Dividendbeleid van Nederlandse beursondernemingen

Drs. L. de Haan

1 Inleiding[1]

In dit artikel wordt het dividendbeleid van Nederlandse beursondernemingen aan een analyse onderworpen met behulp van financiële gegevens van ruim honderd individuele beursfondsen. Het onderzoek heeft uitsluitend betrekking op niet-financiële ondernemingen, omdat het financieringsgedrag van banken, verzekeringsmaatschappijen, beleggingsinstellingen en andere financiële instellingen anders van aard is. Het dividendbeleid kent twee aspecten: (1) de beslissing over de hoogte van het dividend, veelal uitgedrukt in termen van een gewenste uitbetalingsvoet of 'payout ratio' en (2) de snelheid waarmee de dividenduitkering aangepast wordt als de gewenste payout wijzigt.[2] Paragraaf 2 bevat een onderzoek naar de determinanten van de payout ratio. Onderzocht wordt of marktimperfecties zoals agencykosten en asymmetrische informatie van invloed zijn op de payout ratio van Nederlandse ondernemingen. In tegenstelling tot bijvoorbeeld de Verenigde Staten is in ons land nog weinig onderzoek hiernaar gedaan. Vervolgens richt het onderzoek zich in paragraaf 3 op het dividendaanpassingsgedrag. Uit eerder onderzoek is gebleken dat Nederlandse bedrijven een politiek van dividendstabilisatie voeren, in die zin dat het feitelijke dividend slechts geleidelijk wordt aangepast als het gewenste dividendniveau verandert.[3] In dit artikel wordt nader onderzocht of ondernemingen hun dividend met eenzelfde vertraging verhogen als verlagen. Uit een dergelijke asymmetrie in het aanpassingsgedrag kan worden afgeleid of bedrijven signalerings- dan wel pikordegedrag vertonen. Slotparagraaf 4 vat de belangrijkste conclusies samen.

2 Determinanten van de payout

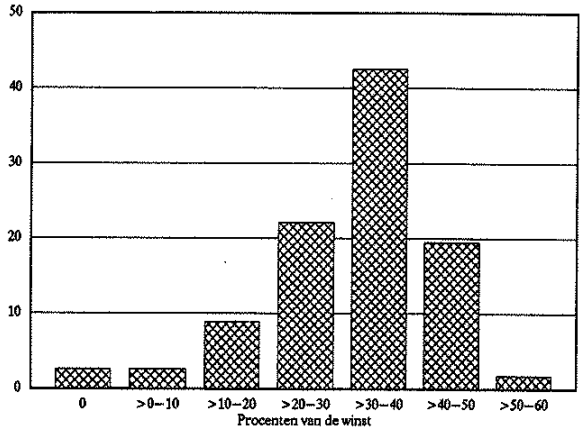
2.1 Data en methode van onderzoek

De hier gevolgde methodologie sluit aan bij Amerikaanse studies.[4] Er wordt nagegaan welke factoren een statistisch significante bijdrage leveren aan de waargenomen verschillen tussen de payouts van individuele bedrijven. De hiervoor geselecteerde steekproef bevat jaarlijkse gegevens van 113 ondernemingen over de periode 1983-1993.[5] Bedrijven zijn geselecteerd als ze geen financiële instelling zijn, genoteerd zijn aan de Amsterdamse effectenbeurs en een consistente reeks gegevens beschikbaar is voor ten minste zes opeenvolgende jaren. De geselecteerde steekproef is qua bedrijfstaksamenstelling representatief voor de populatie beurs-nv's eind 1993.[6] De helft van de bedrijven zit in de industriesector (een vijfde in de metaal en elektro), een kwart in de handel, 14% in de bouw, 5% in de transport en 7% in de dienstverlening.

De eerste stap in het onderzoek is het definiëren van de te verklaren variabele, i.c. de door de onderneming gewenste hoogte van het dividend. De gewenste hoogte van het dividend wordt hier, evenals in de meeste Amerikaanse studies, benaderd door de gewogen gemiddelde payout ratio

Drs. L. de Haan studeerde economie aan de Universiteit van Amsterdam en volgde aan de Katholieke Universiteit Brabant de postdoctorale opleiding Financieel-Economisch Management van het Tilburgs Instituut voor Academische Studies. Hij is beleidsmedewerker op de afdeling Monetair en Economisch Beleid van De Nederlandsche Bank.

Grafiek 1: Frequentieverdeling van gemiddelde payout ratio's
Procenten van het aantal bedrijven



(dividend per aandeel in procenten van de netto winst per aandeel).[7] Grafiek 1 toont de frequentieverdeling van de steekproef over payoutklassen ter breedte van 10% van de winst. Ruim 40% van de bedrijven heeft een payout ratio tussen de 30 en de 40%. Rond een vijfde valt een klasse daaronder, eveneens een vijfde een klasse daarboven. Eén op de tien bedrijven keert tussen 10 en 20% van de winst uit. De gemiddelde payout ratio van de steekproef bedraagt 32%, de mediaan is 34%. Grafiek 2 toont de gemiddelde payout ratio per bedrijfstak. Deze varieert van 23% in de dienstverlening tot 36% in de groothandel.[8]

De tweede stap is het construeren van variabelen die de verschillen tussen de payout ratio's van individuele bedrijven zouden kunnen verklaren. De keuze van de verklarende variabelen wordt gebaseerd op de theorie van de ondernemingsfinanciering. Een probleem hierbij is dat theoretische determinanten in de praktijk moeilijk kwantificeerbaar zijn. Determinanten van de payout hangen (zoals verderop zal blijken) immers met name samen met marktimperfecties[9] waaronder belastingen, transactiekosten, agencyproblemen en, meer in het algemeen, asymmetrische informatie. Er wordt daarom veelal gebruik gemaakt van benaderingen van de theoretische determinanten ('proxies'). Deze kunnen worden waargenomen of geconstrueerd op basis van waarneembare grootheden.

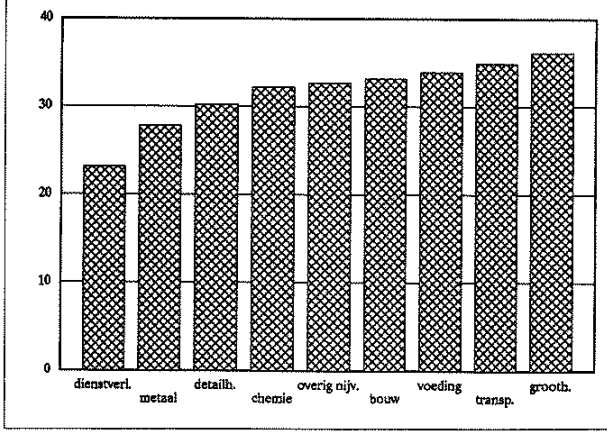
2.2 De keuze van de proxievariabelen

In deze paragraaf worden de belangrijkste theoretische determinanten van de payout besproken en bijpassende proxievariabelen geïntroduceerd.

Agencyproblemen. 'Agency'-problemen ontstaan doordat de belangen van managers en aandeelhouders niet samenvallen (Jensen en Meckling, 1976). Bestuurders kunnen bijvoorbeeld meer belang hechten aan een zo hoog mogelijke groei, wat niet altijd in het belang is van de aandeelhouders. Om zulke belangenconflicten te voorkomen moeten agencykosten gemaakt worden om het bestuur te controleren, te reguleren en eventueel te corrigeren. Deze kosten worden door de beleggers op het bedrijf afgewenteld via hogere kosten van nieuw extern vermogen. Hogere dividenduitkeringen kunnen dan voor het bedrijf van nut zijn om de agencykosten te verminderen (Easterbrook, 1984). Een onderneming die dividend uitkeert moet namelijk vaker een beroep doen op de kapitaalmarkt en zich dus frequenter onderwerpen aan de beoordeling van de markt dan een bedrijf dat geen dividend uitkeert en zich volledig intern financiert. De dividenduitkering leidt dus tot 'gratis' controle van het bedrijf door de markt, waardoor agencykosten verminderd kunnen worden.

Agencyproblemen zijn niet direct meetbaar. Wel kunnen proxies gebruikt worden, die een indicatie geven van de kans daarop. De eerste proxie is het kapitaalbelang van grootaandeelhouders. Als de aandelen van een bedrijf in belangrijke mate in handen zijn van een kleine groep grootaandeelhouders, valt te verwachten dat het agencyprobleem zich minder snel voordoet dan bij

Grafiek 2: Gemiddelde payout ratio per bedrijfstak
Procenten van de winst



een bedrijf met een grote spreiding van het aandelenbezit.[10] Het kapitaalbelang van grootaandeelhouders zal dus een negatieve invloed op de payout hebben. De tweede proxie is het kapitaalbelang van de zogenoemde 'insiders', te weten leden van de Raad van Bestuur en leden van de Raad van Commissarissen. Een groot kapitaalbelang van 'insiders' mitigeert het agencyprobleem, omdat aandeelhouder en bestuur in één persoon zijn verenigd; derhalve zal deze variabele een negatieve invloed op de payout hebben.

De kans op onenigheid tussen bestuurders en aandeelhouders over het investeringsbeleid is groter naarmate het bestuur vrijelijk over de kasstromen van de onderneming kan beschikken. Dit wordt door Jensen (1986) als de agencykosten van de 'free cash flow' beschreven. Indien een bedrijf hoge rentelasten heeft, krijgt het bestuur minder kans om de aan de aandeelhouders toekomende overtollige middelen te verspillen en zullen de agencykosten van de 'free cash flow' dus gering zijn. Dividenduitkeringen zijn dan minder nodig om bestuurders krap te houden, omdat de hoge rentelasten hen toch al tot doelmatigheid dwingen. Overigens beperkt de vaste claim van de vreemd-vermogensverschaffers, in de vorm van een vaststaand bedrag aan rente- en aflossingslasten, de ruimte om dividend uit te keren niet alleen in financiële zin, maar soms ook in juridische, wanneer in schuldcontracten een maximum aan de dividend payout wordt gesteld (zie bijv. Kalay, 1982). Er zal dus een negatieve invloed van de rentelasten op de payout uitgaan.

Agencyproblemen zullen zich ook eerder voordoen naarmate de aandeelhouders onvolledieger zicht hebben op wat er zich in het bedrijf allemaal afspeelt. Er is nu eenmaal altijd sprake van een situatie van *asymmetrische informatie*, wat wil zeggen dat de insiders van het bedrijf (bestuurders en commissarissen) beter op de hoogte zijn van het reilen en zeilen van de onderneming dan de externe beleggers. Soms leidt asymmetrische informatie tot hogere marginale kosten van extern vermogen (Myers, 1984; Myers en Majluf, 1984) en soms tot kredietrantsoenering (Stiglitz en Weiss, 1981). Een onderneming kan op twee manieren op dergelijke problemen van asymmetrische informatie reageren:

Signalering. Een bedrijf kan de beleggers door een gedurfd financieringsgedrag ervan proberen te overtuigen dat het bedrijf een aantrekkelijk investeringsobject is. Het financieringsbeleid wordt dus door de onderneming als signaalinstrument gebruikt om de informatieachterstand van de beleggers te verkleinen in de hoop gemakkelijker toegang tot de kapitaalmarkt te krijgen (Ross, 1977). Zo kan tot een verhoging van het dividend worden besloten om de markt te laten weten dat de winstperspectieven van het bedrijf gunstig zijn (Bhattacharya, 1979; Miller en Rock, 1985). Ook kan een hoger dividend indiceren dat het bestuur rekent op een stabiele winstontwikkeling (Kale en Noe, 1990). Alli, Khan en Ramírez (1993) en Jensen, Solberg en Zorn (1992) vinden voor Amerikaanse bedrijven dan ook een negatief verband tussen de payout en de volatiliteit van de winsten. Dit wordt hier voor Nederlandse bedrijven onderzocht.

Volgens de signaleringstheorie is het ook denkbaar dat bedrijven met veel investeringsperspectieven hun dividend verhogen in de hoop dat beleggers toeschietelijker worden. Om deze reden kiezen Smith en Watts (1992) Tobins Q als proxie voor de aanwezigheid van investeringsperspectieven. Een hoge Tobins Q, dat wil zeggen een hoge marktwaarde van de activa ten opzichte van de vervangingswaarde, betekent dat er veel rendabele investeringsplannen (met een positieve netto contante waarde) beschikbaar zijn. Zij vinden in overeenstemming met de signaleringstheorie een positief verband tussen de payout en Tobins Q. Een negatief verband zou daarentegen juist een voorkeur voor interne financiering ofwel pikordefinanciering indiceren, zoals nu aan de orde komt.

Pikordefinanciering. Een andere mogelijke reactie op problemen van asymmetrische informatie is pikordefinanciering, waarmee wordt bedoeld dat bedrijven externe financiering en afhankelijkheid van externe vermogensverschaffers zoveel mogelijk uit de weg gaan. In plaats daarvan financieren ze zich zoveel mogelijk intern, door winstinhouding of door aanwending van de reserve liquide middelen.[11] Overigens kan een voorkeur voor interne financiering ook worden veroorzaakt door het fiscale voordeel van winstinhouding boven -uitkering en door het optreden van emissiekosten (beide komen verderop nog ter sprake). Hoe het ook zij, het zal duidelijk zijn dat bedrijven die zich zoveel mogelijk intern financieren, pas winsten zullen willen uitkeren indien en voor zover die niet nodig zijn voor investeringsuitgaven.

Bedrijven die een sterke groei doormaken hebben over het algemeen een grote financieringsbehoefte. Onder andere Rozeff (1982) vindt voor Amerikaanse bedrijven dan ook een negatief verband tussen de payout en de gerealiseerde en verwachte omzetgroei. Als vergelijkbare proxies kiezen we de gemiddeld gerealiseerde omzetgroei respectievelijk Tobins Q, de eerder genoemde maatstaf van groeiverwachtingen.[12] Bij pikordefinanciering zullen bedrijven met hoge groeiverwachtingen minder dividend uitkeren om interne middelen te sparen. In tegenstelling tot wat op grond van de signaleringstheorie verwacht wordt, zou er dan dus een negatieve invloed van Tobins Q op de payout moeten uitgaan.

Transactiekosten. Emissiekosten maken extern vermogen duur en winstinhouding dus aantrekkelijker. Emissiekosten zijn moeilijk meetbaar, maar uit Amerikaans onderzoek blijkt dat emissiekosten vooral hoog zijn voor kleine bedrijven met relatief koersgevoelige aandelen.[13] Daarom kiezen we evenals Rozeff (1982) respectievelijk Smith en Watts (1992) de betacoëfficiënt van het fonds[14] en de (logaritme van de) omzet als proxies. We verwachten dat de beta een negatieve en de ondernemingsomvang een positieve invloed op de payout heeft.

Belastingen. In Nederland wordt over particuliere dividendinkomsten wel inkomstenbelasting geheven, maar over de koerswinsten op aandelen niet. In de eerste plaats maakt dat winstinhouding fiscaal voordeliger dan winstuitkering (zie bijv. Moerland, 1975). Ten tweede ontstaat hierdoor een belastingcliëntèle-effect. Beleggers die in een laag marginaal belastingtarief zitten zullen beleggen in fondsen die een hoog dividend uitkeren terwijl beleggers in hoge belastingtarieven juist aandelen prefereren waarop weinig of geen dividend wordt uitgekeerd (zie bijv. DeAngelo en Masulis, 1980). Het belastingcliëntèle-effect kan daarom worden onderzocht door rekening te houden met de belastingstatus van de belangrijkste aandeelhouders. Institutionele beleggers betalen doorgaans minder belasting over hun dividendinkomsten dan particuliere beleggers, omdat ze onder het lagere vpb-tarief vallen en soms door vrijstellingen van vpb-belasting. In navolging van Alli, Khan en Ramírez (1993) wordt daarom als proxie van het belastingcliëntèle-effect het percentage van de aandelen dat in handen is van pensioenfondsen en verzekeringsmaatschappijen gekozen. Overigens lijkt een relatief groot houderschap van institutionele beleggers niet zozeer een relatief hoge payout te veroorzaken als wel daardoor te worden uitgelokt. We verwachten een positieve relatie tussen het houderschap van institutionele beleggers en de payout.

Bedrijfstak. De bedrijfstak, waarin een bedrijf opereert, kan mede van invloed zijn op de hoogte van het dividend, bijvoorbeeld omdat bedrijven in eenzelfde bedrijfstak zich conformeren aan een maatgevend bedrijf (Lintner, 1956). Dempsey, Laber en Rozeff (1993) vinden een zelfstandig bedrijfstakeffect.[15] Dit wordt hier ook onderzocht.

2.3 Resultaten

Tabel 1 (zie de volgende pag.) geeft de resultaten van een dwarsdoorsnede-regressie-analyse. In de derde kolom staan de resultaten van de eerste regressie waarin alle genoemde verklarende variabelen zijn opgenomen. Slechts een beperkt aantal variabelen blijkt een statistisch significante relatie te hebben met de payout ratio, te weten Tobins Q, de winstvolatiliteit, de rentelastendruk en de bedrijfstak. Om na te gaan of de significantie van deze vier variabelen robuust is, hebben we een tweede regressie uitgevoerd waarbij variabelen werden gekozen in volgorde van hun significantie totdat geen variabele meer kon worden toegevoegd die significant was op het 5%-niveau. Indien door toevoeging van een nieuwe variabele een eerder geselecteerde variabele insignificant zou zijn geworden, hadden we laatstgenoemde variabele weggelaten, maar dit bleek niet nodig.[16] Dit tamelijk 'harde' selectieproces leidde tot de keuze van dezelfde vier variabelen die in de eerste regressie al significant waren. Geruststellend is dat de regressiecoëfficiënten van de variabelen ongeveer dezelfde waarden hebben als in de eerste regressie, wat als een bevestiging van hun robuustheid kan worden opgevat.[17] De verklaringsgraad van de 'uitgeklede' tweede regressievergelijking doet, met een R^2 van 0,61, niet onder voor die van de eerste regressievergelijking en is, voor wat het waard is, bovendien hoog te noemen in vergelijking met Amerikaans onderzoek.[18]

De rentelastendruk heeft, zoals verwacht, een negatieve relatie met de payout. Dit geeft ondersteuning aan de agencytheorie, dat bedrijven met hoge rentelasten minder baat hebben bij een hoger

Tabel 1: Schattingsresultaten[1]

De te verklaren variabele is de gemiddelde payout ratio (%) per bedrijf

	Theoretisch verwachte teken[2]	*Regressie (1)*	*Regressie (2)*
Verklarende variabelen:[3]			
Constante		44,7 (5,2)*	54,5 (13,8)*
Winstvolatiliteit	-s	-1,58 (-5,4)*	-1,79 (-7,1)*
Rentelastendruk	-a	-0,23 (-9,1)*	-0,23 (-9,4)*
Tobins Q	-p;+s	-0,10 (-4,4)*	-0,08 (-4,0)*
Groei	-p	0,08 (1,4)	———
Beta	-t	-0,02 (-0,8)	———
Houderschap aandelen:			
- Grootaandeelhouders	-a	-0,0001 (-0,4)	———
- Insiders	-a	-0,0009 (-1,7)	———
- Institutionele beleggers	+b	-0,0007 (-0,8)	———
Bedrijfsomvang	+t	0,009 (1,6)	———
Bedrijfstakeffect		F=3,31*	F=2,69*
$\bar{R}^2$		0,62	0,61
Standaardfout		6,8	6,9
White-toets		X^2=112,3	X^2=30,6
Normaliteitstoets		X^2=1,35	X^2=1,13
Aantal observaties		113	113

1 Tussen haakjes staan t-waarden. * = significant op 5%-niveau, anders niet significant. R^2 is de voor vrijheidsgraden gecorrigeerde correlatiecoëfficiënt. De regressiecoëfficiënten van de bedrijfstakdummies zijn niet afzonderlijk vermeld; de F-toets meet hun gezamenlijke significantie. De White-toets (X^2-verdeeld) toetst op de aanwezigheid van heteroscedasticiteit. De normaliteitstoets (Jarque en Bera, 1987) toetst de hypothese van normaliteit van de residuen.

2 a = agency; s = signalering; p = pikorde; t = transactiekosten; b = belastingcliëntèle. -a zegt bijvoorbeeld: negatief teken volgens de agencytheorie.

3 Winstvolatiliteit is de standaarddeviatie van de rentabiliteit op het totale vermogen. Rentelastendruk is de rentelasten gedeeld door het resultaat vóór rente en belastingen. Tobins Q is berekend als (marktwaarde eigen vermogen + boekwaarde vreemd vermogen)/boekwaarde totaal vermogen, waarbij de marktwaarde van het eigen vermogen is berekend als het aantal aandelen maal de aandeelkoers. Deze formule is identiek aan (de inverse van) Smith en Watts' (1992) 'assets-to-value ratio' en wordt volgens Perfect en Wiles (1994) vaak gebruikt. Groei is de gemiddelde procentuele omzetgroei in de steekproefperiode. Beta meet de relatieve koersgevoeligheid ten opzichte van het gemiddelde van de tien hoofdfondsen over een periode van vijf jaar (1988-1993). Bron: Financiële Diensten Amsterdam (gepubliceerd in *NRC Handelsblad*). Houderschap van aandelen betreft gecumuleerde grote kapitaalbelangen (5% of meer) die in het kader van de Wet Melding Zeggenschap uit 1992 gemeld zijn. 'Insiders' zijn leden van de Raad van Bestuur of de Raad van Commissarissen. Institutionele beleggers zijn pensioenfondsen of verzekeringsmaatschappijen. Bron: Jaarpublikatie 'De Omzetcijfers' van *Het Financieele Dagblad*. Bedrijfsomvang is gemeten als de natuurlijke logaritme van de gemiddelde omzet.

dividend om de agencykosten van de 'free cash flow' te drukken. Het negatieve teken van de winstvolatiliteit spoort met de signaleringstheorie, dat bedrijven met een stabielere winstontwikkeling een hoger dividend uitkeren om de kwaliteit van de winst te benadrukken. Het negatieve verband van Tobins Q met de payout is in overeenstemming met de pikordehypothese, dat bedrijven met veel investeringsperspectieven een lager dividend uitkeren om interne financieringsmiddelen te sparen. De tegengestelde signaleringstheorie, dat zulke bedrijven beleggers warm maken door een hoger dividend, vindt geen ondersteuning in de schattingsresultaten. Ten slotte blijkt sprake van een significant bedrijfstakeffect. De afzonderlijke regressiecoëfficiënten van de bedrijfstakdummies (in de tabel om reden van beknoptheid niet vermeld) zijn voor de groothandel en de transport significant positief, wat erop wijst dat de eerder geconstateerde hoge payout ratio's in deze bedrijfstakken (grafiek 2) een zelfstandige factor vormen bij de verklaring van de verschillen in de payout tussen bedrijven.

In tegenstelling tot Amerikaans onderzoek wordt geen significante relatie met het groot- en insideraandeelhouderschap gevonden. Het insiderhouderschap is nog het meest significant (hoewel slechts op het 10%-niveau) en heeft het op grond van de agencytheorie verwachte negatieve teken. Het is moeilijk te zeggen waarom de houderschapsvariabelen het voor Nederland slecht doen. Misschien heeft het te maken met de in Nederland veel voorkomende praktijk van beschermingsconstructies, zoals certificering van aandelen, die het houderschap van aandelen tot een slechte graadmeter van het zeggenschap van de aandeelhouders maakt. Of misschien zijn agencyproblemen in Nederland wel niet zo belangrijk als in de Verenigde Staten, bijvoorbeeld doordat het houderschap van de aandelen van Nederlandse beursfondsen sterker geconcentreerd is. Gemiddeld 50% van de aandelen van de ondernemingen in de steekproef is in handen van grootaandeelhouders. Moerland (1992, p. 1161) merkt in dit verband op: "Het belangenconflict, zoals zich dat laat denken bij een wijdverspreid aandelenbezit onder zeer veel kleine passieve aandeelhouders, kan niet als representatief worden beschouwd voor vennootschappen met een of meer grootaandeelhouders [...]."

3 Dividendaanpassingsgedrag

In deze paragraaf wordt onderzocht hoe snel het feitelijke dividend aangepast wordt, indien het gewenste dividendniveau verandert. De theorie geeft verschillende redenen aan waarom het dividend niet al te snel aangepast zou worden.[19]

Volgens de *signaleringstheorie* zijn bedrijven terughoudend met dividendveranderingen omdat een dividendverhoging als goed nieuws, maar een dividendverlaging als slecht nieuws geïnterpreteerd kan worden. Bedrijven zullen hun dividend daarom pas durven verhogen wanneer ze er absoluut zeker van zijn dat ze dat hogere dividendpeil in de toekomst kunnen handhaven (Kale en Noe, 1990). Anderzijds zullen ze niet eerder tot verlaging van het dividend besluiten dan op het moment dat het niet anders kan. De terughoudendheid met dividendverhogingen en de afkeer van verlagingen leiden tot dividendstabilisatie. Traditioneel wordt ervan uitgegaan dat bedrijven trager zijn met dividendverlagingen dan met verhogingen, omdat goed nieuws nu eenmaal prettiger is dan slecht nieuws (Lintner, 1956).

Een voorkeur voor interne financiering (*pikordefinanciering*), die het gevolg kan zijn van asymmetrische informatie (Myers, 1984; Myers en Majluf, 1984), emissiekosten van extern vermogen of de zwaardere belasting van uitgekeerde winst, werkt ook dividendstabilisatie in de hand. Maar, in tegenstelling tot signaleringsgedrag, leidt een voorkeur voor interne financiering tot een snellere dividendaanpassing in neerwaartse richting. Als interne financiering goedkoper en/of gemakkelijker is dan externe financiering, zullen bedrijven het dividend in krappe tijden snel verlagen om niet afhankelijk te worden van extern vermogen en in goede tijden het dividend langzaam verhogen om interne financieringsmiddelen te sparen.

In deze paragraaf onderzoeken we welke van de twee theorieën ondersteund wordt door het feitelijke dividendaanpassingsgedrag van Nederlandse ondernemingen. Daarbij maken we gebruik van het model van Lintner (1956), dat aantrekkelijk is door zijn eenvoud, plausibiliteit en empirisch gebleken geschiktheid.[20] Lintner baseerde het model op een enquête onder 28 Amerikaanse bedrijven, waaruit bleek dat bedrijven een gewenste payout ratio hebben, maar het dividend bij winstschommelingen slechts geleidelijk aanpassen. In Lintners model is het door een bedrijf

gewenste dividend (D^*) een bepaalde fractie (δ) van de winst (W):

(1) $D^* = \delta W$

waarbij δ dus de gewenste dividend payout ratio is. Deze wordt in zijn analyse constant verondersteld en verder dus niet verklaard, zoals we in paragraaf 2 hebben gedaan. Verder veronderstelt Lintner partiële aanpassing. Dat wil zeggen dat wanneer de winst verandert, de aanpassing van het feitelijke dividend (ΔD) een fractie α bedraagt van de discrepantie tussen het gewenste dividend en het feitelijke dividend in de vorige periode (D_{-1}):

(2) $\Delta D = \alpha (D^* - D_{-1}), \qquad 0 < \alpha \leq 1$

Substitutie van (1) in (2) levert op:

(3) $\Delta D = \alpha\delta W - \alpha D_{-1}$

Eerst wordt nagegaan of het Lintnermodel een goede beschrijving geeft van het dividendaanpassingsgedrag van Nederlandse bedrijven. We schatten vergelijking (3) voor een steekproef van 111 bedrijven over de periode 1984-1993.[21] Bedrijven zijn voor de steekproef geselecteerd indien ten minste vijf positieve waarnemingen voor de verklarende variabelen beschikbaar waren.[22] In de steekproef zijn gemiddeld 8,1 waarnemingen per bedrijf beschikbaar. Het te schatten model is als volgt gespecificeerd:

(4) $\Delta D_{it} = a_1 W_{it} + a_2 D_{i,t-1} + a_{0i} + a_{0t} + \varepsilon_{it}$,

$i = 1,..., 111$
$t = 1984,..., 1993$

waarbij $a_1 = a\delta$ en $a_2 = -\alpha$. Hierbij zijn α en δ identiek voor alle bedrijven verondersteld. Het gaat ons nu immers niet zoals in paragraaf 2 om een verklaring van de verschillen tussen de

Tabel 2: Schattingsresultaten[1]

De te verklaren variabele is de verandering van het dividend[2]

		Vergelijking (4)	*Vergelijking (5)*
Verklarende variabelen:[2]	*Te schatten Coëfficiënt:*		
W_{it}	a_1	0,20 (17,1)*	0,29 (15,0)*
$D_{i,t-1}$	a_2	-0,54 (-17,4)*	-0,74 (-18,9)*
$DUM \cdot W_{it}$	a_3	———	-0,14 (-7,4)*
$DUM \cdot D_{i,t-1}$	a_4	———	0,28 (8,2)*
Bedrijfseffect	a_{0i}	F=1,85*	F=2,29*
Jaareffect	a_{0t}	F=1,39	F=1,64
$\bar{R}^2$		0,35	0,40
Aantal observaties		904	904

1 Tussen haakjes staan t-waarden. * = significant op 5%-niveau, anders niet significant. R^2 is de voor vrijheidsgraden gecorrigeerde correlatiecoëfficiënt. De geschatte constante termen voor de individuele bedrijven en jaren zijn niet afzonderlijk vermeld; F-toetsen meten hun gezamenlijke significantie.
2 Alle variabelen zijn geschaald door deling door het balanstotaal van het desbetreffende bedrijf, ter vermijding van problemen van heteroscedasticiteit.

gewenste payout ratio's van individuele bedrijven (de δ_i's), of om de verschillen tussen de individuele aanpassingssnelheden, maar om het achterhalen van het 'gemiddelde' dividendaanpassingsgedrag van de bedrijven in de steekproef. Verschillen in dividendniveaus tussen bedrijven worden gevangen in aparte constanten voor de individuele bedrijven, term a_{0i} in de vergelijking. Op die manier worden invloeden van niet-waarneembare bedrijfsspecifieke factoren op het dividend meegenomen. Voor de volledigheid zijn ook jaareffecten opgenomen (a_{0t}).[23] Ten slotte is ε_{it} de storingsterm.

Het resultaat van de schatting van vergelijking (4) staat weergegeven in tabel 2 (zie pag. 780). De verklaringsgraad is, met een R^2 van 0,35, voldoende hoog voor dit type paneldatamodel, te meer daar de te verklaren variabele in eerste verschillen luidt.[24] De bedrijfseffecten zijn significant, de jaareffecten niet. Dit suggereert dat het dividendbeleid louter bepaald wordt door bedrijfsspecifieke factoren en niet beïnvloed wordt door macro-economische ontwikkelingen zoals bijvoorbeeld die van de algemene conjunctuur.[25] De gevonden waarde voor a_2 (-0,54) impliceert dat circa de helft van de gewenste dividendaanpassing in één jaar plaatsvindt. Dit is sneller dan wat Lintner (1956) en Wellink (1975) vonden (0,21 respectievelijk 0,19), maar die gebruikten dan ook geaggregeerde tijdreeksen, hetgeen veelal een onderschatting van de aanpassingssnelheid meebrengt.[26] Dorsman (1988) trof daarentegen hogere aanpassingssnelheden aan (mediaan 0,71) bij afzonderlijke schatting van het Lintnermodel voor dertig Nederlandse beursondernemingen in de periode 1974-1982. Een nadeel van zijn aanpak is het geringe aantal waarnemingen per schatting (negen). Onze schatting van de 'gemiddelde' aanpassingssnelheid voor meer dan honderd ondernemingen, op basis van een voor dit doel toepasselijker paneldatamodel dat gebruik maakt van alle (904) waarnemingen tegelijk, neemt dus een middenpositie in. Samen met de gevonden waarde voor a_1 (0,20) impliceert onze uitkomst een gewenste dividend payout ratio van 37% ($-a_1/a_2$). Dit lijkt plausibel, gelet op de waargenomen payout ratio's in onze steekproef (gemiddelde 40%, mediaan 38%).[27] Vermeldenswaard uit oogpunt van plausibiliteit is verder dat uit een geheel andere bron, namelijk het enquête-onderzoek van Cools (1993, hfst 6), ook bleek dat het gros van de beursondernemingen een gewenste payout ratio nastreeft die gemiddeld 39% bedraagt. Uit dat onderzoek kwam verder naar voren dat bedrijven voorzichtig zijn met dividendaanpassingen. Cools' conclusie (p. 267), dat: "Lintner's, by interviews motivated, behavioural model appears to offer a good description of actual firm practice in the Netherlands," wordt door onze resultaten volledig onderschreven. Volgens onze analyse hebben Nederlandse bedrijven een gewenste payout ratio die voor alle bedrijven gemiddeld 35 à 40% bedraagt en vertonen ze een gemeenschappelijk partieel aanpassingsgedrag, in die zin dat ze de feitelijke dividenduitkering in één jaar tijd voor circa de helft aanpassen als het gewenste dividendniveau verandert (doordat de winst verandert). Dit gedrag impliceert een zekere mate van dividendstabilisatie.

Vervolgens wordt onderzocht of de aanpassingssnelheid asymmetrisch is. Vergelijking (4) veronderstelt namelijk dat bedrijven het dividend even snel verhogen als verlagen. Dit wordt nu nader onderzocht, door in de vergelijking een dummy-variabele DUM te introduceren die de waarde 1 aanneemt als de winst stijgt en 0 is als de winst gelijk blijft of daalt:[28]

$$(5)\ \Delta D_{it} = a_1 W_{it} + a_2 D_{i,t-1} + a_3 DUM \cdot W_{it} + a_4 DUM \cdot D_{i,t-1} + a_{0i} + a_{0t} + \varepsilon_{it}$$

Stel dat bedrijven hun dividend sneller verlagen dan verhogen, zoals bij pikordefinanciering waarschijnlijk is. Dan geldt dat $a_4 > 0$. In het tegenovergestelde geval van signaleringsgedrag, waarbij bedrijven hun dividend sneller verhogen dan verlagen, geldt $a_4 < 0$. In beide gevallen zal a_4 tegengesteld in teken zijn aan a_3, zolang de gewenste payout ratio's in beide regimes niet veel verschillen. Bij schatting van vergelijking (5) blijken a_3 en a_4 zowel significant af te wijken van nul als van a_1 respectievelijk a_2 (tabel 2). Voor a_4 wordt een positieve waarde van 0,28 gevonden, wat betekent dat de aanpassingssnelheid van het dividend in neerwaartse richting groter is dan in opwaartse richting. Dit is in overeenstemming met pikordegedrag waarbij bedrijven het dividend snel verlagen als de winst daalt om voldoende interne middelen over te houden voor investeringen, terwijl ze het dividend langzaam verhogen als de winst stijgt om interne middelen te sparen. Het tegengestelde signaleringsgedrag, waarbij bedrijven het dividend juist sneller verhogen dan verlagen, vindt in deze uitkomsten geen bevestiging. Ons schattingsresultaat stemt overigens

overeen met wat Sembenelli (1993) vond voor Italiaanse bedrijven.

4 Conclusie

In dit artikel zijn twee aspecten van het dividendbeleid van Nederlandse ondernemingen onderzocht, te weten de gewenste hoogte van de payout ratio en de snelheid waarmee het dividend wordt aangepast. De financieringstheorie zegt dat de gewenste payout ratio onder andere beïnvloed zal worden door agencyproblemen tussen bestuurders en aandeelhouders, het signaaleffect van het dividend en pikordefinanciering. Uit het hier gepresenteerde empirische onderzoek komt naar voren dat deze drie factoren inderdaad een rol spelen bij het bepalen van de payout door Nederlandse ondernemingen. Een onzekere winstontwikkeling gaat samen met een lager dividend. Dit is in overeenstemming met de signaleringstheorie, dat bedrijven met een stabielere winstontwikkeling een hoger dividend uitkeren om de kwaliteit van de winst te benadrukken. Verder blijkt dat bedrijven die hoge rentelasten hebben, minder dividend uitkeren. Dit geeft ondersteuning aan de agencytheorie, dat bedrijven met hoge rentelasten minder baat hebben bij een hoger dividend om de agencykosten van de 'free cash flow' te drukken omdat de financiële vrijheid van het ondernemingsbestuur toch al voldoende ingeperkt wordt. Voorts blijkt dat bedrijven die veel rendabele investeringsmogelijkheden hebben, een lagere payout kiezen. Dit past bij pikordefinancieringsgedrag, waarbij bedrijven met veel investeringsperspectieven minder winst uitkeren om interne financieringsmiddelen te sparen. De sterke voorkeur voor interne financiering (pikordefinanciering) van Nederlandse bedrijven bleek al eerder uit onderzoek van andere aspecten van hun financieringsgedrag.[29] Het tegengestelde signaleringsgedrag, waarbij bedrijven met veel investeringsmogelijkheden beleggers warm maken door een hoger dividend, vindt geen ondersteuning in de schattingsresultaten. Ten slotte blijkt dat de bedrijfstak waarin het bedrijf opereert soms ook van invloed is op de hoogte van het dividend.

Wat de dividendaanpassing aangaat, blijkt uit de analyse dat - in overeenstemming met eerder onderzoek - het gedrag van Nederlandse bedrijven goed kan worden beschreven door het model van Lintner (1956). Dat wil zeggen dat Nederlandse bedrijven (1) een gewenste payout ratio hebben en (2) het feitelijke dividend slechts partieel aanpassen als het gewenste dividendniveau verandert (doordat de winst verandert), wat betekent dat ze aan dividendstabilisatie doen. Nieuw is de constatering dat bedrijven het dividend sneller verlagen dan verhogen. Dit duidt wederom op pikordegedrag waarbij bedrijven sneller het dividend verlagen als de winst daalt om voldoende interne middelen over te houden voor investeringen, terwijl ze het dividend langzaam verhogen als de winst stijgt om interne middelen te sparen. Het tegengestelde signaleringsgedrag, waarbij bedrijven juist het dividend sneller verhogen dan verlagen omdat goed nieuws nu eenmaal prettiger is dan slecht nieuws, vindt in deze uitkomsten geen bevestiging.

LITERATUUR

Alli, K.S., A.Q. Khan en G.G. Ramírez, (1993), 'Determinants of corporate dividend policy: a factorial analysis,' *Financial Review*, vol. 28, no. 4, pp. 523-547.

Bhattacharya, S., (1979), 'Imperfect information, dividend policy, and "the bird in the hand" fallacy,' *Bell Journal of Economics*, vol. 10, no. 1, pp. 259-270.

Bivin, D., (1994), 'Aggregation over products and the speed of adjustment in inventory models,' *Journal of Macroeconomics*, vol. 16, no. 1, pp. 109-128.

Brittain, J.A., (1966), *Corporate Dividend Policy*, The Brookings Institution, Washington.

Centraal Bureau voor de Statistiek, (1993), *Statistiek Balans en Resultatenrekening Beurs-nv's.*

Cools, C., (1993), *Capital structure choice: (meta)theory, empirical tests and executive opinion*, Proefschrift Katholieke Universiteit Brabant, Gianotten, Tilburg.

Cools, C. en R. Spee, (1990), 'De vermogensstructuur van Nederlandse beursondernemingen, 1977-1988,' *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfseconomie*, jrg. 64, nr. 10, pp. 409-428.

Crutchley, C.E. en R.S. Hansen, (1989), 'A test of the agency theory of managerial ownership, corporate leverage, and corporate dividends,' *Financial Management*, pp. 36-46.

DeAngelo, H. en R. Masulis, (1980), 'Leverage and dividend irrelevance under corporate and personal taxation,' *Journal of Finance*, vol. 35, no. 3, pp. 453-464.

De Bussy/Tutein Nolthenius, *Jaarboek van Nederlandse Ondernemingen*, edities 1987/88-1993/94.

Dempsey, S.J. en G. Laber, (1992), 'Effects of agency and transaction costs on dividend payout ratios: further eviden-

ce of the agency-transaction cost hypothesis,' *Journal of Financial Research*, vol. 15, no. 4, pp. 317-321.

Dempsey, S.J., G. Laber en M.S. Rozeff, (1993), 'Dividend policies in practice: is there an industry effect?,' *Quarterly Journal of Business and Economics*, vol. 34, no. 4, pp. 3-13.

Dorsman, A.B., (1988), *Dividend en dividendpolitiek*, Proefschrift Universiteit van Amsterdam, Stenfert Kroese, Leiden.

Easterbrook, F.H., (1984), 'Two agency-cost explanations of dividends,' *American Economic Review*, vol. 74, no. 4, pp. 650-659.

Ees, H. van, en H. Garretsen, (1994), 'Liquidity and business investment: evidence from Dutch panel data,' *Journal of Macroeconomics*, vol. 16, no. 4, pp. 613-627.

Fama, E.F en H. Babiak, (1968), 'Dividend policy: an empirical analysis,' *Journal of the American Statistical Association*, vol. 63, pp. 1132-1161.

Financieele Dagblad, *De Omzetcijfers*, diverse jaargangen.

Gertler, M. en R.G. Hubbard, (1993), 'Corporate financial policy, taxation, and macroeconomic risk,' *Rand Journal of Economics*, vol. 24, no. 2, pp. 286-303.

Haan, L. de, (1992), 'Solvabiliteit en pikordegedrag,' *Economisch Statistische Berichten*, jrg. 77, pp. 344-348.

Haan, L. de, (1994), 'Corporate dividend policy under asymmetric information: an empirical study for the Netherlands,' *MEB-series* nr. 3, De Nederlandsche Bank.

Haan, L. de, C.G. Koedijk en J.E.J. de Vrijer, (1992a), *De stijging van het liquiditeitsbezit in de jaren tachtig: een enquête onder Nederlandse bedrijven en financiële instellingen*, Monetaire Monografieën nr. 12, DNB/NIBE, Amsterdam.

Haan, L. de, C.G. Koedijk en J.E.J. de Vrijer, (1992b), 'Het liquiditeitsbezit van bedrijven,' *Economisch Statistische Berichten*, jrg. 77, pp. 1116-1120.

Haan, L. de, C.G. Koedijk en J.E.J. de Vrijer, (1992c), 'Gebruik van kort bankkrediet nader bekeken,' *Bank- en Effectenbedrijf*, jrg. 41, nr. 11, pp. 28-33.

Haan, L. de, C.G. Koedijk en J.E.J. de Vrijer, (1994), 'Buffer stock money and pecking order financing: results from an interview study among Dutch firms,' *De Economist*, vol. 142, no. 3, pp. 287-305.

Harris, R.S. en F.C. Marston, (1994), 'Value versus growth stocks: book-to-market, growth, and beta,' *Financial Analysts Journal*, vol. 50, no. 5, pp. 18-24.

Hsiao, C., (1986), *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, Cambridge.

Jarque, C.M. en A.K. Bera, (1987), 'A test for normality of observations and regression residuals,' *International Statistical Review*, vol. 55, no. 2, pp. 163-172.

Jensen, M.C., (1986), 'Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers,' *American Economic Association papers and proceedings*, vol. 76, 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, pp. 305-360.

Jensen, G.R., D.P. Solberg en T.S. Zorn, (1992), 'Simultaneous determination of insider ownership, debt, and dividend policies,' *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 27, no. 2, pp. 247-263.

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.

Kalay, A., (1982), 'Stockholder-bondholder conflict and dividend constraints,' *Journal of Financial Economics*, vol. 10, pp. 211-233.

Kale, J.R. en T.H. Noe, (1990), 'Dividends, uncertainty, and underwriting costs under asymmetric information,' *Journal of Financial Research*, vol. 13, no. 4, pp. 265-277.

Kemna, A., T. Kloek en A. Pieterse, (1994), 'Een empirische verklaring voor de vermogensstructuur van Nederlandse ondernemingen,' *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfseconomie*, jrg. 68, nr. 12, pp. 737-751.

Lintner, J., (1956), 'Distribution of incomes of corporations among dividends, retained earnings, and taxes,' *American Economic Review*, vol. 46, pp. 97-113.

Michel, A., (1979), 'Industry influence on dividend policy,' *Financial Management*, pp. 22-26.

Miller, M.H. en F. Modigliani, (1961), 'Dividend policy, growth, and the valuation of shares,' *Journal of Business*, vol. 34, no. 4, pp. 411-433.

Miller, M.H. en K. Rock, (1985), 'Dividend policy under asymmetric information,' *Journal of Finance*, vol. 40, pp. 1031-1051.

Moerland, P.W., (1975), 'Optimaal dividendbeleid en belastingheffing: een nutsmodel,' *De Economist*, vol. 123, no. 2, pp. 198-222.

Moerland, P.W., (1992), 'De beursvennootschap: verloren of herboren?,' *Economisch Statistische Berichten*, jrg. 77, pp. 1163-1167.

Myers, S.C., (1984), 'The capital structure puzzle,' *Journal of Finance*, vol. 39, pp. 575-592.

Myers, S.C. en N.S. Majluf, (1984), 'Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have,' *Journal of Financial Economics*, vol. 13, pp. 187-221.

Perfect, S.B. en K.W. Wiles, (1994), 'Alternative constructions of Tobin's Q: an empirical comparison,' *Journal of Empirical Finance*, vol. 1, nr. 3/4, pp. 313-341.

Ross, S.A., (1977), 'The determination of financial structure: the incentive-signalling approach,' *Bell Journal of Economics*, vol. 7, no. 1, pp. 23-40.

Rozeff, M.S., (1982), 'Growth, beta and agency costs as determinants of dividend payout ratios,' *Journal of Financial Research*, vol. 5, no. 3, pp. 249-259.

Seitz, H., (1993), 'Still more on the speed of adjustment in inventory models: a lesson in aggregation,' *Empirical Economics*, vol. 18, pp. 103-127.

Sembenelli, A., (1993), 'Signalling, financial hierarchy and agency theory as explanations for dividend behaviour: evidence from Italian firm data,' *Managerial and Decision Economics*, vol. 14, no. 1, pp. 37-45.

Smith, C.W., Jr. en R.L. Watts, (1992), 'The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies,' *Journal of Financial Economics*, vol. 32, pp. 263-292.

Stiglitz, J.E. en A. Weiss, (1981), 'Credit rationing in markets with imperfect information,' *American Economic Review*, vol. 71, no. 3, pp. 393-410.

Wellink, A.H.E.M., (1975), *De inkomenselasticiteit van het Nederlandse belastingstelsel*, Stenfert Kroese, Leiden.

NOTEN

1 Met dank aan Drs. J.A.J. Alders, Dr. H. van Ees, Prof. Dr. H. Garretsen, Prof. Dr. L.H. Hoogduin, Prof. Dr. M.J.L. Jonkhart en Prof. Dr. E. Sterken voor hun commentaar op een eerdere versie van dit artikel.

2 Deze tweedeling in het dividendbeleid komt al naar voren bij Lintner (1956).

3 Zie o.a. het tijdreeksonderzoek van Wellink (1975, m.n. par. 3.19c) op basis van geaggregeerde cijfers en dat van Jonkhart (1981) en Dorsman (1988) met behulp van cijfers van individuele beursondernemingen, alsmede het enquête-onderzoek onder beursondernemingen van Cools (1993, m.n. hfst. 6).

4 Rozeff (1982), Crutchley en Hansen (1989), Jensen, Solberg en Zorn (1992), Dempsey en Laber (1992), Dempsey, Laber en Rozeff (1993) en Alli, Khan en Ramírez (1993).

5 De steekproef is geselecteerd uit *Jaarboek van Nederlandse ondernemingen*.

6 De populatie is ontleend aan CBS, *Statistiek Balans en Resultatenrekening Beurs-nv's*, 1993.

7 De gewogen gemiddelde payout ratio is in dit artikel berekend door de dividenden in 1983-1993 eerst op te tellen en vervolgens de verkregen som te delen door het totaal van de positieve winsten. Door deze berekeningswijze wordt de ongewenste invloed van verliesjaren (waarin de payout ratio negatief is) kleiner (zie ook Rozeff, 1982). De cijfers over het dividend omvatten overigens alleen het contante dividend. Tegenover het nadeel van onderschatting van het dividend in geval van stockdividend staat het voordeel dat meetproblemen bij de waardering van het stockdividend geen rol spelen.

8 Overigens zijn deze verschillen volgens de Kruskal-Wallis toets statistisch niet significant op het 5%-niveau (wel op het 10%-significantieniveau). Deze toets is bij niet-normale verdelingen, zoals die van de payout ratio zoals uit grafiek 1 af te leiden is, te prefereren boven de gebruikelijke F-toest (Michel, 1979).

9 Derhalve afwijkingen van Miller en Modigliani's (1961) theoretische wereld van perfecte kapitaalmarkten waarin dividenden irrelevant zouden zijn.

10 In Amerikaanse studies (o.a. Rozeff, 1982) wordt (de logaritme van) het aantal aandeelhouders gebruikt als maatstaf van spreiding van het aandelenbezit. Dit gegeven is voor Nederland, voor zover ons bekend, niet beschikbaar.

11 De pikordetheorie van Myers (1984) en Myers en Majluf (1984) zegt verder dat indien bedrijven extern vermogen verwerven, zij eerst vreemd vermogen aantrekken en dan pas aandelenkapitaal.

12 De geschiktheid van Tobins Q als maatstaf van de verwachte groei is recentelijk empirisch onderbouwd door Harris en Marston (1994).

13 Zie Crutchley en Hansen (1989) en de daarin aangehaalde literatuur.

14 De betacoëfficiënt is een maatstaf voor de relatieve koersgevoeligheid van een fonds. Een beta groter/kleiner dan 1 betekent meer/minder aan koersschommelingen onderhevig dan gemiddeld.

15 Het gaat immers om het vinden van een zelfstandig bedrijfstakeffect op de payout, dat los staat van de overige bedrijfsspecifieke factoren. Voor zover bedrijfsspecifieke eigenschappen (zoals bijvoorbeeld de winstvolatiliteit) significant variëren tussen bedrijfstakken, wordt daar door de multivariate aanpak rekening mee gehouden.

16 Deze methode staat bekend als 'forward-backward stepwise regression' en wordt wel vaker toegepast (bijv. Cools en Spee, 1990) om de meest robuuste verklarende variabelen te selecteren. Overigens voldoen de aldus geselecteerde variabelen zelfs aan het nog kritischer criterium van een significantieniveau van 1%.

17 Blijkens een nadere analyse van de onderlinge correlaties is er dan ook geen probleem van multicollineariteit. De correlatiecoëfficiënten (om reden van beknoptheid hier niet afgedrukt) zijn veelal niet significant of van geringe omvang. Verder geven de op de residuen toegepaste testen aan dat er geen sprake is van heteroscedasticiteit en dat de residuen normaal verdeeld zijn. Bij Kemna, Kloek en Pieterse (1994) was met name niet-normaliteit een probleem als gevolg van extreme waarden in de door hen gedefinieerde variabelen.

18 R^2 in de in voetnoot 4 genoemde Amerikaanse studies loopt uiteen van 0,18 bij Jensen, Solberg en Zorn (1992) tot 0,54 bij Alli, Khan en Ramírez (1993).

19 Andere mogelijke verklaringen voor dividendstabilisatie

dan hier genoemd zijn een progressief belastingstelsel en de behoefte van sommige (bijvoorbeeld institutionele) beleggers aan een vaste inkomensstroom.

20 Zie bijvoorbeeld de vroege studies van Brittain (1966) en Fama en Babiak (1968). Voor een meer uitgebreide bespreking van dit model en de voor- en nadelen van mogelijke varianten daarop, wordt verwezen naar De Haan (1994).

21 Door de berekening van ΔD en opname van D_{-1} gaat de eerste waarneming (jaar 1983) verloren.

22 Omdat de winst zowel positieve als negatieve waarden kan aannemen terwijl het dividend nooit negatief kan zijn, zou regressie met alle waarnemingen leiden tot vertekening van de schattingsresultaten (Jonkhart, 1981, p. 5).

23 Dit veel gebruikte type paneldatamodel staat in de literatuur bekend als het 'fixed effects model' (Hsiao, 1986).

24 Indien we ΔD vervangen door D stijgt R^2 naar 0,91 als gevolg van de autoregressiviteit in het dividendproces. Eerste verschillen zijn dan te verkiezen.

25 Dergelijke macro-economische effecten zijn bijvoorbeeld wel significant bij Gertler en Hubbard (1993).

26 Zowel empirisch (Bivin 1994) als formeel (Seitz 1993) is aangetoond - i.c. voor een voorraadmodel - dat aggregatie leidt tot een onderschatting van de aanpassingssnelheid.

27 Dit ligt wat hoger dan voor de steekproef in paragraaf 2 (32% respectievelijk 34%) door de selectie van bedrijven met positieve winsten en dividenden (zie voetnoot 22).

28 In onze steekproef is in een kwart van de observaties sprake van winstdalingen. Zie voor een vergelijkbare aanpak Sembenelli (1993).

29 Zie bijvoorbeeld De Haan (1992), De Haan, Koedijk en De Vrijer (1992a, 1992b, 1992c, 1994), Cools en Spee (1990), Cools (1993), Van Ees en Garretsen (1994) en Kemna, Kloek en Pieterse (1994).