

Een maandelijks patroon in aandelenrendementen: een reactie

Prof. Dr. P.S.H. Leeftang en Prof. Dr. E. Sterken

Inleiding

Bouman en Jacobsen bestuderen één van de beroemde anomalieën in de financiële economie: het maandelijks patroon in aandelenrendementen. Dit patroon houdt in dat rendementen de laatste handelsdag van de ene maand en de eerste acht handelsdagen van de volgende maand significant hoger zijn dan op de overige dagen. Een variant hierop, die bekend staat als het *turn-of-the-month effect*, gaat uit van de anomalie dat de rendementen op de laatste handelsdag van de maand en op de eerste *drie* dagen van de maand significant hoger zijn dan op andere dagen. Tevens besteden de auteurs aandacht aan anomalieën zoals het januari-effect en het dag-van-de-week effect. In navolging van buitenlandse studies schatten de auteurs differentievergelijkingen, waarin dummy-variabelen zijn opgenomen om de kalender-effecten te meten. De steekproefperiode beslaat 1973-1993 op maandbasis. Er worden twee modellen geschat voor 13 landen. Zowel het maandpatroon als het zogenaamde maandomslag-effect wordt in de analyse betrokken. Volgens de auteurs laten de schattingsresultaten zien dat de hypothese van het bestaan van een significant maandpatroon niet verworpen kan worden. Dit heeft grote gevolgen voor het beleggingsbeleid: met deze informatie kunnen beleggers op zeer eenvoudige wijze waarschijnlijke winsten behalen door aandelen juist voor het einde van de maand te kopen en ze aan het begin van de tweede week te verkopen.

Naar onze mening is het optimisme aangaande de mogelijke beleggingswinsten, dat door de auteurs opgewekt wordt, op zijn minst ten dele ongefundeerd. Er zijn twee hoofdgroepen van kritiek te geven. Ten eerste biedt de financiële theorie handvatten voor commentaar. Ten tweede hebben de auteurs met een aantal empirisch-technische aspecten onvoldoende rekening gehouden. In deze reactie worden beide aspecten belicht.

Theorie

Het artikel bestudeert de kloof tussen de semi-stringente vorm van de *efficiënte markt hypothese* en een vermeend systematisch patroon in aandelenrendementen. Deze hypothese stelt dat alle publiekelijk beschikbare informatie in de aandelenkoersen verwerkt is. Louter de beschikbaarheid van particuliere informatie kan tot koerswinsten leiden. Dit laatste geldt zeker niet voor de zogenaamde kalenderanomalieën: het verschijnsel dat op een bepaalde dag van het jaar, maand of week het in de koers geïmpliceerde rendement hoger of lager is dan op de overige dagen. Deze informatie is publiekelijk beschikbaar en kan aldus tot winstgevendende speculatie leiden. Als financiële markten in evenwicht zijn en geen handelsbelemmeringen ondervinden zal arbitrage aldus tot het opheffen van de anomalieën moeten leiden. Het feit dat dit (nog) niet gebeurt dient derhalve op haar oorzaken onderzocht te worden. Niet zozeer het optreden van de kalenderpatronen op zich is interessant, doch veeleer de verklaring van het waarom dient in het brandpunt van de belangstelling te staan.

Prof. Dr. P.S.H. Leeftang en Prof. Dr. E. Sterken zijn beiden verbonden aan de Vakgroep Bedrijfseconomie, Faculteit der Economische Wetenschappen, Rijksuniversiteit Groningen.

Het probleem, waar ook de auteurs door het gehele artikel heen mee worstelen, is allereerst de

verklaring welke kalenderanomalie nu eigenlijk relevant is. Is het het dag-van-de-week effect, het maandeffect of het januari-effect? Hoe dienen deze effecten uit elkaar gehouden te worden en hoe worden de regressie-experimenten voor deze effecten geconditioneerd? Vlak voor de conclusie beweren de auteurs dat het weekeffect en het maandeffect interacteren. Ook in de modelspecificatie komt dit punt terug. In het regressiemodel (2) is de eerste vrijdag van de maand januari met drie maal een dummy-waarde 1 opgezaald. Het is dan de vraag of de maandeffecten zuiver gemeten worden.

Een tweede probleem is de verklaring van het optreden van de kalendereffecten. De auteurs geven een aantal mogelijke verklaringen achteraf. Het ware netter geweest een aantal van deze verklaringen in het model op te nemen. Zo kan men bijvoorbeeld de datum waarop de overheid lonen uitbetaalt in het model meenemen. Ook had naar het aflopen van optiecontracten of naar perioden met politieke instabiliteit (Italië) gekeken kunnen worden. Men kan dan ook de hoogte van de betalingen en de omvang van de afgelopen contracten meenemen en aldus een hogere verklarende variantie van het rendement realiseren. Nu moeten de dummy-variabelen de te verklaren variantie voor hun rekening nemen. Bovendien geeft het opnemen van de dummy-variabelen alleen inzicht in de vraag of er sprake is van een maandeffect en niet de vraag waarom.

Een derde theoretisch probleem is de statistische aard van de tijdreeksen van aandelenrendementen. Zoals bekend leiden hoogfrequente financiële gegevens aan dikstaartigheid van de steekproefverdeling. Dit leidt onherroepelijk tot theoretische vragen. Blijkbaar voldoen financiële gegevens niet aan de eigenschappen van een normale verdeling en is de kans op padafhankelijkheid groot. Dit zou dan een verwerping van de Markov-eigenschap van de prijzen van financiële titels impliceren. Omdat financiële markten efficiënt zijn, bevatten prijzen alle relevante informatie en doen prijzen uit vorige perioden er niet meer toe. De toestand van de financiële markt op dit moment is onafhankelijk van de toestand in de vorige periode. Voor een studie als deze dienen de eigenschappen van de verdeling van de aandelenrendementen dus eerst onderzocht te worden. Zie hierover ook het commentaar op de empirie.

Een vierde punt van aandacht zou moeten zijn in hoeverre de 13 genoemde aandelenbeurzen met elkaar verbonden zijn. Het is goed voorstelbaar dat er sprake is van een maandeffect op de ene markt, hetgeen via arbitrage naar de overige markten overgebracht wordt. Zo kan het in theorie voorkomen, dat slechts één markt het maandpatroon kent en de overige 12 markten volgers zijn.

Empirie

De belangrijkste vraag met betrekking tot de doelstelling van dit onderzoek is of er significante verschillen zijn tussen aandelenrendementen aan het eind en begin van de maand en aandelenrendementen op de andere dagen van de maand. Men kan zich in dit licht afvragen of regressie-analyse het meest geëigende instrument van analyse is. Zou een analyse aan de hand van eenvoudige steekproefgemiddelden en -varianties niet afdoende zijn? Met behulp van een eenvoudige *t*-toets op het verschil tussen steekproefgemiddelden zijn zowel enkelzijdige als dubbelzijdige hypothesen te toetsen. Eventueel kan een meer ingewikkelde toets gehanteerd worden als het vermoeden bestaat dat de verdelingen niet normaal zijn. Gegeven het feit dat de auteurs een andere methode gekozen hebben (het schatten van een model met behulp van regressie-analyse) zullen we ons in het navolgende concentreren op deze modellen. Op de specificatie van de modellen (1) en (2) is de volgende kritiek te leveren:

- 1 De afhankelijke variabele (rendement) is stochastisch doch wordt verklaard uit louter deterministische variabelen (dummy variabelen).
- 2 Het vermoeden bestaat dat de reeks van waarden die de afhankelijke variabele aanneemt niet stationair is. Ondanks het feit dat de auteurs een rendementsvariabele (het eerste verschil in de natuurlijke logaritmen van opeenvolgende slotkoersen) hanteren, kan men zich afvragen of er niet sprake van een versnelling in de beursindices in genoemde periode geweest is. Hierdoor zou het nodig zijn om twee maal een eerste verschil van de beursindex te nemen ten einde een stationaire reeks te genereren. De vraag is dan gewettigd of de parameters in het door de auteurs gehanteerde model al dan niet tijdsafhankelijk zijn. Een specificatie en calibratie van een model dat rekening houdt met parameters die in de tijd

variëren ligt dan meer voor de hand. Bedenk dat Bouman en Jacobsen gegevens gebruiken die op een periode van 21 jaar betrekking hebben.

- 3 Zoals hiervoor uiteengezet is het waarschijnlijk dat de residuen niet-normaal verdeeld zijn. In deze studie wordt bij de bepaling van de significantie van de parameters uitgegaan van de veronderstelling dat de storingen wel normaal verdeeld zijn.
- 4 Sommige dummy-variabelen in model (2) zijn per definitie onderling afhankelijk.

Deze problemen gevoegd bij de bovenstaande bedenkingen doen het vermoeden ontstaan dat regressie-analyse niet het meest geschikte instrument is om het maandpatroon aandelenrendementen op te sporen.

Indien men tijdreeksonderzoek bedrijft is het voorts altijd verstandig zowel de korte- als de lange-termijn resultaten te interpreteren. Beziet men eerst de korte-termijn resultaten (de tabellen (1) en (2)), dan valt het volgende op:

- 1 Naast de vertraagde endogene (variabele r_{t-1}) en de krach-dummy zijn de determinanten nauwelijks van significante invloed in de verklaring van de patronen.
- 2 Er is nauwelijks sprake van validatie van het model. De auteurs geven geen inzicht in de verklaring van de variantie van de te verklaren variabele.
- 3 Evenzeer ontbreekt inzicht in de eigenschappen van geschatte residuen. Dit is merkwaardig, omdat juist het vermoeden bestaat dat er wel eens sprake kan zijn van niet-normaliteit.
- 4 Hoewel de auteurs met een groeivoet van de beursindex werken en dus de opname van een dummy variabele met louter een 1 op de dag van de krach aannemelijk lijkt, kan men zich afvragen of die specificatie deugdelijk is. Naar alle waarschijnlijkheid keert een statistisch proces na een schok na enige tijd terug naar een vermeend evenwichtsniveau en is het effect van de krach langer merkbaar in hogere groeivoeten direct na de krach.

Beide modellen staan toe de impliciete lange-termijn rendementsontwikkeling uit te rekenen. Op de lange termijn zijn alle aanpassingen uitgewerkt. Dit betekent dat de variabelen tijdsonafhankelijk geïnterpreteerd kunnen worden. Uit Figuur 1 uit het artikel van Bouman en Jacobsen is af te lezen

dat het om gemiddeld 21 handelsdagen per maand gaat. In model (1) wordt voor 9 van de 21 dagen een dummy variabele met de waarde 1 opgenomen; in model (2) gaat het om slechts 4 dagen met een dummy variabele met waarde 1. De intercept $\hat{\mu}$ werkt aldus 21 maal per maand in het rendement door, terwijl de dummy variabelen respectievelijk een gewicht 9 en 4 in de modellen (1) en (2) krijgen. Voor model (1) ziet het lange-termijn rendement er dan als volgt uit:

$$R_t^l = \frac{9\hat{\alpha}_1 + 21\hat{\mu}}{1 - \hat{\gamma}}$$

en voor model (2):

$$R_t^l = \frac{4\hat{\alpha}_1 + 21\hat{\mu}}{1 - \hat{\gamma}}$$

waarbij R_t^l het lange-termijn rendement volgens het intra-month-model in land l en R_t^T hetzelfde rendement voor het turn-of-the-month model voorstellen.

Omdat de auteurs voor beide modellen dezelfde afhankelijke gebruikt hebben, dienen de waarden niet veel uit elkaar te lopen. Tabel 1 in onze reactie geeft de aan de hand van Tabellen 1 en 2 van Bouman en Jacobsen berekende waarden van R_t^l en R_t^T .

Tabel 1: Lange-termijn aandelenrendementen

Land	R_t^l	R_t^T
Australië	0,738	0,666
België	0,492	0,478
Canada	0,561	0,534
Duitsland	0,555	0,553
Frankrijk	0,724	0,740
Hong Kong	0,918	0,885
Italië	0,452	0,770
Japan	0,451	0,479
Nederland	0,640	0,612
Singapore	0,611	0,566
UK	0,789	0,798
US	0,581	0,579
Zwitserland	0,446	0,419

Onze tabel laat zien dat de lange-termijn gemiddelden die bij de beide modellen behoren redelijk met elkaar sporen, met uitzondering van het lange-termijn gemiddelde van de rendementsontwikkeling van de Italiaanse beurs. De schattin-

gen voor Italië zijn dan ook als onbetrouwbaar te bestempelen hetgeen de auteurs zelf eveneens constateren. Het is waarschijnlijk dat in Italië andere factoren, zoals politieke stabiliteit, een belangrijkere rol vervullen in de verklaring van de rendementsontwikkeling dan de kalenderanomalieën. Een belangrijker punt is evenwel dat onze Tabel 1 laat zien dat het steekproefgemiddelde van de rendementen aan de hand van de drie geschatte parameters $\hat{\gamma}$, $\hat{\alpha}_1$ en $\hat{\mu}$ gereproduceerd kunnen worden. Dit betekent dat deze drie geschatte parameters een onderlinge relatie moeten vertonen en dat een hoge waarde van de ene parameter aldus gevolgen heeft voor de waarde van de overige twee parameters. Het vermoeden bestaat dat in de Tabel 1 van het artikel van Bouman en Jacobsen de interactie tussen enerzijds de constante μ en de cruciale parameter $\hat{\alpha}_1$ sterk is. Daar waar de geschatte intercept $\hat{\mu}$ relatief groot is, is $\hat{\alpha}_1$ klein of zelfs negatief.

Men kan zich ten slotte afvragen of, in lijn met de theorie, het niet netter geweest was om de beursontwikkeling in de verschillende landen gezamenlijk te verklaren, zodat eventuele overloop-effecten zouden kunnen meespelen. SUR-schattingen van het aldus ontstane stelsel vergelijkingen zouden deze overloopeffecten kunnen identificeren.

Besluit

Bouman en Jacobsen presenteren een studie naar vermeende maandpatronen in aandelenrendementen. Naar onze smaak richten de auteurs zich te veel op de vraag of er een maandpatroon bestaat en te weinig op de econometrische verklaring van het waarom. De manier waarop de hypothese van het optreden van een maandpatroon in aandelenrendementen getoetst en geïnterpreteerd wordt, is in deze reactie bekritiseerd.