

Determinanten van de kaspercentages in Nederlandse bedrijven

Henk von Eije en Wim Westerman

SAMENVATTING In de literatuur is de aandacht voor de hoeveelheid kasmiddelen in bedrijven sterk toegenomen. Het betreft echter veelal buitenlandse literatuur en daarom bestuderen wij de ontwikkeling van de kaspercentages in Nederlandse bedrijven. Wij vinden alleen effecten van Keynesiaanse voorzorgs- en speculatiemotieven op het kaspercentage volgens een nauwe definitie. Als wij de kaspercentages ruim definiëren vinden we echter geen macro-economische effecten. Wel vinden we voor de ruim gedefinieerde kaspercentages effecten van bedrijfskenmerken in de periode 2002-2009. Voor zowel beursgenoteerde als niet-beursgenoteerde bedrijven hangt het kaspercentage negatief samen met de grootte van het bedrijf, de relatieve hoeveelheid vreemd vermogen en de relatieve omvang van de overige liquide activa. Voor niet-beursgenoteerde bedrijven vinden we een positieve samenhang met de toeneming van de activa, met de toeneming van het eigen vermogen en met het risico van de toename van het eigen vermogen. Ook vinden we voor niet-beursgenoteerde bedrijven een stijgende trend, al zijn de kaspercentages - ceteris paribus - wel lager dan die voor beursgenoteerde bedrijven.

RELEVANTIE VOOR DE PRAKTIJK Door de financiële crisis is het belang van liquide middelen voor bedrijven groter geworden. Ons onderzoek laat verder zien dat er grote verschillen bestaan tussen beursgenoteerde bedrijven en niet-beursgenoteerde bedrijven. Zo zijn beursgenoteerde bedrijven aanzienlijk groter dan de niet-beursgenoteerde bedrijven.¹ De grotere omvang van beursgenoteerde bedrijven resulteert in een kaspercentage dat flink lager ligt. Per saldo zijn beursgenoteerde bedrijven echter niet zuiniger met de kasmiddelen dan de niet-beursgenoteerde bedrijven. Dit komt vooral omdat beursgenoteerde bedrijven minder overige liquide activa hebben en - ceteris paribus - een 3 procent hoger kaspercentage hanteren. Aandeelhouders en commissarissen kunnen zich afvragen of dit extra hoge kaspercentage werkelijk toegevoegde waarde heeft voor de beursgenoteerde bedrijven.

1 Inleiding

Het recente wetenschappelijke onderzoek naar de ontwikkeling van de kasvoorraden in bedrijven begint bij Opler, Pinkowitz, Stulz en Williamson (1999). Zij onderzoeken of

variabelen achter de trade-off theorie, de asymmetrische informatietheorie, de pecking order theorie en de agent-schapstheorie de ontwikkelingen in de kasratio's kunnen verklaren. Zij vinden voor de Verenigde Staten aanknopingspunten voor al deze theorieën. Nog recenter hebben Bates, Kahle en Stulz (2009) de observatie gedaan dat de kasratio's in de Verenigde Staten sinds 1980 verdubbeld zijn. Zij onderzoeken deze ontwikkelingen en komen tot de conclusie dat toegenomen risico's en voorzorgsmotieven hierbij een belangrijke rol spelen. In hetzelfde jaar publiceren Ramírez en Tadesse (2009) een landenvergelijking voor het tijdvak 1990-2004. Zij laten zien dat er systematische verschillen bestaan tussen de kaspercentages aangehouden door bedrijven in diverse landen, omdat de risicohouding tussen landen sterk kan verschillen.

Hoewel de Nederlandse risico-aversie niet ver van de Amerikaanse risico-aversie afwijkt,² kan men de resultaten van de eerder vermelde Amerikaanse onderzoekers dus niet zomaar overnemen. Dit geldt te meer omdat er ook een belangrijk verschil bestaat tussen bedrijven in landen met een Angelsaksische wetgeving en de landen met een Napoleontische wetgeving (Pinkowitz, Stulz en Williamson, 2006).³ Bovendien betreffen de eerder genoemde onderzoeken steeds beursgenoteerde bedrijven. Het is echter bekend dat de niet-beursgenoteerde bedrijven de overgrote meerderheid van de bedrijfspopulatie uitmaken. Bovendien zijn beursgenoteerde bedrijven groter, zijn het vaak multinationals en worden ze anders gefinancierd. Het is daarom interessant te bezien wat de kaspercentages van de beursgenoteerde bedrijven zijn en of (en zo ja in hoeverre) de kaspercentages van beursgenoteerde bedrijven van die van niet-beursgenoteerde bedrijven verschillen. Ook zullen wij daarbij aangeven in welke mate de coëfficiënten van de determinanten van de kasratio's tussen de twee groepen van bedrijven verschillen.

In paragraaf 2 bespreken wij de literatuur. Vervolgens onderzoeken wij in paragraaf 3 de ontwikkelingen van de

kaspercentages van beursgenoteerde Nederlandse bedrijven over de periode 1991-2009. In paragraaf 4 presenteren wij ons onderzoek naar de invloed van bedrijfskenmerken op beursgenoteerde en niet-beursgenoteerde bedrijven over de periode 2002-2009. Onze conclusies en aanbevelingen staan in paragraaf 5.

2 Literatuur

Veel van de literatuur over kasmiddelen begint bij Keynes (1936/1976, p. 170), die een onderscheid maakt tussen het transactiemotief, het voorzorgmotief en het speculatiemotief. Het transactiemotief impliceert dat bedrijven met meer transacties meer kasvoorraden zullen aanhouden. Het voorzorgmotief houdt in dat er onzekerheid rondom deze transacties kan bestaan en dat bedrijven ook daarom kasmiddelen zullen aanhouden. Het speculatiemotief geeft tenslotte aan dat mensen bij lage rentevoeten minder geld voor langere tijd zullen willen beleggen, omdat men dan verwacht (of hoopt) dat de lange rente zal stijgen waardoor het pas later verstandig wordt de kasmiddelen voor langere tijd te beleggen.

De tweede auteur die vaak wordt aangehaald bij de analyse van de kasmiddelenbehoefte van bedrijven is Baumol (1952). Zijn *economic order quantity*-model houdt ook rekening met de kasbehoefte van bedrijven en met de rente, maar voegt hier nog de transactiekosten van het aantrekken van geld aan toe. Aan het Baumol-model is vervolgens door Miller en Orr (1966) het risico van de transacties toegevoegd.

Naast de macro-economische benadering van Keynes en de meer normatieve benaderingen van Baumol en van Miller en Orr, is er ook recente empirische literatuur die de kaspercentages in bedrijven laat afhangen van diverse bedrijfsvariabelen. Hierop gaan we in paragraaf 4 nader in.

3 De Ontwikkeling van de kaspercentages

Informatietechnologie en het denken in termen van aandeelhouderswaarde hebben ertoe geleid dat managers van bedrijven tegenwoordig scherper naar kasvoorraden en liquide middelen kijken dan vroeger (Westerman en Von Eije, 2010). Hierdoor kan de kasratio in bedrijven kleiner zijn geworden. Ook zijn door bancaire concurrentie en Europese regelgeving de kosten van bancaire transacties afgenomen, waardoor - volgens de Baumol/Miller/Orr benadering - bedrijven zullen kiezen voor kleinere hoeveelheden kasmiddelen. Aan de andere kant zijn het laatste decennium de risico's voor bedrijven toegenomen; hierbij kan men denken aan de gevolgen van terroristische daden als het vernietigen van de Twin Towers in New York op 9-11-2001, de internetcrisis en - meer recentelijk - de financiële crisis. Dergelijke risico's leiden ertoe dat bedrijven

meer liquide middelen gaan aanhouden (Bates, Kahle en Stulz, 2009). In deze paragraaf onderzoeken wij of en welke van deze ontwikkelingen in de Nederlandse beursgenoteerde bedrijven te vinden zijn. Daarbij nemen we in de tijdreeksanalyse niet alleen een (kwadratische) trend mee, maar ook macro-economische variabelen als representanten van de Keynesiaanse benadering.

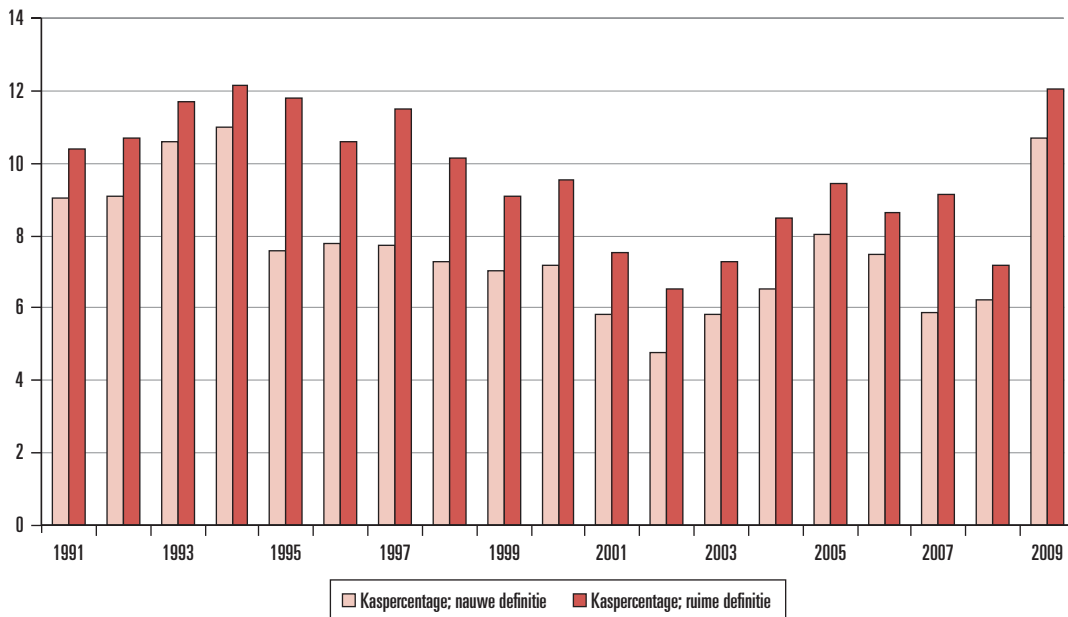
Opler e.a. (1999) definiëren de kasratio als de som van kasgeld, rekening courant geld en kortetermijnbeleggingen versus de som van alle activa (een ook wel gebruikelijke vergelijking met de omzet levert volgens hen geen speciale inzichten op). Bates e.a. (2009) gebruiken de definitie van Opler e.a. (1999). Wij hanteren hier twee definities van kasmiddelen, namelijk de nauwe definitie die in Datastream wordt aangeduid met Cash en de ruime definitie waarbij cash equivalents worden meegenomen. Bovendien vermengvuldigen wij de resulterende ratio's met 100 om verder in termen van kaspercentages te kunnen redeneren.

Grafiek 1 geeft de ontwikkeling van de gemiddelde waarde van het kaspercentage van beursgenoteerde bedrijven in Nederland volgens beide definities. De data komen uit Datastream, omdat hieruit relatief lange tijdreeksen af te leiden zijn. Vanwege de afwijkende kenmerken van nutsbedrijven en de financiële bedrijven, zijn deze uit de database verwijderd, alsmede de bedrijven waarvoor geen bedrijfstakcode beschikbaar was. Bovendien is er een extra selectie toegepast, omdat beursgenoteerde bedrijven komen en bij een faillissement, een overname of een delisting ook weer gaan. Dit kan een vergelijking van de ontwikkeling van de kasratios in de loop van de tijd beïnvloeden. Om een consistent beeld te krijgen van de vraag hoe kasratios in de loop van de tijd veranderen hebben we daarom ook de eis gesteld dat de bedrijven de gehele periode tussen 1991 en 2009 aan de beurs moesten zijn genoteerd. Er resteren dan 44 beursgenoteerde bedrijven waarvan de kaspercentages over de gehele periode beschikbaar zijn.

Grafiek 1 laat zien dat de kaspercentages van beursgenoteerde bedrijven volgens beide definities tot 2002 een dalende trend laten zien, waarna ze weer stijgen. In de periode 1991 tot en met 2009 is het gemiddelde van de jaarlijkse kaspercentages in nauwe zin 7,7 procent, terwijl dat percentage in ruime zin in dezelfde periode 9,8 procent bedraagt.

Met regressievergelijkingen (zie tabel 1) bestuderen we de trendmatige ontwikkelingen in de in grafiek 1 weergegeven kaspercentages. Wij hanteren een kwadratische relatie met de tijd, om de omslag van de dalende naar de stijgende trend te kunnen detecteren. Daarnaast onderzoeken we of de gemiddelde kaspercentages worden

Grafiek 1 De ontwikkeling van het kaspercentage volgens de nauwe en de ruime definitie (beursgenoteerde bedrijven, Datastream 1991-2009)



gedreven door de transactie-, voorzorg- en speculatiemotieven zoals Keynes (1936) die suggereerde. We meten de transacties aan de hand van de investeringsquote: de investeringen van bedrijven gedeeld door het bruto binnenlands product tegen marktprijzen.⁴ Voor het voorzorgmotief hanteren we het producentenvertrouwen in december (een inverse maatstaf voor de behoefte aan voorzorgskassen). Voor het speculatiemotief gebruiken wij tenslotte de rente op 10-jarige overheidsleningen van december. Omdat bedrijven veelal niet direct kunnen reageren op nieuwe macro-economische ontwikkelingen en omdat ze de R-kwadraat en de Durbin-Watson toets verbeteren, hanteren we de vertraagde waarden van de drie macro-economische variabelen.⁵

Het kaspercentage in nauwe zin (zie kolom 1 van tabel 1) laat inderdaad een trendmatige ombuiging zien: zowel de lineaire als de kwadratische term zijn significant. Verder blijkt dat de Keynesiaanse motieven ook voor het kaspercentage in nauwe zin gelden. Hierbij zijn de tekens van de voorzorg- en speculatiemotieven significant. De vergelijking heeft een redelijk acceptabele aangepaste R-kwadraat en blijktens de Durbin-Watson statistiek is er geen sprake van hoge autocorrelatie. Voor de ruime kasdefinitie (kolom 2 van tabel 1) vinden wij echter geen significant verband: noch met de tijd, noch met de Keynesiaanse factoren. Ook is de kwaliteit van de regressievergelijking, blijktens de aangepaste R-kwadraat en de Durbin-Watson-waarde minder. Doordat het verschil veroorzaakt wordt door de

cash equivalents, blijkt uit deze (en een niet-gepresenteerde directe analyse van de cash equivalents) dat deze zich dus niet conform de Keynesiaanse ideeën ontwikkelen. Omdat er voor de niet-beursgenoteerde bedrijven alleen data beschikbaar zijn volgens de ruime definitie, laten wij in het vervolg alleen de uitkomsten zien vanuit deze ruime definitie. De kolommen 3 en 4 van tabel 1 meten vervolgens de effecten per bedrijf. Hierbij is er gebruik gemaakt van een Tobit-analyse. Een dergelijke analyse is zinvol als er sprake is van gecensorde data. In dit geval betekent dit dat de kaspercentages niet kleiner kunnen zijn dan 0 en niet groter dan 100. Een goede methode om met deze restricties rekening te houden is ontwikkeld door Tobin (1958). Naar analogie met zogenaamde logit analyses is deze methode later de Tobit-methode genoemd. Tegenwoordig zijn er ook Tobit-technieken beschikbaar voor analyses van paneldata (waarbij men tijdreeksen voor meer bedrijven beschikbaar heeft). In ons geval zijn dit waarnemingen over de jaren 1991-2009. Er zijn verschillende voordelen van het gebruik van paneldata. Eén van de belangrijkste is dat men niet slechts één snijpunt met de y-as verkrijgt, maar elk bedrijf zijn eigen snijpunt met de y-as toestaat. Wij hanteren daarbij de random-effectentechniek die aanneemt dat deze snijpunten met de y-as gekenmerkt kunnen worden door een normale verdeling rondom een gemiddelde van alle snijpunten. Kolom 3 laat hierbij de uitkomsten zien waarbij er - net als in grafiek 1 - sprake is van de 44 bedrijven waarvoor de kaspercentages over de gehele periode van 19 jaar beschikbaar zijn. Kolom

4 laat ook bedrijven toe waarvoor er gaten (*missing values*) optreden in de database. Deze Tobit-analyses geven echter - wederom - geen significante effecten van de macro-economische en tijdsvariabelen op de ruim gedefinieerde kaspercentages. Om deze reden onderzoeken we in de volgende paragraaf de mogelijke bedrijfsgebonden determinanten van de kaspercentages.

4 Bedrijfsgebonden determinanten voor de kaspercentages

Schaaleffecten leiden tot een relatief lagere behoefte aan kasvoorraden (Mulligan, 1997). Ook hebben grote ondernemingen veelal meer kennis en kunde in huis om de kasvoorraden scherp vast te stellen en hebben ze meer mogelijkheden om kasvoorraden via de bank (*pooling*) of intern (*netting*) tegen elkaar weg te strepen. Tenslotte zijn grote bedrijven gewoonlijk bekender en kunnen ze gemakkelijker liquide middelen verkrijgen dan andere bedrijven.

Al deze effecten kunnen ertoe leiden dat grote bedrijven minder kasvoorraden aanhouden. Als maatstaf voor de bedrijfsomvang hanteren we bij de hierna volgende regressieanalyses de natuurlijke logaritme van de totale activa.

Naast de omvang, suggereert de literatuur ook de ratio van vreemd vermogen tot totaal vermogen als verklarende variabele. Volgens de agentschapstheorie (Jensen en Meckling, 1976; Jensen, 1986) hebben bedrijven met veel vreemd vermogen minder agentschapskosten. Omdat teveel kasmiddelen een teken kunnen zijn van agentschapsproblemen (Opler e.a., 1999; Pinkowitz e.a., 2006), zullen bedrijven met veel vreemd vermogen minder kasmiddelen aanhouden. Een andere redenering volgt uit de optietheorie (Black en Scholes, 1973; Faulkender en Wang, 2006). Als vreemdvermogensverschaffers zich voor een lange tijd aan het bedrijf verbonden hebben, prefereren aandeelhouders risicovolle activa boven kasmiddelen.

Tabel 1 Trendmatige en Keynesiaanse verklaringen van de kaspercentages voor beursgenoteerde bedrijven (gebaseerd op Tobit-analyses met random effecten voor panel data uit Datastream, 1991-2009)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Nauwe kasdefinitie Regressieanalyse op jaargemiddelden Geen missing values	Ruime kasdefinitie Regressieanalyse op jaargemiddelden Geen missing values	Ruime kasdefinitie Tobit-analyse op panel data Geen missing values	Ruime kasdefinitie Tobit-analyse op panel data Alle waarnemingen
Trend	-1,418	-0,967	-0,967	-0,466
	(0,001)**	(0,084)	(0,056)	(0,118)
Trend ^ 2	0,047	0,029	0,028	0,012
	(0,002)**	(0,144)	(0,116)	(0,262)
Investeringsquote (t-1)	2,136	-7,626	-8,337	-12,172
	(0,925)	(0,831)	(0,808)	(0,542)
Producentenvertrouwen (t-1)	-0,077	-0,049	-0,047	-0,017
	(0,048)*	(0,395)	(0,393)	(0,630)
Lange rente (t-1)	-0,949	-0,587	-0,590	-0,302
	(0,022)*	(0,324)	(0,294)	(0,338)
Constante	20,920	20,502	20,661	18,221
	(0,002)**	(0,030)*	(0,013)*	(0,000)**
Aantal waarnemingen	19	19	836	2382
Aantal bedrijven	n.v.t.	n.v.t.	44	207
Aangepaste R2/Durbin Watson	0,729/1,901	0,337/1,505		
Wald-test			14,64	9,73
p-waarde Wald-test			(0,012)*	(0,083)
Censored (links/rechts)			(1/2)	(22/2)
Gemiddeld kaspercentage	7,658	9,675	9,675	10,561

p-waardes tussen haakjes; * significant op 5%; ** significant op 1%. De trend is gemeten als het jaar minus 1990. De investeringsquote geeft de investeringen van bedrijven gedeeld door het bruto binnenlands product tegen marktprijzen. Het producentenvertrouwen is gemeten in december en de rente op de 10-jarige staatslening ook. Alle drie de macro-economische variabelen zijn een jaar vertraagd.

die weinig risicovol zijn. De agentschaps- en de optie-theorie impliceren dus een negatief teken van vreemd vermogen op de kaspercentages. Als maatstaf voor vreemd vermogen hanteren we de totale hoeveelheid vreemd vermogen gedeeld door de activa van de bedrijven.⁶

De literatuur geeft ook aan dat bedrijven met een hoog groeipotentieel een relatief grote hoeveelheid kasmiddelen zullen aanhouden. Vaak wordt groeipotentieel gemeten met de marktwaarde/boekwaarde ratio (Harford e.a., 2008; Bates e.a., 2009). Omdat de marktwaarde/boekwaarderatio alleen voor beursgenoteerde bedrijven beschikbaar is en we identieke variabelen voor beide bedrijven willen hanteren, vervangen wij de markt/boekwaarde door de feitelijke relatieve groei van de activa. Bedrijven die de activa hard laten groeien hebben in principe ook een hoog groeipotentieel. Met de relatieve groei van de activa hopen we dus de effecten van groei op de kaspercentages van zowel beursgenoteerde als niet-beursgenoteerde bedrijven onderling te kunnen vergelijken.

Bates e.a. (2009) geven aan dat de niet-kasmiddelencomponent van liquiditeit belangrijk is als substituut voor de kasmiddelen. Om deze reden onderzoeken wij de effecten van deze niet-kascomponent op de kaspercentages. De niet-kascomponent wordt gemeten door de voorraden en de nog te ontvangen bedragen te delen door de activa van de bedrijven. Daarnaast geven Bates e.a. (2009) ook aan dat de cash flows en de risico's van de cash flows belangrijk zijn. Naarmate deze hoger zijn, zullen de bedrijven meer kasmiddelen kunnen (respectievelijk willen) aanhouden. Helaas vonden wij in de Orbis database - die ook niet-beursgenoteerde bedrijven omvat - vaak geen gegevens over de cash flows. Daarom hebben wij deze benaderd uit de toevoeging aan het eigen vermogen, oftewel de niet aan aandeelhouders uitgekeerde winst. Het risico van de cash flows hebben we vervolgens gemeten met de standaarddeviatie van deze ingehouden winsten gedurende drie jaar. Beide variabelen zijn tenslotte wederom geschaald met de hoeveelheid activa in het bedrijf.

Omdat de beursgenoteerde bedrijven vaker in andere landen werkzaam zullen zijn, kan dit ook effecten hebben op de mate waarin ondernemingen kasmiddelen aanhouden. Zo geven Foley e.a. (2007) aan dat multinationals vaak extra belast zullen worden als ze geld willen repatriëren. Deze bevindingen worden indirect bevestigd door Ramirez en Tadesse (2009) die vinden dat de mate van multinationaliteit leidt tot hogere kaspercentages. Helaas hebben we noch inzicht in de mate van multinationaliteit van de beurs- én de niet beursgenoteerde bedrijven, noch inzicht in welke landen men actief is. Ook is er geen inzicht in de aldus geldende repatriëringsbelastingen. Per saldo

zou dit echter een reden kunnen zijn voor een hoger kaspercentage bij beursgenoteerde bedrijven.

Omdat de literatuur over kaspercentages alleen metingen verricht over beursgenoteerde bedrijven, gaat ze niet in op de vraag of beursgenoteerde bedrijven een hoger of een lager kaspercentage aanhouden. Wij volgen hier redeneringen over ondernemingsbestuur van beursgenoteerde en niet-beursgenoteerde bedrijven. Een belangrijke redenering is dat aandelen van beursgenoteerde bedrijven over een zo groot aantal beleggers uitstaan en dat deze niet allen meer controle over het bedrijf uitoefenen (Alchian en Demsetz, 1972). In feite worden ze *free rider* door te hopen dat de andere aandeelhouders zorgen voor efficiënt ondernemersbestuur (Grossman en Hart, 1980). Als echter iedereen zo denkt, kan de ondernemingsleiding zijn gang gaan. Als deze dan graag veel kasmiddelen aanhoudt, en dat is de impliciete aanname van Opler e.a. (1999), dan kan men verwachten dat beursgenoteerde bedrijven meer kasmiddelen aanhouden. Deze effecten worden groter in landen met een Napoleontische wetgeving (Pinkowitz e.a., 2006), zoals Nederland.⁷ Een alternatieve redenering volgt uit de argumenten van Pagano en Röell (1998). Zij zeggen dat grote aankopen (zoals acquisities) een belangrijke reden zijn om een beursnotering aan te vragen. Beursgenoteerde bedrijven hebben namelijk door het verspreide aandeelhouderschap minder last van meebeslissers, dan niet-beursgenoteerde bedrijven. Als men voor deze grote aankopen strategische kasmiddelen aanhoudt, zullen beursgenoteerde bedrijven dus ook relatief grote kaspercentages aanhouden. Wij veronderstellen dus dat er - *ceteris paribus* - een hoger kaspercentage zal optreden bij beursgenoteerde bedrijven.

Met paneldata uit de Orbis database testen we of beursgenoteerde bedrijven - *ceteris paribus* - meer of minder kasmiddelen aanhouden. Helaas geeft Orbis slechts cijfers over een relatief korte periode. De Orbis database hanteert de ruime definitie van de kaspercentages (inclusief cash equivalenten).⁸ We selecteren bedrijven met een primary US Sic Code vanaf 20 tot en met 39. In het kader van de vergelijkbaarheid hebben we de kleine bedrijven weggelaten door in de Orbis database alleen de middelgrote, de grote en de zeer grote bedrijven te selecteren.⁹ Om problemen met endogene onafhankelijke variabelen te vermijden zijn de onafhankelijke variabelen die betrekking hebben op de bedrijven zelf steeds één jaar vertraagd.¹⁰ Dit leidt ertoe dat er een jaar extra uit onze database verdwijnt, zodat we nu de uitkomsten kunnen presenteren voor de periode 2002-2009. Dit is het laatste gedeelte van de periode waarvoor we de trendontwikkelingen hiervoor hebben gepresenteerd. We nemen een niet-gekwadrateerde trendvariabele in de analyse op, waarvan we op basis van

de eerdere analyse verwachten dat deze positief zal zijn. Alle waarnemingen van kaspercentages kleiner dan nul en groter dan honderd zijn op respectievelijk 0 en 100 gesteld. Tenslotte zijn de hoogste en laagste vertraagde waarnemingen van de onafhankelijke variabelen gewinsored op 0,5 procent en op 99,5 procent.¹¹ Tabel 2 geeft de resultaten van de Tobit-analyses. Het betreft 53 beursgenoteerde bedrijven en 3925 niet-beursgenoteerde bedrijven. Het kaspercentage van beursgenoteerde

bedrijven (12,4 procent) wijkt nauwelijks af van dat van de niet-beursgenoteerde bedrijven (12,4 procent).

De kolommen 1-3 van tabel 2 laten zien dat alle regressies een statistisch relevante verklaring opleveren, want de p-waarden van de Wald Chi kwadraat-toets zijn zeer significant.¹² Uit tabel 3 (kolom 2) blijkt dat voor de niet-beursgenoteerde bedrijven alle variabelen de verwachte tekens hebben en significant zijn. Voor de beursgeno-

Tabel 2 De random effect Tobit-regressie-uitkomsten ter verklaring van de kaspercentages in Nederlandse bedrijven en de conditionele marginale effecten (Orbis database, ruime definitie, 2002-2009)

Soort bedrijven	Tobit-regressies			ME
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Beursgenoteerd	Niet-beursgenoteerd	Alle	Alle
Omvang	-2,571 a) (0,005)**	-1,622 a) (0,000)**	-1,642 (0,000)**	-0,940 (0,000)**
Vreemdvermogensratio	-18,714 a) (0,002)**	-6,193 a) (0,000)**	-6,363 (0,000)**	-3,641 (0,000)**
Investeringsbehoefte	1,35 (0,261)	0,389 (0,057)	0,440 (0,029)*	0,252 (0,029)*
Voorraden en NTOB	-13,345 (0,046)*	-11,912 (0,000)**	-11,917 (0,000)**	-6,819 (0,000)**
'Cash flow'	4,521 (0,289)	1,317 (0,030)*	1,414 (0,019)*	0,809 (0,019)*
Risico	0,199 (0,976)	3,29 (0,000)**	3,313 (0,000)**	1,896 (0,000)**
Trend	-0,115 (0,694)	0,354 (0,000)**	0,346 (0,000)**	0,198 (0,000)**
Beursgenoteerd			4,876 (0,008)**	3,010 (0,014)*
Constante term	61,694 (0,000)**	34,208 (0,000)**	34,527 (0,000)**	
Aantal waarnemingen	297	19,003	19,300	
Aantal bedrijven	53	3,925	3,978	
Censored (links/rechts)	(0/0)	(38/34)	(38/34)	
Wald Chi2 value	53,69	804,49	834,28	
p-waarde Wald Chi2	(0,000)**	(0,000)**	(0,000)**	
Gemiddeld kaspercentage	12,401	12,423	12,422	

De Tobit-regressies zijn gebaseerd op regressievergelijkingen waarvoor de bedrijfsvariabelen (behalve het beursgenoteerd zijn) vertraagd en gewinsored zijn en waarvoor de hoeveelheid vreemd vermogen kleiner is dan de totale hoeveelheid activa. De p-waarden staan tussen haakjes onder de coëfficiënten. ** is significant op 1% en * is significant op 5%. De omvang is gemeten als de natuurlijke logaritme van de totale activa. De vreemdvermogensratio is 1 minus de ratio van de aandeelhoudersfondsen gedeeld door de totale activa. De investeringsbehoefte is gemeten als de relatieve verandering in de activa. 'Voorraden en NTOB' is de som van de voorraden en van de nog te ontvangen bedragen. De 'Cash flow' is de toename van de aandeelhoudersfondsen. Het risico is gemeten als de standaarddeviatie van laatste drie 'cash flows' gedeeld door de totale activa. De trend is het jaar minus 2000. a) bij de coëfficiënten van de omvang en van de vreemdvermogensratio geeft aan dat deze voor beursgenoteerde bedrijven in kolom 1 significant afwijken van die van de niet-beursgenoteerde bedrijven in kolom 2. ME geeft de marginale effecten weer voor de gemiddelde waargenomen kaspercentages groter dan 0 en kleiner dan 100. Het marginale effect van Beursgenoteerd is de stijging van de dummywaarde van 0 (niet-beursgenoteerd) naar 1 (beursgenoteerd).

teerde bedrijven zijn alleen de omvang, de vreemdvermogensratio en de niet-kascomponent van de liquide activa significant met het goede teken. De absolute waarden van de coëfficiënten voor de omvang en voor de vreemdvermogensratio zijn voor de beursgenoteerde bedrijven significant groter dan voor de niet-beursgenoteerde bedrijven. Voor de beursgenoteerde bedrijven tezamen (kolom 3) zijn de tekens van de coëfficiënten conform onze verwachtingen en significant. Bovendien hebben beursgenoteerde bedrijven - ceteris paribus - een significant hoger kaspercentage. De grootte van deze coëfficiënt is tegelijk de belangrijkste reden voor het feit dat de relatief grote beursgenoteerde bedrijven toch ongeveer even grote kaspercentages laten zien als de kleinere niet-beursgenoteerde bedrijven.

Bij gewone lineaire regressieanalyses representeert de grootte van de coëfficiënt ook het marginale effect. Dit is de economische betekenis van de coëfficiënt en het geeft de verandering weer die ontstaat in de afhankelijke variabele door een verandering in de onafhankelijke variabele. Tobit-analyses zijn slechts lineair voor de zogenaamde latente, niet waar te nemen, variabele. In ons geval kan men de latente variabele beschouwen als de door de bedrijven gewenste kaspercentages en dan geven de coëfficiënten van de Tobit-regressies dus weer in hoeverre de gewenste kaspercentages beïnvloed worden door de onafhankelijke variabelen. Het is echter vaak meer relevant om de economische betekenis (de marginale effecten) voor de echte waargenomen kaspercentages te berekenen in het relevante gebied, namelijk voor de waargenomen kaspercentages die groter zijn dan 0 en kleiner dan 100. Deze marginale effecten staan vermeld in kolom 4. Deze coëfficiënten zijn kleiner dan die van de Tobit-regressies en ze worden des te kleiner, naarmate de kans kleiner is dat er schattingen in het relevante gebied worden gevonden (Greene, 2008, p. 872). Voor de omvang (gemeten met de natuurlijke logaritme van de activa) vinden we een negatieve coëfficiënt van 0,94. Dit betekent dat bedrijven die een factor 2 groter zijn een kasratio zullen hebben die $\ln(2) * 0,94 = 0,65$ procentpunt lager is. Niet beursgenoteerde bedrijven hebben gemiddeld €3,2 miljoen aan activa en beursgenoteerde bedrijven €336,1 miljoen. Omdat beursgenoteerde bedrijven dus 105 keer groter zijn, kan men verwachten dat zij $\ln(105) * 0,94 = 4,38$ procentpunt lager kaspercentage zullen hebben als de marginale effecten over de hele range geldig blijven. Dit is veelal niet het geval, maar deze berekeningen geven wel een indicatie van de grootte van de effecten.

Voor de relatieve hoeveelheid vreemd vermogen vinden wij - net als in de literatuur - een negatief effect op het kaspercentage. Het voorzichtig opereren met de financie-

ring leidt tot voorzichtig opereren met betrekking tot het kaspercentage: solvabiliteit en kaspercentages zijn complementair. Een toeneming van de vreemdvermogensratio van 0,1 (10 procentpunt) leidt tot een daling van de kasratio met $0,1 * 0,3641$ procentpunt. Omdat beursgenoteerde bedrijven gemiddeld een lagere vreemdvermogensratio (0,56) hebben dan de niet-beursgenoteerde bedrijven uit onze database (0,71) leidt dit ertoe dat beursgenoteerde bedrijven een kaspercentage hebben dat ongeveer $(0,56 - 0,71) * -3,641 = 0,54$ procentpunt hoger is.

Naast de omvang en de relatieve hoeveelheid vreemd vermogen zijn er nog twee materiële effecten die de kaspercentages van beursgenoteerde en niet-beursgenoteerde bedrijven laten verschillen. De ratio van voorraden en nog te ontvangen bedragen is bij beursgenoteerde bedrijven 0,35 en bij niet-beursgenoteerde bedrijven 0,62. Dit betekent dat er bij de beursgenoteerde bedrijven een hoger kaspercentage resulteert van $(0,35 - 0,62) * -6,819 = 1,84$ procentpunt. Wederom is dit door de wijzigingen in de marginale effecten een ruwe schatting. Tenslotte treedt er - ceteris paribus - ook een autonoom effect op van het al dan niet beursgenoteerd zijn. Als men rekening houdt met al de eerder genoemde effecten zullen beursbedrijven gemiddeld een 3,01 procent hoger kaspercentage hebben.

5 Conclusies en aanbevelingen

Ons onderzoek toont aan dat er in Nederland alleen volgens de nauwe definitie van het kasbegrip relaties bestaan tussen macro-economische variabelen die de Keynesiaanse voorzorg- en speculatiemotieven meten en de gemiddelde jaarlijkse kaspercentages in bedrijven. Deze effecten vinden we niet als we de in de literatuur gebruikelijke ruime definitie van kasmiddelen hanteren. Als we echter naar bedrijfskenmerken kijken, dan blijken deze wel significante gevolgen te hebben voor het ruim gedefinieerde kaspercentage. Voor beursgenoteerde en niet-beursgenoteerde bedrijven daalt het kaspercentage bij een stijging van de omvang van het bedrijf. Ook bedrijven die meer vreemd vermogen hebben, gaan zuiniger om met de kasmiddelen. Tenslotte geldt ook voor beurs- en niet-beursgenoteerde bedrijven dat een grotere hoeveelheid liquide (niet-kas) activa tot een lager kaspercentage leidt: voorraden en nog te ontvangen bedragen fungeren dus als substituuut. Voor niet-beursgenoteerde bedrijven vinden we verder een positieve samenhang met de investeringsbehoefte, met de cash flows (die we alleen konden benaderen via de toeneming van het eigen vermogen) en met het risico van deze cash flows. Economisch gezien zijn de totale effecten van deze variabelen echter relatief klein. Ook vinden we voor niet-beursgenoteerde bedrijven een stijgende trend in de kaspercentages in de periode 2002-2009.

Tenslotte vinden we voor de beursgenoteerde bedrijven – ceteris paribus – hogere kaspercentages.

Er zijn wel theoretische verklaringen voor de laatste observatie te vinden (en gepresenteerd), maar de omvang van het effect (3 procentpunt) is naar onze mening wel opmerkelijk. Als er sprake is van afnemende meeropbrengsten van kasmiddelen, dan zal dit resulteren in een relatief lage marginale waarde van kasmiddelen bij beursgenoteerde bedrijven. Dittmar en Mahrt Smith (2007) geven aan dat dit in de Verenigde Staten vooral optreedt bij minder goed bestuurd bedrijven. Zoals in de inleiding – en ook tussentijds – is aangegeven kunnen we niet alle conclusies uit de buitenlandse literatuur overnemen. Bovendien kunnen kasmiddelen nuttig zijn voor geplande acquisities en andere grote investeringen.

Desalniettemin zouden aandeelhouders en commissarissen zich kunnen afvragen of het voor de relatief grote beursgenoteerde bedrijven werkelijk wel zinvol is om kaspercentages aan te houden die vergelijkbaar zijn met die van niet-beursgenoteerde bedrijven. Een kritische visie op de toegevoegde waarde van de 3 procent extra kasmiddelen die beursgenoteerde bedrijven hanteren is daarbij niet automatisch kritiek op het management. ■

Dr. J.H. van Eije en Dr. W. Westerman zijn respectievelijk universitair hoofddocent en universitair docent finance bij de Faculteit Economie en Bedrijfskunde van de Rijksuniversiteit Groningen.

Noten

1 Wij selecteerden de middelgrote, grote en zeer grote bedrijven uit de Orbis database. Hierbij volgen we de definitie van Orbis voor dit soort bedrijven. In de door ons geanalyseerde groep waren het gemiddelde en de mediaan van de activa voor de beursgenoteerde bedrijven in 2009 4,9 miljard en 638 miljoen. Voor de niet-beursgenoteerde bedrijven was het gemiddelde 59,8 miljoen en de mediaan 2,8 miljoen.

2 Blijkens de website van Geert Hofstede (http://www.geert-hofstede.com/hofstede_dimensions.php) zit Nederland met een score van 53 voor "uncertainty avoidance" redelijk in het midden (tussen de uitersten van Singapore met 8 en Griekenland met 112) en wijkt ons land niet te ver af van de USA (met een score van 46).

3 Opler e.a. (1999) rapporteren in de USA een gemiddeld kaspercentage van 17%, terwijl Bates e.a. (2009) het kaspercentage zien oplopen van bijvoorbeeld 12,1% in 1981 tot 23,3% in 2006. Tenslotte vinden Ramírez en Tadesse (2009) over de periode 1990-2004 voor Nederland een gemiddeld kaspercentage van 11%.

4 We gebruiken hiervoor de investeringsquote als maatstaf voor de direct door de bedrijven te verrichten aanschaffingen. Het gebruik van het bruto binnenlands product tegen marktprijzen als een verklaring voor de transactiebehoefte gaf een negatief teken bij de verklaring van de kaspercentages. We verwachten dat dit komt doordat de aan de productie en verkoop gerelateerde transacties vooral in de voorraden en de nog te

ontvangen bedragen tot uiting komen. Deze leiden tot een daling van het kaspercentage, zoals ook tot uiting komt in de te bespreken tabel 2.

5 Wij zijn er hier niet op uit om de vertrags-effecten precies te kalibreren. Wel hebben we ook vertragingen van 0,5 jaar en 1,5 jaar gehanteerd, maar deze gaven minder goede resultaten dan de vertraging van 1 jaar.

6 Het is zeer goed mogelijk dat beursgenoteerde en niet-beursgenoteerde bedrijven verschillende financieringsbronnen hebben (meer bankkrediet bijvoorbeeld bij de niet-beursgenoteerde bedrijven). Over de herkomst van het vreemd vermogen is bij ons echter geen informatie bekend, zodat we hiervoor niet kunnen corrigeren. Desalniettemin blijft het naar onze mening interessant om te weten of de kasratios van beursgenoteerde bedrijven anders reageren op veranderingen in de vermogensstructuur zelf dan die van de niet-beursgenoteerde bedrijven; ook omdat de vermogensstructuur een van de centrale variabelen is in de theorie van de ondernemingsfinanciering.

7 In landen met een goede bescherming van de aandeelhouders zullen managers van slecht geleide bedrijven juist lage kaspercentages aanhouden (Harford e.a., 2008). Als in dat soort landen een beursgang ingegeven is doordat er dan betere controle op de ondernemersleiding ontstaat (Holmström en Tirole, 1993), dan zouden managers van beursondernemingen daar meer kasmiddelen aanhouden. In de traditionele

financieringsliteratuur wordt Nederland echter meestal niet tot dit soort landen gerekend.

8 Door niet exact te traceren verschillen in mogelijke definities, bedrijfstakken, grootte en tijdsperiodes zijn de cijfers uit Orbis niet volledig te vergelijken met die uit Datastream.

9 Wij verwachten niet dat het weglaten van de kleine bedrijven tot een vertekening van de resultaten zal hebben geleid. Zelfs onder de middelgrote bedrijven waren er volgens de Orbis database al geen beursgenoteerde bedrijven. Bovendien corrigeren we in onze analyses voor de omvang van het bedrijf.

10 Bij endogeniteit zal de storingsterm in een regressieanalyse afhangen van de verklarende variabele(n), waardoor de coëfficiënten fout zullen worden geschat. Om voor endogeniteit te corrigeren zijn er verschillende methoden, die er voor zorgen dat de afhankelijkheid van de storingsterm van de verklarende variabelen wordt uitgesloten. Net als veel andere onderzoekers doen wij dat met een zogenaamde instrumentele variabele. Deze variabele moet zo dicht mogelijk de verklarende variabele benaderen, maar toch niet beïnvloed kunnen worden door de te verklaren variabele. Onderzoekers nemen vaak aan dat vertraagde verklarende variabelen niet door de te verklaren variabele van dit jaar kunnen worden beïnvloed. Dat betekent ook dat de storingsterm (het niet verklaarde gedeelte van de afhankelijke variabele) van dit jaar niet gerelateerd is aan de vertraagde verklarende variabelen en dat het

endogeniteitsprobleem verdwijnt. Dan resteert de vraag welk instrument beter is voor de benadering van de verklarende variabele van dit jaar: die van het vorig jaar of die van meer jaar geleden. Dat zal meestal die van het vorig jaar zijn en daarom hanteert men normaliter één jaar vertraging voor de verklarende variabelen die onvertraagd zelf door de te verklaren variabele zouden kunnen worden beïnvloed.

11 Omdat het winsoren niet resulteerde in het weglaten van vreemdvermogensratio's boven de 1, zijn alleen die waarnemingen in de analyse meegenomen waarvoor deze ratio kleiner was dan 1.

12 Wij hebben in deze regressies ook de macro-economische grootheden opgenomen die de Keynesiaanse voorzorg- en speculatiemotieven representeren, maar deze variabelen

gaven geen significante coëfficiënten. Er zij hier verder opgemerkt dat in deze regressie wel met investeringstransacties rekening is gehouden. Deze blijken bij de beursgenoteerde bedrijven voor de ruime kasdefinities (zie tabel 2, kolom 1) trouwens evenmin significant te zijn.

Literatuur

- Alchian, A.A. en H. Demsetz (1972), Production, information costs, and economic organization, *The American Economic Review*, vol. 62, no. 5, pp. 777-795.
- Bates, T.W., K.M. Kahle en R.M. Stulz (2009), Why do US firms hold so much more cash than they used to?, *The Journal of Finance*, vol. 64, no. 5, pp. 1985-2021.
- Black, F. en M. Scholes (1973), The pricing of options and corporate liabilities, *The Journal of Political Economy*, vol. 81, no. 3, pp. 637-654.
- Baumol, W.J. (1952) The transactions demand for cash: An inventory theoretic approach, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 66, no. 4, pp. 545-556.
- Dittmar, A. en J. Mahrt-Smith (2007), Corporate governance and the value of cash holdings, *Journal of Financial Economics*, vol. 83, no. 3, pp. 599-634.
- Faulkender, M. and R. Wang (2006), Corporate financial policy and the value of cash, *The Journal of Finance*, vol. 61, no. 4, pp. 1957-1990.
- Foley, C.F., J.C. Hartzell, S. Titman en G. Twite (2007), Why do firms hold so much cash? A tax-based explanation, *Journal of Financial Economics*, vol. 86, pp. 579-607.
- Greene, W.H. (2008), *Econometric Analysis*, Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River (N.J.).
- Grossman, S.J. en O.D. Hart (1980), Takeover bids, The free-rider problem, and the theory of the corporation, *The Bell Journal of Economics*, vol. 11, no. 1, pp. 42-64.
- Harford, J., S.A. Mansi en W.F. Maxwell (2008), Corporate governance and firm cash holdings in the US, *Journal of Financial Economics*, vol. 87, no. 3, pp. 535-555.
- Holmström, B. en J. Tirole (1993), Market liquidity and performance monitoring, *The Journal of Political Economy*, vol. 101, no. 4, pp. 678-709.
- Jensen, M.C. (1986), Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers, *The American Economic Review*, vol. 76, no. 2, pp. 323-329.
- Jensen, M. C. en W.H. Meckling (1976), Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and ownership structure, *Journal of Financial Economics*, vol. 3, no. 4, pp. 5-50.
- Keynes, J.M. (1936; editie 1976), *The general theory of employment, interest and money*, The Royal Economic Society, London.
- Miller, M.H. en D. Orr (1966), A model of the demand for money by firms, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 80, no. 3, pp. 413-435.
- Mulligan, C.B. (1997), Scale economies, the value of time, and the demand for money: Longitudinal evidence from firms, *Journal of Political Economy*, vol. 105, no. 5, pp. 1061-1079.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R.M. Stulz en R. Williamson (1999), The determinants and implications of corporate cash holdings, *Journal of Financial Economics*, vol. 52, no. 1, pp. 3-46.
- Pagano, M. en A. Röell (1998), The choice of stock ownership structure: agency costs monitoring and the decision to go public, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, no. 1, pp. 187-225.
- Pinkowitz, L., R.M. Stulz en R. Williamson (2006), Does the contribution of corporate cash holdings and dividends to firm value depend on governance? A cross-country analysis, *The Journal of Finance*, vol. 61, no. 6, pp. 2725-2751.
- Ramírez, A. en S. Tadesse (2009), Corporate cash holdings, uncertainty avoidance, and the multinationality of firms, *International Business Review*, vol. 18, no. 4, pp. 387-403.
- Tobin, J. (1958), Estimation of relationships for limited dependent variables, *Econometrica*, vol. 26, no. 1, pp. 24-36.
- Westerman, W. en J.H. von Eije (2010), De kasvoorraad van Nederlandse bedrijven: trends en vertrouwen, in: I.J. Bakker e.a. (red.), *Caleidoscoop van accounting onderzoek*, liber amicorum voor Prof. dr Jeltje van der Meer-Kooistra, Rijksuniversiteit Groningen, Groningen.