

Een maandelijks patroon in aandelenrendementen

Drs. S. Bouman en Drs. B. Jacobsen

FINANCIERING

1 Inleiding¹

Volgens de semi-stringente variant van de efficiënte markthypothese is het voor een belegger, die gebruik maakt van technische of fundamentele analyse, niet mogelijk om de markt te verslaan. Deze hypothese stelt dat alle informatie die bij deze vormen van analyse wordt gebruikt al in de koersen is verwerkt. De laatste decennia is echter duidelijk geworden dat er een aantal uitzonderingen - meestal aangeduid als anomalieën - bestaat. Onderzoekers ontdekten, gebruikmakend van enorme databanken met koersen en andere historische gegevens, dat financiële markten in de praktijk mogelijk toch niet zo efficiënt zijn als eerder werd aangenomen. Enerzijds zijn er anomalieën die suggereren dat bepaalde aandelen beter presteren dan andere. Zo blijken beleggers die middels *stock picking* een aandelenportefeuille opbouwen van uitsluitend fondsen met lage koers/winst-verhouding een beter rendementsperspectief te hebben (na correctie voor risico).² Anderzijds zijn er tijdsgereleerde anomalieën gevonden. Een belegger blijkt er verstandig aan te doen zijn aan- en verkopen te *timen*; ook hiermee kan hij zijn rendementsverwachting vergroten.

In dit artikel zal dieper worden ingegaan op één van deze laatstgenoemde anomalieën; het bestaan van een maandelijks patroon in aandelenrendementen. In paragraaf 2 wordt een overzicht gegeven van de meest recente literatuur over dit onderwerp. In paragraaf 3 beschrijven wij het door ons onderzochte databestand. Tevens presenteren wij een regressiemodel dat door ons is gebruikt om te onderzoeken of dit fenomeen op dertien effectenbeurzen, waaronder Nederland, aanwezig is. In tegenstelling tot de meeste andere onderzoeken houden wij in ons onderzoek reke-

ning met bepaalde eigenschappen van aandelenrendementen, zoals de onderlinge afhankelijkheid van opeenvolgende rendementen. Bovendien onderzoeken wij een relatief lange en meer recente periode van 21 jaar. Vervolgens bespreken wij in paragraaf 4 de resultaten van ons onderzoek en de implicaties van deze resultaten. In paragraaf 5 bekijken we mogelijke oorzaken die ten grondslag kunnen liggen aan dit maandelijks patroon en de relatie met andere kalenderanomalieën. Het artikel wordt afgesloten met paragraaf 6, waarin de belangrijkste conclusies worden weergegeven.

2 Het maandelijks effect

Het 'intramonth-effect' is een van die anomalieën waar de belegger profijt van kan trekken bij de timing van zijn aan- en verkopen van effecten. Deze anomalie houdt in dat aandelenmarkten gemiddeld in het eerste deel van elke maand beter presteren dan in het resterende gedeelte. Het bestaan van een intramonth-effect is eigenlijk pas wereldwijd bekend geworden in 1987. Vele tientallen jaren was dit fenomeen echter al bekend bij marktanalisten. In 1966 heeft de bekende Amerikaanse marktanalist Arthur Merrill in zijn boek 'Behavior of prices on Wall Street' het bestaan van een maandelijks patroon in aandelen-

Drs. S. Bouman is werkzaam als portefeuillebeheerder bij ING Investment Management. Hij schreef dit artikel op persoonlijke titel. Drs. B. Jacobsen is verbonden als universitair docent aan de vakgroep Financieel Management van de Faculteit der Economische Wetenschappen en Econometrie van de Universiteit van Amsterdam. Beide auteurs studeerden economie aan de Universiteit van Amsterdam.

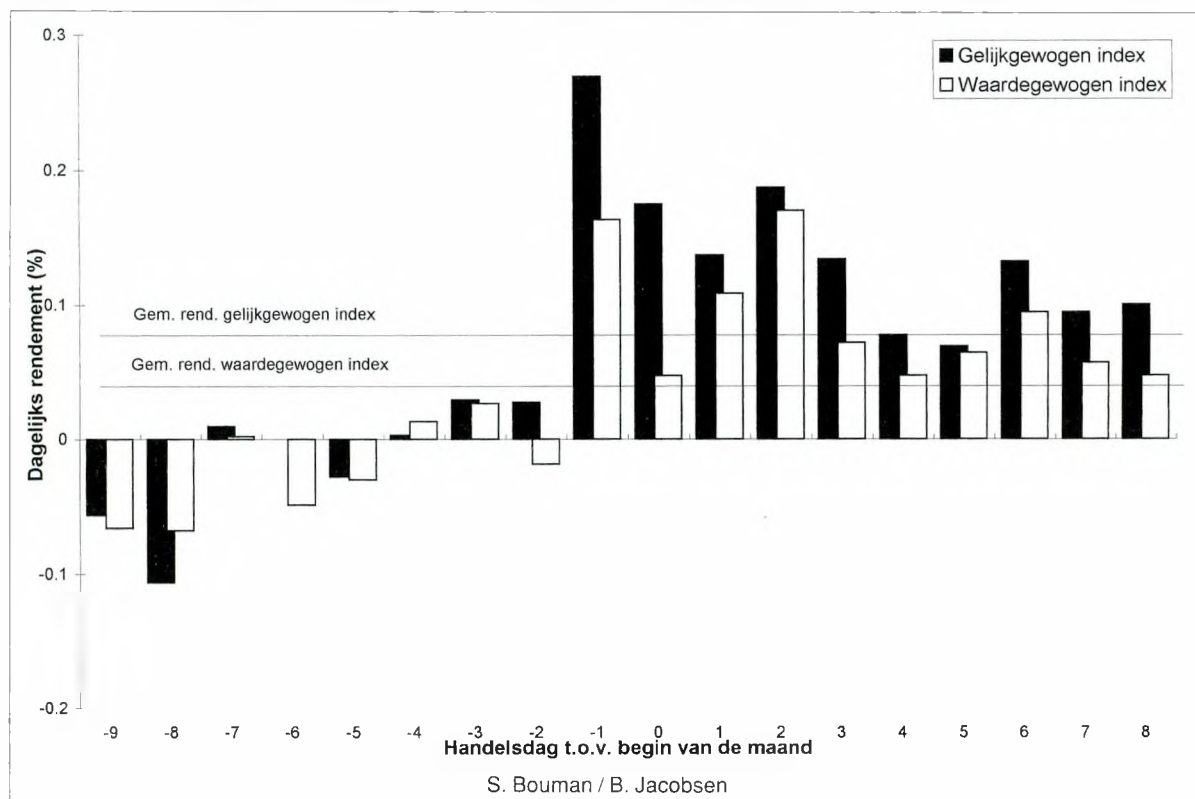
rendementen beschreven. Pas vanaf begin jaren tachtig is de interesse in de academische wereld voor onderzoek naar tijdsgelateerde anomalieën volop op gang gekomen. Het heeft hierna nog een aantal jaren geduurd voordat duidelijk werd dat er daadwerkelijk een maandelijks effect bestond. Uiteindelijk was het Ariel (1987) die het bestaan van het intramonth-effect aantoonde voor de New York Stock Exchange (NYSE) en de American Stock Exchange (AMEX). Hij vond dat de gemiddelde rendementen voor aandelen op de bovengenoemde beurzen alleen positief zijn gedurende de eerste helft van de maand en de laatste dag van de vorige maand. Gedurende het resterende deel van elke maand zijn de rendementen negatief of verschillen niet significant van nul. Deze resultaten zijn af te leiden uit figuur 1, waar de gemiddelde rendementen per handelsdag zijn weergegeven voor een waardegewogen en gelijkgewogen index.

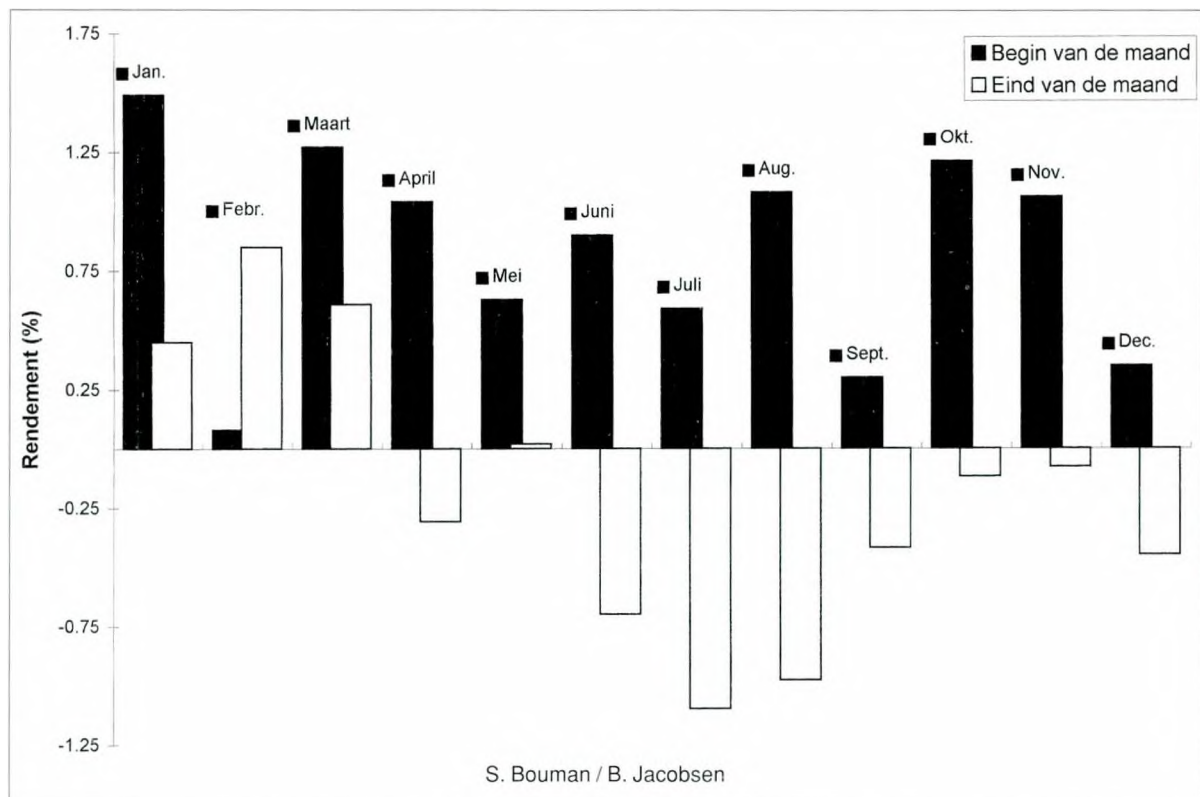
Uit deze figuur blijkt dat het effect sterker is voor de gelijkgewogen index. Dit houdt in dat

voor kleine ondernemingen het effect groter lijkt te zijn. In de gelijkgewogen index wordt immers geen onderscheid gemaakt tussen de beurswaarde van kleine en grote ondernemingen, waardoor het aandeel van kleine ondernemingen in de index relatief groot is ten opzichte van de naar beurswaarde gewogen index. Dit verschil wordt echter bijna geheel in de maand januari veroorzaakt; de maand waarin kleine ondernemingen traditioneel beter presteren dan de grotere beursfondsen. Daarnaast valt uit figuur 2 af te leiden dat het effect in de Verenigde Staten gedurende bijna het gehele jaar opgeld doet; alleen in de maand februari is er sprake van een omgekeerd intramonth-effect.

In 1989 hebben Jaffe en Westerfield het intramonth-effect onderzocht voor Australië, Canada, Japan en Engeland. Australië en in mindere mate Canada bleken dezelfde significante resultaten op te leveren als de Verenigde Staten. Japan liet een tegenovergesteld effect zien. Ziemba (1991) heeft echter dezelfde analyse voor

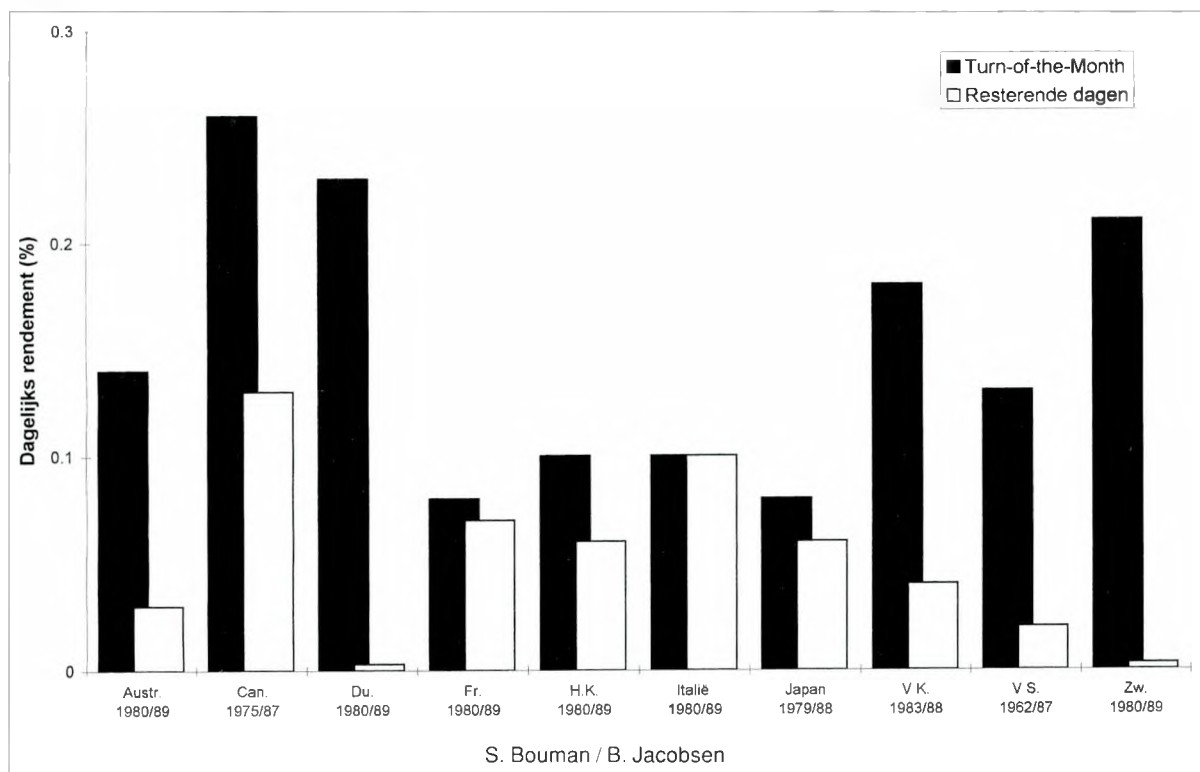
Figuur 1: Histogrammen van de gemiddelde dagelijkse rendementen van 9 dagen voor en 9 dagen na de start van elke maand voor de gelijk- en waardegewogen CRSP-indices van aandelen van de NYSE en AMEX tussen 1-1-1963 en 1-12-1981. Het gemiddelde rendement voor beide indices (zie beide lijnstukken) is het dagelijks gemiddelde van de rendementen van alle dagen van de maand (Bron: Ariel, 1987).





Figuur 2: Het 'Intramonth'-effect per maand voor de waardegewogen CRSP-index van aandelen van de NYSE en AMEX tussen 1-1-1963 en 1-12-1981 (Bron: Keim, 1986).

Figuur 3: Het 'Turn-of-the-Month'-effect voor indices van diverse aandelenbeurzen. De 'Turn-of-the-Month'-dagen zijn gedefinieerd als de laatste en de eerste drie dagen van de maand (Bron: Cadsby en Ratner, 1992).



Japan over een langere periode uitgevoerd en vond voor Japan wel degelijk een intramonth-effect.

Ten slotte waren het Lakonishok en Smidt (1988) die het intramonth-effect aanscherpten tot het 'turn-of-the-month-effect'. De laatste dag van de vorige maand en de eerste drie dagen van de nieuwe maand bleken verantwoordelijk te zijn voor bijna alle positieve rendementen van de Dow Jones Industrial Average (DJIA). Cadsby en Ratner (1992) vonden dat dezelfde dagen significant hogere rendementen lieten zien in Australië, Hong Kong en Engeland op 5% betrouwbaarheidsniveau, en in Canada, Duitsland, Verenigde Staten en Zwitserland op 1% niveau. In figuur 3 worden de rendementen van de turn-of-the-month-periode vergeleken met de resterende periode van de maand. Alleen in Italië, Frankrijk en Japan zijn de rendementsverschillen minimaal. Agrawal en Tandon (1994) stelden vast dat in 10 van de 18 door hun onderzochte landen het cumulatief rendement over deze vier dagen significant hoger was dan dat van de gemiddelde vierdaagse periode van de maand.

3 Data en methodologie

In ons onderzoek is een dataset gebruikt die bestaat uit reeksen van dagrendementen van indices van dertien internationale aandelenmarkten in de periode van 1 januari 1973 tot en met 31 december 1993 (Australië, België, Canada, Duitsland, Frankrijk, Hong Kong, Italië, Japan, Nederland, Singapore, Verenigd Koninkrijk, Verenigde Staten en Zwitserland). Deze rendementen hebben wij berekend aan de hand van het verschil in de natuurlijke logaritmen van opeenvolgende slotkoersen, die afkomstig zijn van Datastream. Deze koersen zijn niet gecorrigeerd voor vakantiedagen en dividenduitkeringen, waardoor bij het berekenen van het rendement dividenden buiten beschouwing zijn gelaten.³ Het bestaan van een intramonth- en turn-of-the-month-effect kan worden getoetst met behulp van het onderstaande model.

$$r_t = \mu + \gamma r_{t-1} + \alpha_1 \text{INTRA}_t + \alpha_2 \text{CR}'87_t + \epsilon_t \quad (1)$$

met $\epsilon_t = r_t - E_{t-1}[r_t]$

waarin r_t het rendement van dag t vertegenwoordigt, μ een constante is, γ een coëfficiënt is die corrigeert voor kortetermijn correlatie, en ϵ_t de storingsterm is.⁴ INTRA_t is een dummy-variabele

die de waarde 1 aanneemt als t valt op de handelsdagen -1 tot en met +8 en de waarde 0 aanneemt gedurende de resterende dagen.⁵ De coëfficiënt α_1 meet de grootte van het intramonth-effect. Het turn-of-the-month-effect meten wij door de dummy INTRA_t te vervangen door TOM_t . Dit resulteert in:

$$r_t = \mu + \gamma r_{t-1} + \alpha_1 \text{TOM}_t + \alpha_2 \text{CR}'87_t + \epsilon_t \quad (1')$$

met $\epsilon_t = r_t - E_{t-1}[r_t]$

Deze laatstgenoemde dummy-variabele neemt de waarde 1 aan als t valt op de handelsdagen -1 tot +3 en de waarde 0 anderszins. $\text{CR}'87_t$ is een dummy-variabele die corrigeert voor de beurskrach van 19 oktober 1987 op de internationale aandelenbeurzen⁶ (Dat wil zeggen op 19 oktober heeft deze dummy de waarde 1 en op alle andere dagen de waarde 0).

Alvorens wij onze onderzoeksresultaten presenteren lichten wij enige facetten van deze regressievergelijking nader toe. Wij corrigeren voor autocorrelatie middels de term γr_{t-1} aangezien in recente onderzoeken (onder meer Lo en MacKinlay, 1988) is aangetoond dat dit verschijnsel kan optreden bij dagelijkse data van indices. De verklaring hiervoor is gelegen in het zogenaamde *non-synchronous trading*. Dit kan optreden wanneer in een index een aantal aandelen voorkomt waarin niet frequent wordt gehandeld. In dat geval kan het effect van informatie die de prijzen van alle aandelen beïnvloedt (bijvoorbeeld een onverwachte renteverandering) meerdere dagen doorwerken in de index. Dit veroorzaakt positieve afhankelijkheid in de opeenvolgende aandelenrendementen.

De storingsterm ϵ_t geeft aan in hoeverre de geconditioneerde verwachting (geconditioneerd op de informatie die beschikbaar is op tijdstip $t-1$) over r_t afwijkt van de uiteindelijke realisatie r_t . Alhoewel in veel onderzoeken wordt uitgegaan van normaal en onafhankelijk verdeelde storingen met constante variantie zijn deze aannames voor onderzoek waarbij gebruik wordt gemaakt van dagelijkse rendementen te restrictief. Immers bij genoemde aannames voor de storingen neemt men aan dat ook de rendementen normaal verdeeld zijn en dat de variantie van de rendementen constant is door de tijd. Inmiddels is welbekend dat deze twee aannames voor dagelijkse rendementen niet opgaan. De verdeling van dagelijkse rendementen

heeft dikkere staarten dan een normaalverdeling. Ook de variantie is niet constant door de tijd. Aandelenrendementen vertonen een clustering van volatiliteit. Dit wil zeggen dat turbulente perioden op de beurs (hoge variantie) worden afgewisseld met rustige perioden (lage variantie).

Bij gebruik van een voldoende grote steekproef kunnen deze aannames eenvoudig vervangen worden door minder stringente aannames die wel recht doen aan bovengenoemde verschijnselen (de storingsterm is ongecorrleerd met de regressoren, de storingstermen vertonen geen autocorrelatie en

de storingsterm heeft een verwachting van nul). Dit heeft tot gevolg dat men standaardfouten dient aan te passen voor heteroskedasticiteit (White, 1980). Ons onderzoek baseren wij op deze set van minder stringente aannames.

4 Onderzoeksresultaten en implicaties

Tabel 1 geeft de resultaten van model 1 en 1¹ weer. De tweede kolom representeert de waarde van de constante μ die de keerzijde van het intramonth-effect meet (het gemiddelde rendement

Tabel 1: Resultaten van regressievergelijking 1 en 1¹

Het 'Intramonth'- en het 'Turn-of-the-Month'-effect voor 13 aandelenbeurzen vanaf januari 1973 tot en met december 1993, gecorrigeerd voor de beurskrach van 1987 en eerste-orde autocorrelatie. De notaties a, b en c corresponderen met een betrouwbaarheidsniveau van respectievelijk 1, 5 en 10 procent. Tussen haakjes staat de – voor heteroskedasticiteit gecorrigeerde – standaardfout van de coëfficiënten vermeld.

<i>Land</i>	<i>Intramonth-effect</i>				<i>Turn-of-the-Month-effect</i>			
	$\mu (*10^3)$	γ	α_2	$\alpha_1 (*10^3)$	$\mu (*10^3)$	γ	α_2	$\alpha_1 (*10^3)$
Australië	-0.0205 [0.2114]	0.1655 ^a [0.0398]	-0.0463 ^a [0.0002]	0.7258 ^b [0.3027]	0.1421 [0.1771]	0.1661 ^a [0.0398]	-0.0465 ^a [0.0002]	0.7481 ^b [0.3659]
België	0.1436 [0.1274]	0.1947 ^a [0.0329]	-0.1157 ^a [0.0004]	0.1532 [0.1943]	0.1735 [0.1083]	0.1949 ^a [0.0329]	-0.1157 ^a [0.0004]	0.1818 [0.2374]
Canada	0.0097 [0.1271]	0.1861 ^a [0.0448]	-0.1126 ^a [0.0010]	0.4876 ^b [0.1999]	0.0677 [0.1114]	0.1859 ^a [0.0448]	-0.1126 ^a [0.0010]	0.7819 ^a [0.2386]
Duitsland	-0.0176 [0.1581]	0.0781 ^b [0.0327]	-0.0684 ^a [0.0005]	0.6039 ^b [0.2427]	-0.0128 [0.1334]	0.0767 ^b [0.0326]	-0.0684 ^a [0.0005]	1.3343 ^a [0.2987]
Frankrijk	0.4226 ^b [0.1965]	0.1653 ^a [0.0212]	-0.1035 ^a [0.0005]	-0.1738 [0.2905]	0.3864 ^b [0.1650]	0.1651 ^a [0.0212]	-0.1034 ^a [0.0005]	-0.1941 [0.3533]
Hong Kong	0.4034 [0.3502]	0.0774 ^a [0.0270]	-0.1190 ^a [0.0006]	0.1341 [0.5281]	0.4851 ^c [0.2937]	0.0774 ^a [0.0270]	-0.1191 ^a [0.0005]	-0.1419 [0.6665]
Italië	1.0592 ^a [0.2414]	0.1972 ^a [0.0225]	-0.0616 ^a [0.0005]	-1.7149 ^a [0.3405]	0.3758 ^c [0.1958]	0.2013 ^a [0.0225]	-0.0609 ^a [0.0004]	-0.1531 [0.3939]
Japan	0.2402 [0.1690]	0.1329 ^a [0.0447]	-0.0210 ^a [0.0002]	-0.0455 [0.2476]	0.1756 [0.1382]	0.1327 ^a [0.0447]	-0.0210 ^a [0.0002]	0.2490 [0.3176]
Nederland	0.0433 [0.1583]	0.0100 [0.0348]	-0.1095 ^a [0.0004]	0.6176 [0.2404]	0.1172 [0.1338]	0.0100 [0.0348]	-0.1096 ^a [0.0004]	0.9882 ^a [0.2997]
Singapore	-0.0342 [0.2586]	0.1586 ^a [0.0451]	-0.1313 ^a [0.0011]	0.6404 ^c [0.3752]	0.0685 [0.2130]	0.1585 ^a [0.0452]	-0.1314 ^a [0.0010]	0.8826 ^c [0.4601]
UK	0.3188 ^c [0.1877]	0.1461 ^a [0.0358]	-0.0909 ^a [0.0003]	0.1110 [0.2841]	0.2989 ^c [0.1590]	0.1459 ^a [0.0358]	-0.0909 ^a [0.0003]	0.3580 [0.3550]
US	0.1084 [0.1565]	0.1084 ^a [0.0291]	-0.1975 ^a [0.0015]	0.3583 [0.2408]	0.1132 [0.1323]	0.1080 ^a [0.0291]	-0.1975 ^a [0.0015]	0.7807 ^b [0.3050]
Zwitserland	-0.0255 [0.1387]	0.1160 ^a [0.0352]	-0.1180 ^a [0.0005]	0.4894 ^b [0.2083]	0.0390 [0.1160]	0.1161 ^a [0.0352]	-0.1181 ^a [0.0005]	0.7504 ^a [0.2528]

op alle andere dagen van de maand); rendementen van dit gedeelte van de maand zijn als gevolg van dit effect relatief laag. In de vijfde kolom staan de schattingen van α_1 voor het intramonth-effect. Het bestaan van een turn-of-the-month-effect is op dezelfde wijze af te leiden uit de zesde en negende kolom. Ten slotte representeren de derde en zevende kolom, en de vierde en achtste kolom de waarde van respectievelijk de eerste orde autocorrelatie en de beurskrach van 1987. Tussen haakjes staat de - voor heteroskedasticiteit gecorrigeerde⁷ - standaardfout van de coëfficiënten vermeld ($\times 10^3$).

Onze resultaten tonen aan dat er in Australië, Canada, Duitsland, Nederland, Singapore, en Zwitserland een significant intramonth-effect bestaat. Italië vertoont een sterk tegenovergesteld beeld. Net als uit het onderzoek van Jaffe en Westerfield (1989) bleek, is in Australië en Canada het effect significant aanwezig. Wat opvalt is dat het effect niet significant aanwezig is in de Verenigde Staten, dit in tegenstelling tot de resultaten van Ariel (1987). De coëfficiënt α_1 is echter wel nog steeds veel groter dan μ . Het verschil in resultaten zou een gevolg kunnen zijn van het feit dat er in onze berekeningen met dividenduitkeringen geen rekening wordt gehouden. Gedurende het eerste gedeelte van de maand wordt er waarschijnlijk relatief meer dividend uitgekeerd (zie noot 3). Dit heeft dan tot gevolg dat de schattingen van de coëfficiënt α_1 in onze berekeningen lager uitvallen.

Het turn-of-the-month-effect is in precies dezelfde landen significant, maar daarnaast is nu ook de Verenigde Staten van de partij. In bijna alle landen is ook de coëfficiënt α_1 een stuk groter; het turn-of-the-month-effect is blijkbaar sterker dan het intramonth-effect.

Onze bevindingen komen in grote mate overeen met die van Cadsby en Ratner (1992), zoals weergegeven in figuur 3. Daarnaast zijn er ook enkele verschillen waar te nemen. In ons onderzoek is het effect in Engeland en Hong Kong niet significant aanwezig. Het verschil met de bovengenoemde onderzoekers ligt waarschijnlijk in het feit dat zij een minder recente en meestal kortere periode hebben onderzocht, en niet altijd hebben gecorrigeerd voor beurscrashes, autocorrelatie en/of heteroskedasticiteit.

Wat ten slotte opvalt is dat de waarden van de coëfficiënten voor de eerste-orde autocorrelatie en de beurskrach bijna overal significant zijn. Alleen

de rendementen van de Nederlandse aandelenindex vertonen geen autocorrelatie. Dit is ook niet verbazingwekkend. De Nederlandse aandelenindex wordt gedomineerd door een aantal aandelen (Koninklijke Olie, Unilever en KPN) waarin relatief veel wordt gehandeld. Dit vermindert het effect van non-synchronous trading.

Er bestaat dus in een aantal landen een maandelijks patroon in aandelenrendementen; dit effect kan echter te klein zijn om er daadwerkelijk op te handelen. Elke maand zou men immers de aandelenmarkt moeten verlaten en de beschikbaar komende gelden tijdelijk moeten beleggen in bijvoorbeeld obligaties. Tweemaal per maand worden kosten gemaakt voor het doen van transacties. Een particuliere belegger betaalt in Nederland bij banken als ABN AMRO en ING een half procent om te switchen tussen een aandelen- en obligatiefonds. Institutionele beleggers en *market makers* werken met veel lagere kosten, maar ook de particuliere belegger kan zijn transactiekosten sterk drukken door gebruik te maken van futures.⁸ Dit blijkt echter niet op te wegen tegen de extra rendementen die men maakt.⁹ Hieruit blijkt dat deze effecten slechts interessant zijn voor beleggers die toch al van plan waren aandelen te kopen of te verkopen. Zij kunnen wel degelijk van deze effecten profiteren.

5 Mogelijke verklaringen en relaties met andere anomalieën

Niemand is er nog in geslaagd eensluidende oorzaken te vinden die de diverse kalenderanomalieën afdoende verklaren. Dit geldt ook voor het intramonth- en het turn-of-the-month-effect. De meest waarschijnlijke verklaring is de zogenaamde *month-end portfolio rebalancing* hypothese. Bedrijven en overheidsinstellingen betalen salarissen, bonussen, dividenden, rente en aflossingen van leningen over het algemeen aan het eind van de maand. Dit betekent dat beleggers dus relatief veel geld ontvangen aan het eind van iedere maand. Uit een artikel van Ritter (1988) valt op te maken dat beleggers deze kasoverschotten vaak snel herinvesteren. Ogden (1990) laat zien dat er een direct verband bestaat tussen rendement en de verwachte kasoverschotten van beleggers. Dit zou uiteraard tot gevolg moeten hebben dat het handelsvolume op de beurzen relatief hoog is rond de maandwisseling (en vooral rond de jaarwisseling).

Het onderzoek van Pettengill en Jordan (1988) voor de NYSE bevestigt deze conclusie. Gelet op de afwezigheid in het onderzochte databestand van omzet- en kaspositiegegevens, is bovenstaande hypothese door ons niet getest.

Een andere verklaring die in de literatuur wordt genoemd is *window-dressing*. Institutionele beleggers verkopen aan het eind van de maand die aandelen die het slecht hebben gedaan. Bij hun evaluatie aan het eind van elke maand komen deze aandelen dan niet voor in hun portefeuille-overzicht. Dezelfde - over het algemeen kleine en speculatieve - aandelen worden weer gekocht aan het begin van de maand. Dit argument gaat, volgens Cadsby en Ratner (1992), echter niet op voor elke maand. Alleen in de maanden die een kwartaal opvolgen (januari, april, juli en oktober) wordt window-dressing toegepast, en dit geldt in sterke mate voor januari.¹⁰

Daarnaast bestaat er de *earnings news causal factor* hypothese. Deze hypothese stelt dat beursgenoteerde ondernemingen er de voorkeur aan geven positief nieuws over hun financiële resultaten gedurende het eerste deel van de maand (in het bijzonder kwartaal) bekend te maken. Met de openbaring van negatief nieuws wachten ze liever tot na de publicatie van het kwartaalverslag. Peterson (1990) kan echter geen bewijs vinden dat deze hypothese het maandelijks effect veroorzaakt.

Volgens de moderne financieringstheorie zouden de hoge aandelenrendementen rondom de maandwisseling moeten samengaan met een hogere risicograad. Als maatstaf om dit risico voor aandelenindices te meten wordt meestal de standaarddeviatie gebruikt. Uit ons onderzoek blijkt dat de standaarddeviatie van deze rendementen in het merendeel van de onderzochte aandelenmarkten lager is vergeleken met de standaarddeviatie van de rendementen van de rest van de maand. De voor de hand liggende oorzaak van een hogere risicograad kan het maandelijks effect dus niet verklaren.

Uit het onderzoek van Ariel (1987) bleek dat het maandelijks effect niet kan worden veroorzaakt door een dividendeffect. De resultaten konden bovendien niet verklaard worden door *outliers*; dit maakt het moeilijk het bestaan van het effect toe te wijzen aan toeval. Bij technisch analisten was het al zeker vanaf 1976 bekend dat

naast het eerste deel ook de laatste dag van de maand hogere rendementen liet zien. Hieruit kan geconcludeerd worden dat het *datamining* probleem niet relevant is, mede omdat gedurende de onderzochte subperiode na 1977 het maandelijks effect ook significant was. Daarnaast heeft Ariel bekeken of andere anomalieën, zoals het welbekende 'januari-effect' en het 'day-of-the-week-effect', verantwoordelijk zijn voor de gevonden resultaten. Dit bleek slechts ten dele het geval te zijn.

De eerste dagen van januari worden op veel aandelenbeurzen gekenmerkt door gemiddeld hoge aandelenrendementen. Dit januari-effect zou dus mogelijk gerelateerd kunnen zijn aan het geobserveerde maandelijks effect. Het day-of-the-week-effect houdt in dat rendementen gemiddeld op vrijdag relatief hoog zijn en op maandag relatief laag. Volgens Ariel bestaat er geen relatie tussen het day-of-the-week-effect en het maandelijks effect, omdat het aantal vrijdagen en maandagen gelijk over de maand is verdeeld. Ons inziens sluit dit echter niet uit dat het day-of-the-week-effect en het maandelijks effect gerelateerd kunnen zijn. Dit day-of-the-week-patroon is door vele wetenschappers onderzocht en aangetoond op basis van gemiddelde dagrendementen over een bepaalde periode: de mogelijkheid blijft bestaan dat vrijdagen gedurende het eerste deel van de maand (en de laatste handelsdag) een relatief hoger rendement opleveren in vergelijking met alle vrijdagen. Daarnaast is het ook mogelijk dat de maandagen juist een relatief lager rendement opleveren wanneer deze niet vallen in deze periode.

Het januari-effect en het day-of-the-week-effect kunnen dus zeer wel gerelateerd zijn aan het intramonth- en turn-of-the-month-effect. Regressie-vergelijking 1 kunnen we eenvoudig uitbreiden door het opnemen van 6 nieuwe dummies. Dit stelt ons in staat om de bovenstaande hypothesen te toetsen.

$$r_t = \mu + \gamma r_{t-1} + \alpha_1 \text{INTRA}_t + \alpha_2 \text{CR}^*87_t + \alpha_3 \text{JAN1}_t + \alpha_4 \text{JAN2}_t + \alpha_5 \text{MOND1}_t + \alpha_6 \text{MOND2}_t + \alpha_7 \text{FRID1}_t + \alpha_8 \text{FRID2}_t + \epsilon_t \quad (2)$$

met $\epsilon_t = r_t - E_{t-1}[r_t]$

De dummies JAN1_t , MOND1_t en FRID1_t zijn gelijk aan 1 gedurende respectievelijk het eerste gedeelte van de maand januari, elke maandag en vrijdag die valt in het eerste gedeelte van de maand. Voor de dummies JAN2_t , MOND2_t en FRID2_t geldt het omgekeerde: deze krijgen de

waarde 1 gedurende respectievelijk, het tweede gedeelte van de maand januari, elke maandag en vrijdag die valt in het tweede gedeelte van de maand. Het eerste gedeelte van de maand is gelijk aan de handelsdagen -1 tot en met +8 als de intramonth-dummy in de vergelijking is opgenomen, en van -1 tot en met +3 voor de turn-of-the-month-dummy.¹¹

Voor ons onderzoek zijn nu de volgende vragen relevant.

- Blijft het intramonth-effect significant wanneer we in de regressie-vergelijking ook rekening

houden met het januari-effect en het day-of-the-week-effect? Dit valt te toetsen aan de hand van de significantie van de coëfficiënt α_1 .

- Zijn het januari-effect en het day-of-the-week-effect relatief sterker in het eerste of tweede gedeelte van de maand (dat wil zeggen in de intramonth-periode of buiten de intramonth-periode)? Dit valt te toetsen met behulp van de coëfficiënten α_1 tot en met α_8 .

De resultaten van vergelijking 2 zijn weergegeven in tabel 2.

Tabel 2: Resultaten van regressievergelijking 2

Het 'intramonth'-effect voor 13 aandelenbeurzen vanaf januari 1973 tot en met december 1993, gecorrigeerd voor het 'Januari'-, het 'Maandag'- en het 'Vrijdag'-effect. Bovendien is er rekening gehouden met de beurskrach van 1987 en eerste-orde autocorrelatie. Alle resultaten zijn vermenigvuldigd met 10^3 . De notaties a, b en c corresponderen met een betrouwbaarheidsniveau van respectievelijk 1, 5 en 10 procent. Tussen haakjes staat de – voor heteroskedasticiteit gecorrigeerde – standaardfout van de coëfficiënten vermeld.

Land	μ	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	α_1
Australië	0.1911 [0.2799]	0.8062 [0.7781]	0.9306 [0.6497]	-0.5412 [0.6214]	-1.5231 ^a [0.5431]	0.9452 ^c [0.5127]	0.0246 [0.4919]	0.3637 [0.4090]
België	0.1815 [0.1638]	0.6456 [0.6393]	1.3230 ^b [0.4693]	-0.3276 [0.3717]	-0.8882 ^a [0.3469]	0.8069 ^b [0.3871]	-0.1065 [0.3136]	-0.0369 [0.2520]
Canada	0.3172 ^c [0.1670]	-0.0208 [0.5948]	0.7377 ^c [0.4222]	-1.2480 ^a [0.3883]	-2.0209 ^a [0.3328]	0.6866 ^c [0.4004]	0.1156 [0.3154]	0.2963 [0.2664]
Duitsland	0.2053 [0.1969]	1.0861 [0.7668]	-0.4287 [0.6656]	-0.5927 [0.5089]	-1.1134 ^b [0.4748]	0.4240 [0.4606]	0.1602 [0.3627]	0.3251 [0.3021]
Frankrijk	0.6859 ^a [0.2498]	1.5492 [0.9835]	0.6379 [0.6734]	-2.5463 ^a [0.5315]	-2.4002 ^a [0.5402]	0.2302 [0.5165]	0.7592 [0.4892]	-0.2944 [0.3888]
Hong Kong	0.7369 ^c [0.4139]	4.1301 ^a [1.1666]	2.4004 ^b [1.0757]	-1.0871 [1.1918]	-2.7862 ^b [1.1477]	1.9115 ^b [0.9067]	0.0119 [0.7889]	-0.7129 [0.6534]
Italië	1.0839 ^a [0.3075]	2.3460 ^a [0.7215]	1.4954 ^b [0.7578]	-1.5187 ^b [0.6629]	-1.4291 ^b [0.6975]	1.3333 ^b [0.5661]	0.6394 [0.5468]	-1.8965 ^a [0.4500]
Japan	0.3492 [0.2182]	-0.0168 [0.6178]	0.2127 ^b [0.4988]	0.3007 [0.5096]	-0.9300 ^b [0.4618]	1.0600 ^b [0.4515]	-0.1655 [0.3907]	-0.4334 [0.3256]
Nederland	0.3304 [0.2068]	1.2134 [0.7550]	1.4860 ^a [0.5714]	-0.7073 [0.4915]	-1.8672 ^a [0.4374]	0.2245 [0.4299]	-0.2644 [0.3742]	0.3296 [0.3159]
Singapore	0.2258 [0.3211]	3.3112 ^a [1.0242]	2.9004 ^a [0.9441]	-0.5729 [0.7352]	-1.8959 ^a [0.7026]	1.0474 [0.7052]	-0.7237 [0.6707]	0.0089 [0.4741]
UK	0.5998 ^b [0.2439]	-0.0836 [0.8023]	2.7941 ^a [0.7849]	-1.4027 ^b [0.5614]	-2.8051 ^a [0.4938]	0.8562 [0.5620]	0.1218 [0.4505]	-0.0500 [0.3730]
US	0.3268 [0.2022]	-0.1933 [0.7920]	1.0608 ^b [0.5369]	-0.5989 [0.4908]	-1.2748 ^a [0.4272]	0.0482 [0.4501]	-0.3151 [0.3959]	0.2701 [0.3170]
Zwitserland	0.2614 [0.1663]	1.4103 ^c [0.7205]	0.4620 [0.5453]	-0.6672 [0.4252]	-1.8670 ^a [0.4361]	0.6885 ^c [0.3527]	0.1903 [0.3196]	0.0799 [0.2622]

De tweede kolom geeft de resultaten voor de geschatte constante; de laatste kolom geeft de schattingen voor het intramonth-effect. In de tussenliggende kolommen worden de resultaten voor de overige dummies weergegeven. Opvallend is dat het intramonth-effect nu in geen enkel land (afgezien van Italië) meer significant is. In Italië is het intramonth-effect nadat we rekening houden met de andere effecten nog steeds significant negatief. Voor alle overige landen waar we in eerste instantie een significant positief intramonth-effect vonden blijkt dit effect nu niet langer significant aanwezig. Voor deze aandelenmarkten is de coëfficiënt α_1 nog wel positief. Uit onze data-analyse blijkt dat voor alle landen, afgezien van Japan, de maandagdummies negatief zijn. Opvallend is dat juist de maandagen die niet in de intramonth-periode vallen een relatief lager rendement opleveren dan de overige maandagen. In alle gevallen zijn de rendementen voor de eerstgenoemde maandagen significant negatief. Een soortgelijke constatering geldt voor de vrijdagen. Echter daar zijn juist de rendementen op vrijdagen in de intramonth-periode hoger dan op de andere vrijdagen. De resultaten voor de januari-dummy zijn minder geprononceerd. Samenvattend bevestigen deze resultaten onze eerder gestelde hypothese dat het maandelijks effect voor een groot gedeelte gerelateerd is aan het day-of-the-week-effect.

6 Slot

In dit artikel zijn dertien aandelenmarkten onderzocht op het bestaan van het intramonth- en het turn-of-the-month-effect, waarvan - voorzover wij weten - een aantal markten nog niet eerder waren geanalyseerd. De analyse is bovendien toegepast op een recentere en langere periode vergeleken met eerdere onderzoeken. Op de meeste aandelenmarkten bleken de rendementen gedurende de eerste helft, en vooral de eerste dagen, van elke maand gemiddeld hoger. Onze resultaten tonen dat er in Australië, Canada, Duitsland, Nederland, Singapore, Zwitserland en de Verenigde Staten een significant maandelijks effect bestaat.

Deze gevonden resultaten zijn echter gemiddelden, die niets zeggen over de vraag onder welke omstandigheden het effect zich daadwerkelijk openbaart. Uit onze analyse bleek dat de rendementen op maandag in het tweede deel van

elke maand gemiddeld sterk negatief zijn, en dat veel aandelenmarkten in het eerste deel van de maand op vrijdag juist goed presteren. Dit suggereert dat het day-of-the-week-effect en het maandelijks effect verband met elkaar houden.

Naast wetenschappelijke waarde heeft dit onderzoek ook praktische waarde voor beleggers. Belangrijk is hierbij te beseffen dat het grootste deel van het resultaat op een portefeuille bepaald wordt door de spreiding van het vermogen over de beleggingscategorieën aandelen, deposito's, obligaties en vastgoed. Het op tijd overstappen van de ene naar de andere categorie bepaalt daarnaast een deel van het beleggingsresultaat. Het is dus voor de belegger belangrijk rekening te houden met tijdsgerelateerde anomalieën, zoals het maandelijks effect, bij het nemen van deze aan- en verkoopbeslissingen. De belegger moet echter in ogenschouw houden dat tijdreeks-analyse van aandelenkoersen een groot nadeel heeft: conclusies kunnen niet zomaar naar de toekomst worden geëxtrapoleerd. Eigenlijk geldt hier hetzelfde als waar beleggingsinstellingen voor waarschuwen in hun folders en advertenties: 'in het verleden behaalde resultaten bieden geen garantie voor de toekomst'.

LITERATUUR

- Agrawal A. en K. Tandon (1994), Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries, *Journal of International Money and Finance* 13, pp. 83-106.
- Ariel R.A. (1987), A monthly effect in stock returns, *Journal of Financial Economics* 18, pp. 161-174.
- Ariel R.A. (1988), Evidence of intra-month seasonality in stock returns, in E. Dimson (red.), *Stock market anomalies* (Cambridge, Mass.), pp. 109-122.
- Basu S. (1977), Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: A test of the efficient market hypothesis, *Journal of Finance* 32, pp. 663-682.
- Cadsby C.B. en M. Ratner (1992), Turn-of-month and preholiday effects on stock returns: Some international evidence, *Journal of Banking and Finance*, pp. 497-509.
- Gastineau G. en A. Madansky (1983), S&P 500 stock index future evaluations tables, *Financial Analysts Journal*, pp. 68-76.
- Jacobs B.I. en K.N. Levy (1988), Calendar anomalies: abnormal returns at calendar turning points, *Financial Analysts Journal*, pp. 28-39.

Jaffe J. en R. Westerfield (1989), Is there a monthly effect in stock market returns? Evidence from foreign countries, *Journal of Banking and Finance* 13, pp. 237-244.

Lakonishok J. en S. Smidt (1988), Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective, *Review of Financial Studies* 1, pp. 403-425.

Lakonishok J. (1994), A. Shleifer en R.W. Vishny, Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk, *Journal of Finance* 49, pp. 1541-1578.

Lo A.W. en A.C. MacKinlay (1988), Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies* 1, pp. 41-46.

Ogden J.P. (1990), Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for monthly and January effects, *Journal of Finance* 45, pp. 1259-1272.

Penman S.H. (1987), The distribution of earnings news over time and seasonalities in aggregate stock returns, *Journal of Financial Economics* 18, pp. 199-228.

Peterson D.R. (1990), Stock return seasonalities and earnings information, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, pp. 187-201.

Pettengill G.N. en B.D. Jordan (1988), A comprehensive examination of volume effects and seasonality in daily security returns, *Journal of Financial Research* 11, pp. 57-70.

Ritter J.R. (1988), The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year, *Journal of Finance* 43, pp. 707-717.

Ritter J.R. en N. Chopra (1989), Portfolio rebalancing and the turn-of-the-year effect, *Journal of Finance* 44, pp. 149-166.

Solnik B. (1993), The performance of international asset allocation strategies using conditioning information, *Journal of Empirical Finance* 1, pp. 33-55.

White H. (1980), A heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica* 48, pp. 817-838.

Ziemba W.T. (1991), Seasonality effects in Japanese futures markets, in Ziemba, Bailey and Hamao (red.), *Japanese financial market research* (Amsterdam: North-Holland).

NOTEN

1 De auteurs zijn Dennis Dannenburg, Kick Koster en de redactie van het MAB erkentelijk voor commentaar op een eerdere versie.

2 Zie bijvoorbeeld Basu (1977) of meer recent Lakonishok, Shleifer en Vishny (1994).

3 Wij verwachten niet dat dit een negatieve invloed zal uitoefenen op onze conclusies. Uit een onderzoek van Gastineau en Madansky (1983) bleek dat ondernemingen, die opgenomen zijn in de S&P 500 index, gedurende de maanden januari tot en met maart eerder meer dan minder dividend uitkeren in het begin van de maand in vergelijking met het eind van de maand. Als dit opgaat voor alle maanden in alle onderzochte landen, dan zal een eventueel aanwezig maandelijks effect zich sterker voordoen dan uit onze cijfers blijkt.

4 De standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit.

5 De gekozen periode [-1,+8] is dezelfde als Ariel (1988) heeft gebruikt voor zijn onderzoek.

6 'Zwarte Maandag' valt in het tweede gedeelte van de maand, en zou het intramonth-effect versterken als er geen dummy in onze vergelijking voor was opgenomen. Deze dummy voorkomt dat onze resultaten onbedoeld positief worden beïnvloed door de crash.

7 White (1980).

8 Solnik (1993) schat de transactiekosten in de VS voor future-contracten op 0.1 procent.

9 Als we uitgaan van transactiekosten van 0.2 procent om te switchen tussen de aandelen- en obligatiemarkt, dan blijkt een strategie op basis van het maandelijks effect - die had belegd in de aandelenmarktindex gedurende het eerste deel van elke maand en in kortlopend obligatiepapier gedurende de resterende periode - alleen in Australië en Canada meer op te leveren dan een buy-and-hold strategie in de aandelenmarkt (periode: januari 1973 tot en met december 1993). De portefeuille op basis van market timing is overigens minder risicovol, omdat ook belegd wordt in de minder risicovolle obligatiemarkt.

Als in deze berekeningen rekening gehouden wordt met dividend-uitkeringen, dan zal waarschijnlijk ook voor deze beide landen de strategie slechter presteren. Gedurende het tweede deel van elke maand worden de gelden immers in de obligatiemarkt belegd, waardoor er dividenduitkeringen misgelopen worden. Voor Hong Kong en Singapore konden geen berekeningen worden uitgevoerd; voor beide markten zijn geen data-reeksen beschikbaar van obligatie-rendementen.

10 Zie ook Jacobs en Levy (1989).

11 De resultaten voor het turn-of-the-month-effect rapporteren wij hier niet aangezien deze kwalitatief hetzelfde zijn als voor het intramonth-effect. Een tabel met resultaten is echter op aanvraag verkrijgbaar bij de auteurs.