_{GG} > E(\tilde{n}_{GG})$); ✗: Regel trifft nicht zu ($n_{GG} \leq E(\tilde{n}_{GG})$)
Whs	Irrtumswahrscheinlichkeit, mit der die Hypothese auf Unabhängigkeit abgelehnt werden kann (gemäß exaktem Fisher-Test)
Signifikanz	✓: H_0^u kann mit 10 % Irrtumswahrscheinlichkeit (gegenüber der Alternativhypothese $H_1^{a,p}$, $H_1^{a,n}$ bzw. $H_1^{a,b}$) abgelehnt werden; ✗: H_0^u kann nicht abgelehnt werden (d.h. die Regel ist statistisch nicht signifikant)

Tabelle 6: Ergebnisse zum Test des Fünftageindikator auf Basis lokaler Währungen

Die Ergebnisse der statistischen Untersuchung entsprechen großteils jenen auf DEM-/Euro-Basis. Auf den ersten Blick scheint die Regel wiederum in den meisten Fällen zu gelten, da die beobachteten Eintrittshäufigkeiten mehr oder minder deutlich über dem Erwartungswert ohne Berücksichtigung der ersten fünf Börsentage liegt. Statistisch signifikant ist eine Ablehnung der Unabhängigkeit zugunsten eines positiven Zusammenhangs bei 10 % Irrtumswahrscheinlichkeit aber lediglich in fünf Ländern. Dabei handelt es sich zum einen um Norwegen und Japan, die auch auf DEM-/Euro-Basis einen positiven Zusammenhang zeigen, zum anderen um Finnland, die Niederlande und Indonesien, für die eine Ablehnung der Zufälligkeit nicht signifikant war. Gleichzeitig scheint jetzt die Regel „Anfang gut, alles *schlecht*“ nicht mehr für China zu gelten (wobei hier insgesamt nur 5 Jahre beobachtet werden konnten). Signifikant schlechte Jahresrendite bei gutem Jahresstart zeigen wiederum Australien und Dänemark, zusätzlich aber auch Irland. Bei Irland ist dabei zu bemerken, daß alle Jahre mit negativer Jahresperformance gut begonnen haben.

Insgesamt kann bei Betrachtung in Landeswährung die Hypothese auf Unabhängigkeit zugunsten eines positiven oder negativen Zusammenhanges für Dänemark, Irland, Australien, Indonesien und Japan abgelehnt werden. In der einen Hälfte dieser sechs Fälle ist dies auf die ungewöhnlich hohe Anzahl von Jahren mit „Anfang gut, alles gut“ zurückzuführen; in der anderen Hälfte auf die ungewöhnlich hohe Anzahl von Jahren mit „Anfang gut, alles schlecht“. So gesehen, sprechen die statistischen Ergebnisse für die Werte auf lokaler Währungsbasis ebenfalls nicht für eine allgemeine Gültigkeit der Praktikerregel. Die Faustregel „Anfang gut, alles gut“, die etwa in Thiemes Kolumne vom 5.1.1998 als „eine verlässliche Frühprognose“ bezeichnet wird, ist somit statistisch nicht allgemein abgesichert.

D. Zusammenfassung

Unterzieht man die von Praktikern angewandte Regel, wonach die ersten fünf Tage eines Börsenjahres ein verlässlicher Frühindikator für das gesamte Jahr seien, einer genaueren Untersuchung, dann zeigt sich, daß bei einem ersten Blick tatsächlich in den meisten der untersuchten Länder gute Jahre überdurchschnittlich oft auch gut begonnen haben und diese Regel tatsächlich zu gelten scheint. Ein zweiter, genauere Blick zeigt aber, daß die Trefferquoten in den meisten Fällen durchaus im Rahmen von statistischen Schwankungen liegen. Man kann daher für die meisten Märkte die Hypothese nicht ablehnen, der beobachtete Zusammenhang sei nur zufällig zustande gekommen. Und für jeden Markt der Untersuchung, auf dem die Regel zu stimmen scheint, existiert ein anderer Markt, für den mit gleicher Zuverlässigkeit das genaue Gegenteil behauptet werden kann. Aus statistischer Sicht kann daher die Aussage von Praktikern nicht bestätigt werden, es handle sich bei der Faustregel um einen „verlässlichen Frühindikator“.

Anmerkungen

¹ vgl. etwa [Thieme 1998 – 2000, 2002].

² vgl. etwa [Backhaus et al. 1994, S. 176].

³ Siehe auch [Hartung et al. 1993, S. 416].

⁴ Die Irrtumswahrscheinlichkeit wird hier bewußt eher großzügig angesetzt, um sowohl dem kleinen Stichprobenumfang als auch den subjektiven Einschätzungen der Praxis entgegenzukommen. Ein übliches Signifikanzniveau bei größerem Stichprobenumfang wäre etwa $\alpha = 5 \%$.

Literaturverzeichnis

[Backhaus et al. 1994] Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., Weiber, R., Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung, 7. Aufl., Springer-Verlag, Berlin et al. 1994.

[Hartung et al. 1993] Hartung, J., Elpelt, B., Klösener, K.-H., Statistik: Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik, 9. Aufl., R. Oldenbourg Verlag, München, Wien 1993.

[Thieme 1998 – 2000, 2002] Thieme, H., Brief aus der Wall Street, Frankfurter Allgemeine Zeitung, 5. Januar 1998, S. 20; 12. Januar 1998, S. 26; 4. Januar 1999, S. 33; 11. Januar 1999, S. 27; 3. Januar 2000, S. 27; 10. Januar 2000, S. 29; 7. Januar 2002, S. 23; 14. Januar 2002, S. 25.

Zusammenfassung

Von Praktikern wird des öfteren behauptet, daß die Rendite während der ersten fünf Börsentage eines Jahres ein verlässlicher Frühindikator für die Jahresentwicklung eines Marktes sei. Als Beleg dafür wird der hohe Anteil an Jahren genannt, in denen diese Faustregel in der Vergangenheit gegolten hätte. Die vorliegende Studie testet diese Regel für über 30 Märkte auf ihre Gültigkeit und kommt zu dem Schluß, daß eine statistische Signifikanz dieser Regel nur sehr selten gefunden werden kann. Darüber hinaus existiert für jedes Land, in dem die Regel scheinbar gilt, ein anderes Land, bei dem die gegenteilige Regel ein vergleichbares Signifikanzniveau aufweist. Aus der Sicht der Statistik handelt es sich daher eher um ein zufällig auftretendes Ereignis und nicht um eine zuverlässige Regel oder eine nachweisbare Marktanomalie.

Summary

A rule of the thumb frequently quoted by practitioners claims that the first five trading days in January allow a reliable prediction on whether the rest of the year will have a positive or negative performance. At first sight hit ratios of 70 per cent and more appear to prove this rule right. In this paper we perform statistical tests for more than 30 markets. Our findings indicate that there is hardly any statistical significance for this alleged relationship. In addition, for virtually any country where the rule has statistical significance, there is another country where the opposite rule is statistically significant. Hence, we conclude that this rule is neither a generally sound indicator nor some market anomaly.