

Resultaatsturing bij eerste beursnotering

Jasper Seger

SAMENVATTING Bestaande literatuur geeft grotendeels aan dat bedrijven bij hun eerste beursgang (*initial public offerings*, oftewel IPO's) resultaatsturing toepassen om beleggers te beïnvloeden. Er zijn twee mogelijke verklaringen voor resultaatsturing. Resultaatsturing kan worden verklaard vanuit opportunistisch perspectief, dat wil zeggen dat het management eigenbelang nastreeft en probeert het resultaat zo positief mogelijk voor te stellen om een hoge prijs te krijgen voor de te emitteren aandelen. Een alternatieve verklaring wordt geboden door het informatieperspectief, waarbij het management probeert een signaal af te geven omtrent de toekomstige winstgevendheid. Met een onderzoeksgroep van 512 IPO's uit 24 verschillende landen vind ik dat 10 procent van de IPO-bedrijven verdacht zijn van opportunistisch gedrag. Ik vind echter meer aanwijzingen voor het informatieperspectief, zodat resultaatsturing beter kan worden verklaard doordat bedrijven proberen een indicatie te geven van hun toekomstige winsten.

RELEVANTIE VOOR DE PRAKTIJK Bedrijven zien dat agressieve resultaatsturing met discretionaire accruals nadelige gevolgen kan hebben voor de operationele performance en zodoende op de vermogenskosten op de langere termijn. Beleggers en andere stakeholders zien dat het niet vanzelfsprekend is dat IPO's altijd resultaatsturing toepassen. Als resultaatsturing wel voorkomt, is de kans groter dat bedrijven proberen een indicatie te geven van hun toekomstige resultaten.

1 Inleiding

Resultaatsturing krijgt steeds meer aandacht in de accountingliteratuur. Bij bedrijven die voor het eerst de beurs op gaan (*initial public offerings*, oftewel IPO's), wordt in veel onderzoeken bewijs gevonden dat managers discretionaire beslissingen (schattingen en oordelen) gebruiken om hun winsten vóór of direct na de beursgang te vergroten. Voorbeelden van dergelijke onderzoeken zijn Friedlan (1994), Teoh et al. (1998a en 1998b), Roosenboom et al. (2003)

en Pastor-Llorca en Poveda-Fuentes (2006). De interpretatie die deze onderzoekers geven aan de bewijzen is dat winstvergroting wordt toegepast om beleggers te misleiden. Deze interpretatie wordt het opportunistische perspectief ten aanzien van resultaatsturing genoemd. De mogelijkheid voor opportunistisch gedrag is aanwezig omdat bij IPO's, ondanks dat IPO's een prospectus moeten publiceren, een ongewoon hoog niveau van informatieasymmetrie aanwezig is tussen managers en beleggers en tussen geïnformeerde en niet-geïnformeerde beleggers. Daarnaast hebben IPO's een meer dan gemiddeld hoge incentive voor opportunistisch gedrag. Een hogere winst resulteert bijvoorbeeld in een hogere introductieprijs van aandelen, wat gezien de gestelde targets voor managers aantrekkelijk kan zijn. Omdat bij IPO's zowel de mogelijkheden als de incentives voor opportunistisch gedrag meer dan gemiddeld hoog zijn, verklaren veel onderzoeken resultaatsturing aan de hand van het opportunistische perspectief. Recent hebben Ball en Shivakumar (2008) echter vraagtekens gezet bij de conclusies van voorgaande onderzoeken. Allereerst vinden zij geen bewijs voor resultaatsturing bij IPO's op de markt in het Verenigd Koninkrijk. Daarnaast geven zij aan dat bedrijven discretionaire beslissingen grotendeels gebruiken om hun winsten te sturen naar een niveau dat de toekomstige operationele performance het beste weergeeft. Dit wordt het informatieperspectief genoemd. Ball en Shivakumar (2008) kunnen gezien worden als baanbrekers in de IPO-literatuur en krijgen de laatste twee jaar veel steun van andere onderzoeken. In dit artikel worden de resultaten van bestaande literatuur op het gebied van resultaatsturing bij IPO's behandeld. Daarnaast staan in dit artikel de resultaten en analyses van een door de auteur uitgevoerd empirisch onderzoek centraal. Dit empirisch onderzoek richt zich allereerst op de mate waarin IPO's discretionaire beslissingen gebruiken om hun winsten te vergroten. Vervolgens wordt ingegaan op de vraag of deze discretionaire beslissingen het gevolg zijn van opportunistisch gedrag. Het empirisch onderzoek is uitgevoerd met een onderzoeks-

groep van 512 IPO's, die wereldwijd de beurs op zijn gegaan in de jaren 2001 tot en met 2004.

Voordat de resultaten van het empirisch onderzoek worden weergegeven, worden in paragraaf 2 de begrippen resultaatsturing en discretionaire beslissingen nader uitgelegd. Daarnaast wordt een overzicht gegeven van de bestaande literatuur en wordt aangegeven welke criteria in dit artikel gebruikt worden voor opportunistisch gedrag. In paragraaf 3 wordt de onderzoeksopzet van het empirisch onderzoek weergegeven. In paragraaf 4 worden de resultaten en analyses van dit onderzoek getoond en in paragraaf 5 staan een samenvatting en de belangrijkste conclusies van dit artikel.

2 Bestaande literatuur

2.1 Incentives en methoden voor resultaatsturing bij IPO's

Schipper (1989, p. 92) definieert resultaatsturing als 'A purposeful intervention in the external financial reporting process, with the intent of obtaining some private gain'. Schipper (1989) laat in het midden of deze 'interventie' het gevolg is van opportunistisch of informatief gedrag. De literatuur geeft een aantal redenen waarom managers resultaatsturing toepassen uit eigenbelang. Bijvoorbeeld de druk van belangrijke spelers in het IPO-proces, zoals de lead manager. De lead manager doet doorgaans winstvoorspellingen en wil deze waarmaken om het vertrouwen van beleggers niet te beschamen. Hij voert de druk op de IPO op om winstcijfers te publiceren die aan deze voorspellingen voldoen. Daarnaast zorgt de 'lock-up'-periode voor een incentive. Dit is de periode, doorgaans 180 of 360 dagen na de IPO, waarin de managers hun aandelen van de IPO niet mogen verkopen. De manager heeft incentives om te zorgen dat de winst gedurende deze periode hoog blijft, omdat, als deze periode afgelopen is, hij/zij de aandelen kan verkopen voor een hogere prijs. IPO's passen resultaatsturing ook toe vanwege informatieve motieven om kwalitatief hoge financiële verslaggeving te verschaffen. Informatieve resultaatsturing kan nuttig zijn voor partijen die de verslaggeving gebruiken voor investeringsbeslissingen.

Er zijn diverse methoden om resultaatsturing te detecteren. Voor een overzicht hiervan wordt verwezen naar Mohanram (2003). De methode die in dit artikel wordt toegelicht en gebruikt, is de methode waarbij gebruik wordt gemaakt van 'accrual-modellen'. Sinds de jaren tachtig van de vorige eeuw focussen accountingonderzoeken zich voornamelijk op deze wijze van detecteren van resultaatsturing. Een belangrijke reden hiervan is dat accruals een sterke relatie hebben met de waarde van bedrijven (Beneish, 2001, p. 3; Mohanram, 2003, p. 5). Vander Bauwhede (2003, p. 198) definieert accruals als 'het geheel van boekhoudkundige items dat ervoor zorgt dat er een verschil bestaat tussen het gerapporteerde winstcijfer

en de gerealiseerde cashflow'. Accruals kunnen verdeeld worden in niet-discretionaire en discretionaire accruals. Niet-discretionaire accruals worden verwacht op basis van de schaal waarop de onderneming opereert (bijvoorbeeld de omzet) en de waarde van de activa. Discretionaire accruals zijn het gevolg van de gekozen accountingmethoden en wijzigingen in deze methoden, door geboekte voorzieningen, waardeverminderingen en een aantal reële transacties. Managers kunnen door beslissingen in deze items hun totale accruals, en dus hun winsten, in een bepaalde richting sturen. In dit artikel worden discretionaire accruals die significant positief zijn, gehanteerd als indicatie voor resultaatsturing. Dit is consistent met de meeste bestaande literatuur (bijvoorbeeld Teoh et al., 1998a; Roosenboom et al. 2003; Seger, 2008).

Resultaatsturing met accruals kan resulteren in conservatieve en agressieve winstcijfers. Conservatief houdt in dat winsten naar een lager niveau gestuurd worden, bij agressieve cijfers is de winst naar een hoger niveau gestuurd. In dit artikel wordt voornamelijk ingegaan op agressieve resultaatsturing.

2.2 Bewijzen voor resultaatsturing bij IPO's

IPO's kunnen hun winsten in drie verschillende perioden sturen: de pre-IPO-periode (jaar -1, -2 enzovoort); in het jaar van de beursgang zelf (jaar 0) en de post-IPO-periode (jaar +1, +2 enzovoort). Friedlan (1994) en Neill et al. (1995) vinden bewijs voor resultaatsturing in de pre-IPO-periode. Dit in tegenstelling tot Aharony et al. (1993), Roosenboom et al. (2003) en Ball en Shivakumar (2008); zij vinden hiervoor geen aanwijzingen. Teoh et al. (1998a) wordt in veel onderzoeken als leidend artikel gebruikt met betrekking tot jaar 0 en de post-IPO-periode. Zij vinden in beide perioden bewijs voor resultaatsturing en interpreteren dit bewijs dat managers kunstmatig hun winsten hoog houden om beleggers te misleiden over de toekomstige performance van het bedrijf. Roosenboom et al. (2003, p. 23) hebben een onderzoek gehouden naar Nederlandse IPO's en steunen deze conclusie met betrekking tot jaar 0. In de post-IPO-periode vinden zij geen aanwijzingen voor resultaatsturing. Teoh et al. (1998a, p. 203) vinden hier wel bewijzen voor.

Een verklaring voor deze verschillen wordt gegeven door Ahmad-Zaluki et al. (2009, p. 31). Zij geven aan dat verschillen in onderzoeken ten aanzien van het wel of niet vinden van resultaatsturing een gevolg kunnen zijn van verschillende omgevings- en bedrijfsspecifieke factoren. Zij vinden bijvoorbeeld alleen bewijzen voor resultaatsturing bij bedrijven die de beurs opgaan tijdens een periode van een economische crisis (zij onderzochten de crisis in Oost-Azië in 1997 en 1998). Een ander interessant onderzoek is Chen et al. (2005), die minder aanwijzingen vinden voor resultaatsturing bij IPO's die een big four-bedrijf als

accountant hebben. Daarnaast zijn positieve verbanden gevonden tussen resultaatsturing en het aantal uitgegeven aandelen (Nagata en Hachiya, 2006) en de mate van onzekerheid ten aanzien van toekomstige winsten (Fan, 2007). Tevens zijn verbanden gevonden tussen resultaatsturing en het aantal jaren dat een IPO-bedrijf bestaat; hoe langer een bedrijf bestaat, des te kleiner de kans is dat een bedrijf aan resultaatsturing doet (Ahmad-Zaluki et al., 2009).

Verschillende studies (Teoh et al., 1998a; Fan, 2007) vinden bewijzen dat IPO's een dalende operationele performance hebben in de post-IPO-periode. Zij geven aan dat de oorzaak hiervan ligt bij resultaatsturing ten tijde van de IPO. Zij beroepen zich op het kenmerk van discretionaire accruals. Als discretionaire accruals worden gebruikt om winsten te vergroten, is dit in feite een 'wissel op de toekomst' die verrekend moet worden. De reden hiervan is dat winsten en cashflows uiteindelijk gelijk zijn. Als winsten worden vergroot door accruals, blijven de cashflows achter; men kan immers niet méér geld maken door het hanteren van accruals. De accruals die gebruikt worden om winsten te vergroten, moeten in de toekomst teruggeboekt worden. Dit gaat ten koste van de winst in die toekomstige periode. Dit fenomeen wordt in het Engels 'reversal of accruals' genoemd ('omkering van accruals').

Ball en Shivakumar (2008) hebben kritiek geleverd op bestaande onderzoeksresultaten, voornamelijk op het onderzoek van Teoh et al. (1998a en 1998b). Allereerst vinden zij alleen conservatieve winstcijfers bij IPO's. Daarnaast geven zij aan dat de verschijning van discretionaire accruals niet het gevolg is van resultaatsturing, maar dat dit effect automatisch bij IPO's optreedt. IPO's passen het werkkapitaal aan en zodoende ontstaan discretionaire accruals. Zij leggen uit dat een reden om de beurs op te gaan, is om een bedrijf te bevrijden van beperkingen in de financiële middelen. Bedrijven hebben in de jaren voorafgaand aan de IPO doorgaans lage standen van voorraden en debiteuren en hoge standen van handelscrediteuren en andere kortlopende schulden. Bedrijven gebruiken de beursgang om meer geld te krijgen en zich zodoende te ontlasten van de beperkingen van een laag werkkapitaal. De verandering in deze posten wordt door onderzoekers gedefinieerd als winstverhogende discretionaire accruals. Ball en Shivakumar (2008) zien deze werkkapitaalveranderingen echter als een logisch gevolg van een beursgang. Ball en Shivakumar (2008) stellen dat resultaatsturing, indien dit voorkomt, het gevolg is van informatieve incentives en niet van opportunistisch gedrag.

Fan (2007) geeft aan dat IPO's resultaatsturing toepassen tot op het evenwichtsniveau van kosten en opbrengsten. Resultaatsturing kan leiden tot rechtszaken en hogere vermogenskosten als accruals in de toekomst omkeren. Fan (2007) argumenteert dat een IPO alleen resultaatsturing zal toepassen indien zij bewust is tot op welk niveau resultaat-

sturing toegepast kan worden zonder dat de terugkerende accruals een groot effect hebben op de toekomstige performance, en geen effecten zoals rechtszaken en hogere vermogenskosten met zich meebrengen. Dit niveau noemt hij het evenwichtsniveau van kosten en opbrengsten van resultaatsturing. Een IPO heeft weinig redenen om opportunistisch gedrag te vertonen, omdat dit het evenwichtsniveau nadelig zal verstoren. Zodoende zullen bedrijven resultaatsturing alleen informatief gebruiken.

Lewis (2008, p. 1-4) geeft aan dat resultaatsturing wel opportunistisch wordt toegepast, en dat dit mede afhankelijk is van de reputatie van de investeringsbank. IPO's die gebruikmaken van een investeringsbank met een goede reputatie passen resultaatsturing vaker informatief toe.

2.3 Criteria voor opportunistisch gedrag

Uit de literatuur valt af te leiden dat er indicaties zijn voor zowel het opportunistische perspectief als voor het informatieperspectief. Het empirisch onderzoek van dit artikel draagt bij aan dit debat. Het onderzoek richt zich op de periode 2001 tot en met 2004. Deze periode is recenter dan de meeste bestaande onderzoeken. In dit onderzoek wordt de aanwezigheid van significant positieve discretionaire accruals aangewezen als indicatiefactor voor resultaatsturing. Indien deze accruals zijn gesignaleerd in een bepaald jaar, wordt dit jaar gedefinieerd als 'de resultaatsturingsperiode'. De volgende stap die gemaakt wordt, is of deze significant positieve discretionaire accruals het gevolg zijn van opportunistisch of informatief gedrag. Dit onderzoek wijst de volgende criteria als indicaties voor opportunistisch gedrag aan:

- Winsten van IPO's met significant positieve discretionaire accruals (indicatie voor resultaatsturing) zijn vergeleken met andere IPO's uitzonderlijk hoog, en de operationele cashflows zijn laag. In deze situatie wordt verondersteld dat in deze resultaatsturingsperiode discretionaire accruals gebruikt zijn om ten koste van de cashflow hoge winsten te krijgen. Een andere optie is dat een sterke winstdaling is voorkomen door gebruik te maken van discretionaire accruals. Een indicatie hiervoor is een kleine winstdaling en een uitzonderlijke grote daling van de operationele cashflow.
- Discretionaire accruals in de jaren na de resultaatsturingsperiode (deze jaren worden gedefinieerd als de 'post-resultaatsturingsperiode') zijn negatief en winsten zijn, vergeleken met andere IPO's, uitzonderlijk laag. In deze situatie wordt verondersteld dat de daling van de winsten het gevolg is van de verrekening van de discretionaire accruals. De IPO's zagen deze verrekening niet in deze hoedanigheid aankomen, omdat zij niet wisten wat het evenwichtsniveau van kosten en opbrengsten van resultaatsturing zou zijn. Zij hebben de resultaatsturing toegepast zonder de gevolgen ervan te weten.

- Lage *return on sales* (ROS) en lage *return on assets* (ROA) in de post-resultaatsturingperiode. In deze situatie wordt verondersteld dat winsten gestuurd zijn naar een niveau dat hoger ligt dan het evenwichtsniveau van kosten en opbrengsten van resultaatsturing. Zodoende zijn de ROS en ROA laag ten opzichte van andere IPO's.

Deze drie criteria als indicatie voor opportunistisch gedrag zijn geselecteerd omdat zij geassocieerd worden met kosten en risico's. IPO's die resultaatsturing informatief toepassen, zullen minder snel riskeren om met deze kosten en risico's geconfronteerd te worden. Daarnaast zijn criteria een en drie in overeenstemming met voorgaande onderzoeken, zoals Teoh et al. (1998a) en Roosenboom et al. (2003), wat de vergelijkbaarheid met dergelijke onderzoeken vergroot.

3. Hypothesen en onderzoeksopzet

3.1 Hypothesen

In dit artikel worden allereerst de discretionaire accruals berekend aan de hand van accrual-schattingmodellen. De selectie en uitleg over deze modellen worden in paragraaf 3.3 weergegeven. Daarna wordt van elke IPO vastgesteld of discretionaire accruals significant positief zijn in de jaren -1, 0 of +1, en of deze accruals verrekend worden in jaar +2 en negatief worden. Dus totaal worden de discretionaire accruals van elke IPO vier keer berekend. Als uit de berekening van één van deze vier jaren blijkt dat de discretionaire accruals significant positief zijn, wordt dat betreffende jaar gekenmerkt als resultaatsturingperiode. Vervolgens wordt bij deze resultaatsturingperiode onderzocht of de in paragraaf 2.3 genoemde drie condities voor opportunistisch gedrag aanwezig zijn. Ten eerste of er een positieve relatie is tussen significant positieve discretionaire accruals enerzijds, en uitzonderlijk hoge winsten en lage operationele cashflows in datzelfde jaar anderzijds. Ten tweede of er een positieve relatie is tussen winsten van IPO's met significant positieve discretionaire accruals enerzijds en negatieve discretionaire accruals en uitzonderlijk lage winsten in de post-resultaatsturingperiode anderzijds. Ten derde of er een positieve relatie is tussen significant positieve discretionaire accruals die verrekend worden enerzijds en lage operationele performance in de post-resultaatsturingperiode anderzijds. Bij de aanwezigheid van deze drie condities wordt geconcludeerd dat er indicaties zijn dat de resultaatsturing van de resultaatsturingperiode voortvloeit uit opportunistisch gedrag.

3.2 Selectie van onderzoeksgroep en data

De initiële onderzoeksgroep bestaat uit 4563 IPO's in 31 landen in de periode 2001 tot en met 2004. De data zijn verkregen van de Thomson One Banker-database. De 31 landen zijn geselecteerd om twee redenen: 1) alle landen hebben een voldoende aantal IPO's in de geselecteerde

periode (meer dan tien) en 2) bij geen van de landen is er sprake van hyperinflatie in de onderzoeksperiode. Hyperinflatie beïnvloedt sterk metingen van resultaatsturing (Leuz et al., 2003, p. 10). De onderzoeksperiode 2001 tot en met 2004 is gekozen vanwege: 1) de periode is in beperkte mate overlappend met andere onderzoeken en 2) de periode vermijdt grotendeels de dot-com bubbel van 1995 tot voorjaar 2001. Uit de initiële onderzoeksgroep zijn de volgende bedrijven verwijderd: 1048 bedrijven zonder Sedolnummer (een bedrijfspecifieke code), 1035 *secondary equity offerings* (dat zijn nieuwe aandelenemissies nadat het bedrijf op de beurs genoteerd is), 639 bedrijven in de financiële dienstverlening, 304 IPO's van 'non-common'-aandelen, 55 utiliteitsbedrijven, 2 privatiseringen en 968 bedrijven met incomplete financiële data. Het verwijderen van deze bedrijven is in overeenstemming met voorgaande onderzoeken (zoals Teoh et al., 1998a; Roosenboom et al., 2003), en maakt het vergelijken met resultaten van deze onderzoeken betrouwbaarder. Daarnaast bereikt de onderzoeksgroep een hogere mate van homogeniteit. De uiteindelijke groep bestaat uit 512 IPO's uit 24 verschillende landen,¹ verspreid over diverse industrieën. Omdat er vier jaren worden beoordeeld, zijn er totaal 2048 IPO-jaarobservaties (vier jaren x 512 IPO's).

3.3 Selectie van accrual-schattingmodellen

Voor individuele bedrijven is het lastig te beoordelen of er indicaties zijn voor resultaatsturing. Voor een grote groep bedrijven is dit gemakkelijker. Een grotere hoeveelheid data maakt het namelijk mogelijk om patronen te zien die bij een individueel bedrijf als toeval gezien kunnen worden. In dit artikel wordt gebruikgemaakt van accrual-schattingmodellen om van de grote groep aan data van 2048 IPO-jaarobservaties de discretionaire accruals uit te rekenen. Verschillende modellen zijn geëvalueerd voor dit onderzoek en het voor performance gecorrigeerde model van Kothari et al. (2005) is gekozen.

Kothari et al. (2005) hanteert het Jones-model (Jones, 1991) en het modified Jones-model (Dechow et al., 1995) en corrigeert met een performancecorrectie. Deze correctie resulteert in een hoge schattingsbetrouwbaarheid. Het Jones-model (Jones, 1991) en het modified Jones-model (Dechow et al., 1995) hanteren een regressieanalyse om coëfficiënten te bepalen, die worden gebruikt voor het berekenen van de niet-discretionaire accruals. De niet-discretionaire accruals worden van de totale accruals afgetrokken om de discretionaire accruals als resultaat te krijgen. De correctieprocedure die Kothari et al. (1995) aan deze modellen heeft toegevoegd, houdt in dat van de discretionaire accruals van een IPO uit de onderzoeksgroep de discretionaire accruals van een niet-IPO, de 'controlegroep', worden afgetrokken. De controlegroep is bepaald aan de hand van een matchingsproces, dat in de volgende paragraaf wordt uitgelegd.

Dit onderzoek hanteert zowel het Jones-model (Jones, 1991) en het modified Jones-model (Dechow et al., 1995), beide gecorrigeerd met de performancecorrectie zoals geadviseerd door Kothari et al. (2005). Er is gekozen om beide modellen te hanteren, omdat meerdere modellen de betrouwbaarheid van de resultaten vergroten.

3.4 Het matchingsproces

Het matchingproces om controlebedrijven (niet-IPO's) te vinden, start, in overeenstemming met Kothari et al. (2005, p. 173), op het niveau van de tweecijferige SIC-code (Standard Industrial Classification). Dit betekent dat elke IPO wordt gekoppeld met een controlebedrijf in hetzelfde land, met dezelfde tweecijferige SIC-code en met de dichtstbijzijnde return on assets (ROA) in hetzelfde jaar. Als het verschil tussen de ROA van de IPO en het controlebedrijf groter is dan 20 procent, is het koppelen opgeschoven naar de eencijferige SIC-code. Deze matchingsprocedure is in overeenstemming met Fan (2007, p. 15).

De financiële cijfers van ongeveer 15.000 niet-IPO's zijn gedownload uit de Thomson One Banker-database. Vervolgens zijn ze gekoppeld aan een IPO. Omdat voor elk van de vier jaren van de IPO (-1, 0, +1 en +2) een aparte koppeling heeft plaatsgevonden, kan een IPO het ene jaar gekoppeld zijn met niet-IPO A, en het volgende jaar met niet-IPO B. Niet voor elk van de vier jaren van alle IPO's is een passend controlebedrijf gevonden. Het kan bijvoorbeeld zijn dat voor de jaren -1, 0 en +1 goede matches zijn gevonden, en voor het jaar +2 geen match. Jaar +2 is in deze situatie dan verwijderd uit de sample. Er is echter zodanig gekoppeld dat van elke IPO er minimaal drie jaren zijn die gekoppeld zijn met een niet-IPO.

Met behulp van deze procedures is het gelukt om 713 niet-IPO's op basis van het land, de SIC-code en de ROA te koppelen met IPO's. De meerderheid van de niet-IPO's heeft een ROA van niet meer dan 5 procent verschil met IPO's in hetzelfde jaar. Niet voor elke IPO-jaarobservatie is een geschikte niet-IPO-jaarobservatie gevonden. Daarom is ongeveer de helft van de IPO-jaarobservaties uit de sample verwijderd. De sample van 512 IPO's is intact gebleven, er zijn echter jaren van deze 512 IPO's die niet meer deel uitmaken van het onderzoek. Het aantal jaren dat is overgebleven en die gekoppeld zijn met niet-IPO's, is voor het voor performance gecorrigeerde Jones-model (Jones, 1991) 1055 en voor het performance gecorrigeerde modified Jones-model (Dechow et al., 1995) 1054. De IPO's voor deze beide modellen zijn dezelfde. De reden dat er een verschil van een jaarobservatie is tussen beide modellen, is dat er voor het modified Jones-model (Dechow et al., 1995) ook gebruik wordt gemaakt van de variabele 'vorderingen'. Bij het Jones-model (Jones, 1991) wordt hier geen gebruik van gemaakt. Voor een IPO-jaarobservatie was de financiële informatie over vorderingen niet aanwezig. Het aantal jaarobservaties

dat is overgebleven na het koppelen, is ongeveer gelijk verdeeld over de vier jaren. Er zijn dus ongeveer evenveel jaarobservaties van jaar -1, als van jaar +2. Dit maakt het vergelijken tussen verschillende jaren mogelijk.

4 Resultaten en analyses

4.1 Indicaties voor resultaatsturing

In figuur 1 worden de formules weergegeven om de discretionaire accruals te berekenen. Na het uitvoeren van de stappen A1 tot en met B5 zijn de Jones-model (Jones, 1991) en de modified Jones-model (Dechow et al., 1995) discretionaire accruals van de niet-IPO-jaarobservaties berekend. Na het uitvoeren van de stappen A1 tot en met C1 zijn de voor performance gecorrigeerde Jones-model (Jones, 1991), en de voor performance gecorrigeerde modified Jones-model (Dechow et al., 1995) van de IPO-jaarobservaties berekend. De resultaten laten zien dat er bij bedrijven die in de jaren 2001 en 2002 de beurs op zijn gegaan, geen significant positieve, voor performance gecorrigeerde discretionaire accruals zijn. Voor de beursgangjaren 2003 en 2004 zijn deze wel geconstateerd; in het jaar 0 van bedrijven die in 2003 de beurs op zijn gegaan, en in het jaar +1 van bedrijven die in 2004 de beurs op zijn gegaan.

In figuur 2 worden de voor performance gecorrigeerde modified Jones-model (Dechow et al., 1995) discretionaire accruals van de IPO's vergeleken met de discretionaire accruals van de niet-IPO's. Er wordt weergegeven dat van IPO-jaar 2003 de accruals van de niet-IPO's in jaar 0, lager zijn dan die van de onderzoeksgroep (0,02 versus 0,08). Voor IPO-jaar 2004 zijn de accruals van de niet-IPO's in jaar +1 significant negatief (-0,02), terwijl die van de IPO's significant positief zijn (0,06). Daarnaast keren de accruals van de IPO's zich om in jaar +2 en worden negatief.

Dezelfde vergelijkingen zijn uitgevoerd voor de voor performance gecorrigeerde discretionaire accruals van het Jones-model (Jones, 1991). Deze vergelijkingen geven dezelfde resultaten als die van het modified Jones-model.

Voor beide modellen geldt dat de voor performance gecorrigeerde discretionaire accruals significant positief zijn, bij bedrijven die in 2003 en 2004 de beurs op zijn gegaan. De discretionaire accruals van niet-IPO's zijn niet sterk significant positief. Gegeven deze bevindingen kan geconcludeerd worden dat er indicaties zijn voor resultaatsturing bij bedrijven die in 2003 en 2004 de beurs op zijn gegaan. Van deze IPO's wordt in de volgende paragrafen beoordeeld of er ook indicaties zijn van opportunistisch gedrag.

4.2 Uitzonderlijk hoge winsten en lage cashflows

De voor performance gecorrigeerde discretionaire accruals van het Jones-model (Jones, 1991) en die van het modified Jones-model (Dechow et al., 1995), van jaar 0 van IPO's uit

Figuur 1 Formule berekening discretionaire accruals**Stap A) Koppelen van IPO-jaarobservaties met niet-IPO-jaarobservaties***Stap A1)*

Het land en de 1- en 2-cijferige SIC-code van alle 512 IPO's wordt bepaald.

De IPO's bestaan uit 2048 jaarobservaties (512 x 4 jaar). Van elke jaarobservatie wordt de ROA afzonderlijk bepaald.

Stap A2)

Aan de hand van het matchingsproces, welke is weergegeven in paragraaf 3.4, worden jaarobservaties van 713 niet-IPO's, gekoppeld aan IPO-jaarobservaties. Er blijven 1055 en 1054 IPO-jaarobservaties over (zie paragraaf 3.4 voor meer uitleg over deze aantallen).

Stap B) Berekenen van de Jones-model (Jones, 1991) en modified Jones-model (Dechow et al., 1995) discretionaire accruals

Geldt zowel voor de 1055 IPO jaarobservaties als de 1.055 niet-IPO-jaarobservaties en wordt dus 2110 (2 maal 1055) keer toegepast.

Stap B1)

In deze stap worden de totale accruals van alle 2110 jaarobservaties (zowel van de IPO's als van de niet-IPO's) berekend aan de hand van de volgende formule:

$$TA_{\tau} = (NW_{\tau} - CF_{\tau}) / A_{\tau-1}$$

TA_{τ} = totale accruals in jaar τ
 NW_{τ} = nettowinst in jaar τ
 CF_{τ} = operationele cash flow in jaar τ
 $A_{\tau-1}$ = totale activa aan het begin van jaar τ

Stap B2)

Bedrijfsspecifieke parameters, die nodig zijn voor het Jones-model (Jones, 1991) en het modified Jones-model (Dechow et al., 1995), worden bepaald aan de hand van een lineaire crosssectie regressieanalyse in SPSS. Deze regressieanalyse wordt uitgevoerd op de financiële cijfers totale activa, opbrengsten en vaste activa, van 4 jaren van de controlegroep (niet-IPO's). Het model van deze regressieanalyse is als volgt:

$$TA_{\tau} = a_0 + a_1 (1/A_{\tau-1}) + a_2 (\Delta O_{\tau}) + a_3 (VA_{\tau})$$

O_{τ} = opbrengsten in jaar τ (sales)
 VA_{τ} = aanschafwaarde vaste activa in begin jaar τ (gross value of property, plant and equipment)

De a_0 , a_1 , a_2 en a_3 zijn de *ordinary least squares* (OLS) van de bedrijfsspecifieke parameters α_0 , α_1 , α_2 en α_3 , die door lineaire crosssectie regressieanalyse in SPSS zijn bepaald en worden weergegeven als alpha's.

α_0 = constante bedrijfsspecifieke parameter
 α_1 = bedrijfsspecifieke parameter van totale activa
 α_2 = bedrijfsspecifieke parameter van opbrengsten
 α_3 = bedrijfsspecifieke parameter van vaste activa

Stap B3)

In deze stap worden de niet-discretionaire accruals berekend. Voor het Jones-model (Jones, 1991) is de formule als volgt:

$$NDA_{\tau} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{\tau-1}) + \alpha_2 (\Delta O_{\tau}) + \alpha_3 (VA_{\tau})$$

NDA_{τ} = niet-discretionaire accruals in jaar τ

Voor het modified Jones-model (Dechow et al., 1995) wordt deze formule uitgebreid met de vorderingen in jaar τ , die van de opbrengsten in jaar τ worden afgetrokken:

$$NDA_{\tau} = \alpha_0 + \alpha_1 (1/A_{\tau-1}) + \alpha_2 (\Delta O_{\tau} - \Delta V_{\tau}) + \alpha_3 (VA_{\tau})$$

V_{τ} = vorderingen in jaar τ

Stap B4)

In deze stap worden de discretionaire accruals berekend aan de hand van de volgende formule:

$$DA_t = TA_t - NDA_t$$

Stap B5)

Een 'Paired-Sample T Test' is gebruikt om te bepalen of de DA_t significant positief zijn. Het niveau van statistisch significantie is 0,05% of lager en het niveau van statistische betrouwbaarheid is 95%. Dit is de laatste stap voor de niet-IPO-jaarobservaties. Voor de IPO-jaarobservaties gaat de berekening nog verder met stap B6 en C1.

Stap B6)

Om de robuustheid van significante positieve DA_t van IPO jaarobservaties te beoordelen, zijn 'uitschieters' verwijderd. De uitschieters zijn opgespoord via een boxplot in SPSS. Deze robuustheidscontrole is in overeenstemming met Roosenboom et al. (2003, p. 20). De uiteindelijke discretionaire accruals van de IPO-jaarobservaties zijn exclusief gevonden uitschieters. Het totale aantal discretionaire accruals van beide modellen daalt hierdoor, maar omdat maar een beperkt aantal uitschieters (ongeveer 10) zijn gevonden, wordt voor het gemak nog steeds uitgegaan van respectievelijk 1055 en 1054 discretionaire accruals. Deze robuustheidscontrole is niet uitgevoerd bij de niet-IPO-jaarobservaties.

Stap C) Performancecorrectie op de discretionaire accruals – Kothari-model (2005)

Geldt voor zowel het Jones-model (Jones, 1991) en modified Jones-model (Dechow et al., 1995) discretionaire accruals van IPO's.

Stap C1)

In deze stap worden de 1055 discretionaire accruals van de niet-IPO-jaarobservaties afgetrokken van de 1055 discretionaire accruals van de IPO-jaarobservaties, om de voor performance gecorrigeerde discretionaire accruals van de IPO-jaarobservaties te berekenen. Voor de niet-IPO-jaarobservaties is geen performancecorrectie uitgevoerd.

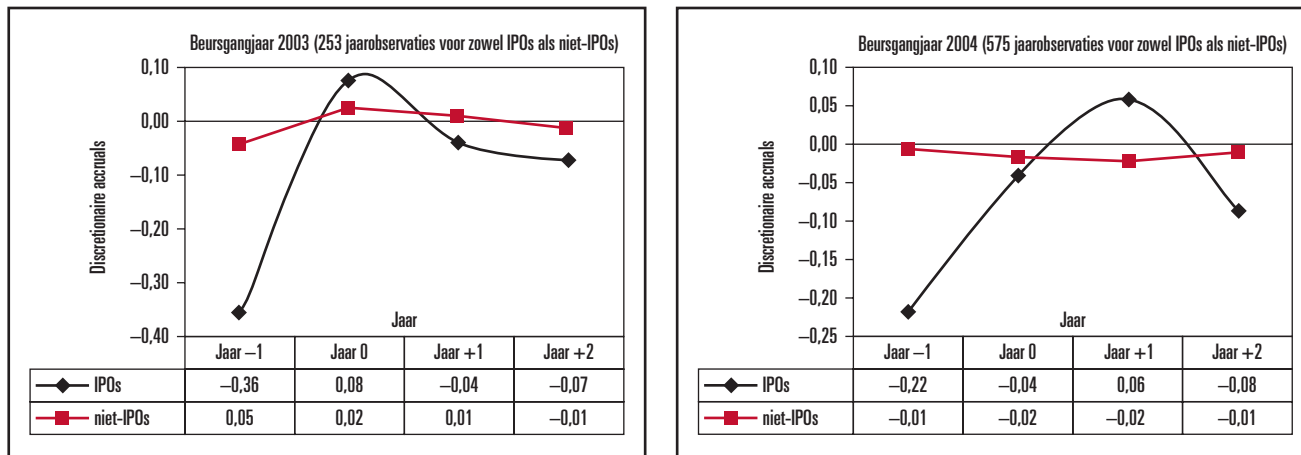
$$\text{Performance gecorrigeerde } DA_t \text{ van de IPO's} = DA_t \text{ van de IPO-jaarobservatie} - DA_t \text{ van de niet-IPO-jaarobservatie}$$

Voor het gemak wordt in dit onderzoek bij het benoemen van deze voor performance gecorrigeerde discretionaire accruals geen verwijzing gemaakt naar Kothari et al. (2005), maar alleen naar het Jones-model (Jones, 1991) en het modified Jones-model (Dechow et al., 1995).

2003 en jaar +1 van IPO's uit 2004, zijn per jaar bij elkaar opgeteld en onderverdeeld in verschillende kwintielen. Het kwintiel met de laagste gemiddelde discretionaire accruals is kwintiel 5, het 'conservatieve kwintiel'. Een kwintiel met de hoogste gemiddelde accruals is het 'agressieve kwintiel'. Het gebruik van kwintielen maakt het

mogelijk om groepen accruals te beoordelen en te vergelijken. De onderverdeling in kwintielen is consistent met diverse andere onderzoeken (onder andere Teoh et al., 1998a). In tabel 1 wordt weergegeven dat kwintiel 1 en 2 hoge significante positieve accruals hebben in jaar 0. Gemiddelde winsten in kwintiel 1 zijn 5,483 miljoen dollar

Figuur 2 Vergelijking discretionaire accruals tussen IPO's en niet-IPO's



positief in jaar 0, operationele cashflows zijn 2.376 miljoen dollar negatief. Winsten in kwintiel 2 zijn 3.816 miljoen dollar positief in jaar 0; een groei van 73 procent vergeleken met het voorgaande jaar. Operationele cashflows dalen met 28 procent naar 3.965 miljoen dollar. In tabel 1 wordt weergegeven dat er in zowel kwintiel 1 als 2 uitzonderlijk hoge winsten zijn, terwijl de operationele cashflows laag zijn. Zodoende zijn de IPO's in deze kwintielen verdacht van opportunistisch gedrag.

De resultaten voor het jaar 2004 (deze resultaten zijn niet in een figuur opgenomen) laten zien dat de mediaan van de winsten in kwintiel 1 2.094 miljoen dollar positief is in jaar +1 (daling van 10 procent vergeleken met jaar 0), terwijl de operationele cashflows in dat jaar 920 miljoen dollar zijn (daling van 277 procent). Deze statistieken geven indicaties dat bedrijven met behulp van accruals voorkomen hebben dat hun winsten net zoveel dalen als de cashflows. Dit is consistent met het opportunistische perspectief. Bij de andere kwintielen zijn geen uitzonderlijk hoge winsten in combinatie met lage cashflows geconstateerd.

4.3 Uitzonderlijk lage toekomstige winsten

In tabel 1 wordt bij kwintiel 1 van beursgangjaar 2003 een positieve relatie weergegeven tussen hoge winsten in jaren van positieve discretionaire accruals enerzijds en uitzonderlijke lage winsten en negatieve accruals in post-IPO-perioden anderzijds. De winst van kwintiel 1 is 81 miljoen dollar negatief in jaar +2. En accruals ondergaan een ommekeer: in jaar 0 zijn de accruals 0,37 positief en in jaar +2 zijn de accruals 0,20 negatief. Deze resultaten geven indicaties voor opportunistisch gedrag; bedrijven zagen de ommekeer van de accruals niet in deze hoedanigheid aankomen en hebben resultaatsturing toegepast zonder dat zij wisten wat het evenwichtsniveau van kosten en opbrengsten van resultaatsturing is. Als gevolg hiervan is de winst negatief geworden (81 miljoen dollar).

Voor bedrijven die in 2004 de beurs op zijn gegaan (deze resultaten zijn niet in een figuur opgenomen), zijn er wel indicaties voor resultaatsturing in jaar +1; er zijn echter geen uitzonderlijk lage winsten in jaar +2. Omdat er geen informatie beschikbaar is over de periode na jaar +2, is het moeilijk om de resultaten te interpreteren.

Tabel 1 Discretionaire accruals, winsten en operationele cashflows van IPO's uit 2003

| Resultaatsturing in jaar 0 van beursgangjaar 2003 | Gemiddelde discretionair accruals | | | | Gemiddelde winsten per miljoen dollar | | | | Gemiddelde operationele cashflow per miljoen dollar | | | |
|---|-----------------------------------|--------------|--------------|--------------|---------------------------------------|--------------|-------|-------------|---|---------------|-------|--------|
| | -1 | 0 | 1 | 2 | -1 | 0 | 1 | 2 | -1 | 0 | 1 | 2 |
| Kwintiel 1, meest agressief | -0,22 | 0,37 | -0,03 | -0,2 | 5.604 | 5.483 | 7.589 | -81 | 7.351 | -2.376 | 9.187 | 5.136 |
| | | | | | | -2% | 38% | -101% | | -132% | 487% | -44% |
| | | | | | | | | -101% | | | | 316% |
| Kwintiel 2 | -0,06 | 0,12 | -0,02 | -0,01 | 2.208 | 3.816 | 5.750 | 2.806 | 5.505 | 3.965 | 9.453 | 6.902 |
| | | | | | | 73% | 51% | -51% | | -28% | 138% | -27% |
| | | | | | | | | -26% | | | | 74% |
| Kwintiel 3 | -0,24 | 0,02 | 0 | -0,05 | 4.553 | 4.658 | 2.892 | 2.892 | 4.367 | 5.815 | 5.563 | 5.841 |
| | | | | | | 2% | -38% | 0,00% | | 33% | -4% | 5% |
| | | | | | | | | -38% | | | | 0% |
| Kwintiel 4 | -0,06 | -0,06 | -0,08 | -0,01 | 7.272 | 6.768 | 5.477 | 3.568 | 4.475 | 14.840 | 7.953 | 15.267 |
| | | | | | | -7% | -19% | -35% | | 232% | -46% | 92% |
| | | | | | | | | -47% | | | | 3% |
| Kwintiel 5, minst agressief | -0,32 | -0,2 | -0,07 | -0,04 | 5.386 | 6.674 | 5.578 | 3.814 | 5.328 | 13.543 | 4.834 | 10.615 |
| | | | | | | 24% | -16% | -32% | | 154% | -64% | 120% |
| | | | | | | | | -43% | | | | -22% |

Legenda:

- Verschil tussen jaar +1 en +2
- Verschil tussen jaar 0 en +2
- **Vette** discretionaire accruals zijn significant
- **Vette cijfers zijn** belangrijk

Noot: er zijn ongeveer 25 IPO's in elk jaar in elk kwintiel. De cijfers hebben betrekking op zowel IPO- jaarsobservaties van het performance gecorrigeerde Jones-model (Jones, 1991) als het modified Jones-model (Dechow et al., 1995).

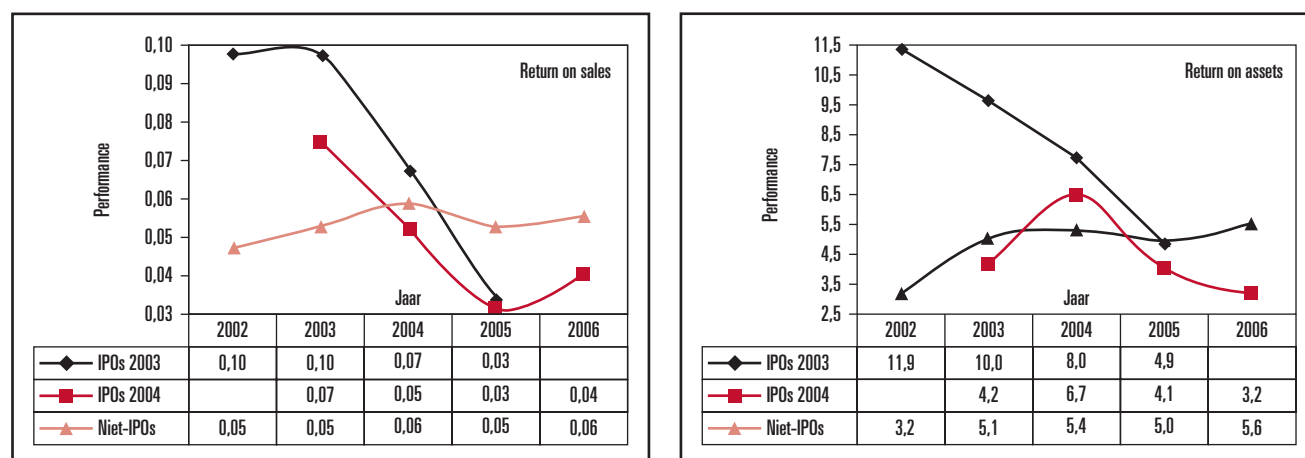
4.4 Lage operationele performance nadat resultaatsturing is toegepast

Om uit te sluiten dat lage operationele performance een algemeen probleem is en niet expliciet geldt voor IPO's, wordt onderzocht of de performance van IPO's slechter is dan niet-IPO's. Dit wordt weergegeven in figuur 3. Deze figuur geeft de ROS en ROA weer van de onderzoeksgroep van IPO-jaar 2003 en 2004. In overeenstemming met voorgaande onderzoeken (Teoh et al., 1998a; Roosenboom et al., 2003) is er bewijs voor lage operationele performance;

terwijl de performance van niet-IPO's ongeveer gelijk blijft, daalt de performance voor IPO's sterk in de jaren 2004, 2005 en 2006.

Tabel 2 geeft de ROS en ROA weer van bedrijven die in 2003 en 2004 de beurs op zijn gegaan, onderverdeeld in kwintielen. De resultaten laten zien dat zowel de ROS als de ROA van kwintiel 1 van beursgangjaar 2003 een uitzonderlijke daling ondergaat. De ROS van dit kwintiel daalt van jaar 0 tot jaar +2 met 128 procent. ROS wordt -0,03, terwijl

Figuur 3 De operationele performance van IPO's en niet-IPO's



Tabel 2 Discretionaire accruals, winsten en operationele cashflows

| Beursgang-jaar 2003 | Gemiddelde ROS in % | | | | Gemiddelde ROA in % | | | |
|------------------------------------|---------------------|------|------|--------------|---------------------|-------|------|-------------|
| | -1 | 0 | 1 | 2 | -1 | 0 | 1 | 2 |
| Kwintiel 1, meest agressief | 0,12 | 0,1 | 0,06 | -0,03 | 16,08 | 10,84 | 8,81 | 3,39 |
| | | -19% | -33% | -142% | | -33% | -19% | -62% |
| | | | | -128% | | | | -69% |
| Kwintiel 2 | 0,04 | 0,06 | 0,06 | 0,04 | 6,43 | 7,99 | 7,39 | 5,4 |
| | | 46% | 11% | -32% | | 24% | -7% | -27% |
| | | | | -25% | | | | -32% |
| Kwintiel 3 | 0,07 | 0,08 | 0,04 | 0,05 | 10,34 | 9,08 | 7,47 | 5,4 |
| | | 18% | -47% | 11% | | -12% | -18% | -28% |
| | | | | -41% | | | | -41% |
| Kwintiel 4 | 0,14 | 0,12 | 0,08 | 0,04 | 12,19 | 9,94 | 8,31 | 5,13 |
| | | -18% | -35% | -45% | | -18% | -16% | -38% |
| | | | | -64% | | | | -48% |
| Kwintiel 5, minst agressief | 0,12 | 0,13 | 0,09 | 0,06 | 14,26 | 12,22 | 8,11 | 5,26 |
| | | 8% | -33% | -31% | | -14% | -34% | -35% |
| | | | | -54% | | | | -57% |

| Beursgang-jaar 2004 | Gemiddelde ROS in % | | | | Gemiddelde ROA in % | | | |
|------------------------------------|---------------------|------|------|-------------|---------------------|-------|------|-------------|
| | -1 | 0 | 1 | 2 | -1 | 0 | 1 | 2 |
| Kwintiel 1, meest agressief | 0,1 | 0,05 | 0,03 | 0,02 | 10,78 | 12,15 | 8,7 | 2,05 |
| | | -53% | -25% | -30% | | 13% | -28% | -76% |
| | | | | -47% | | | | -83% |
| Kwintiel 2 | 0,1 | 0,08 | 0,05 | 0,06 | -0,02 | 5,68 | 4,92 | 2,41 |
| | | -20% | -45% | 35% | | -13% | -51% | |
| | | | | -25% | | | | -58% |
| Kwintiel 3 | 0,08 | 0,08 | 0,03 | 0,05 | 2,19 | 7,69 | 6,89 | 6,19 |
| | | -1% | -65% | 82% | | 251% | -10% | -10% |
| | | | | -36% | | | | -20% |
| Kwintiel 4 | 0,09 | 0,05 | 0,05 | 0,03 | 5,19 | 8,25 | 4,12 | 3,64 |
| | | -43% | -5% | -37% | | 59% | -50% | -12% |
| | | | | -40% | | | | -56% |
| Kwintiel 5, minst agressief | 0,05 | 0,03 | 0,02 | 0,03 | 2,74 | 5,3 | 0,66 | 4,02 |
| | | -41% | -35% | 67% | | 93% | -87% | 506% |
| | | | | 9% | | | | -24% |

Noot: de legenda en het aantal IPO's per kwintiel zijn hetzelfde als bij figuur 3.

de ROS van de andere kwintielen positief blijft. ROA daalt met 69 procent van jaar 0 tot jaar +2 naar 3,39. De andere kwintielen hebben een maximale daling in ROA van 57 procent, van jaar 0 tot jaar +2 (kwintiel 5) en een minimale ROA van 5,13 (kwintiel 4). Kwintiel 2 laat een 'normale' daling zien vergeleken met de andere kwintielen; een daling in ROS van jaar 0 tot jaar +2 van 25 procent, en ROA van 32 procent. Het ziet er naar uit dat alleen kwintiel 1 negatieve accruals heeft en, vergeleken met de andere kwintielen, uitzonderlijk lage operationele performance in de periode nadat resultaatsturing is toegepast.

ROS van kwintiel 1 van IPO's uit 2004 dalen naar 0,02 in jaar +2. Dit is aanzienlijk minder in vergelijking met de andere kwintielen. Kwintiel 2 heeft de hoogste ROS van 0,06 en kwintielen 4 en 5 hebben een ROS van 0,03. ROA van kwintiel 1 daalt naar 2,05, wat ook laag is in vergelijking met de andere kwintielen. ROA van kwintiel 2 is ook laag (2,41), maar dit kwintiel heeft de hoogste ROS van alle kwintielen. De resultaten zijn consistent met de IPO's uit 2003, namelijk dat kwintiel 1 zowel dalende accruals heeft en een lage post-resultaatsturing operationele performance. Er is zodoende een positieve relatie in kwintiel 1 van zowel IPO's uit 2003 en 2004, tussen significant positieve discretionaire accruals die een daling ondergaan enerzijds en post-resultaatsturing operationele performance anderzijds. IPO's in andere kwintielen hebben ook lage post-resultaatsturing performances, maar niet zo uitzonderlijk laag als kwintiel 1. Een mogelijke verklaring voor deze lage performance bij deze andere kwintielen is volgens Fan (2007, p. 21) dat de beursgang van deze IPO's plaatsvond in een periode van piekperformance, wat niet stand hield op langere termijn.

4.5 Opportunistisch gedrag bij resultaatsturing

Dit onderzoek interpreteert de resultaten van de voorgaande drie subparagrafen dat alleen de IPO's in de meest agressieve kwintielen van beursgangjaar 2003 en 2004 de condities hebben zoals deze in paragraaf 2.3 zijn bepaald. IPO's in deze kwintielen zijn zodoende verdacht van opportunistisch gedrag.

5 Conclusies

Bestaande literatuur (Teoh et al., 1998a; Roosenboom et al., 2003) constateert indicaties dat IPO's resultaatsturing toepassen om beleggers te misleiden over hun performance. Recent hebben Ball en Shivakumar (2008) echter beargumenteerd dat IPO's weinig opportunistisch gedrag vertonen, maar winsten juist sturen om investeerders betere informatie te geven over toekomstige winsten. In dit artikel wordt bijgedragen aan dit debat en met een onderzoeksgroep van 512 IPO's uit 24 landen wereldwijd worden indicaties gevonden voor resultaatsturing in beursgangjaren 2003

en 2004. In 2001 en 2002 zijn er geen indicaties gevonden. Daarnaast worden indicaties gevonden voor opportunistisch gedrag bij het meest agressieve kwintiel. Dit kwintiel representeert 20 procent van de IPO's waar indicaties voor resultaatsturing zijn geconstateerd (IPO's uit 2003 en 2004) en 10 procent van de totale populatie (alle IPO's uit 2001 tot en met 2004). Dit impliceert echter dat er meer aanwijzingen zijn voor het informatieperspectief, zodat resultaatsturing beter kan worden verklaard doordat bedrijven proberen een indicatie te geven van hun toekomstige winsten.

De resultaten geven ook weer, in overeenstemming met voorgaande onderzoeken, dat IPO's die hun winsten agressief sturen, last hebben van een lage operationele performance in de post-resultaatsturingperiode, ten opzichte van IPO's die hun winsten neutraal of conservatief sturen.

Dit onderzoek heeft enkele beperkingen. Een beperking van de onderzoeksmethodiek is het feit dat de onderzochte IPO's uit verschillende landen komen. Verschillende culturen, rechtssystemen en economieën kunnen verstoringen invloeden hebben. De IPO's maken bijvoorbeeld gebruik van diverse verschillende verslaggevingsstandaarden, zoals International Financial Reporting Standards (IFRS) of een local GAAP (de verslaggevingsstandaarden van een bepaald land). De verslaggevingsstandaarden beïnvloeden de accruals en in de gebruikte schattingsmodellen wordt geen rekening gehouden met dergelijke invloeden. Daarnaast is het onmogelijk om te verklaren dat bedrijven opzettelijk aan resultaatsturing doen en hierbij opportunistische bedoelingen hebben. De verklaring die dit onderzoek kan stellen is dat zij indicaties heeft gevonden voor resultaatsturing en opportunistisch gedrag. ■

J. Seger MSc. is afgestudeerd aan de Erasmus Universiteit Rotterdam in de richting Business and Economics. Hij is werkzaam in de assurance-praktijk van PricewaterhouseCoopers.

Noot

1 Deze landen zijn Australië, Canada, Denemarken, Duitsland, Frankrijk, Griekenland, Groot-Brittannië, China, Hongkong, India, Indonesië, Italië, Japan, Maleisië, Nederland, Noorwegen, Oostenrijk, Filippijnen, Singapore, Zuid-Korea, Zweden, Zwitserland, Taiwan, Thailand, en de Verenigde Staten.

Literatuur

- Aharony, J., C.J. Lin en M.P. Loeb (1993), Initial public offerings, accounting choices, and earnings management, *Contemporary Accounting Research*, vol. 10, pp. 61-81.
- Ahmad-Zaluki, N.A., K. Campbell en A. Goodarce (2009), Earnings management in Malaysian IPO's: The East Asian Crisis, Ownership control and Post-IPO Performance, Working paper, zie: <http://ssrn.com/abstract=963085>.
- Ball, R. en L. Shivakumar (2008), Earnings quality at initial public offerings, *Journal of Accounting and Economics*, vol. 45, no. 2/3, pp. 324-349.
- Bauwhede, vander, H. (2003), Resultaatsturing en kapitaalmarkten: een overzicht van de academische literatuur, *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfsconomie*, vol. 77, no. 5, pp. 196-204.
- Beneish, M.D. (2001), Earnings Management: A Perspective, *Managerial Finance*; vol. 27, no. 12, pp. 3-17.
- Chen, K.Y., K. L. Lin en J. Zhou (2005), Audit quality and earnings management for Taiwan IPO firms, *Managerial Auditing Journal*, vol. 20, pp. 86-104.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan en A. P. Sweeney (1995), Detecting earnings management, *Accounting Review*, vol. 70, pp. 193-225.
- Fan, Q. (2007), Earnings management and ownership retention for initial public offering firms: theory and evidence, *Accounting Review*, vol. 82, pp. 27-64.
- Friedlan, J. M. (1994), Accounting Choices of Issuers of Initial Public Offerings, *Contemporary Accounting Research*, vol. 11, no. 1, pp. 1-31.
- Jones, J. (1991), Earnings management during import relief investigations, *Journal of Accounting Research*, vol. 29, pp. 193-228.
- Kothari, S.P., A. Leone en C. Wasley (2005), Performance matched discretionary accrual measures, *Journal of Accounting and Economics*, vol. 39, pp 163-197.
- Leuz, C., D. Nanda en P. Wysocki (2003), Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison, *Journal of Financial Economics*, vol. 69, pp. 505-527.
- Lewis, M. (2008), When are IPO Firms' Income-Increasing Accruals Informative?, Working paper, zie: <http://ssrn.com/abstract=1012362>.
- Mohanram, P. S. (2003), How to manage earnings management? *The Accounting World*, October 2003.
- Nagata, K. en T. Hachiya (2006), Competing motives for earnings management in initial public offerings: to reduce wealth loss or to keep control of the firm. Working paper, zie: <http://ssrn.com/abstract=915922>.
- Neill, J. D., S. G. Pourciau en T. F. Schaefer (1995), Accounting method choice and IPO valuation, *Accounting Horizons*, vol. 9, no. 3, pp. 68-80.
- Pastor-Llorca, M. J. en F. Poveda-Fuentes (2006) Earnings management and the long-run performance of Spanish initial public offerings, in: G. Gregoriou (ed.), *Initial public offerings (IPO), An international perspective of IPO's*, Oxford/Burlington: Elsevier Butterworth-Heinemann, chapter 7, pp. 81-112.
- Roosenboom, P., T. van der Goot en G. Mertens (2003), Earnings management and initial public offerings: evidence from the Netherlands, *International Journal of Accounting*, vol. 38, pp. 243-266.
- Schipper, K. (1989), Commentary on earnings management, *Accounting Horizons*, vol. 3, pp. 91-102.
- Seger, J. E. (2008), Cooking the books around initial public offerings: A study about the pervasiveness of earnings management and investor protection regulations, in: C.D. Knoops en J. Noeverman (red.), *Accountability, papers from master theses 2008*, Erasmus University Rotterdam, pp. 26-46, zie http://publishing.eur.nl/ir/repub/asset/15571/Accountability_seger.pdf.
- Teoh, S., I. Welch en G. Rao (1998a), Are earnings during initial public offerings opportunistic?, *Review of Accounting Studies*, vol. 3, pp. 175-208.
- Teoh, S., I. Welch en T. J. Wong (1998b), Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings, *Journal of Finance*, vol. 53, pp. 1935-1974.