

Das Januar Barometer: Viel Lärm um nichts?

1. Einleitung

Die Effizienzmarkthypothese ist für die moderne Kapitalmarkttheorie von zentraler Bedeutung. Ihre Kernaussage besteht darin, dass Aktienkurse zu jedem Zeitpunkt alle verfügbaren kursrelevanten Informationen widerspiegeln. Je nach Definition von verfügbarer und kursrelevanter Information spricht man von schwacher, mittelstarker und starker Markteffizienz. Überlegungen zur Markteffizienz sind seit den sechziger Jahren Gegenstand intensiver Forschungstätigkeit. Insbesondere SAMUELSON (1965), FAMA (1970) TREYNOR (1965) und SHARPE (1966) publizierten Evidenz für die Effizienz der Kapitalmärkte.

Die Beobachtung verschiedener Anomalien basierend auf Price/Earnings Ratios (BASU, 1977), Unternehmensgrösse (BANZ, 1981)[1] und Kalendereffekten, die Ergebnisse von SHILLER (1981), das „*equity premium puzzle*“ von MEHRA/PRESCOTT (1985) sowie die Untersuchungen zur „*over-/ underreaction*“ von DEBONDI/THALER (1985) und POTERBA/SUMMERS (1988) entfachten eine intensive Diskussion zur

Gültigkeit der Effizienzthese. FAMA (1991) gibt einen Überblick zu den wichtigsten Ergebnissen der akademischen Debatte in diesem Bereich.

Die vorliegende Studie beschäftigt sich mit einem den Kalender-Anomalien nahestehenden Effekt, dessen angebliche Existenz der Markteffizienzhypothese widerspricht. Zu den Kalendereffekten oder Kalender-Anomalien gehören unter anderem der „Month-of-the-Year“ und der „Day-of-the-Week“ Effekt. Besonderes Augenmerk wird häufig auf den Monat Januar gelegt, da für mehrere Aktienmärkte nachgewiesen werden konnte, dass die Aktien niedrig kapitalisierter Unternehmungen seit den zwanziger Jahren im Januar eine im Schnitt wesentlich höhere Rendite erzielten als jene von hochkapitalisierten Firmen.[2]

Dem Monat Januar werden aber noch weitere Eigenschaften zugeschrieben. So soll es möglich sein, aus dem Vorzeichen der Januarrendite eines Aktienindex die Richtung der Rendite in den restlichen Monaten des Jahres vorherzusagen. Es scheint nämlich, dass auf positive Januarrenditen häufiger als erwartet positive Restjahresrenditen folgen. Umgekehrt sollen negative Januarrenditen ein Indiz für negative Restjahresrenditen darstellen.

Dieser Effekt wird in Anlehnung an HIRSCH (1986) und HENSEL/ZIEMBA (1995a,b) *Januar Barometer* genannt. HENSEL/ZIEMBA (1995a) schliessen ihre Ausführungen zum amerikanischen Aktienmarkt – sie betrachteten dabei

* Die Autoren danken Daniel Wydler für hilfreiche Kommentare und Verbesserungsvorschläge. A. Grünbichler, Schweizerisches Institut für Banken und Finanzen, Universität St.Gallen, Bahnhofstrasse 10, CH-9000 St. Gallen, Andreas.Grunbichler@unisg.ch, Tel.: +41 - 71 - 223 78 21, Fax.: +41 - 71 - 223 32 58.

den S&P 500 Index über die Jahre 1926 bis 1993 – mit den Worten „We conclude that, since 1940, the January barometer, when [the January returns are] positive, provides a statistically significant signal that the probability that a gain will occur in the rest of the year is higher than average [...]. A negative January Barometer provides no information concerning the rest of the year's return.“[3] In einer weiteren Studie untersuchen HENSEL/ZIEMBA (1995b) das Januar Barometer für europäische Länder, Japan, Kanada und Australien sowie weltweit und für die Regionen Europa, Pazifik und EAFE[4]. Dabei werden die entsprechenden MSCI Länder- und Regionenindices von 1970 bis 1993 zugrunde gelegt. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass „[...] the January Barometer is an interesting and useful concept and indicator for stock investors in the U.S. and other worldwide markets.“[5]

Die vorliegende Arbeit soll offene Fragen zum Januar Barometer beantworten. Es wird gezeigt werden, dass die Häufigkeit des Eintretens der Kombinationen positiver Januar/positives Restjahr und negativer Januar/negatives Restjahr nicht unbedingt eine Abschätzung der Aussagekraft des Barometers gestattet. Ausserdem können auch basierend auf anderen Monaten des Jahres „erfolgreiche“ Barometer gebildet werden, deren Leistungsfähigkeit sich von der des Januarbarometers in den meisten Fällen kaum unterscheidet. Weiters zeigt sich, dass der Januar in verschiedenen Betrachtungszeiträumen weder für den Aktienmarkt USA noch für die übrigen Länder der optimale Barometermonat war.

Zusätzlich zum qualitativen Vergleich wurden statistische Tests auf Unabhängigkeit von Barometermonatsrendite und Restjahresrendite durchgeführt. Unter Verwendung von 2x2 Kontingenztafeln wurden χ^2 Unabhängigkeitstests bzw. exakte Tests von Fisher angewandt. Nur in den seltensten Fällen konnte die Nullhypothese der Unabhängigkeit von Barometermonatsrendite und Restjahresrendite abgelehnt werden. Die vorliegende Untersuchung erbrachte also keine Evidenz für die Existenz des insbesondere von HEN-

SEL/ZIEMBA (1995a,b) gefundenen Januar Barometer Effekts.

Die Arbeit gliedert sich wie folgt:

Nach einer kurzen Definition von Barometererfolg und einer Beschreibung der vorgenommenen statistischen Tests in Abschnitt 2, informiert Abschnitt 3 über das verwendete Datenmaterial. Abschnitt 4 nimmt Bezug auf die Ergebnisse von HENSEL/ZIEMBA (1995a,b) und stellt zum Januar Barometer für den US-amerikanischen Aktienmarkt und den analogen Barometern verschiedener europäischer und aussereuropäischer Länder weitergehende Untersuchungen an. In Abschnitt 5 wird die Frage erörtert, inwiefern es auch noch andere Barometer als das Januar Barometer gibt und wie stark sich deren Aussagekraft von jener des Januar Barometers unterscheidet. Abschnitt 6 schliesst mit zusammenfassenden Kommentaren.

2. Erfolgsmasse für Monatsbarometer

Wir bezeichnen es als „Gesamterfolg des Barometers“, wenn entweder die Kombination von positiver Barometermonatsrendite und positiver Restjahresrendite (J+R+) oder das Auftreten einer negativen Barometermonatsrendite gefolgt von einer negativen Restjahresrendite (J-R-) zu beobachten sind. Betrachtet man hingegen nur die Jahre mit positiven (negativen) Barometerrenditen und bestimmt, wie häufig positive (negative) Restjahresrenditen folgen, so sprechen wir vom „Erfolg des Barometers bei positivem (negativem) Barometermonat“.

HENSEL/ZIEMBA (1995a,b) messen den Erfolg des Barometers als Bruchteil der Beobachtungen, in denen die Januar- und Restjahresrenditen das gleiche Vorzeichen besitzen. Die Aussagekraft dieses Prozentsatzes ist aber nur im Vergleich mit der erwarteten Auftretenswahrscheinlichkeit, die aufgrund der beobachteten Häufigkeit von positiver (negativer) Januar- und Restjahresrendite von Barometererfolg und -misserfolg bestimmt wird, gegeben.

Nachdem seit 1970 eine positive Aktienindexrendite für viele Länder wahrscheinlicher war als eine negative, und das sowohl im Januar als auch im kumulierten Restjahr[6], ist der Wert von 50% als Mass für einen Barometererfolg nicht oder nur nach Betrachtung des Einzelfalles zulässig.

Zwei Beispiele sollen diesen Sachverhalt verdeutlichen.

Für den MSCI Index Österreich konnten über den Zeitraum 1970–1996 die in Tabelle 1 dargestellten Kombinationen beobachtet werden. In den vier zentralen Feldern von Tafel A dieser Tabelle ist angegeben, wie häufig die einzeln möglichen Kombinationen aus Vorzeichen Januarrendite und Vorzeichen Restjahresrendite aufgetreten sind. So bedeutet beispielsweise die Zahl acht im linken oberen Feld, der Tafel A in Tabelle 1, dass die Kombination aus positiver Januarrendite und positiver Restjahresrendite im betrachteten Zeitraum acht mal beobachtet werden konnte.[7] Auf positive Januarmonate folgten in sechs Jahren negative Restjahresrenditen, die Kombination aus negativer Januarrendite und positiver Restjahresrendite trat sieben mal auf usw. In der äusserst rechten Spalte und in der untersten Zeile beider Tafeln sind die Randsummen, also die Gesamtzahl positiver/negativer Januar- bzw. Restjahresrenditen im gesamten Untersuchungszeitraum angegeben.

Unter der Annahme der Unabhängigkeit von Januar- und Restjahresrendite können die bei vorgegebener Häufigkeit positiver Januar- und Restjahresrenditen erwarteten Beobachtungen aus den Randsummen erhalten werden.[8]

Wir erkennen deutlich, dass der beobachtete Barometererfolg für Österreich 52% beträgt – die Summe der Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten der Kombinationen $p([(J+)(R+)]) = 30\%$ und $p([(J-)(R-)]) = 22\%$. Unter der Nullhypothese unabhängiger Januar- und Restjahresrenditen würde man einen Barometererfolg von 50% erwarten.

Die Unabhängigkeitshypothese wird nun überprüft, indem die Wahrscheinlichkeit des Auftretens der beobachteten Konstellation unter Annahme der Unabhängigkeit von Januar- und Restjahresrendite berechnet wird. In Abhängigkeit von der Anzahl der Gesamtbeobachtungen n können verschiedene Tests auf Unabhängigkeit angewandt werden[9]:

- $n > 200$ χ^2 Unabhängigkeitstest
- $20 < n < 200$ χ^2 Unabhängigkeitstest mit Yates Korrektur
- $n < 20$ exakter Fisher Test[10]

In der Literatur wird als weitere Bedingung für die Anwendbarkeit von χ^2 Unabhängigkeitstests eine erwartete Häufigkeit von mindestens 5 Beobachtungen in jeder Zelle der Kontingenztabelle

Tabelle 1: Das Januar Barometer in Österreich basierend auf MSCI Indexrenditen über den Zeitraum 1970–1996

Tafel A: Beobachtete Häufigkeiten			
	Restjahr positiv (R+)	Restjahr negativ (R-)	
Januar positiv (J+)	8 (30%)	6 (22%)	14 (52%)
Januar negativ (J-)	7 (26%)	6 (22%)	13 (48%)
	15 (56%)	12 (44%)	27
Tafel B: Bei Unabhängigkeit erwartete Häufigkeiten			
	Restjahr positiv (R+)	Restjahr positiv (R+)	
Januar positiv (J+)	7.8 (29%)	6.2 (23%)	14 (52%)
Januar negativ (J-)	7.2 (27%)	5.8 (21%)	13 (48%)
	15 (56%)	12 (44%)	27

Tabelle 2: Das Januar Barometer in Grossbritannien basierend auf MSCI Indexrenditen über den Zeitraum 1970–1996

Tafel A: Beobachtete Häufigkeiten			
	Restjahr positiv (R+)	Restjahr negativ (R-)	
Januar positiv (J+)	16 (59%)	3 (11%)	19 (70%)
Januar negativ (J-)	4 (15%)	4 (15%)	8 (30%)
	20 (74%)	7 (26%)	27
Tafel B: Bei Unabhängigkeit erwartete Häufigkeiten			
	Restjahr positiv (R+)	Restjahr negativ (R-)	
Januar positiv (J+)	14.1 (52%)	4.9 (18%)	19 (70%)
Januar negativ (J-)	5.9 (22%)	2.1 (8%)	8 (30%)
	20 (74%)	7 (26%)	27

gefordert[11]. Entsprechend dieser Vorgaben und unter Anbetracht der Tatsache, dass der Fisher Test auch bei grossen Stichproben seine Gültigkeit nicht verliert, wird in der vorliegenden Arbeit durchgehend mit dem Fisher Test gearbeitet. Unter Verwendung des χ^2 Unabhängigkeitstest mit Yates Korrektur erhielten wir in den meisten Fällen allerdings sehr ähnliche Ergebnisse.

Für das österreichische Beispiel in Tabelle 1 erhalten wir nach dem zweiseitigen Fisher Test eine Wahrscheinlichkeit von 1[12] für das Eintreten der beobachteten Konstellation. Der χ^2 Unabhängigkeitstest mit Yates Korrektur ergibt einen p-Wert von 0.83. Das heisst, die Unabhängigkeit der Januarrendite von der Rendite des restlichen Jahres kann nicht abgelehnt werden. Daraus können wir schliessen, dass der Januar im Falle Österreichs keine Prognosequalitäten für das Verhalten des Restjahres für den Zeitraum 1970–1996 besitzt.

Betrachten wir nun ein Land, Grossbritannien, in dem die Anzahl der Jahre mit positiver Jahresrendite weit über 50% liegt.

Ohne Barometereffekt würde man, ausgehend von der Häufigkeit positiver und negativer Januar- bzw. Restjahresrenditen, einen „Erfolg“ des Barometers in 60% (52% + 8% aus Tafel B) der Jahre erwarten. Tatsächlich war das Januar Barome-

ter in 74% der Jahre erfolgreich. Die Wahrscheinlichkeit, dass diese Beobachtung nicht im Widerspruch zur Unabhängigkeitsannahme steht beträgt 0.14 nach Fisher und 0.17 nach dem χ^2 Test mit Yates Korrektur. Daraus folgt, dass wir die Unabhängigkeitsannahme auch im Falle Grossbritanniens – mit einer scheinbar eindrucksvollen Erfolgsrate von beinahe 3:1 (74%) – nicht verwerfen können.

3. Daten

Im Rahmen dieser Untersuchung wurde einerseits auf die von HENSEL/ZIEMBA (1995a) publizierten Ergebnisse zurückgegriffen, andererseits erfolgte eine Überprüfung durch eigene Berechnungen. Die MSCI Indexzeitreihen für den Zeitraum 1970–1996 stammen von Datastream. Aus den Total Return Index Zeitreihen (RI) in lokalen Währungen wurden stetige Monatsrenditen berechnet. Die Renditezeitreihe des S&P 500 Portfolios von 1928–1996 setzt sich aus drei verschiedenen Quellen zusammen. Die Total Returns vom 4. Januar 1928 bis zum 2. Juli 1962 stammen von William G. Schwert, die Konstruktion dieser Daten ist in SCHWERT (1990) ausführlich beschrie-

Tabelle 3: Beschreibende Statistik der MSCI Monatsrenditen für die betrachteten Länder vom Januar 1970 bis zum Dezember 1996

	AUT	BEL	DEN	FRA	GER
Mittlere ann. Monatsrendite	7.7%	12.8%	12.7%	11.4%	8.0%
Annualisierte Volatilität	18.3%	16.3%	16.5%	20.7%	17.7%
Gesamtrendite (1970–1996)	206.7%	344.6%	343.5%	307.5%	215.3%
Anzahl Jahre mit positiver Rendite	15	21	17	18	19
Anzahl Jahre mit negativer Rendite	12	6	10	9	8

	ITA	NED	SPA	SWE	SWI
Mittlere ann. Monatsrendite	9.1%	12.6%	11.5%	16.3%	8.4%
Annualisierte Volatilität	24.2%	16.7%	20.1%	21.2%	16.7%
Gesamtrendite	245.9%	340.0%	310.2%	440.3%	227.9%
Anzahl Jahre mit positiver Rendite	17	20	17	18	19
Anzahl Jahre mit negativer Rendite	10	7	10	9	8

	UK	NOR	US	CAN	JAP
Mittlere ann. Monatsrendite	13.9%	12.1%	11.1%	10.5%	9.8%
Annualisierte Volatilität	21.5%	26.1%	15.1%	17.0%	18.8%
Gesamtrendite	374.2%	328.0%	300.9%	282.5%	265.5%
Anzahl Jahre mit positiver Rendite	22	15	22	21	20
Anzahl Jahre mit negativer Rendite	5	12	5	6	7

ben. Vom 3. Juli 1962 bis zum 31. Dezember 1969 finden die Total Returns auf das S&P 500 Portfolio aus der CRSP Datenbank Verwendung. Seit dem 1. Januar 1970 bis einschliesslich 1996 wurden die Total Returns von Datastream bezogen. Diese Vorgehensweise war notwendig, da eine durchgehende S&P 500 Zeitreihe für diesen Zeitraum nicht verfügbar gemacht werden konnte.

4. Das Januar Barometer

4.1 Untersuchungen zum US-Aktienmarkt

HENSEL/ZIEMBA (1995a) berichten von empirischer Evidenz für die Existenz eines in Anlehnung

an Yale HIRSCH (1986) als Januar Barometer bezeichneten Effekts. Basierend auf den Renditen des S&P 500 über den Zeitraum 1926–1993 versuchen sie nachzuweisen, dass auf eine positive Januarrendite häufiger als erwartet eine positive Restjahresrendite folgt als eine negative. Den umgekehrten Effekt, eine unerwartet starke Häufung von negativen Restjahresrenditen die auf negative Januarrenditen folgen, konnte nicht identifiziert werden. Aus ihren Ergebnissen ziehen HENSEL/ZIEMBA (1995a) den Schluss, dass die Richtung der Januarrendite ein Indiz für das Vorzeichen der Rendite im Restjahr darstellt[13].

Erklärungen für einen möglichen Barometereffekt sind vielfältig und dennoch wenig plausibel. HENSEL/ZIEMBA (1995a) zitieren beispielsweise

se einen Artikel im Wall Street Journal, in dem ein Zusammenhang von Januarrenditen und den vorangegangenen Weihnachtsgeschäften unterstellt wird. Dieser Effekt böte möglicherweise auch einen Hinweis auf steigende Aktienmärkte für den Rest des betrachteten Jahres.[14] HENSEL/ZIEMBA (1995b) führen aus, dass der beobachtete Effekt nicht hauptsächlich auf ein Steuerjahr Phänomen zurückgeführt werden kann, da bei Verwendung des ersten Steuermonats als Barometermonat für Länder deren Steuerjahr nicht mit dem Kalenderjahr übereinstimmt, schlechtere Ergebnisse als mit dem Januar Barometer erzielt werden.[15] Auch eine dritte Erklärung wird in den Raum gestellt und soll auf der Tatsache basieren, dass Januarrenditen normalerweise hoch sind und dementsprechend auch eine hohe Rendite er-

wartet werde[16]. Eine etwas exaktere Darlegung ihrer Gedankengänge bleiben HENSEL und ZIEMBA allerdings schuldig.

In einem ersten Schritt werden nun in der vorliegenden Arbeit die Ergebnisse von HENSEL/ZIEMBA (1995a) in Tabelle 4 zusammengefasst und um eigene Berechnungen erweitert.

HENSEL/ZIEMBA (1995a) zeigen für verschiedene Zeiträume die beobachteten Häufigkeiten der einzelnen Kombinationen aus den Vorzeichen von Januar- und Restjahresrendite für den S&P 500. Der Erfolg des Barometers, d.h. die prozentuelle Häufigkeit mit der auf positive Januarrenditen positive Restjahresrenditen folgen und umgekehrt, kann Tabelle 4 entnommen werden.

In Ergänzung zu den Ergebnissen HENSEL/ZIEMBA (1995a) berechneten wir die p-

Tabelle 4: Rekapitulation der Ergebnisse aus HENSEL/ZIEMBA (1995a): Januar Barometer für die USA über verschiedene Zeiträume zwischen 1926 und 1993, basierend auf Total Returns des S&P 500

Ergebnisse aus HENSEL/ZIEMBA (1995a), Abbildung 3, S. 69						Eigene Berechnungen		
Periode	J+R+	J+R-	J-R+	J-R-	Gesamterfolg des Barometers	Anzahl Beobachtungen	p [†] -Wert nach Fisher	χ ² Test (Yates)
1926-1939	3	5	5	1	28.6%	14	0.14	0.24
1940-1949	6	1	1	2	80.0%	10	0.18	0.37
1950-1959	7	0	1	2	90.0%	10	0.067	0.12
1960-1969	5	1	2	2	70.0%	10	0.50	0.67
1970-1979	5	0	2	3	80.0%	10	0.17	0.17
1980-1993	8	1	4	1	64.3%	14	1	0.73
1926-1993	34	8	15	11	66.2%	68	0.053	0.072
1940-1993	31	3	10	10	75.9%	54	0.0019	0.0020
1950-1993	25	2	10	7	72.7%	44	0.017	0.020
1960-1993	18	2	9	5	67.6%	34	0.097	0.16
1970-1993	13	1	6	4	70.8%	24	0.12	0.15
1940-1965	17	1	3	5	84.6%	26	0.0045	0.0074
1965-1993	15	2	8	4	65.5%	29	0.20	0.34

J+R+: Anzahl Beobachtungen positiver Januarrendite gefolgt von positiver Restjahresrendite;

J-R+: negative Januarrendite & positive Restjahresrendite usf.

† Der p-Wert des exakten Fisher Tests bezeichnet die Wahrscheinlichkeit mit der die beobachtete Erfolgsrate des Januar Barometers auftritt, wenn Januar und Restjahresrenditen voneinander unabhängig sind. Die Berechnung des angegebenen zweiseitigen p-Wertes erfolgte gemäss AGRESTI (1992), S. 135-(b).

Tabelle 5: Internationaler Erfolg des Januarbarometers seit 1970 für MSCI Indexrenditen aus HENSEL/ZIEMBA (1995b) und eigenen Berechnungen[17]

Land/Region	Ergebnisse aus HENSEL/ZIEMBA (1995b) MSCI Total Returns 1970–1993			Eigene Berechnungen MSCI Total Returns 1970–1996			
	Gesamterfolg des Barometers	Erfolg bei positivem Januar	Erfolg bei negativem Januar	Gesamterfolg des Barometers	Erfolg bei positivem Januar	Erfolg bei negativem Januar	p-Wert des exakten Tests von Fisher†
Österreich	50.0%	58.3%	41.7%	51.9%	57.1%	46.2%	1
Belgien				70.4%	77.3%	40.0%	0.58
Dänemark				55.6%	56.5%	50.0%	1
Frankreich	54.2%	64.7%	28.6%	51.9%	63.2%	25.0%	0.68
Deutschland	58.3%	63.2%	40.0%	59.3%	65.0%	42.9%	1
Italien				55.6%	55.0%	57.1%	0.68
Niederlande				66.7%	71.4%	50.0%	0.37
Spanien				66.7%	73.7%	50.0%	0.37
Schweden				63.0%	65.0%	57.1%	0.39
Schweiz	70.8%	76.5%	57.1%	63.0%	72.2%	44.4%	0.42
UK	83.3%	94.1%	57.1%	74.1%	84.2%	50.0%	0.14
Norwegen				51.9%	55.0%	42.9%	1
USA	66.7%	92.9%	30.0%	70.4%	88.2%	40.0%	0.15
Kanada	58.3%	80.0%	22.2%	51.9%	70.6%	20.0%	0.68
Japan	70.8%	81.3%	50.0%	66.7%	72.2%	55.6%	0.42
Australien	66.7%	78.6%	50.0%				
Europa	79.2%	78.9%	80.0%				
Pazifik	75.0%	82.4%	57.1%				
EAFE	70.8%	82.4%	42.9%				
Welt	70.8%	87.5%	37.5%				

† Der p-Wert des exakten Fisher Tests bezeichnet die Wahrscheinlichkeit mit der die beobachtete Erfolgsrate des Januar Barometers auftritt, wenn Januar und Restjahresrenditen voneinander unabhängig sind. Die Berechnung des angegebenen zweiseitigen p-Wertes erfolgte gemäss AGRESTI (1992), S. 135–(b).

Werte eines exakten Fisher Tests unter der Nullhypothese der Unabhängigkeit von Januar- und Restjahresrendite, sowie jene eines analogen χ^2 Tests mit Yates Korrektur.

Wie auch von HENSEL und ZIEMBA[18] festgestellt, kann die Nullhypothese der Unabhängigkeit für die Zeiträume 1926–1993 (etwa auf dem 5% Niveau) und 1940–1993 (auf dem 1% Niveau) abgelehnt werden. Wichtig erscheint allerdings die Feststellung, dass die Ergebnisse für die Perioden ab 1960 nur noch auf dem 10% Niveau und ab 1965 nicht mehr signifikant (p-Wert von 0.20)

sind. Bei Betrachtung der 10-Jahres Intervalle wird die 5% Signifikanz nicht und die 10% Signifikanz nur in einer von sechs Perioden erreicht (p-Werte nach Fisher).

Aus diesen Ergebnissen kann der Januar Barometer Effekt nicht gänzlich verworfen werden. Einschränkend müssen wir allerdings anmerken, dass der Barometereffekt seit dem Jahre 1965 nicht mehr signifikant ist. Zwischen 1965 und 1993 beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass die beobachtete Kombination unter Annahme der Unabhängigkeit von Januar- und Restjahresrenditen eintritt bereits

20%. Der Barometer Effekt scheint somit im Laufe der Zeit verschwunden zu sein. Die Evidenz für das Januar Barometer ist jedenfalls zweifelhaft. Seit den sechziger Jahren hält sich auch der absolute Erfolg des Barometers mit bescheidenen 65.5% (84.6% zwischen 1940 und 1965) in Grenzen. Es ist daher mehr als fraglich, ob das Januar Barometer in den letzten zwanzig bis dreissig Jahren tatsächlich als Vorhersageinstrument für den amerikanischen Aktienmarkt geeignet gewesen wäre.

4.2 Weltweite Untersuchungen

In einem Folgeartikel untersuchen HENSEL/ZIEMBA (1995b) die MSCI-Index Monatsrenditen (Total Returns) mehrerer internationaler Aktienmärkte über den Zeitraum 1970 bis 1993.

Die Ergebnisse aus HENSEL/ZIEMBA (1995b) wurden in der vorliegenden Studie mit dem uns vorliegenden Datenset für die wichtigsten europäischen Staaten, Kanada und Japan erneut berechnet und die Hypothese der Unabhängigkeit von Januar- und Restjahresrendite mittels des exakten Tests von Fisher überprüft. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 dargestellt.

Die Resultate sind eindeutig, wenn man beachtet, dass die Häufigkeit einer erfolgreichen Barometeraussage – wie bereits ausgeführt – in Relation zu den Auftretenswahrscheinlichkeiten von positiven Januar- und Restjahresrenditen betrachtet werden muss.

Die Nullhypothese der Unabhängigkeit von Januar- und Restjahresrendite kann in keinem Fall verworfen werden. Auch bei Anwendung (Ergebnisse nicht angeführt) eines χ^2 Tests mit Yates Korrektur ergibt sich das gleiche Bild. Der mit Abstand niedrigste p-Wert des χ^2 Tests ist jener Grossbritanniens mit 0.17[19].

Wir ziehen aus diesen Resultaten den Schluss, dass über die Jahre 1970 bis 1996 für die betrachteten Länder ein Barometereffekt nicht nachgewiesen werden kann. Tabelle 5 zeigt auch, dass die Berechnungen in HENSEL/ZIEMBA (1995b) korrekt sind. Das von HENSEL/ZIEMBA ver-

wendete Mass zur Beurteilung der Signifikanz eines Barometer Effekts scheint allerdings nur brauchbar, wenn am Aktienmarkt kein Drift geherrscht hat.

5. Barometer aus anderen Monaten

Nachdem vor allem für den S&P 500 über den Gesamtzeitraum keine eindeutigen Aussagen getroffen werden konnten, erscheint es uns wichtig zu überprüfen, ob „Barometereffekte“ bei anderen Monaten auftreten. Diese Untersuchung erfolgt mit der Zielsetzung, die Einmaligkeit des von HENSEL und ZIEMBA gefundenen Januar Barometers zu überprüfen. Sollte sich auch für die restlichen Monate des Jahres ein Barometer Effekt feststellen lassen, so könnte daraus geschlossen werden, dass die beobachteten Barometereffekte eher auf Zufälle zurückzuführen sind und die erhaltenen Ergebnisse keine systematische Ursache haben.

Der zur Vorhersage des Vorzeichens der Restjahresrendite benutzte Monat wird im folgenden als „Barometermonat“ bezeichnet. Das Restjahr umfasst die elf auf den Barometermonat folgenden Monate. Das Kalenderjahr wird somit überschritten, sobald ein anderer Monat als der Januar zum Barometermonat wird.

5.1 Die Monatsbarometer in den USA

Die in Abschnitt 3 beschriebene S&P 500 Total Return Zeitreihe wird zur Bestimmung des Erfolges der verschiedenen Monatsbarometer verwendet. Die Resultate dieser Berechnungen finden sich in Tabelle 6.

Die höchste Wahrscheinlichkeit für einen Zusammenhang von Barometermonatsrendite und Restjahresrendite finden wir mit einem p-Wert von 0.019 für das April Barometer – nicht etwa für das Januar Barometer! Wenn wir den Barometererfolg bei positiver Barometermonatsrendite alleine betrachten, so erkennen wir nichts, was die Be-

Tabelle 6: Barometerergebnisse mit verschiedenen Barometermonaten für den S&P 500 über 69 Jahre von 1928 bis 1996

Barometermonat	J+R+	J+R-	J-R+	J-R-	Gesamterfolg des Barometers	Erfolg bei positivem Barometermonat	Anzahl Beobachtungen	p [†] -Wert[20]
Januar	36	9	14	10	66.7%	80.0%	69	0.088
Februar	29	10	20	9	55.9%	74.4%	68	0.79
März	32	11	17	8	58.8%	74.4%	68	0.59
April	35	5	17	11	67.6%	87.5%	68	0.019
Mai	35	8	21	4	57.4%	81.4%	68	1
Juni	29	10	19	10	57.4%	74.4%	68	0.59
Juli	33	14	16	5	55.9%	70.2%	68	0.77
August	33	11	17	7	58.8%	75.0%	68	0.78
September	26	7	24	11	54.4%	78.8%	68	0.41
Oktober	29	12	20	7	52.9%	70.7%	68	1
November	30	11	18	9	57.4%	73.2%	68	0.60
Dezember	38	18	6	6	64.7%	73.2%	68	0.32
Durchschnitt Standardabw.					59.0% 4.8%	75.7% 5.5%		

† Der p-Wert des exakten Fisher Tests bezeichnet die Wahrscheinlichkeit mit der die beobachtete Erfolgsrate des Januar Barometers auftritt, wenn Januar und Restjahresrenditen voneinander unabhängig sind. Die Berechnung des angegebenen zweiseitigen p-Wertes erfolgte gemäss AGRESTI (1992), S. 135–(b).

handlung des Januars als besonders geeigneten Barometermonat rechtfertigen könnte. Der „Erfolg“ des Januar Barometers bei positivem Januar wird von dem des April und des Mai Barometers übertroffen und liegt innerhalb einer Standardabweichung vom Mittelwert aller Monatsbarometer. Ein anderes Bild ergibt sich allerdings bei der Betrachtung des Zeitraumes 1940 – 1996 (nicht angegeben), für den schon HENSEL/ZIEMBA (1995a) die stärkste Evidenz für das Januar Barometer finden. Hier ist einzig für das Januar Barometer die Unabhängigkeit von Barometer- und Restjahresrendite mit einem p-Wert von 0.0066 und einer Erfolgsquote des Barometers von 74% zu verwerfen. Alle anderen Monate schneiden deutlich schlechter ab. Das nächstbeste Monatsbarometer für diesen Zeitraum ist das Dezember Barometer mit 70%igem Erfolg. Die Renditen des Dezembers und der folgenden elf Monate müssen

jedoch bei einem p-Wert von 0.26 als unabhängig angesehen werden.

Von 1970 bis 1996 und unter Verwendung der Total Returns des MSCI Landesindex für die Vereinigten Staaten ergibt sich das in Tabelle 7 wiedergegebene Bild.

Auch hier kann erkannt werden, dass die Ergebnisse des Januar Barometers im Vergleich mit denen der anderen Monatsbarometern wenig spektakulär sind. Dies gilt sowohl für den nominellen Erfolg des Gesamtbarometers als auch für die Zuverlässigkeit bei positivem Barometermonat. Die Nullhypothese der Unabhängigkeit der Renditen des Barometermonats und des Restjahres kann in keinem Fall abgelehnt werden. Wie schon in Kapitel 4 für den Zeitraum 1965 bis 1993 und unter Verwendung der S&P 500 Renditen dargelegt wurde, kann keine Evidenz für ein Januar Barometer in den letzten 25 bis 30 Jahren gefunden

Tabelle 7: Barometerergebnisse mit verschiedenen Barometermonaten für den MSCI Index USA über 27 Jahre von 1970 bis 1996

Barometermonat	J+R+	J+R-	J-R+	J-R-	Gesamterfolg des Barometers	Erfolg bei positivem Barometermonat	Anzahl Beobachtungen	p [†] -Wert
Januar	15	2	6	4	70.4%	88.2%	27	0.15
Februar	13	2	8	3	63.0%	86.7%	26	0.62
März	16	2	5	3	74.1%	88.9%	26	0.28
April	14	2	6	4	70.4%	87.5%	26	0.16
Mai	13	1	9	3	63.0%	92.9%	26	0.31
Juni	11	4	9	2	51.9%	73.3%	26	1
Juli	9	3	11	3	48.1%	75.0%	26	1
August	13	3	7	3	63.0%	81.2%	26	0.64
September	9	3	12	2	44.4%	75.0%	26	0.63
Oktober	12	3	9	2	55.6%	80.0%	26	1
November	14	3	7	2	63.0%	82.4%	26	1
Dezember	16	4	4	2	70.4%	80.0%	26	0.60
Durchschnitt Standardabw.					61.4% 9.6%	82.6% 6.3%		

† Der p-Wert des exakten Fisher Tests bezeichnet die Wahrscheinlichkeit mit der die beobachtete Erfolgsrate des Januar Barometers auftritt, wenn Januar und Restjahresrenditen voneinander unabhängig sind. Die Berechnung des angegebenen zweiseitigen p-Wertes erfolgte gemäss AGRESTI (1992), S. 135–(b).

werden. Auch aus der Tatsache, dass der Januar nicht der einzige Monat ist, der scheinbar, d.h. ohne Berücksichtigung der statistischen Signifikanz, eine Eignung als Barometermonat aufweist, kann vermutet werden, dass sich die Monats-effekte eher auf zufällige denn systematische Ursachen zurückführen lassen.

5.2 Die Monatsbarometer in Europa, Kanada und Japan 1970–1996

Die letzte noch zu behandelnde Fragestellung ist, inwieweit sich auch für die europäischen Länder sowie für Kanada und Japan weitere Barometermonate finden lassen. Auch hier stellen wir fest, dass die Vorhersagegenauigkeit des Januars keinesfalls aus der Masse der anderen Monate heraussticht.

Wie aus Tabelle 8 ersichtlich, – die entsprechenden Felder sind markiert – kann nur für wenige Beobachtungen die Nullhypothese der Unabhängigkeit von Barometermonatsrendite und Restjahresrendite verworfen werden. So scheint der Februar mit einem Barometergesamterfolg von 81.5% (88.9% Erfolg bei positivem Barometermonat) und einem p-Wert von 0.014 für Belgien ein geeigneter Barometermonat zu sein. Bessere Ergebnisse erhält man nur noch, wenn man die Dezemberrenditen zur Vorhersage des Vorzeichens der Restjahresrendite des MSCI Index Kanada einsetzt. Weitere Barometermonate mit p-Werten die eine Ablehnung der Nullhypothese gestatten sind: Februar für Dänemark, Juni für Italien, Oktober für Schweden und Dezember für Österreich.

Darüber hinaus finden wir zwei Beobachtungen, in denen das Barometer eine signifikant falsche Aus-

Tabelle 8: Vorhersageerfolg der verschiedenen Barometermonate basierend auf MSCI Index Renditen, 1970–1996: Gesamterfolg der Barometer

Gesamterfolg	Januar	Februar	März	April	Mai	Juni	Juli	August	September	Oktober	November	Dezember	Mittelwert
AUT	51.9% 1	51.9% 1	63.0% 0.42	55.6% 0.70	59.3% 0.43	59.3% 0.69	51.9% 1	63.0% 0.43	48.1% 1	63.0% 0.22	44.4% 0.69	70.4% 0.03	56.8%
BEL	70.4% 0.58	81.5% 0.014	66.7% 0.63	55.6% 1	25.9% 0.05	44.4% 0.64	70.4% 0.60	55.6% 1	48.1% 0.60	63.0% 0.32	59.3% 1	63.0% 0.66	58.7%
DEN	55.6% 1	74.1% 0.02	44.4% 0.69	66.7% 0.34	63.0% 0.67	63.0% 0.67	55.6% 1	63.0% 0.38	44.4% 1	51.9% 1	66.7% 0.20	51.9% 0.62	58.4%
FRA	51.9% 0.68	55.6% 1	66.7% 0.37	66.7% 1	51.9% 1	44.4% 0.30	63.0% 0.41	48.1% 0.42	37.0% 0.15	51.9% 0.67	51.9% 1	59.3% 0.68	54.0%
GER	59.3% 1	70.4% 0.11	51.9% 0.67	63.0% 0.66	51.9% 1	55.6% 1	51.9% 0.37	51.9% 1	48.1% 1	55.6% 1	66.7% 0.23	48.1% 0.66	56.2%
ITA	55.6% 0.68	59.3% 0.69	48.1% 0.70	55.6% 1	51.9% 1	70.4% 0.05	59.3% 0.69	70.4% 0.11	59.3% 0.20	48.1% 1	37.0% 0.23	59.3% 0.69	56.2%
NED	66.7% 0.37	59.3% 0.67	51.9% 0.37	70.4% 0.60	44.4% 0.58	55.6% 1	70.4% 1	48.1% 1	55.6% 0.13	44.4% 0.63	48.1% 0.65	63.0% 1	56.5%
SPA	66.7% 0.37	63.0% 0.41	70.4% 0.11	48.1% 0.42	66.7% 0.37	55.6% 1	63.0% 0.42	55.6% 1	37.0% 0.23	66.7% 0.22	59.3% 0.67	55.6% 0.68	59.0%
SWE	63.0% 0.39	59.3% 0.69	40.7% 0.06	59.3% 1	55.6% 1	51.9% 0.62	66.7% 1	44.4% 1	55.6% 0.36	74.1% 0.03	59.3% 0.67	63.0% 0.41	57.7%
SWI	63.0% 0.42	66.7% 0.08	59.3% 0.69	74.1% 0.07	51.9% 1	55.6% 1	59.3% 1	55.6% 1	33.3% 0.09	63.0% 0.64	51.9% 0.67	74.1% 0.28	59.0%
UK	74.1% 0.14	51.9% 1	55.6% 0.63	70.4% 1	55.6% 1	55.6% 1	55.6% 1	63.0% 1	51.9% 1	48.1% 0.35	55.6% 0.63	63.0% 1	58.4%
NOR	51.9% 1	48.1% 1	59.3% 0.69	70.4% 0.11	44.4% 0.45	55.6% 1	59.3% 0.68	77.8% 0.01	44.4% 0.68	51.9% 1	59.3% 0.69	70.4% 0.11	57.7%
US	70.4% 0.15	63.0% 0.62	74.1% 0.28	70.4% 0.16	63.0% 0.31	51.9% 1	48.1% 1	63.0% 0.64	44.4% 0.63	55.6% 1	63.0% 1	70.4% 0.60	61.4%
CAN	51.9% 0.68	55.6% 1	59.3% 1	59.3% 0.59	51.9% 0.38	48.1% 0.65	51.9% 0.38	55.6% 1	48.1% 1	40.7% 1	55.6% 1	85.2% 0.002	55.3%
JAP	66.7% 0.42	70.4% 0.09	66.7% 0.37	59.3% 1	37.0% 0.02	66.7% 0.19	44.4% 0.64	70.4% 0.09	63.0% 0.37	48.1% 0.65	59.3% 1	70.4% 0.60	60.2%
Mittelwert über die Länder	61.3%	62.0%	58.5%	63.0%	51.6%	55.6%	58.1%	59.0%	47.9%	55.1%	55.8%	64.5%	57.7%

sage trifft, d.h. dass die beobachtete Häufung von Barometerfehlprognosen die Annahme der Unabhängigkeit von Barometermonatsrendite und Restjahresrendite nicht zulässt. Diese sind die Mai Barometer Belgiens und Japans deren Prognosen in der Vergangenheit nur in 25.9% (p-Wert 0.051) bzw. 37.0% (p-Wert 0.02) der Jahre zutrafen.

Von 180 Beobachtungen – 12 Barometermonate und 15 Länder – sprechen also nur sechs für die Existenz eines Barometereffekts und zwei gar für die Existenz eines inversen Barometers. Keines dieser Barometer ist ein Januar Barometer. Ein Ergebnis, demzufolge das Bestehen des Januar Barometers und eines Barometereffektes allgemein in Frage gestellt werden muss.

6. Zusammenfassung

Das in HENSEL/ZIEMBA (1995a,b) beschriebene Phänomen des Januar Barometers wurde einer eingehenden Prüfung unterzogen. Insbesondere die Überprüfung auf Unabhängigkeit von Januar und Restjahresrenditen lässt darauf schließen, dass es den Januar Barometer Effekt, so er einmal in den USA existierte, spätestens seit 1965 nicht mehr gibt. Für alle anderen Länder die in die Untersuchung miteinbezogen wurden, konnte kein Januar Barometer Effekt nachgewiesen werden.

Die in einem zweiten Schritt durchgeführte Untersuchung, inwiefern auch andere Monate als Vorhersageinstrumente für das Vorzeichen der kumulierten Rendite der folgenden 11 Monate geeignet wären, ergab, dass die Vorhersagequalität des Januar Barometers durchwegs von anderen Monatsbarometern erreicht bzw. übertroffen wird. Dies gilt sowohl hinsichtlich der Renditen des S&P 500 zwischen 1928 und 1996 als auch für die MSCI Indexrenditen europäischer und aussereuropäischer Länder in den Jahren von 1970 bis 1996.

Einzig für den S&P 500 von 1940 bzw. 1950 bis 1996 bieten die Beobachtungen also einen Anhaltspunkt für das Januar Barometer. In diesem Zeitraum stehen die Januarrenditen zu den Restjahresrenditen in einem eindeutig anderen Ver-

hältnis als das bei allen anderen Monaten der Fall ist. Die Ergebnisse sind allerdings auch in diesem Fall nicht ausreichend um einen Barometereffekt zu belegen.

Fussnoten

- [1] Für eine Zusammenfassung der existierenden Ergebnisse zum Verhalten von Aktienrenditen bzw. der Effizienzmarkthypothesen vgl. HAWAWINI/KEIM (1997) und DIMSON/MUSSAVIAN (1998).
- [2] Ein Überblick zu den Kalender-Anomalien findet sich beispielsweise in Siegel (1994), S. 266 ff.
- [3] Vgl. HENSEL/ZIEMBA (1995a), S. 69.
- [4] EAFE[®]: Europe, Australasia, Far East.
- [5] Vgl. HENSEL/ZIEMBA (1995b), S. 192.
- [6] Eine Übersicht der Auftretenswahrscheinlichkeit von positiven Januar- und Restjahresrenditen für einige Länder und Regionen findet sich in Tabelle 6 von HENSEL/ZIEMBA (1995b), S. 193–195.
- [7] In Klammern sind in jedem Feld die Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten einer solchen Beobachtung angegeben.
- [8] So treten positive Januarrenditen mit einer Wahrscheinlichkeit von 52% auf, die Häufigkeit positiver Restjahresrenditen beläuft sich auf 56%. Bei Unabhängigkeit beider Ereignisse sollte die Kombination dieser beiden also mit einer Wahrscheinlichkeit von $0.52 \times 0.56 = 0.29$ auftreten. In 27 Jahren erwarten wir daher, diese Kombination $27 \times 0.29 = 7.8$ mal zu beobachten.
- [9] Vgl. BOSCH (1996), S. 448.
- [10] BRÜNING/TREMKLER (1978), S. 246 empfehlen schon bei $n < 40$ die Verwendung des exakten Tests von Fisher.
- [11] Vgl. z.B. BLEYMÜLLER/GEHLERT/GÜLICHER (1988), S. 131, BOHLEY (1991), S. 632 und BRÜNING/TREMKLER (1978), S. 242.
- [12] Die Wahrscheinlichkeit von 1 ergibt sich aus der diskreten Eigenschaft der hypergeometrischen Verteilung und der gewählten Methodik zur Berechnung der zweiseitigen Wahrscheinlichkeiten für den Fisher Test. Wir folgen in unseren Berechnungen dem Ansatz in AGRESTI (1992), S. 135–(b).
- [13] Vgl. HENSEL/ZIEMBA (1995a), S. 68
- [14] Vgl. HENSEL/ZIEMBA (1995b), S. 189 und HENSEL/ZIEMBA (1995a), S. 68
- [15] Die betrachteten Länder sind: Australien (Steuerjahr von Juli bis Juni), Japan und UK (Steuerjahr von April bis März).
- [16] „[...] *the very fact that January returns are usually high and are expected to be so is another possible reason*“ vgl. HENSEL/ZIEMBA (1995b), S. 192.
- [17] HENSEL/ZIEMBA verwenden einen χ^2 Test für die gesamte Periode (1926–1993) und verwerfen die Nullhypothese der Unabhängigkeit auf dem 5% Signifikanzniveau. Vgl. HENSEL/ZIEMBA (1995a), S. 70.
- [18] Man beachte, dass unser Datenset den Zeitraum von 1970 bis 1996 abdeckt, während jenes von HENSEL/ZIEMBA (1995b) um drei Jahre kürzer ist. Für die Ergebnisse ist es irrelevant, welche Periode gewählt wird. Lediglich die statistischen Tests gewinnen an Aussagekraft. Die von uns gefundenen (nicht gezeigten) Erfolgsraten über die kürzere Periode stimmen im übrigen mit den Ergebnissen von HENSEL/ZIEMBA(1995b) überein.
- [19] Auch ein unkorrigierter χ^2 Test (Ergebnisse nicht angeführt), der bei kleinen Grundgesamtheiten die Tendenz hat, die Nullhypothese zu oft zu verwerfen (vgl. BOSCH, 1996, S. 438), führt zu keiner Ablehnung auf dem 5% Signifikanzniveau.
- [20] Auch hier führt die Verwendung des χ^2 Tests zu identen Ergebnissen.

Literatur

- AGRESTI, A. (1992): „A survey of exact inference for contingency tables“, *Statistical Science* 7, pp. 131–153.
- BANZ, R. (1981): „The relationship between return and market value of common stocks“, *Journal of Financial Economics* 9, pp. 3–18.
- BASU, S. (1977): „The investment performance of common stocks in relation to their price to earnings ratio: A test of the efficient market hypothesis“, *Journal of Finance* 32, pp. 663–682.
- BLEYMÜLLER, J., G. GEHLERT und H. GÜLICHER (1988): *Statistik für Wirtschaftswissenschaftler*, 5. Auflage, München: Verlag Franz Vahlen.
- BOSCH, K. (1996): „Grosses Lehrbuch der Statistik“, München: R. Oldenbourg Verlag.
- BRÜNING, H. und G. TRENKLER (1978): *Nichtparametrische statistische Methoden*, Berlin: Walter de Gruyter.
- DEBOND, W. und R. THALER (1985): „Does the stock market overreact?“, *Journal of Finance* 40, pp. 793–805.
- DIMSON, E. und M. MUSSAVIA (1998): „A brief history of market efficiency“, *European Financial Management* 4, pp. 91–103.
- FAMA, E. (1970): „Efficient capital markets: A review of theory and empirical work“, *Journal of Finance* 25, pp. 383–417.
- FAMA, E. (1991): „Efficient capital markets: II“, *Journal of Finance* 46, pp. 1575–1617.
- HAWAWINI, G. und D. KEIM (1997): „The cross section of common stock returns: A review of the evidence and some new findings“, INSEAD Working Paper.
- HENSEL, C. R. und W. T. ZIEMBA (1995a): „The January Barometer“, *The Journal of Investing*, Summer, pp. 67–70.
- HENSEL, C. R. und W. T. ZIEMBA (1995b): „The January Barometer: European, North American, Pacific and Worldwide Results“, *Finanzmarkt und Portfolio Management* 9, pp. 187–196.
- HIRSCH, Y. (1986): „Don't Sell Stocks on Monday“, New York: Facts on File Publications.
- MEHRA, R. und E. PRESCOTT (1985): „The equity risk premium: A puzzle“, *Journal of Monetary Economics* 15, pp. 145–161.
- POTERBA, J. und L. SUMMERS (1988): „Mean reversion in stock prices: Evidence and implications“, *Journal of Financial Economics* 22, pp. 27–59.
- SAMUELSON, P. (1965): „Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly“, *Industrial Management Review* 6, pp. 41–49.
- SCHWERT, G. W. (1990): „Indexes of U.S. Stock Prices from 1802 to 1987“, *Journal of Business* 63, pp. 399–426.
- SHARPE, W. (1966): „Mutual fund performance“, *Journal of Business* 39, pp. 119–138.
- SHILLER, R. (1981): „Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?“, *American Economic Review* 71, pp. 421–436.
- SIEGEL, J. J. (1994): *Stocks for the long run*, Chicago: Irwin.
- TREYNOR, J. (1965): „How to rate management of investment funds“, *Harvard Business Review* 43, pp. 63–75.