

## Relatief risicobeheer voor pensioenfondsen

*In een recent ESB-artikel concluderen Van Aalst e.a. dat pensioenfondsen niet moeten streven naar een gelijksoortig risicoprofiel van beleggingen en verplichtingen, maar slechts naar een zo hoog mogelijk lange-termijn rendement. Deze conclusie berust op verkeerde berekeningen.*

De verplichtingen van pensioenfondsen hangen af van de toekomstige inflatie, loongroei en rente. Uit een oogpunt van risicoreductie zou het daarom plezierig zijn als de rendementen op de beleggingen van pensioenfondsen op positieve wijze samenhangen met deze factoren. Vanuit deze gezonde gedachtengang, aangeleid met de term relatief risicobeheer, voeren Van Aalst, Hagen, Hallerbach, Van der Velden en Van der Voort (hierna Van Aalst e.a.) in een recent ESB-artikel een empirisch onderzoek uit naar de gevoeligheden van onder andere aandelen en obligaties voor renteveranderingen en inflatie<sup>1</sup>.

Zij vinden een negatieve samenhang en concluderen daaruit dat de gevoeligheden van de beleggingen niet in overeenstemming zijn te brengen met de gevoeligheden van de verplichtingen. Daarom zou de aandacht moeten verschuiven van het meten van deze gevoeligheden naar het behalen van een zo hoog mogelijk lange-termijn rendement. Echter, negatieve verbanden zijn van groot belang voor de beleggingsmix van pensioenfondsen. Naarmate rendementen negatiever samenhangen met inflatie, zullen pensioenfondsmangers voorzichtiger moeten worden met het opnemen van de desbetreffende titels in hun portefeuille. In een eerder ESB-artikel vond Siegelaer voor Nederlandse obligatierendementen een sterker negatieve inflatiegevoeligheid dan voor een internationale obligatieportefeuille<sup>2</sup>. Op grond hiervan bepleitte hij een vermindering van het aandeel Nederlandse obligaties in de beleggingsmix van pensioenfondsen.

De in beleggingen geïnteresseerde ESB-lezer zal het zijn opgevallen dat

de door Van Aalst e.a. gevonden inflatiegevoeligheid van obligaties meer dan vier keer zo groot is als die van Siegelaer<sup>3</sup>. Dit is des te opvallender daar beide studies Nederlandse jaardata over vrijwel dezelfde periode gebruiken en zich voor het meten van inflatieverwachtingen baseren op praktisch hetzelfde statistische model. Het gebruik van deze resultaten ten behoeve van het beleggingsbeleid zal niet tot dezelfde portefeuillesamenstelling leiden. Het is dus van belang te weten welke van beide ESB-studies dichter bij de waarheid staat.

In deze bijdrage geven wij een verklaring voor het verschil tussen de uitkomst van Van Aalst e.a. en die van Siegelaer. We laten zien dat de uitkomst van Van Aalst e.a. berust op een statistisch artefact, veroorzaakt door een foutieve specificatie van hun regressievergelijking. Kort gezegd komt het neer op het volgende. Wanneer men rendementen wil verklaren is het onverstandig om in een en dezelfde regressievergelijking veranderingen in zowel de verwachte inflatie als de reële rente, geconstrueerd met behulp van diezelfde verwachte inflatie, op te nemen. Zoals blijkt uit tabel 3 van Van Aalst e.a. verschillen de coëfficiënten van deze twee variabelen niet significant van elkaar voor obligaties en aandelen<sup>4</sup>. Dit betekent dat we beide variabelen bij elkaar op kunnen tellen en dat derhalve in hun specificatie impliciet rendementen worden geresseerd op veranderingen in de nominale rente. Significante regressieresultaten zijn dan vanzelfsprekend voor obligatierendementen, het komt immers neer op het schatten van een definitievergelijking, en weinig opzienba-

rend voor aandelenrendementen<sup>5</sup>. De coëfficiënten meten de gevoeligheid van de rendementen voor nominale renteveranderingen maar bieden geen inzicht in de inflatiegevoeligheid.

Om ons punt verder te verduidelijken geven we hieronder de resultaten van enkele eigen berekeningen<sup>6</sup>. In tabel 1 zijn voor zowel obligaties als aandelen de schattingen van de volgende drie vergelijkingen opgenomen:

$$(1a) \quad \text{Rendement}_t = a + b \cdot \Delta E_t \text{infl} + c \cdot (\Delta nlr_t - \Delta E_t \text{infl})$$

$$(1b) \quad \text{Rendement}_t = a + b \cdot \Delta E_t \text{infl} + c \cdot \Delta nlr_t$$

$$(1c) \quad \text{Rendement}_t = a + b \cdot \Delta E_t \text{infl}$$

De notatie komt overeen met die van Van Aalst e.a.:  $\Delta E_t \text{infl}$  is de verandering in de verwachte inflatie, als in Van Aalst e.a. geconstrueerd als een gelijkgewogen gemiddelde van een autoregressieve verwachting en een tienjaars voortschrijdend gemiddelde;  $\Delta nlr_t$  is de verandering in de nominale rente; het verschil  $(\Delta nlr_t - \Delta E_t \text{infl})$  is dan de verandering in de reële rente. Aangezien de reële rente ex ante is berekend, moet de verwachte gemiddelde inflatie voor periode  $t$  ( $E_t \text{infl}$ )

1. P.C. van Aalst, E.E. Hagen, W.G. Hallerbach, M.E.T.A. van der Velden en E.C. van der Voort, Relatief risicobeheer voor pensioenfondsen, *ESB*, 2 maart 1994.

2. G. Siegelaer, Don't go Dutch, *ESB*, 27 oktober 1993.

3. De coëfficiënt van obligatierendementen op onverwachte inflatie is -1,2 (t-waarde -2,9) bij Siegelaer, terwijl de coëfficiënt van obligatierendementen op veranderingen in verwachte inflatie -5,11 (t-waarde -3,98) is bij Van Aalst e.a..

4. Dit kan men al snel zien aan de standaardfouten van de coëfficiënten. Een LR-toets leidt tot dezelfde conclusie.

5. De samenhang tussen obligatie- en aandelenrendementen en nominale renteveranderingen volgt logisch uit de waardeeringsmodellen voor deze titels. Zie bij voorbeeld R. Brealy en S. Myers, *Principles of corporate finance*, McGraw-Hill, 1984, hoofdstuk 4.

6. De obligatierendementen zijn tot 1978 geconstrueerd uit de yields op tienjaars obligaties en vanaf 1978 gebaseerd op de index van Salomon Brothers. De aandelenrendementen zijn gebaseerd op de CBS-herbeleggingsindex. Wij danken Gaston Siegelaer voor het ter beschikking stellen van deze gegevens.

zijn gebaseerd op informatie tot en met periode t-1.

Vergelijking (1a) in tabel 1 laat een zelfde beeld zien als in Van Aalst e.a.: de coëfficiënten van de verwachte inflatie en de reële rente verschillen niet significant van elkaar. Vergelijking (1b) toont wat er gebeurt als we in plaats van de reële rente de nominale rente in de regressie opnemen: de coëfficiënt van de verwachte inflatie wordt insignificant en de coëfficiënt van de nominale rente is, zoals verwacht, gelijk aan de coëfficiënten in vergelijking (1a). Dit verschijnsel treedt niet alleen op met de door Van Aalst e.a. geconstrueerde inflatieverwachtingen, maar ook met een door ons verzonden willekeurige cijferreeks op de plaats van de verwachte inflatie! De volgende twee regressievergelijkingen tonen dit aan voor de obligatierendementen:<sup>7</sup>

$$(1a)' R_t = 7,19 - 5,79 * X_t - 5,79 * (\Delta nlr_t - X_t) \\ (8,23) \quad (11,22)$$

$$(1b)' R_t = 7,19 + 0,01 * X_t - 5,80 * \Delta nlr_t \\ (0,02) \quad (11,22)$$

Een betere manier om de inflatiegevoeligheid van rendementen te meten is ze te regresseren op enkel de verandering in de verwachte inflatie. Dit is gedaan in vergelijking (1c). Dan blijkt er opeens geen significant verband meer te bestaan tussen de verandering in de verwachte inflatie en de obligatie- en aandelenrendementen. Er reesteet dus nog een verschil tussen de inflatiegevoeligheid van obligaties volgens (1c) en de uitkomst van Siegelaer. Dit verschil heeft twee oorzaken. In de eerste plaats kan het liggen aan een verschil in timing. De verandering van de verwachte inflatie van periode t-1 naar periode t ( $\Delta E_{t|infl}$ ) bevat volgens bovenstaande definitie geen informatie over de inflatie in periode t. Echter, Siegelaer gebruikt voor zijn inflatievariabele wel informatie over de inflatie in periode t om de rendementen in dezelfde periode te verklaren. Als we corrigeren voor dit verschil in timing blijken  $\Delta E_{t|infl}$  in Siegelaer's variabele bijna perfect samen te hangen<sup>8</sup>. In de tweede plaats nemen Van Aalst e.a. een gelijkgewogen gemiddelde van een korte-termijn inflatieverwachting en een tienjaars voortschrijdend gemiddelde. De zin hiervan ontgaat ons. Ons lijkt het juist economisch in-

teressant om een onderscheid te maken tussen de invloed van korte versus lange-termijninflatieverwachtingen op rendementen. Daarnaast blijkt dat het tienjaars voortschrijdend gemiddelde een zo gelijkmatig verloop door de tijd heeft, dat hun regressieresultaten enkel en alleen worden bepaald door de korte-termijn inflatieverwachting. De laatste regressievergelijking laat voor obligaties zien wat er gebeurt als we de verandering in de inflatieverwachting één periode opschuiven om te corrigeren voor het verschil in timing en met twee vermenigvuldigen om te corrigeren voor het gewicht van 1/2 van de korte-termijn component in  $E_{t|infl}$ :

$$(1c)' R_t = 6,31 - 1,31 * (2 * \Delta E_{t+1|infl}) \\ (2,20)$$

De inflatiegevoeligheid is nu ongeveer even groot en even significant als die van Siegelaer. We kunnen uiteindelijk concluderen dat obligatierendementen negatief samenhangen met inflatie, maar met ongeveer een factor twee minder dan men op grond van de resultaten in Van Aalst e.a. zou denken<sup>9</sup>.

In het voorgaande hebben wij stilgestaan bij de meting van de inflatiegevoeligheid van beleggingen. De inflatiegevoeligheid van beleggingen bepaalt de mate waarin inflatierisico doorwerkt in beleggingsrisico. Samen met het gemiddeld lange-termijn verwacht rendement en andere risicofactoren, is de inflatiegevoeligheid van belang bij de bepaling van de beleggingsmix van pensioenfondsen. Omdat er geen overeenstemming is tussen de gevoeligheden van de beleggingen voor variabelen als inflatie, rente en loongroei en de gevoeligheden van de verplichtingen, concluderen Van Aalst e.a. dat relatief risicobeheer voor pensioenfondsen aan betekenis verliest. De aandacht kan volgens hen beter worden gericht op het gemiddeld lange-termijn verwacht rendement dan op de gevoeligheden voor veranderingen in de economische omgeving. Vanuit deze gedachtengang verliest natuurlijk ook het correct schatten van inflatiegevoeligheden aan betekenis.

Tabel 1. Schattingen van parameters (1960 - 1992)

	Const.	$\Delta E_{t infl}$	$\Delta nlr_t - \Delta E_{t infl}$	$\Delta nlr_t$	R <sup>2</sup>
<b>Obligaties</b>					
(1a)	7,18* (17,29)	-5,46* (8,05)	-5,80* (11,87)		0,85
(1b)	7,18* (17,29)	0,34 (0,66)		-5,80* (11,87)	0,85
(1c)	6,68* (6,48)	0,58 (0,42)			0,04
<b>Aandelen</b>					
(1a)	12,72* (4,05)	-13,47* (2,57)	-9,16* (2,47)		0,31
(1b)	12,73* (4,05)	-4,30 (1,10)		-9,15* (2,47)	0,31
(1c)	11,86* (3,59)	-5,26 (1,21)			0,20

Absolute t-waarden staan tussen haakjes. Een \* geeft aan dat een coëfficiënt significant van nul verschilt (5%). Vertraagde residuen zijn in de modellen opgenomen om rekening te houden met autocorrelatie.

Een dergelijke conclusie houdt echter het gevaar in dat het kind met het badwater wordt weggegooid. Ook als perfecte matching van pensioenfondsverplichtingen en beleggingen een onbereikbaar ideaal blijft, zullen institutionele beleggers bij de invulling van hun beleggingsmix niet alleen rekening willen houden met het gemiddeld lange-termijn verwacht rendement, maar ook met de relaties tussen de risico's verbonden aan de beleggingen en de verplichtingen. Gegeven de inflatiegevoeligheid van de pensioenfondsverplichtingen, helpt een juiste kwantitatieve inschatting van de inflatiegevoeligheid van de beleggingen, hoe moeilijk ook, de pensioenfondsmanger zo goed mogelijk zijn beleggingsmix te kiezen.

#### Ivo Arnold en René den Hertog

De auteurs werken bij resp. de vakgroep Monetaire Economie van de Erasmus Universiteit en het Tinbergen Instituut Rotterdam. Zij bedanken Eduard Bomhoff en Gaston Siegelaer voor hun commentaar.

7. Deze verzonden variabele (X) hangt niet samen met bestaande economische variabelen zoals rendementen. X is getrokken uit een normale verdeling met gemiddelde nul en variantie 1/16. Absolute t-waarden staan tussen haakjes.

8. De correlatiecoëfficiënt tussen  $\Delta E_{t+1|infl}$  en de onverwachte inflatie in Siegelaer is gelijk aan 0,98.

9. Vergelijk -5,11 in tabel 3 van Van Aalst e.a. met -2,62 (= -1,31\*2) in onze vergelijking (1c)'.

De hoofdpunten van de kritiek betreffen: de vorming van inflatieverwachtingen, de specificatie van de regressievergelijkingen en het belang van relatief risicobeheer in vergelijking tot absoluut risicobeheer.

## *Inflatieverwachtingen*

Wij kunnen de verrassing van Arnold en Den Hertog ten aanzien van de discrepantie tussen onze en Siegelaers inflatiegevoeligheden van obligaties niet delen. Het ontgaat de auteurs blijkbaar dat gevoeligheden met betrekking tot twee verschillende inflatievariabelen worden gemeten: de verandering in de verwachte gemiddelde inflatie respectievelijk de onverwachte inflatie. Vanzelfsprekend hangen beide inflatievariabelen nauw samen, in die zin dat onverwachte gebeurtenissen een drijvende kracht vormen achter revisies van verwachtingen. Dit wil echter niet zeggen dat één procent onverwachte inflatie leidt tot een stijging van de verwachte inflatie met één procent voor alle toekomstige jaren! Op basis van dit uitgangspunt hebben we in ons artikel de variabele 'verwachte gemiddelde inflatie' (voor de komende jaren,  $E_{i,t}infl$ ) geconstrueerd. In onze dataset is de standaarddeviatie van onverwachte inflatie ruim twee maal zo groot als die van veranderingen in de (lange termijn) verwachte gemiddelde inflatie (1,55% tegen 0,69%) zodat de gevoeligheid voor de eerste variabele bijna half zo groot zal zijn als de als die voor de laatstgenoemde.

Voorts geven we in ons artikel aan dat  $E_{i,t}infl$  betrekking heeft op de verwachting die gevormd wordt op tijdstip  $t$  en niet op de waarde die de inflatie naar verwachting zal hebben in periode  $t+1$ ! Als gevolg van deze timingfout vinden Arnold en Den Hertog geen significante coëfficiënten bij de economisch zeer voor de hand liggende relatie tussen rendementen en veranderingen in de verwachte inflatie in hetzelfde jaar (vergelijking (1c))<sup>1</sup>. Ter illustratie: wij vinden een (univariate) gevoeligheid voor veranderingen in de verwachte gemiddelde inflatie bij obligaties van -4,1 (t-waarde -2,8) en bij aandelen van -7,8 (t-waarde -1,8). De gevoeligheid van obligatierendementen voor *onverwachte* inflatie is -1,4 (t-waarde -2,1). Dit strookt met onze verwachting en im-

pliceert slechts een marginaal verschil met Siegelaers resultaat.

## *Verwachte inflatie en reële rente*

De discrepantie die Arnold en Den Hertog signaleren tussen Siegelaers resultaten en de onze kunnen we dus terugvoeren op zowel het gebruik van een andere inflatievariabele als een dateringsfout. De auteurs verklaren de vermeende discrepantie evenwel door te stellen dat het onverstandig is om in een regressievergelijking zowel de verwachte inflatie als de reële rente, berekend als de nominale rente minus diezelfde verwachte inflatie, op te nemen. Impliciet schatten wij, volgens hen, slechts de nominale rentegevoeligheid van obligaties en aandelen (waar is onroerend goed gebleven?) en deze "bieden geen inzicht in de inflatiegevoeligheid". Nu was het ons reeds bekend dat obligatierendementen worden veroorzaakt door nominale renteveranderingen en dat bij obligaties dus twee (vrijwel) gelijke gevoeligheden moesten worden gevonden. Voor de uitsplitsing naar verwachte inflatie en reële rente gemaakt bestaan twee argumenten. Het eerste is een beleggingsargument. De literatuur sinds Brealey en Myers (1984) heeft niet alleen twee geheel herziene edities van dit boek opgeleverd, maar tevens het inzicht dat veranderingen in de verwachte inflatie en de reële rente verschillende invloeden kunnen hebben op de rendementen van aandelen en onroerend goed<sup>2</sup>. Het leek ons zinvol deze effecten apart weer te geven. Het tweede is een verplichtingenargument. Ons artikel is geschreven in de context van pensioenfondsverplichtingen, die beschouwd kunnen worden als de contante waarde van de verwachte uitkeringen. Een pensioenfonds met nominale verplichtingen is met name geïnteresseerd in veranderingen in de nominale rente. Bij waardevaste pensioentoezeggingen groeien de uitkeringen mee met de inflatie en is per saldo de reële rente van belang. Welvaartsvaste pensioenen ten slotte hebben betrekking op uitkeringen die worden geïndexeerd met de loongroei (inflatie plus reële loongroei), zodat per saldo de reële rente minus de reële loongroei van belang is. De uitsplitsing van rendementen naar de drie factoren, biedt voor al deze in Nederland voorkomende pensioenvormen een geschikt aanknopingspunt!

Bij de diverse vergelijkingen hebben we de volgende kanttekeningen. Vergelijking (1b) komt vreemd op ons over, aangezien de verandering in de verwachte inflatie zowel een aparte regressor is als een component van de verandering in de nominale rente. Verder kan de exercitie met de willekeurige variabele  $X$  gemakkelijk worden doorgond met behulp van elementaire regressieformules. De implicatie mag echter niet worden omgedraaid in die zin dat elke afsplitsing van de nominale rente geen zelfstandige invloed zou hebben op (obligatie) rendementen. Het principe van de opsplitsing van nominale rente is terug te voeren tot de Fisher-hypothese. De reële rente is niet rechtstreeks waarneembaar en kan slechts worden geschat als het verschil tussen de nominale rente en de geschatte inflatie, maar is daarmee geen economisch-onzinnige variabele! De specificatie conform (1a) is o.i. nog steeds de enig verdedigbare.

## *Absoluut en relatief risicobeheer*

Onze conclusie over de beperkte bruikbaarheid van relatief risicobeheer is gebaseerd op zowel de 'verkeerde' factorgevoeligheden (naar teken en naar grootte beoordeeld) als de lage verklaringsgraad van de vergelijkingen. Dit laatste argument vergeten Arnold en Den Hertog. Daar waar slechts een geringe samenhang bestaat tussen rendementen en factoren, vormt matching op factorbasis een theoretisch logisch en intuïtief aansprekend raamwerk, maar is het in de praktijk niet realiseerbaar! Verder zijn ook 'verkeerde' samenhangen slechts vervelend op de korte termijn. Naarmate de beslissingshorizon langer is, zijn korte-termijn fluctuaties van minder belang en telt slechts het lange-termijn rendement. Anders geformuleerd: niet zozeer de hobbels in een pad zijn relevant, maar meer de helling waartegen dit pad ligt.

We kunnen de conclusies van Arnold en Den Hertog dan ook op geen enkel punt onderschrijven.

**Paul van Aalst  
Winfried Hallerbach**

1. Slechts hun latere vergelijking (1c)' is uit timingsoogpunt correct.
2. De tellers van de contante waarde formules winsten en daarmee dividenden bij aandelen en netto huuropbrengsten bij onroerend goed vertonen verschillende factorgevoeligheden.