Leo de Haan is beleidsmedewerker op de afdeling Monetair en Economisch Beleid van de Nederlandsche Bank.

In dit artikel worden op drie verschillende manieren uit de literatuur metingen gedaan van de kosten van eigen vermogen voor Nederlandse beursondernemingen, gemiddeld over langere perioden. Ondanks de verschillen tussen de gehanteerde methoden, liggen de uitkomsten vrij dicht bij elkaar, rond 14,5%. Dit schept vertrouwen in hun robuustheid. Daarnaast worden op twee manieren schattingen gemaakt van de risicopremie op eigen vermogen in Nederland. Beide liggen in de buurt van 6,5%. De risicopremie op eigen vermogen in Nederland ligt daarmee op een vergelijkbaar niveau als in belangrijke landen als de Verenigde Staten en het Verenigd Koninkrijk, waar de aandelenmarkten als relatief sterk ontwikkeld en efficiënt worden beschouwd.

Kosten van eigen vermogen:

Schattingen van het vereiste rendement op aandelen van Nederlandse beursondernemingen

1 Inleiding

Eigen vermogen maakt momenteel een kleine 40% uit van het totale vermogen van grote ondernemingen in Nederland.[1] Desondanks is er naar de kosten van eigen vermogen in Nederland, in tegenstelling tot andere landen, nog weinig onderzoek gedaan. Dit artikel voorziet in een lacune door de presentatie van schattingen van de kosten van eigen vermogen voor Nederlandse beursondernemingen, waarbij gebruik wordt gemaakt van diverse in de internationale literatuur gebruikte schattingsmethoden.

De kostenvoet van eigen vermogen is moeilijk te bepalen, omdat die in theorie gelijk is aan het verwachte of ex ante rendement op aandelen. De gedachte hierachter is dat beleggers alleen aandelen zullen kopen indien ze verwachten dat ze daarop voldoende rendement zullen realiseren. Is het verwachte rendement lager dan het vereiste rendement, dan worden de aandelen niet gekocht, althans niet tegen de huidige prijs (koers). De aandelenkoers zal dan moeten zakken totdat een zodanig laag niveau is bereikt, dat het verwachte rendement gelijk is aan het vereiste rendement.

Voor de waardemaximaliserende onderneming houdt het vereiste rendement in dat alleen zal worden geïnvesteerd in projecten waarop de verwachte rentabiliteit hoger is dan het door de vermogensverschaffers vereiste rendement (oftewel alleen in projecten met een positieve contante waarde). Immers, alleen onder die conditie genereren investeringen een (beurs)waardestijging van de onderneming.

Het gaat dus om het ex ante rendement. De maatstaven van de kosten van eigen vermogen, die in de empirische literatuur worden aangetroffen, zijn alle benaderingen van het ex ante rendement, dat immers zelf niet direct waarneembaar is.[2] In de volgende paragraaf (2) worden die maatstaven gepresenteerd en vervolgens (in paragraaf 3) voor Nederland toegepast. In paragraaf 4 worden de uitkomsten voor Nederland in een internationaal perspectief geplaatst. Slotparagraaf 5 vat de voornaamste conclusies samen.

2 Maatstaven[3]

Historische rendement (HR). Het gerealiseerde of 'historische' rendement op een belegging in aandelen bestaat uit het ex post dividendrendement en het ex post koersrendement:

$$\frac{D_t}{P_{t-1}} + \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \qquad (1)$$

waarbij D = dividenduitkering per aandeel, P = de aandelenkoers per ultimo en t = periode-aanduiding.

Gemiddeld over een lange periode zou het totale ex post rendement een indicatie geven van het ex ante rendement op aandelen ofwel de gemiddelde kostenvoet van het eigen vermogen.

Dividendgroeimodel (DGM).[4] De aandelenkoers kan worden gedefinieerd als de contante waarde van de verwachte dividendstroom:

$$P_t = \sum_{s=t+1}^{n} \frac{D_s}{(1+k)^{s-t}} \qquad (2)$$

waarbij de disconteringsvoet k gelijk is aan het vereiste rendement op aandelen ofwel de kostenvoet van eigen vermogen.[5] Indien verondersteld wordt dat het dividend met een constante jaarlijkse groeivoet g groeit, zodat $D_s = D_t(1+g)^{s-t}$, is (2) een meetkundige reeks die voor $n \to \infty$ en $k>g$ kan worden opgelost in:

$$P_t = \frac{D_t(1+g)}{k-g} = \frac{D_{t+1}}{k-g} \qquad (3)$$

Voor k volgt dan:

$$k = \frac{D_{t+1}}{P_t} + g \qquad (4)$$

Het vereiste rendement op eigen vermogen is dus gelijk aan de verwachte dividend yield in het komende jaar plus de verwachte lange termijn-groeivoet van het dividend. Overigens kan worden aangetoond dat de groeiterm g het verwachte jaarlijkse koersrendement op lange termijn weergeeft, zodat vergelijking (4) in feite zegt dat het ex ante rendement gelijk is aan het ex ante dividendrendement plus het ex ante koersrendement. In die zin is relatie (4) dus de ex ante tegenhanger van ex post relatie (1).

Winst/koers-verhouding (E/P). Dit is de 'nulgroei'-variant op het DGM. Vergelijking (4) kan worden uitgeschreven in:

$$k = \frac{(1+g)\,(1-b)\,E_t}{P_t} + g \qquad (5)$$

waarbij b = winstinhoudingsquote en E = netto winst. Verondersteld wordt dat de winstinhoudingsquote constant is en daarmee dus ook het complement daarvan, de dividend payout ratio (1 - b). De veronderstelde nulgroei houdt in dat de winst in de toekomst op het huidige peil blijft (g = 0) en volledig aan de aandeelhouders wordt uitgekeerd (b = 0), zodat de vergelijking vereenvoudigt tot:

$$k = \frac{E_t}{P_t} \qquad (6)$$

De kostenvoet van eigen vermogen is onder deze - nogal restrictieve -veronderstellingen dus gelijk aan de winst/koers-verhouding (E/P).

Capital Asset Pricing Model (CAPM). Het vereiste rendement op aandelen van bedrijf i is gelijk aan het ex ante rendement op een risicovrije belegging - het 'risicovrije rendement' R_F - plus een bepaalde risico-opslag of risicopremie:

$$k_i = R_F + \beta_i\,(R_M - R_F) \qquad (7)$$

waarbij $(R_M - R_F)$ de risicopremie voor de beleggingsmarkt in zijn totaliteit is, de zogenoemde marktrisicopremie, die gelijk is aan het positieve ecart tussen het gemiddelde ex ante rendement op de totale marktportefeuille (R_M) en het risicovrije rendement. Vermenigvuldigingsfactor β_i is de betacoëfficiënt van het aandeel van bedrijf i, een maatstaf voor de relatieve koersgevoeligheid van een fonds.[6] Een beta groter/kleiner dan 1 betekent dat het aandeel van het desbetreffende bedrijf meer/minder aan koersschommelingen onderhevig is dan gemiddeld. Omdat het risico van koersschommelingen door risicomijdende beleggers negatief wordt gewaardeerd, is de vereiste risicopremie voor bedrijfsaandelen met een beta groter/kleiner dan 1 eenzelfde factor groter/kleiner dan de marktrisicopremie. Deze vergelijking staat bekend als de 'Security Market Line' (SML).

Evaluatie. De DGM-methode is de enige methode die werkt met rendementsverwachtingen, zij het dat in de praktijk zal moeten worden volstaan met voorspellingen van financiële marktanalisten.[7]
Bij de HR-methode wordt het ex ante rendement daarentegen met het ex post rendement benaderd. Beide kunnen aanzienlijk uiteenlopen, omdat koersen sterk reageren op nieuwe informatie. Koersfluctuaties kunnen de uitkomsten van de HR-methode dan ook sterk beïnvloeden, zeker als de steekproefperiode relatief kort is.
Ook de E/P-methode heeft het bezwaar dat gewerkt wordt met historische cijfers, maar een bijkomend probleem is dat de winst (in de teller) een boekhoudkundige grootheid is met alle onvolkomenheden van dien. De methode van waardering en winstbepaling kunnen het beeld dus ernstig vertroebelen en correctie daarvoor is nodig maar erg lastig.[8]
De empirische toepassing van de CAPM-methode heeft eveneens het bezwaar dat ex post informatie wordt gebruikt, aangezien de marktrisicopremie meestal benaderd wordt door het ecart tussen het gemiddelde historische rendement op aandelen en de gemiddelde rente op staatsobligaties (zoals verderop nog ter sprake komt).
Bovengenoemde methoden worden in de praktijk ook door ondernemingen zelf gebruikt.[9]

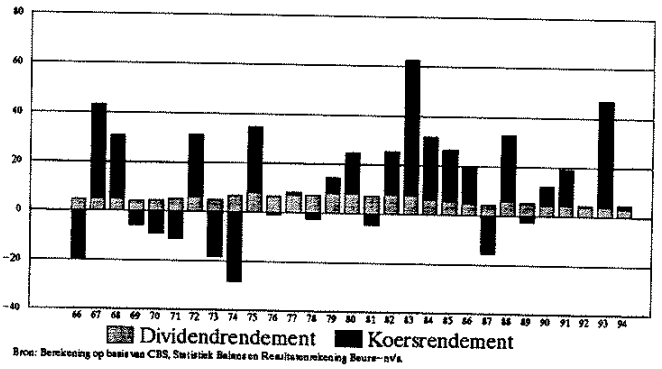
3 Een toepassing voor Nederland

3.1 Schattingen van de kostenvoet van eigen vermogen

Historisch rendement (HR). Er is reeds opgemerkt dat deze methode - vanwege de koersgevoeligheid van de uitkomsten - alleen zinvol is indien gemiddelden over een lange periode worden berekend. Een nadeel is dan evenwel dat alleen een gemiddeld rendement wordt berekend en niet het feitelijke rendement in ieder jaar. In Nederland zijn koers- en dividendreeksen voor (niet-financiële) beursondernemingen op geaggregeerd niveau beschikbaar vanaf 1966. Grafiek 1 toont de reeksen van het koers- en dividendrendement die daaruit kunnen worden geconstrueerd. Het dividendrendement is vrij stabiel, hetgeen samenhangt met de dividendstabilisatiepolitiek

van Nederlandse beursondernemingen.[10] Het nadeel van de HR-methode blijkt duidelijk uit de heftige fluctuaties in met name het koersrendement. Een periode van drie decennia lijkt evenwel lang genoeg om via het gemiddelde een redelijk betrouwbare indicatie te krijgen van de kostenvoet van eigen vermogen op lange termijn. Dat gemiddelde komt uit op 14,5% en is opgebouwd uit een dividendrendement van 5,8% en een koersrendement van 8,7%. Vanwege de grote spreiding van de jaarlijkse rendementen, met name van het koersrendement, is het gemiddelde van 14,5% echter met een grote onzekerheidsmarge omgeven.[11]

Grafiek 1. Historisch rendement
Procenten

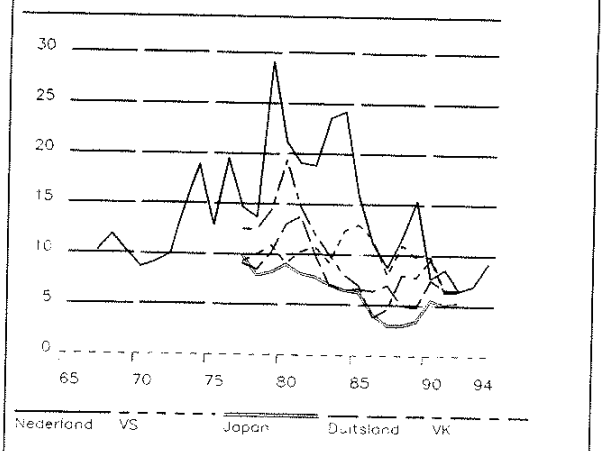


Bron: Berekening op basis van CBS, Statistiek Balansen Resultatenrekening Beurs-nv's

Winst/koers-verhouding (E/P). Grafiek 2 toont de E/P-ratio voor de zelfde groep van Nederlandse bedrijven en periode. Het gemiddelde over de drie beschouwde decennia komt uit op 14,0%, met een minder grote onzekerheidsmarge dan het gemiddelde HR.[12]

In de grafiek zijn ter vergelijking ook de 'aangepaste' winst/koers-verhoudingen voor de Verenigde Staten (VS), Japan, Duitsland en het Verenigd Koninkrijk (VK) afgebeeld, die zijn ontleend aan McCauley en Zimmer (1992). Deze auteurs hebben de winstcijfers - zo goed en zo kwaad als dat mogelijk is - gecorrigeerd voor statistische vertekeningen die als gevolg van inflatie optreden in de geboekte afschrijvingen (+), voorraden (+) en rentelasten (-), en in het geval van Japan voorkomen als gevolg van cross-holdings (-).[13] Per saldo leidt dit voor alle landen tot een opwaartse bijstelling van de kosten van eigen vermogen, die substantieel is voor Japan (rond 5,5 procentpunten) en de VS (3 procentpunten), maar vrij onbelangrijk voor Duitsland en het VK (1,5 respectievelijk 1 procentpunt; bron: McCauley en Zimmer, 1989). Wegens gebrek aan data is een dergelijke correctie voor Nederland niet uitgevoerd, maar vermoedelijk zou dat niet tot substantieel andere uitkomsten hebben geleid, aangezien dat voor Duitsland en het VK immers ook niet het geval was. Voor zover een vergelijking toegestaan is, blijkt dat Nederland in de door McCauley en Zimmer beschouwde periode samen met afwisselend het VK en de VS tot de landen met de hoogste E/P's behoort. Vooral in de periode 1979-1984 bereikte de E/P in Nederland hoge waarden; hierin weerspiegelde zich het abominabel slechte beursklimaat in de jaren vlak na de tweede oliecrisis. Onder invloed van de aanzienlijke aandelenkoersstijgingen gedurende de daarop volgende tien jaar is de E/P-verhouding in Nederland evenwel per saldo meer gedaald dan die in de andere landen, zodat de E/P-verhoudingen in de jaren negentig convergeerden.

Grafiek 2. Winst/koers-verhouding
Procenten



Nederland: Berekend op basis van CBS, Statistiek Balans en Resultaten-rekening Beurs-nv's.
Overige landen: McCauley en Zimmer (1992).

Dividendgroeimodel (DGM). Voor de DGM-berekening zijn cijfers over het verwachte dividendrendement en over de verwachte dividendgroei op lange termijn nodig. Gegeven de veronderstelling van een constante payout ratio, kan volstaan worden met winstgroeiverwachtingen. Daartoe is gebruik gemaakt van winsttaxaties van beleggingsanalisten over de hele wereld, zoals die worden verzameld door 'Institutional Brokers Estimate System' (IBES) en rond de jaarwisseling worden gepubliceerd door Het Financieele Dagblad.[14] Verwachtingen bij marktanalisten kunnen als maatgevend worden beschouwd voor de verwachtingen in de markt.[15] Omdat genoemde bron geen IBES-winstvoorspellingen verder dan een jaar vooruit bevat, is voor de verwachte lange-termijngroei per bedrijf (g) een gewogen gemiddelde genomen van IBES' eenjaarsprognose (g_p) en de gemiddelde historische groei (g_h) in de afgelopen vijf jaar. Derhalve:

$$g = \gamma g_p + (1-\gamma)\, g_h \qquad (8)$$

Geëxperimenteerd is met gewichten $\gamma = 1$, $\gamma = {}^3/_4$ respectievelijk $\gamma = 0$. Een relatief zware weging van de eenjaarsvoorspelling ($\gamma = 1$ en $\gamma = {}^3/_4$) stemt overeen met de bevinding van Malkiel (1992), dat beleggers in de jaren tachtig winstgroeiperspectieven op korte termijn aanmerkelijk zwaarder wegen dan die op langere termijn. Met behulp van deze gewichten kan de gemiddelde kostenvoet van eigen vermogen in de periode 1989-1994 worden becijferd op 15,1% respectievelijk 14,5% (tabel 1). Indien anderzijds verondersteld wordt dat groeiverwachtingen louter zijn gebaseerd op realisaties in het verleden ($\gamma = 0$), wordt een gemiddelde kostenvoet van eigen vermogen van 13,1% verkregen. Gemiddeld liggen de drie alternatieve DGM-uitkomsten derhalve dichtbij elkaar, rond 14,5%.

Voor een vergelijking van de DGM-berekeningen voor Nederland met die voor andere landen kan gerefereerd worden aan

Malkiel (1992), die DGM-schattingen heeft gemaakt voor de VS, Japan en Duitsland voor de periode 1977-1989. Het beeld dat daaruit naar voren komt, wijkt niet veel af van dat van McCauley en Zimmer, ondanks het verschil in methode. Aangezien DGM-schattingen voor Nederland pas konden worden gemaakt vanaf 1989, is een vergelijking met Malkiel slechts mogelijk voor dat ene jaar. Tegenover een DGM-kostenvoet in Nederland in 1989 van 10 à 11% (tabel 1),[16] berekende Malkiel voor de VS een percentage van 10,5, Japan 6,7 en Duitsland 7,8. Deze vergelijking levert dus grosso modo hetzelfde beeld op als de eerdere E/P-vergelijking: eigen vermogen is ongeveer even duur als in de VS, maar duurder dan in Duitsland en vooral Japan.

Tabel 1:
Dividendgroeimodel-berekening van kosten eigen vermogen

Gewogen gemiddelden van individuele bedrijven[1]

	Aantal bedrijven[2]	Gewichten in vergelijking (8) voor g[3] $\gamma = 1$	$\gamma = 3/4$	$\gamma = 0$
1989	41	10,3	11,1	15,4
1990	34	12,4	12,7	14,4
1991	52	17,2	16,5	14,5
1992	47	12,8	12,9	13,1
1993	54	16,4	15,0	11,3
1994	62	18,9	17,0	11,4
1989-1994		15,1	14,5	13,1

Bron: Berekeningen op basis van gegevens uit Jaarboek van Ondernemingen en IBES.
1 De beurswaarde van de bedrijven fungeerde als gewicht.
2 IBES heeft niet voor elk jaar voor dezelfde bedrijven prognoses verzameld.
3 Gewogen lange-termijngroeipercentages (g) kleiner dan 0 en groter dan 50 zijn niet in de steekproef opgenomen, omdat die de uitkomsten teveel zouden vertekenen. Huijgen en Plantinga (1993) hanteren een soortgelijk selectiecriterium.

Concluderend, is het - gelet op de grote verschillen tussen de gehanteerde methoden - opvallend hoe dicht de HR-, E/P- respectievelijk DGM-maatstaven van de kosten van eigen vermogen in Nederland zich concentreren rondom de 14 à 15%.[17]

3.2 Schattingen van de risicopremie op eigen vermogen

Capital Asset Pricing Model (CAPM). Het risicovrije rendement, dat in de praktijk wordt gemeten als het rendement op een nagenoeg risicovrije belegging in staatsobligaties, bedroeg in Nederland gedurende de afgelopen 30 jaar gemiddeld 8%. Het historische rendement (HR) op aandelen werd hierboven vastgesteld op 14,5%. De risicopremie op eigen vermogen kan, zoals in de empirische literatuur te doen gebruikelijk,[18] worden berekend als het verschil: 6,5 procentpunten. De kostenvoet van eigen vermogen van een individueel bedrijf met een beta van bijvoorbeeld 1,2 kan, gesteld dat de risicovrije rente op een bepaald moment bijvoorbeeld 8% is, aan de hand van de SML-vergelijking (7) worden berekend als 8% + 1,2 x 6,5% = 15,8%. Voor alle bedrijven tezamen is de gemiddelde beta per definitie 1, zodat de gemiddelde kostenvoet bij een gemiddelde rente van 8% weer gelijk is aan het historische rendement van 14,5%. Toegepast op het aggregaat van alle bedrijven komt de CAPM-maatstaf van de kosten van eigen vermogen dus in feite neer op het historische rendement. De CAPM levert evenwel een schatting van de marktrisicopremie op eigen vermogen op, van 6,5%, die goede diensten kan bewijzen bij een nadere internationale vergelijking (in paragraaf 4).

Maar eerst wordt de robuustheid van de berekende marktrisicopremie van 6,5% getoetst aan de hand van een alternatieve benadering via rechtstreekse schatting van de Security Market Line, vergelijking (7). Daartoe wordt de volgende regressievergelijking gespecificeerd:

$$\bar{k}_i = a_0 + a_1 \bar{\beta}_i \qquad (9)$$

waarbij $a_0 = R_F$ en $a_1 = (R_M - R_F)$. De enige verklarende variabele, β_i, betreft de betacoëfficiënt van de aandelen per bedrijf.[19] Het liggende streepje boven de variabelen geeft aan dat het gaat om gemiddelde waarden over de volle steekproefperiode 1989-1994.[20] Het betreft dus een dwarsdoorsnede-regressie van de gemiddelde kostenvoeten van eigen vermogen op de gemiddelde betacoëfficiënten van de bedrijven in de steekproef. Regressiecoëfficiënt a_1 geeft een alternatieve indicatie van de omvang van de marktrisicopremie op eigen vermogen. Als het goed is zou a_0 overeen moeten komen met het risicovrije rendement.

Voor elk van de drie alternatieve DGM-berekeningen van k_i (zie tabel 1) is vergelijking (9) geschat. De schattingsresultaten staan vermeld in tabel 2. Het is opvallend dat de fit beter (R^2 hoger) is naarmate de DGM-berekening van de onafhankelijke variabele gebaseerd is op groeiprognoses van financiële marktanalisten en minder op historische groeicijfers. Voor $\gamma = 1$ en $\gamma = 3/4$ beantwoorden de gevonden vergelijkingen ook het beste aan de theoretische SML: constante a_0 en coëfficiënt a_1 zijn beide significant en positief.[21] Indien de DGM-berekening louter gebaseerd is op historische groeicijfers ($\gamma = 0$), wordt daarentegen geen statistisch significant verband gevonden. Deze uitkomst bevestigt Amerikaanse studies naar de determinanten van de koers/winst-verhouding, waaruit bleek dat groeivoorspellingen van financiële marktanalisten meer verklaringskracht hebben dan historische groeicijfers.[22] Dit onder-

Tabel 2
Schattingsresultaten security market line (vgl. 9)[1]

De afhankelijke variabele is $\bar{k}_i$.

Verklarende variabele	Te schatten coëfficiënt	Variant voor k_i, zie tabel 1 $\gamma = 1$	$\gamma = 3/4$	$\gamma = 0$
Constante	a_0	0,102	0,115	0,166
		(0,012)	(0,013)	(0,021)
Beta ($\bar{\beta}_i$)	a_1	0,066	0,046	-0,019
		(0,014)	(0,014)	(0,029)
R^2(gecorrigeerd)		0,46	0,27	-0,04
Aantal bedrijven[2]		24	27	24

1 Onder de regressiecoëfficiënten staan tussen haakjes de bijbehorende standaardfouten vermeld.
2 Het aantal bedrijven varieert als gevolg van het selectiecriterium (zie tabel 1, noot 3) en de transformatie in vijfjaarsgemiddelden k.

streept het belang van ex ante informatie zoals die van IBES bij de DGM-berekening van de kosten van eigen vermogen in dit artikel.

In de eerste regressie wordt voor a_1 een waarde van 0,066 gevonden, in de tweede regressie van 0,046. Gegeven de onzekerheidsmarges (standaardfouten van 0,014) wijken beide schattingen statistisch niet significant af van de impliciete risicopremie van 6,5% die eerder werd afgeleid uit het ecart tussen het historische rendement op aandelen en staatsobligaties. Concluderend, geven beide CAPM-schattingen aan dat de marktrisicopremie op eigen vermogen in Nederland circa 6,5% bedraagt.

4 Risicopremie in internationaal perspectief

In paragraaf 3.1 is reeds geconstateerd dat de geschatte totale kosten van eigen vermogen in Nederland relatief hoog zijn, met name in vergelijking tot Japan en Duitsland. Gelet op de onzekerheidsmarges is het verschil met de VS en het VK niet significant. Er is evenwel reden om vraagtekens te zetten bij met name de schattingen voor Duitsland. De schattingen voor Duitsland van Malkiel en McCauley en Zimmer bedragen gemiddeld 8% in de door hen beschouwde periode. Bij een gemiddeld rendement op Duitse staatsobligaties van 7,5% in die periode impliceren hun schattingen dus dat de risicopremie op eigen vermogen in Duitsland slechts een half procentpunt zou zijn! Dit is niet plausibel. Voor Duitsland heeft de Bundesbank bijvoorbeeld recentelijk voor het IMF (1995) nog een risicopremie van 6% berekend, gemiddeld over de afgelopen 40 jaar (tabel 3 bevat vergelijkbare ecarts tussen historische rendementen op aandelen en staatsobligaties, gemiddeld over een zo lang mogelijke periode vanaf de jaren twintig of dertig van deze eeuw[23]). Daarmee wijkt de risicopremie van Duitsland niet noemenswaard van de Nederlandse 6,5% af.

Voor Japan variëren de schattingen van de risicopremie van 4,5% à 5% tot meer dan 7%. De laatstgenoemde hoge schatting is evenwel opwaarts vertekend doordat de jaren 1990-1994, waarin de speculatieve zeepbel op de beurs van Tokio uiteenspatte, niet zijn meegerekend.[24] Als mogelijke factoren achter de lage kosten in Japan worden in de literatuur genoemd de hechte institutionele band tussen vermogensverschaffers en ondernemingen (keiretsu) en de hoge particuliere spaarquote.[25]

De schattingen van de risicopremie op eigen vermogen in de Verenigde Staten liggen in een range van 6,5 à 8,5%. De VS is een belangrijke maatstaf, omdat het algemeen beschouwd wordt als een land met een sterk ontwikkelde, liquide en efficiënte aandelenmarkt. In het Verenigd Koninkrijk - eveneens een land met een sterk ontwikkelde aandelenmarkt - wordt de risicopremie door de Bank of England op rond 6,5% becijferd. Een belangrijke constatering, die op basis van het hier gepresenteerde materiaal kan worden gedaan, is dat de risicopremie op eigen vermogen in Nederland op een vergelijkbaar niveau ligt als in de VS en het VK.

Voor Nederland is slechts één enkele schatting van de risicopremie gepubliceerd, en wel recentelijk door het Ministerie van Economische Zaken (EZ, 1995). Dit baseerde zich daarbij op (ongepubliceerde) berekeningen van Coopers & Lybrand (C&L, 1993).[26] De door EZ en C&L berekende risicopremies voor Nederland (13,3% respectievelijk 15,1%) liggen veel hoger dan de hierboven verkregen 6,5%. Maar ook voor de andere landen liggen de genoemde schattingen implausibel hoog vergeleken met die van andere auteurs. De berekeningen van C&L en EZ zijn minder betrouwbaar, omdat ze zijn gebaseerd op historische rendementen in een relatief korte periode (1983-1991) waarin sprake was van een hausse op de aandelenmarkten. De HR-maatstaf stelt een hoog ex post koersrendement immers gelijk aan hoge ex ante kosten van eigen vermogen. De voorlopige constatering van EZ, op basis van implausibel hoge schattingen van C&L, dat de risicopremie in Nederland veel hoger zou zijn dan elders, wordt door bovenstaande analyse niet bevestigd.

Tabel 3

Risicopremie op eigen vermogen

Ecart tussen historisch rendement op aandelen en staatsobligaties cq schatkistpapier, rekenkundige gemiddelden per periode.

		Ecart ten opzichte van:	
Periode	Bron	Staats-obligaties	Schatkist-papier
Nederland			
1966-94	Eigen berekening[1]	6,5	
1983-91	Coopers & Lybrand (1993)		15,1
1983-91	EZ (1995)	13,3	
Verenigde Staten			
1926-89	Ehrhardt (1994)	6,7	8,7
1926-89	Poterba (1991)		7,5
1926-92	Siegel (1994)	6,5	8,5
1983-91	Coopers & Lybrand (1993)		10,9
1983-91	EZ (1995)	8,1	
Verenigd Koninkrijk			
1920-94	Bank of England[2]	6,4	
1983-91	Coopers & Lybrand (1993)		10,0
Duitsland			
1955-94	Bundesbank[2]	6,0	
1983-91	Coopers & Lybrand (1993)		10,5
1983-91	EZ (1995)	7,7	
Japan			
1960-89	Poterba		7,2
1961-94	Bank of Japan[2]	4,3	4,9
1983-91	Coopers & Lybrand (1993)		11,8
1983-91	EZ (1995)	8,0	

1 Zie paragraaf 3.2

2 Interne berekeningen ten behoeve van de G-10 studie van het IMF (1995)

5 Conclusie

In dit artikel zijn op drie verschillende manieren metingen gedaan van de kosten van eigen vermogen voor Nederlandse beursondernemingen, gemiddeld over langere perioden. Ondanks de verschillen tussen de gehanteerde methoden, liggen de uitkomsten vrij dicht bij elkaar, rond 14,5%. Daarnaast zijn op twee manieren schattingen gemaakt van de risicopremie op eigen vermogen in Nederland. Beide lagen in de buurt van 6,5%.

Vergeleken met studies voor andere landen, lijken de uitkomsten voor de kosten van eigen vermogen in Nederland wat aan de hoge kant, met name in vergelijking met Japan, maar ook met Duitsland. Gelet op de onzekerheidsmarges ligt het kos-

tenniveau niet significant hoger dan in de VS en het VK.
Bij nadere beschouwing blijken de bij de internationale vergelijking aangehaalde studies voor Duitsland echter onwaarschijnlijk lage risicopremies te impliceren. Uit secundair onderzoek, dat specifiek gericht is op de meting van de marktrisicopremie op eigen vermogen, komt namelijk naar voren dat de risicopremies in Nederland en Duitsland op vergelijkbare niveaus liggen. Van groter belang is evenwel dat de risicopremie op eigen vermogen in Nederland op een vergelijkbaar niveau ligt als in de VS en het VK, aangezien dat landen zijn waar de aandelenmarkten als relatief sterk ontwikkeld en efficiënt worden beschouwd. Ten slotte blijkt ook uit de risicopremie dat Japan tot de landen met lage kosten van eigen vermogen behoort. Volgens de literatuur spelen daarbij specifiek Japanse institutionele en economische factoren een rol.

Noten

Het artikel is op persoonlijke titel geschreven. De auteur dankt drs J.A.J. Alders, prof dr L.H. Hoogduin, dr J. Swank en verschillende andere collega's van de Bank, alsmede prof dr M.J.L. Jonkhart (NIB/EUR), drs P. Nijsse (MvF), prof dr E. Sterken (RUG), drs P.M. Waasdorp (EZ) en twee anonieme referenten voor hun opmerkingen bij een eerdere versie van dit artikel.

1. Bron: CBS, Statistiek Financiën van Ondernemingen: voorlopige uitkomsten 1994. Het betreft niet-financiële nv's, bv's en coöperaties met een balanstotaal vanaf tien miljoen gulden.

2. Zie onder andere McCauley en Zimmer (1989, 1991, 1992), Malkiel (1992) en, voor een overzicht, Poterba (1991) en Fukao (1993).

3. De behandelde maatstaven meten de nominale kosten van eigen vermogen van beursgenoteerde ondernemingen. Een andere dan nominale interpretatie wordt ook wel eens aangetroffen, zoals verderop nog ter sprake zal komen (voetnoot 17).

4. Het dividendgroeimodel staat ook wel bekend als het 'dividend discount model' van Gordon (1962).

5. Hier constant verondersteld. In theorie is een variabele k_t ook denkbaar. Dan kan een constante k worden geïnterpreteerd als een gewogen gemiddelde.

6. De beta-coëfficiënt meet het systematische risico van een fonds en is gedefinieerd als de covariantie tussen het rendement op aandelen van een bedrijf en het marktrendement, geschaald met de variantie van het marktrendement.

7. Malkiel (1992).

8. McCauley en Zimmer (1989, 1991, 1992).

9. Uit een in 1980 door Gitman en Mercurio (1982) gehouden enquête onder 177 grote Amerikaanse bedrijven kwam naar voren dat ruim één op de drie bedrijven de DGM-methode hanteerde, ruim één op de vijf de CAPM-methode en één op de zes de E/P-methode.

10. Zie in dit verband bijv. Jonkhart (1981), Dorsman (1988) en De Haan (1995).

11. De standaarddeviatie van de 29 jaarlijkse, totale rendementen bedraagt 20,3%. Op basis van de centrale limietstelling is de standaardfout in het gemiddelde totale rendement dan te becijferen op $20,3/\sqrt{29} = 3,8$ procentpunten. Dat impliceert dat het feitelijke gemiddelde bij 95% betrouwbaarheid ergens kan liggen tussen 13 en 28% ($20,3 \pm 1,96 \times 3,8$). De standaarddeviatie van het koersrendement bedraagt 20,0 procentpunten, die van het dividendrendement 1,5.

12. De standaarddeviatie bedraagt 5,9, zodat de 95%-onzekerheidsmarge van het gemiddelde $\pm$ 2,2 bedraagt.

13. Een bijgevolg opwaartse cq neerwaartse vertekening in de winst wordt aangegeven met een plus- respectievelijk minteken.

14. Het betreft winsttaxaties van beleggingsanalisten over de hele wereld voor de belangrijkste bedrijven in Nederland, die IBES middelt tot één 'consensus forecast.'

15. Zie bijvoorbeeld de Amerikaanse studies van Malkiel en Cragg (1970) en VanderWeide en Carleton (1988) en voor Nederland: Huijgen en Plantinga (1993).

16. De louter op historische groeicijfers gebaseerde, derde schatting van 15,4% is minder geschikt als vergelijkingsmateriaal, omdat Malkiels berekeningen gebaseerd zijn op IBES-prognoses.

17. Hierbij wordt aangenomen dat alle drie maatstaven de nominale kosten van eigen vermogen meten. Een andere interpretatie is die van Fukao (1993), die stelt dat de E/P-maatstaf van McCauley en Zimmer het rendement in beginsel in reële termen benadert aangezien twee nominale grootheden op elkaar worden gedeeld. Hij vergelijkt ze daarom met de gedefleerde DGM-schattingen van Malkiel (1992) die anders nominale rendementen meten. Betwijfeld kan evenwel worden of teller en noemer van E/P altijd in gelijke mate opgaan met de inflatie, zodat het allerminst zeker is of de E/P-maatstaf een goede indicator is van het reële rendement. Malkiel (1992) zelf vergelijkt zijn nominale DGM-schattingen dan ook direct met de E/P-schattingen van McCauley en Zimmer (1989), dus zonder ze eerst te defleren.

18. Zie bijvoorbeeld Poterba (1991), Siegel (1994) en Ehrhardt (1994).

19. De beta's zijn afkomstig van Financiële Diensten Amsterdam.

20. Door te middelen wordt de invloed van eventuele meetfouten in bepaalde jaren verkleind. Indien minder dan vijf schattingen beschikbaar waren, werd het desbetreffende bedrijf niet meegenomen.

21. Overigens is de constante term steeds aan de hoge kant, aangezien de rente op staatsobligaties in 1989-1994 gemiddeld 7,7% bedroeg. Bij soortgelijke dwarsdoorsnede-regressies wordt meestal een te hoge constante (en een te lage regressiecoëfficiënt voor beta) gevonden, hetgeen met name kan worden veroorzaakt door meetfouten met betrekking tot beta; zie in dit verband bijvoorbeeld het overzicht in Elton en Gruber (1991, met name hoofdstuk 13).

22. Zie o.a. Malkiel en Cragg (1970) en VanderWeide en Carleton (1988).

23. Een enkele auteur verstrekt gemiddelden voor een nog langere periode (Siegel, 1994). Deze worden hier niet overgenomen met het oog op de geringere vergelijkbaarheid van de cijfers van vóór en na de crisisjaren.

24. Volgens Mattione (1992) zijn de kosten van eigen vermogen in Japan in de jaren negentig als gevolg van deze scherpe koerscorrectie zelfs hoger komen te liggen dan in de VS.

25. Zie o.a. Poterba (1991) en McCauley en Zimmer (1991).

26. In tegenstelling tot C&L heeft EZ het ecart van het aandelenrendement berekend ten opzichte van de lange rente in plaats van de korte rente.

Literatuur

- Coopers & Lybrand (1993), 'Final Report for study on international differences in the cost of capital for European Commission,' Londen.
- Dorsman, A.B. (1988), Dividend en dividendpolitiek, Proefschrift Universiteit van Amsterdam, Stenfert Kroese, Leiden.
- Economische Zaken, Ministerie van (1995), Toets op het concurrentievermogen, Den Haag.
- Ehrhardt, M.C. (1994), The Search for Value: Measuring the Company's Cost of Capital, Harvard Business School Press, Boston

(Mass.).
- Elton, E.J. en M.J. Gruber (1991), Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, Wiley, New York.
- Fukao, M. (1993), 'International integration of financial markets and the cost of capital,' Journal of International Securities Markets, vol. 7, no. 1/2, pp. 75-90.
- Gitman L.J. en V.A. Mercurio (1982), 'Cost of capital techniques used by major U.S. firms: Survey and analysis of Fortune's 1000,' Financial Management, vol. 11, no. 4, pp. 21-29.
- Gordon, M.J. (1962), The Investment, Financing and Valuation of the Corporation, Irwin, Homewood (Ill.).
- Haan, L. de (1995), 'Dividendbeleid van Nederlandse beursondernemingen,' Maandblad voor Accountancy en Bedrijfseconomie, jrg. 69, nr. 12, pp. 774-785.
- Huijgen, C.A. en A. Plantinga (1993), 'Determinanten van koers/winst-verhoudingen,' Maandblad voor Accountancy en Bedrijfseconomie, jrg. 67, nr. 3, pp. 85-94.
- International Monetary Fund (1995), Saving, Investment and Real Interest Rates, G-10 Study, Washington.
- Jonkhart, M.J.L. (1981), 'Dividend pay-out behavior at the Amsterdam stock exchange during the period 1972-1979,' Centre for Research in Business Economics Report series nr. 8107.
- Malkiel, B.G. (1992), 'The cost of capital, institutional arrangements and business fixed investment: an international comparison,' paper gepresenteerd op de Osaka-Wharton Conference on Corporate Financial Policy and International Competition.
- Malkiel, B.G. en J.G. Cragg (1970), 'Expectations and the structure of share prices,' American Economic Review, vol. 60, pp. 601-617.
- Mattione, R.P. (1992), 'A capital cost disadvantage for Japan?,' Journal of International Securities Markets, vol. 6, no. 2, pp. 173-198.
- McCauley, R.N. en S.A. Zimmer (1989). 'Explaining international differences in the cost of capital,' Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, nr 2, pp. 7-28.
- McCauley, R.N. en S.A. Zimmer (1991), 'The cost of capital for securities firms in the United States and Japan,' Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, nr 3, pp. 14-27.
- McCauley, R.N. en S.A. Zimmer (1992), 'Exchange rates and international differences in the cost of capital,' paper gepresenteerd op de Conference on Exchange Rate Effects on Corporate Financial Performance and Strategies.
- Poterba, J.M. (1991), 'Comparing the cost of capital in the United States and Japan: a survey of methods,' Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, nr 4, pp. 20-32.
- Siegel, J.J. (1994), Stocks for the Long Run, Irwin, Homewood (Ill.).
- VanderWeide, J.H. en W.T. Carleton (1988), 'Investor growth expectations: Analysts vs. history,' Journal of Portfolio Management, vol. 14, no. 3, pp. 78-82.