

# De kwaliteit van corporate governance en de kosten van vreemd vermogen

Jasper Blom en Marc Schauten

**SAMENVATTING** Er bestaat een verband tussen de kwaliteit van de corporate governance van ondernemingen en de kosten van vreemd vermogen. Het geëiste rendement door vreemd vermogensverschaffers wordt bepaald door het gepercipieerde risicoprofiel van de desbetreffende onderneming. Dit onderzoek is gebaseerd op de gedachte dat de kwaliteit van de corporate governance van een onderneming medebepalend is voor het door vreemd vermogensverschaffers gepercipieerde risico. Een hogere kwaliteit van de corporate governance van een onderneming zou een lagere kostenvoet voor het vreemd vermogen impliceren. De resultaten van het uitgevoerde onderzoek steunen deze gedachte. De kwaliteit van de corporate governance wordt gemeten aan de hand van de Deminor rating. De yield op de dag van de obligatie-uitgifte is de maatstaf voor de kosten van vreemd vermogen. Ondernemingen met de hoogste corporate governance-score in het onderzoek emitteren vreemd vermogen met een yield die ongeveer 1,4% lager is dan ondernemingen met de laagste score.

Drs. J.J.A. Blom is associate bij de afdeling Corporate Finance van ABN AMRO Bank. Drs. M.B.J. Schauten is als wetenschappelijk docent verbonden aan de sectie Financiering en Belegging, Faculteit der Economische Wetenschappen van de Erasmus Universiteit Rotterdam. Met dank aan Kristof Hotiu van Deminor Rating en Dr. O.W. Steenbeek voor hun commentaar op een eerdere versie van dit artikel. Verder danken wij Deminor Rating voor het beschikbaar stellen van data en KPN voor het beschikbaar stellen van bepaalde faciliteiten.

## 1 Inleiding

In dit artikel wordt onderzocht of er een verband bestaat tussen de kwaliteit van de corporate governance van ondernemingen en de kosten waartegen deze ondernemingen vreemd vermogen kunnen aantrekken. Vreemd vermogensverschaffers maken bij het nemen van een beleggingsbeslissing een schatting van het risicoprofiel van een onderneming. Op basis van dit risicoprofiel wordt een bepaald rendement geëist. Dit door vreemd vermogensverschaffers geëiste rendement zijn de kosten van vreemd vermogen voor de onderneming. Volgens de literatuur over de determinanten van de kosten van vreemd vermogen bestaat er een negatieve relatie tussen de maatstaven van het default risico<sup>1</sup> van een onderneming en de kosten van vreemd vermogen<sup>2</sup>. Dit wil zeggen: hoe groter het default risico, des te hoger de kosten van vreemd vermogen. Dit onderzoek is gebaseerd op de filosofie dat vreemd vermogensverschaffers rekening houden met de corporate governance van een onderneming als ze het default risico inschatten en dus dat de kwaliteit van de corporate governance van een onderneming van invloed is op haar kosten van vreemd vermogen. Corporate governance betreft de wijze waarop en de mate waarin diverse participanten (zoals aandeelhouders en verschaffers van vreemd vermogen) invloed kunnen uitoefenen op het besluitvormingsproces in een onderneming (Boot, 1994).

Er is reeds een aantal onderzoeken gedaan naar de invloed van corporate governance op het rendement van het *eigen* vermogen. Een bekend voorbeeld is het onderzoek naar het CalPERS-effect (Nesbitt, 1994, 1995). CalPERS is een Amerikaans pensioenfonds dat zich als actieve aandeelhouder opstelt. Een onderzoek naar de aandelenrendementen van ondernemingen waarin CalPERS belegt, toont aan dat de rendementen

significanter zijn dan het rendement van de S&P 500 index. Gompers, Ishii en Metrick (2001) tonen een significant positief verband aan tussen een onderdeel van corporate governance, rechten van aandeelhouders, en aandelenrendementen. Millstein en MacAvoy (1998) hebben een positief significant verband aangetoond tussen de kwaliteit van de structuur en het functioneren van de Raad van Commissarissen (onderdeel van corporate governance) en de financiële prestaties van 300 ondernemingen.

In tegenstelling tot eerdere onderzoeken gaat dit onderzoek in op het verband tussen de kwaliteit van de corporate governance en de kosten van *vreemd* vermogen. De resultaten van het uitgevoerde onderzoek tonen een significant negatief verband aan tussen de maatstaf voor de kosten van vreemd vermogen en de maatstaf voor de kwaliteit van de corporate governance, rekening houdend met andere potentiële determinanten van de kosten van vreemd vermogen. De kwaliteit van de corporate governance wordt gemeten aan de hand van de Deminor rating. Deminor is een onafhankelijke onderneming die sinds 1993 voor Europese institutionele beleggersondernemingen een rating geeft voor corporate governance.

De praktische relevantie van het onderzoek is groot. Ondernemingen kunnen immers door verbetering van de corporate governance mogelijk tegen lagere kosten vreemd vermogen aantrekken. Het totale bedrag dat door ondernemingen (dus exclusief overheidsinstellingen) wereldwijd in 2001 aan obligaties is uitgegeven bedraagt \$ 854,5 miljard in vergelijking met \$ 316,7 miljard aan aandelenemissies<sup>3</sup>. Indien ondernemingen door verbetering van de corporate governance tegen lagere kosten vreemd vermogen kunnen aantrekken, vallen financiële voordelen te behalen.

De opbouw van het artikel is als volgt. In paragraaf 2 wordt voorafgaand empirisch onderzoek besproken naar het verband tussen de kwaliteit van corporate governance en het rendement op het *eigen* vermogen. In paragraaf 3 worden de hypothesen geformuleerd, wordt de gehanteerde methode van aanpak beschreven en volgt een beschrijving van de data. Paragraaf 4 beschrijft de resultaten van het empirisch onderzoek. Uiteindelijk wordt het onderzoek in paragraaf 5 afgesloten met de conclusies.

## 2 Voorgaande empirisch onderzoeken

In totaal zullen vier onderzoeken worden besproken. Drie daarvan gaan over het verband tussen (onderde-

len van) corporate governance en de financiële prestaties van ondernemingen. Het vierde onderzoek is opgenomen, omdat de methode van aanpak in dit onderzoek daarvan is afgeleid.

CalPERS (California Public Employees Retirement System) is een Amerikaans pensioenfonds dat zich actief bezighoudt met de monitoring van ondernemingen waarin is belegd. Nesbitt (1994) heeft onderzoek verricht naar de aandelenrendementen van 42 ondernemingen in de periode 1987-1992 waar CalPERS zich vanaf 1987 als actief aandeelhouder heeft opgesteld. In het onderzoek wordt aangetoond dat het gemiddeld rendement (over de periode van vijf jaar) van de 42 ondernemingen 52% hoger ligt dan het rendement van de S&P 500 index. Veel opvallender is nog dat het gemiddeld rendement van de 42 ondernemingen in de periode 1982-1987 (CalPERS hield zich in deze periode niet actief met deze ondernemingen bezig) 66% onder het rendement van de S&P 500 index lag. Dit statistisch significante verband wordt het CalPERS-effect genoemd.

Gompers et al. (2001) hebben onderzoek gedaan naar de invloed van corporate governance op aandelenrendementen. Er bestaan substantiële verschillen tussen ondernemingen op het gebied van de rechten van aandeelhouders (onderdeel van corporate governance). Met behulp van 24 indicatoren stellen de auteurs een 'governance index' samen waarmee een schatting wordt gemaakt van de rechten van aandeelhouders bij ongeveer 1500 ondernemingen in de periode 1990-1999. Een lage indexscore betekent sterke rechten voor aandeelhouders en een hoge score vice versa. Vervolgens wordt het verband tussen de index en enkele performancemaatstaven onderzocht. De onderzoekers vinden een significant negatief verband tussen deze index en aandelenrendementen. Verder vertoont de 'governance index' een sterke correlatie met de Tobin's Q<sup>4</sup>. Gompers toont aan dat een hogere governance index gepaard gaat met een lagere Tobin's Q. Dit verband was bovendien in 1999 sterker dan in 1990. Tot slot worden ook nog verbanden aangetoond tussen minder rechten voor aandeelhouders en lagere winst, lagere omzetgroei en hogere investeringsuitgaven.

Millstein en MacAvoy (1998) hebben onderzoek gedaan naar het verband tussen de kwaliteit van de structuur en het functioneren van de Raad van Commissarissen (RvC) en de financiële prestaties van 300 ondernemingen. De kwaliteit van de structuur en het functioneren van de RvC werd beoordeeld door te kijken naar drie karakteristieken: ten eerste of er sprake

ke was van functiescheiding tussen de president van de RvC en de Chief Executive Officer (CEO), ten tweede naar de kwantiteit van het aantal vergaderingen tussen RvC en Raad van Bestuur (RvB) en tot slot naar het al dan niet bestaan van formele regels die richting geven aan de relatie tussen de RvC en de RvB. De financiële prestaties van de ondernemingen worden beoordeeld door te kijken naar het verschil tussen de Weighted Average Cost of Capital (WACC) en de Return On Invested Capital (ROIC). Hoe groter het verschil tussen het rendement op het geïnvesteerde vermogen en de gemiddelde vermogenskosten, des te beter de financiële prestatie. Het onderzoek toont aan dat in de periode 1991-1995 ondernemingen met een hoge score op het gebied van de structuur en het functioneren van de RvC gemiddeld 3,89% beter presteerden en ondernemingen met een lage score op het gebied van de structuur en het functioneren van de RvC 1,05% slechter presteerden dan de gemiddelde prestatie van hun peers<sup>5</sup>. Het totale verschil bedraagt dus 4,94% gedurende de onderzoeksperiode.

Het laatste onderzoek dat hier besproken wordt is van Sengupta (1998). In dit onderzoek wordt het verband tussen de kwaliteit van de disclosure van ondernemingen – de publicatie van ondernemingsgegevens – en de kosten waartegen deze ondernemingen vreemd vermogen kunnen aantrekken, aangetoond. De maatstaf voor de kwaliteit van de disclosure is een rating die door financiële analisten aan een onderneming is gegeven. Het onderzoek hanteert twee verschillende maatstaven voor de kosten waartegen een onderneming vreemd vermogen kan uitgeven: (1) de yield to maturity<sup>6</sup> op nieuwe uitgiftes en (2) de totale interestkosten van de nieuwe uitgiftes. Resultaten laten zien dat beide maatstaven van de kosten van vreemd vermogen een negatieve correlatie hebben met de maatstaf van de kwaliteit van de disclosure, rekening houdend met andere potentiële determinanten van de kosten van vreemd vermogen. Uit de resultaten komt bovendien naar voren dat disclosure belangrijker is voor ondernemingen met een onzekere toekomst, waarbij onzekerheid aangaande de toekomst wordt gemeten met behulp van de standaarddeviatie van de dagelijkse aandelenrendementen.

### 3 Hypothese, de methode van onderzoek en de data

#### 3.1 Hypothese

Vreemd vermogenverschaffers proberen het default risico van ondernemingen te schatten op basis van alle

mogelijke beschikbare informatie. Een van de factoren die van invloed zijn op het default risico is de kwaliteit van de corporate governance van een onderneming. Hoe hoger de kwaliteit, hoe lager de risicopremie zal zijn die de vreemd vermogenverschaffers in rekening brengen. Bij de bestudering van de kwaliteit van de corporate governance kijken vreemd vermogenverschaffers specifiek naar de rechten van de aandeelhouders<sup>7</sup>, de eventuele aanwezigheid van beschermingsconstructies, naar de mate van transparantie en het afleggen van verantwoordelijkheid in de richting van de markt en tot slot de structuur en het functioneren van de RvB. Ondernemingen die consistent hoog scoren op deze gebieden bouwen zo een positieve reputatie op waardoor het door de vreemd vermogenverschaffers geëiste rendement lager uitvalt. Deze filosofie is de gedachte achter de volgende hypothese:

*H0: De kosten van het uitgeven van vreemd vermogen door een onderneming zijn niet of positief gerelateerd aan de kwaliteit van de corporate governance.*

*H1: De kosten van het uitgeven van vreemd vermogen door een onderneming zijn negatief gerelateerd aan de kwaliteit van de corporate governance.*

#### 3.2 Het onderzoeksmodel

De invloed van de kwaliteit van de corporate governance van een onderneming op de vermogenskosten van vreemd vermogen wordt met behulp van het volgende model<sup>8</sup> onderzocht:

$$COD_{t+1} = f(COGO_t, \text{Control-variabelen}); \text{ waarbij} \quad (1)$$

- $COD_{t+1}$  de kosten van vreemd vermogen uitgegeven in jaar  $t+1$  zijn.
- $COGO_t$  een maatstaf voor de kwaliteit van de corporate governance gemeten over een periode eindigend in jaar  $t$  is; een hoge score betekent een hoge kwaliteit van de corporate governance.

In dit artikel wordt onderzocht of er een verband bestaat tussen de kwaliteit van de corporate governance van een onderneming en de kosten waartegen deze onderneming vreemd vermogen kan aantrekken. Er zijn echter ook andere factoren die, naast de kwaliteit van de corporate governance, de kosten van vreemd vermogen bepalen. Om de 'versturende' werking van deze factoren te elimineren zijn er control-variabelen in het model opgenomen. De control-variabelen zijn geselecteerd op basis van eerdere onderzoeken naar de determinanten van de kosten van vreemd vermogen.

### Ad 1 Maatstaf Cost Of Debt

Om de Cost Of Debt in het jaar  $t+1$  ( $COD_{t+1}$ ) te meten, wordt gebruikgemaakt van de volgende proxy:

$YIELD$  = de 'yield to maturity' op de dag van de eerste uitgifte in jaar  $t+1$

$YIELD$  is als maatstaf opgenomen, omdat de yield de risicopremie bevat die wordt geëist door vreemd vermogenverschaffers. Er wordt een negatief verband verwacht tussen  $COGO_t$  en de maatstaf van de kosten van vreemd vermogen ( $YIELD$ ). In het model wordt gecorrigeerd voor algemene marktomstandigheden die invloed hebben op de yield.

### Ad 2 De maatstaf voor de kwaliteit van de corporate governance

Een maatstaf voor de kwaliteit van de corporate governance is verkregen via Deminor Rating. Deminor Rating voorziet jaarlijks in onafhankelijk, betrouwbaar en vergelijkbaar onderzoek naar corporate governance van Europese ondernemingen. De corporate governance van de beoordeelde Europese ondernemingen is bepaald met behulp van een uitgebreide analyse van meer dan 300 indicatoren van corporate governance. Vanaf 1993 is dit netwerk van indicatoren door Deminor Rating ontwikkeld en bijgehouden in samenwerking met grote institutionele beleggers. De indicatoren zijn onder te verdelen in de volgende vier categorieën:

- rechten en plichten van aandeelhouders;
- beschermingsconstructies tegen overnames;
- disclosure over corporate governance;
- structuur en functioneren van de RvB.

Deminor Rating volgt de FTSE Eurotop 300 Index die bestaat uit 300 ondernemingen in 17 verschillende landen. De ratings door Deminor Rating<sup>9</sup> en het onderzoek zijn gebaseerd op publiek beschikbare informatie. Aan het eind van het beoordelingsproces door Deminor Rating wordt aan elk van de vier categorieën van corporate governance een rating gegeven. De rating is geschaald van 5 tot 1 Deminor, waarbij 5 Deminor de hoogste en 1 Deminor de laagste score is.

### Ad 3 De control-variabelen

De control-variabelen zijn geselecteerd op basis van eerder onderzoek naar de determinanten van bond ratings en yields<sup>10</sup>. Deze onderzoeken verklaren de kosten van uitgifte van obligaties aan de hand van karakteristieken van de uitgifte; karakteristieken van de onderneming die de obligatie uitgeeft en marktcondities.

### Ad a. karakteristieken van de uitgifte

$LSIZE$  = logaritme<sup>11</sup> van het bedrag (miljoen €) van de uitgifte; door schaalvoordelen is de verwachting dat de maatstaf van de cost of debt een negatief verband heeft met het bedrag van de uitgifte. Kortom, hoe hoger het bedrag van de uitgifte, hoe lager de kosten.

$LMATUR$  = logaritme van de looptijd; de verwachting is dat obligaties met langere looptijden een hogere yield hebben, omdat de exposure aan renterisico's groter is.

$CALL$  = 1 als de obligatie niet vervroegd aflosbaar is en de waarde 0 als de obligatie vanaf de uitgiftedatum aflosbaar is. De uitgever van de obligatie zal extra moeten betalen als de obligatie vervroegd aflosbaar is, dus de verwachting is dat  $CALL$  een negatief verband met de yield heeft.

$CONVERT$  = 1 als obligatie converteerbaar is in aandelen, anders 0; de verwachting is dat converteerbare obligaties een lagere yield zullen hebben. Converteerbare obligaties hebben een lagere yield, omdat een deel van de compensatie voor beleggers komt uit de waarde van de optie.

$SUBORD$  = 1 als de obligatie is achtergesteld, anders 0; de verwachting is dat achtergestelde obligaties een hogere yield zullen hebben. In het geval van een faillissement zal de eigenaar van een achtergestelde obligatie als laatste van de crediteuren uitbetaald worden; dit heeft een hogere yield tot gevolg.

### Ad b. karakteristieken van de onderneming

$DE$  = boekwaarde Vreemd Vermogen Lang / marktwaarde Eigen Vermogen aan het eind van jaar  $t$ ; ondernemingen met een hogere ratio hebben naar verwachting een hogere yield.

$MARGIN$  = inkomen voor buitengewone posten / netto verkopen in jaar  $t$ ; ondernemingen met een hogere winstmarge hebben naar verwachting een lagere yield.

$TIMES$  = inkomen voor buitengewone posten + interestlasten / interestlasten in jaar  $t$ ; ondernemingen met een hogere ratio hebben naar verwachting een lagere yield.

LASSET = logaritme van de totale activa (miljoen €) aan het eind van jaar  $t$ ; grote ondernemingen hebben naar verwachting een lagere yield.

STDRETN = standaarddeviatie van het dagelijks rendement op aandelen in jaar  $t$  (gecorrigeerd voor dividend, aandelen-splitsing en leverage<sup>12</sup>); dit is een schatting voor het systematisch en niet systematisch risico van de onderneming, hoe hoger deze waarde, hoe hoger naar verwachting de yield.

*Ad c. De marktcondities*

TBILL = yield (op de dag van de obligatie-uitgifte) op staatsobligaties van het land waar de onderneming zitting heeft met ongeveer dezelfde looptijd; de verwachting is dat hoe hoger deze yield is, hoe hoger de yield op de desbetreffende obligatie.

BC = gemiddelde yield op Moody's Aaa-obligaties in de maand van de uitgifte minus de gemiddelde yield op de langstlopende staatsobligaties van het land waar de onderneming zitting heeft in de maand van uitgifte; de verwachting is dat de yield op de uitgegeven obligatie hoger zal zijn naarmate BC groter is.

Vervolgens wordt de volgende regressie uitgevoerd om H1 te testen<sup>13</sup>:

$$\begin{aligned} \text{COD} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{COGO} + \alpha_2 \text{DE} + \alpha_3 \text{MARGIN} \\ & + \alpha_4 \text{TIMES} + \alpha_5 \text{LASSET} + \alpha_6 \text{STDRETN} + \alpha_7 \text{LSIZE} \\ & + \alpha_8 \text{LMATUR} + \alpha_9 \text{CALL} + \alpha_{10} \text{CONVERT} \\ & + \alpha_{11} \text{SUBORD} + \alpha_{12} \text{TBILL} + \alpha_{13} \text{BC} + \epsilon \end{aligned} \quad (2)$$

waarbij COD = YIELD

De verwachte tekens van de coëfficiënten zijn:  $\alpha_1 < 0$ ,  $\alpha_2 > 0$ ,  $\alpha_3 < 0$ ,  $\alpha_4 < 0$ ,  $\alpha_5 < 0$ ,  $\alpha_6 > 0$ ,  $\alpha_7 < 0$ ,  $\alpha_8 > 0$ ,  $\alpha_9 < 0$ ,  $\alpha_{10} < 0$ ,  $\alpha_{11} > 0$ ,  $\alpha_{12} > 0$ ,  $\alpha_{13} > 0$ .

Een alternatief is om de credit rating (RATE<sup>14</sup>) ook als control-variabele op te nemen. Er bestaat dan wel het gevaar dat er control-variabelen zijn die twee keer in de regressie worden meegenomen, omdat ze een determinant van RATE zijn. Om dit probleem te ondervangen, worden met behulp van de volgende vergelijking de control-variabelen geresseerd op RATE:

$$\begin{aligned} \text{RATE} = & \beta_0 + \beta_1 \text{DE} + \beta_2 \text{MARGIN} + \beta_3 \text{TIMES} \\ & + \beta_4 \text{LASSET} + \beta_5 \text{STDRETN} + \beta_6 \text{LSIZE} + \beta_7 \text{LMATUR} \\ & + \beta_8 \text{CALL} + \beta_9 \text{CONVERT} + \beta_{10} \text{SUBORD} \\ & + \beta_{11} \text{TBILL} + \beta_{12} \text{BC} + n \end{aligned} \quad (3)$$

Vervolgens wordt gekeken welke control-variabelen een significante invloed hebben op RATE. Deze control-variabelen zullen dan niet meer worden meegenomen in de regressie van COGO op YIELD. De regressievergelijking van deze alternatieve methode komt er dan als volgt uit te zien:

$$\text{COD} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{COGO} + \alpha_2 \text{RATE} + \alpha_n \text{Overgebleven Control-variabelen} + \epsilon \quad (4)$$

### 3.3 De dataset

#### De afhankelijke variabele

De oorspronkelijke dataset bestond uit 259 ondernemingen met een corporate governance rating van Deminor Rating. Van deze 259 ondernemingen is gekeken of zij in 2001 een obligatie hebben uitgegeven. Informatie over de uitgifte van obligaties in 2001 is verkregen uit Bloomberg. Ondernemingen die geen obligatie-uitgifte in 2001 hebben gedaan, zijn uit de dataset verwijderd. Ook ondernemingen uit de bank- en verzekeringsindustrie zijn geschrapt vanwege hun afwijkende financieringsgedrag (De Haan, 1995). Hierdoor bleef een dataset over van 87 ondernemingen. Van deze 87 ondernemingen die in 2001 een obligatie hebben uitgegeven, is de yield op de dag van de uitgifte als maatstaf voor de kosten van vreemd vermogen (COD) genomen. Bij nadere bestudering van de dataset zijn nog zeven ondernemingen verwijderd. Eén obligatie had een negatieve yield. De andere zes ondernemingen hadden óf de obligatie in Japanse Yen óf een Floating Rate Note<sup>15</sup> (FRN) uitgegeven. De reden voor verwijdering is dat de yield van deze uitgiftes sterk afwijkende waarden vertoonden. De yield van de obligaties uitgegeven in JPY is namelijk laag en de yield van de FRN fluctueert sterker met de markttrente. Hierdoor wordt een vergelijking met de andere waarnemingen lastig. Dit alles resulteerde in een dataset van 80 ondernemingen.

#### De onafhankelijke variabelen

De maatstaf voor de kwaliteit van de corporate governance van de ondernemingen uit de dataset wordt gevormd door de Deminor ratings van het jaar 2000. De ratings zijn gepubliceerd in een in januari 2001 verschenen rapport en reflecteren de mening van het onafhankelijke onderzoeksbureau Deminor Rating over de kwaliteit van de corporate governance van Europese beursgenoteerde ondernemingen in het jaar 2000.

De karakteristieken van de 80 obligatie-uitgiftes (Size, Maturity, Callable, Convertible, Subordinated) zijn verkregen uit Bloomberg. De bedragen van de uitgiftes (size) zijn alle geconverteerd naar euro's. Deze conversie is gedaan met behulp van de wisselkoers op de dag van de uitgifte.

De karakteristieken van de 80 ondernemingen (Assets, Margin, Times, DE en STDRETN) zijn eveneens verkregen uit Bloomberg. Voor sommige ondernemingen waren niet alle gegevens beschikbaar. Deze zijn opgevraagd uit Datastream en Thomson Financial. Voor ondernemingen die het boekjaar niet hadden afgesloten op 31 december 2000 zijn einde-

jaargegevens gebruikt van de datum die het dichtst in de buurt van 31 december 2000 lagen. Zo zijn bijvoorbeeld de gegevens van Vodafone van 30 maart 2001 opgenomen. Drie ondernemingen met een negatieve DE-ratio zijn uit de dataset verwijderd. De uiteindelijke dataset bedraagt 77 waarnemingen. De bedragen van de Assets zijn alle geconverteerd naar euro's tegen de wisselkoersen op de dag dat het boekjaar is afgesloten. STDRETN is gecorrigeerd voor dividenduitkeringen, aandelensplitsing en leverage. De correctie voor dividenduitkeringen en eventuele aandelensplitsing was reeds in de opgevraagde data verwerkt. De ratinggegevens van Moody's (RATE) zijn afkomstig uit Bloomberg. Voor sommige obliga-

**Tabel 1. Resultaten regressievergelijking (2)**

Uit tabel 1 valt af te lezen dat het resultaat van de White test voor heteroscedasticiteit<sup>1</sup> 36.74  $\chi^2$  is. Deze uitkomst is hoger dan de kritieke waarde van 3.84  $\chi^2$ , dus heteroscedasticiteit zou problemen op kunnen leveren. Om hiervoor te corrigeren is gebruikgemaakt van White's voor heteroscedasticiteit corrigerende covariantie-matrix (1980). De in de tabel gerapporteerde t-statistische waarden zijn voor heteroscedasticiteit gecorrigeerd.

**Regressieresultaten van het effect van corporate governance op de kosten van vreemd vermogen**

$$\text{Model: COD} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{COGO} + \alpha_2 \text{DE} + \alpha_3 \text{MARGIN} + \alpha_4 \text{TIMES} + \alpha_5 \text{LASSET} + \alpha_6 \text{STDRETN} + \alpha_7 \text{LSIZE} + \alpha_8 \text{LMATUR} + \alpha_9 \text{CALL} + \alpha_{10} \text{CONVERT} + \alpha_{11} \text{SUBORD} + \alpha_{12} \text{TBILL} + \alpha_{13} \text{BC} + \epsilon$$

Variabelen	Verwachte teken	Schatting coëfficiënt	T-Statistische gegevens
SNIJPUNT ( $\alpha_0$ )	?	0,12	0,07
COGO ( $\alpha_1$ )	-	- 0,09	- 2,11*
DE ( $\alpha_2$ )	+	0,52	2,17*
MARGIN ( $\alpha_3$ )	-	0,60	0,67
TIMES ( $\alpha_4$ )	-	- 0,03	- 1,43
LASSET ( $\alpha_5$ )	-	- 0,18	- 0,54
STDRETN ( $\alpha_6$ )	+	6,88	2,38*
LSIZE ( $\alpha_7$ )	-	0,09	0,32
LMATUR ( $\alpha_8$ )	+	1,91	3,81**
CALL ( $\alpha_9$ )	-	1,29	1,59
CONVERT ( $\alpha_{10}$ )	-	- 0,95	- 1,06
SUBORD ( $\alpha_{11}$ )	+	1,50	1,73*
TBILL ( $\alpha_{12}$ )	+	0,56	1,75*
BC ( $\alpha_{13}$ )	+	- 0,00	- 0,02
Aangepaste R <sup>2</sup>		0,55	
White $\chi^2$		36.74 $\chi^2$	
Number of observations		77	

\* Statistisch significant met een éézijdige overschrijdingskans van 5%

\*\* Statistisch significant met een éézijdige overschrijdingskans van 1%

<sup>1</sup> Indien de variantie in de storingsterm niet constant is, is er sprake van heteroscedasticiteit. Als dit fenomeen aanwezig is, is de kleinste kwadratenmethode niet de meest efficiënte procedure om de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen te schatten. Sterker nog, het testen van hypothesen is dan niet langer mogelijk (Newbold, 1991).

ties waren geen Moody's ratings beschikbaar. Hiervoor zijn ratings van S&P (een andere rating agency) genomen en vervolgens geconverteerd naar ratings van Moody's.

De marktkarakteristieken (TBILL en BC) komen uit Datastream. Alleen de marktkarakteristieken van Finland en de gemiddelde yield per maand van Moody's Aaa-obligaties komen uit Bloomberg, omdat deze gegevens in Datastream niet beschikbaar waren. TBILL is genomen op de dag dat de onderneming de obligatie uitgaaf en BC is berekend in de maand dat de onderneming de obligatie uitgaaf.

Met deze dataset is een cross-sectie-onderzoek uitgevoerd, waarbij gekeken is of ondernemingen met een hoge Deminor-rating in 2000, in 2001 tegen lagere kosten een obligatie konden uitgeven.

#### 4 De resultaten van het empirisch onderzoek

De hypothese is getoetst met behulp van regressievergelijking (2). In tabel 1 (p. 535) zijn de resultaten samengevat.

De resultaten ondersteunen de hypothese dat de kwaliteit van corporate governance invloed heeft op de kosten van vreemd vermogen. De coëfficiënt van COGO is negatief en statistisch significant met een éézijdige overschrijdingskans van 5%<sup>16</sup>. De gedachte dat vreemd vermogenverschaffers de kwaliteit van de corporate governance van een onderneming meenemen in hun beleggingsbeslissing wordt bevestigd. De grootte van de coëfficiënt van COGO geeft aan dat een toename van de corporate governance maatstaf met 1 resulteert in een afname van 0,09% van de yield van de onderneming. Dit impliceert dat de onderneming met de hoogste corporate governance-score in de dataset (19.00) ongeveer een 1,35% lagere yield heeft dan de onderneming met de laagste corporate governance-score (4.00) in de dataset. Op een lening van € 1 miljard scheelt dit ongeveer € 13,5 miljoen aan interestkosten per jaar.

Zoals reeds in paragraaf 3 is gemeld, is het verband tussen YIELD en COGO ook getoetst met RATE als control-variabele. Om te voorkomen dat control-variabelen twee keer in de regressie worden meegenomen

**Tabel 2. Resultaten regressievergelijking (5)**

De in de tabel gerapporteerde t-statistische waarden zijn voor heteroscedasticiteit gecorrigeerd.

##### Regressieresultaten van het effect van corporate governance op de kosten van vreemd vermogen

Model:  $COD = \alpha_0 + \alpha_1 COGO + \alpha_2 RATE + \alpha_3 MARGIN + \alpha_4 TIMES + \alpha_5 LASSET + \alpha_6 LSIZE + \alpha_7 LMATUR + \alpha_8 CALL + \alpha_9 SUBORD + \alpha_{10} TBILL + \alpha_{11} BC + \epsilon$

Variabelen	Verwachte teken	Schatting coëfficiënt	T-Statistische gegevens
SNIJPUNT ( $\alpha_0$ )	?	- 2,62	- 2,03*
COGO ( $\alpha_1$ )	-	- 0,07	- 1,89*
RATE ( $\alpha_2$ )	+	0,72	5,31**
MARGIN ( $\alpha_3$ )	-	- 0,07	- 0,10
TIMES ( $\alpha_4$ )	-	0,00	0,16
LASSET ( $\alpha_5$ )	-	- 0,05	- 0,19
LSIZE ( $\alpha_6$ )	-	- 0,06	- 0,23
LMATUR ( $\alpha_7$ )	+	2,04	5,01**
CALL ( $\alpha_8$ )	-	2,07	5,73**
SUBORD ( $\alpha_9$ )	+	2,13	4,23**
TBILL ( $\alpha_{10}$ )	+	0,61	2,24*
BC ( $\alpha_{11}$ )	+	0,34	1,61
Aangepaste R <sup>2</sup>	0,63		
Number of observations	77		

\* Statistisch significant met een éézijdige overschrijdingskans van 5%

\*\* Statistisch significant met een éézijdige overschrijdingskans van 1%

men, zijn de control-variabelen eerst geresgreerd op RATE. Het betreft een logistische regressie aangezien RATE een ordinale variabele is. Uit de resultaten van deze regressie komt naar voren dat DE en STDRETN determinanten zijn van RATE. Deze variabelen worden weggelaten uit de regressievergelijking, waardoor die er dan als volgt uitziet:

$$\begin{aligned} \text{COD} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{COGO} + \alpha_2 \text{RATE} + \alpha_3 \text{MARGIN} \\ & + \alpha_4 \text{TIMES} + \alpha_5 \text{LASSSET} + \alpha_6 \text{LSIZE} + \alpha_7 \text{LMATUR} \\ & + \alpha_8 \text{CALL} + \alpha_9 \text{SUBORD} + \alpha_{10} \text{TBILL} + \alpha_{11} \text{BC} \\ & + \epsilon \end{aligned} \quad (5)$$

De resultaten van deze regressie zijn te vinden in tabel 2. Uit de resultaten blijkt dat de coëfficiënt en het significantieniveau van COGO iets afnemen. RATE blijkt een significante determinant van de YIELD te zijn. De conclusie die uit deze resultaten kan worden getrokken, is dat het default risk door zowel de credit rating als de rating van de corporate governance wordt bepaald<sup>17</sup>.

## 5 Conclusies

Uit de resultaten komt een statistisch significant negatief verband tussen de kosten van vreemd vermogen en de kwaliteit van de corporate governance naar voren. De resultaten ondersteunen de gedachte dat vreemd vermogensverschaffers rekening houden met de corporate governance van een onderneming als een schatting wordt gemaakt van het default risk. Gesteld kan worden dat, ceteris paribus, de perceptie van de vreemd vermogensverschaffers over het default risico van een onderneming lager is voor ondernemingen met een hoge corporate governance-score en dus dat deze ondernemingen tegen lagere kosten vreemd vermogen kunnen aantrekken. ■

### Literatuur

- Boardman, C. en R. McEnally, (1981), Factors affecting seasoned corporate bond prices, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, no. 16 (June), pp. 207-226.
- Boot, A.W.A., (1994), *De financiering van het bedrijfsleven: Tussen structuur-regime en financiële sector*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Feroz, E. en E. Wilson, (1992), Market segmentation and the association between municipal financial disclosure and net interest cost, in: *The Accounting Review*, no. 67 (July), pp. 480-495.
- Fisher, L., (1959), Determinants of risk premiums on corporate bonds, in: *The Journal of Political Economy*, no. 67 (June), pp. 217-237.
- Fung, W. en A. Rudd, (1986), Pricing new corporate bond issues: An analysis of issue cost and seasoning effects, in: *Journal of Finance*, no. 41 (July), pp. 633-645.
- Gompers, P., Ishii en Metrick, (2001), Corporate governance and equity prices, in: *NBER working paper*, no. w8449 (August).
- Haan, L. de, (1995), Dividendbeleid van Nederlandse beursondernemingen, in: *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfseconomie*, Vol. 69, pp. 774-785.
- Jaffee, D., (1975), Cyclical variations in the risk structure of interest rates, in: *Journal of Monetary Economics*, no. 1 (July), pp. 309-325.
- Kennedy, P., (1992), *A guide to econometrics*, Cambridge.
- Kidwell, D.S., M. Wayne Marr en G. Rodney Thompson, (1984), SEC rule 415: The ultimate competitive bid, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, no. 19 (June), pp. 183-195.
- Lamy, R. en R. Thompson, (1988), Risk premia and the pricing of primary bond issues, in: *Journal of Banking and Finance*, no. 12, pp. 585-601.
- Millstein, I. en P. MacAvoy, (1998), The active board of directors and the performance of the large publicly traded companies, in: *Columbia Law Review* (June).
- Nesbitt, S., (1994), Long-term rewards from shareholder activism: A Study of the 'CalPERS effect', in: *Journal of Applied Corporate Finance*, (Winter), pp. 75-80
- Nesbitt, S., (1995), The 'CalPERS effect': A corporate governance update, in: *Journal of Applied Corporate Finance*, (July), pp. 200-209.
- Newbold, P., (1995), *Statistics for business and economics*, Englewood Cliffs.
- Sengupta, P., (1998), Corporate disclosure quality and the cost of debt, in: *The Accounting Review*, (October), pp. 459-474.
- Sorensen, E., (1979), The impact of underwriting method and bidder competition upon corporate bond interest cost, in: *Journal of Finance*, no. 34 (september), pp. 863-869.
- Tukey, J., (1977), *Exploratory data analysis*.
- Wilson, E. en T. Howard, (1984), The association between municipal market measures and selected financial reporting practices: Additional evidence, in: *Journal of Accounting Research*, no. 22 (Spring), pp. 207-224.
- Ziebart, D. en S. Reiter, (1992), Bond ratings, bond yields and financial information, in: *Contemporary Accounting Research*, no. 9 (Fall), pp. 252-282.

### Noten

- 1 Het risico dat de onderneming niet meer aan de rente- en/of aflossingsverplichtingen kan voldoen.
- 2 Fisher (1959), Jaffee (1975), Kidwell et al. (1984), en Fung en Rudd (1986).
- 3 Bron: BIS Quarterly review, juni 2002.
- 4 Marktwaaarde van het eigen en vreemd vermogen gedeeld door de verwangingskosten van de activa.
- 5 Ondernemingen met dezelfde karakteristieken zoals bijvoorbeeld dezelfde bedrijfstak.
- 6 Het effectieve rendement op vreemd vermogen.
- 7 Wij veronderstellen dat de vreemd vermogensverschaffers per saldo voordeel hebben bij een betere controle door aandeelhouders.
- 8 Het door Sengupta (1998) gehanteerde onderzoeksmodel dient als basis voor de methode van aanpak in dit artikel.
- 9 De elementen van de Deminor rating zijn gebaseerd op geaccepteerde



standaarden opgesteld door het International Corporate Governance Network, de wereldbank / Organisation for Economic Cooperation and Development en de Conference Board. De criteria die S&P gebruikt voor hun corporate governance-score (eigendomsstructuur en invloed van de eigenaren, relaties met de financiële stakeholders, financiële transparantie en publiek maken van bedrijfsinformatie en de structuur en het functioneren van de RvB en RvC) zijn nagenoeg hetzelfde (Standard & Poor's Corporate Governance Services, 2001). Wij veronderstellen dat de Deminor rating een representatieve maatstaf voor de kwaliteit van de corporate governance van een onderneming is aangezien de genoemde instellingen min of meer dezelfde gedachte hebben over waar goede corporate governance aan moet voldoen.

- 10 Fisher (1959); Jaffee (1975); Sorensen (1979); Boardman en McEnally (1981); Kidwell et al. (1984); Wilson en Howard (1984); Fung en Rudd (1986); Lamy en Thompson (1988); Feroz en Wilson (1992); Ziebart en Reiter (1992); Sengupta (1998).
- 11 De logaritme van SIZE, MATUR en ASSET is berekend vanwege de veronderstellingen die aan het gehanteerde regressiemodel ten grondslag liggen.
- 12 Eigen vermogen gedeeld door eigen vermogen plus vreemd vermogen.
- 13 De subscripten van de onderneming en de tijd worden niet getoond. Het subscript van tijd is als onderdeel opgenomen in de definitie van de variabele.
- 14 RATE neemt aan de waarden 1, 2, 3, 4, 5, 6 voor respectievelijke Moody's ratings Aaa, Aa, A, Baa, Ba, B.
- 15 Obligaties met een variabel rentepercentage.
- 16 Een mogelijk probleem bij deze regressie vormt de aanwezigheid van multicollineariteit. Een manier om te kijken of multicollineariteit optreedt, is om de matrix van paarsgewijze correlaties van alle in het model opgenomen variabelen te bestuderen. Wanneer sommige van de verklarende variabelen een correlatie hebben van  $|0,8|$  of hoger, is dat een aanwijzing dat multicollineariteit voor problemen kan zorgen (Kennedy, 1992). CALL blijkt een correlatie van  $-0,83$  met CONVERT te hebben. Dit zou kunnen duiden op multicollineariteit. De regressie is daarom nogmaals uitgevoerd, maar dan zonder de onafhankelijke variabele CONVERT in het model op te nemen. Dit heeft echter geen gevolgen voor de kwalitatieve conclusies die uit de eerste regressie getrokken kunnen worden. Om de invloed van mogelijk extreme waarden te verminderen zijn de data aangepast volgens de methode 'winsorizen' (Tukey, 1962). Bij deze methode is het gebruikelijk om het gemiddelde van een variabele te bepalen en vervolgens een bandbreedte te creëren van plus en min drie keer de standaarddeviatie gemeten vanaf het gemiddelde. De waarden die hierbuiten liggen worden vervolgens binnen de bandbreedte 'getrokken'. Ook na het winsorizen veranderen de kwalitatieve conclusies die uit de resultaten getrokken kunnen worden niet.
- 17 Er is geen sprake van multicollineariteit tussen RATE en COGO.