

Inflatierisico afdekken met Nominale Rente: kwestie van de juiste looptijd kiezen

Auteur
Gijsbert de Lange¹

Inleiding

Pensioenfondsen lopen op hun reële ambitie inflatierisico: als inflatie (onverwacht) stijgt, nemen de kosten van indexatie onmiddellijk toe. Veel pensioenfondsen houden hun nominaal renterisico voor een deel open, omdat zij hopen zo te profiteren van een stijging van de nominale rente bij een opwaartse inflatieschok. De gemiddelde afdekking van renterisico door Nederlandse pensioenfondsen is ongeveer 45%, en voor sommige van de grootste pensioenfondsen maar 25%. Het renterisico van pensioenfondsen is vooral gelegen in ultra-lange (rond 30 jaar) rentes en de vraag is of deze rentes inderdaad stijgen bij toenemende inflatie.

Pensioenfondsen hebben als gevolg van beschikbaarheid vooral obligatiebeleggingen in korte (rond 2 jaar), middellange (rond 5 jaar) en lange (rond 10 jaar) looptijden en dekken het ultra-lange renterisico maar beperkt af met obligaties en renteswaps.² Voor het wel of niet afdekken van nominaal renterisico zijn veel argumenten aan te voeren (zie De Lange, Iglesias del Sol en Troost (2013)), maar feit is dat een onderafdekking van lange looptijden een *opportunity-cost* met zich meebrengt in de vorm van het missen van een termijnpremie, zoals hieronder kort wordt besproken.

In de internationale vakliteratuur wordt verslag gedaan van veel onderzoeken naar de nominale rente termijnstructuur en naar de relatie met inflatie. Geïnspireerd door de bekende vergelijking van Fisher wordt nominale rente vaak beschouwd (zie bijvoorbeeld Bernanke (2013)) als opgebouwd uit drie componenten:

$$i_t \approx r_t^e + \pi_t^e + p_t \quad (1)$$

Waarbij het nominale ex-ante rendement op een obligatie i_t is opgebouwd uit het verwachte reële rendement r_t^e , de verwachte inflatie π_t^e en een verlangde risicopremie p_t . Uit empirisch onderzoek blijkt er een termijnstructuur van risicopremies te zijn waarvan de grootte in de tijd varieert (zie bijvoorbeeld Buraschi en Jiltsov (2005)). Door wel (niet) te beleggen in lange obligaties wordt deze premie verdiend (gemist).

Recente onderzoeken naar hoe schokken in de gerealiseerde inflatie doorwerken op de verschillende componenten en uiteindelijk op de nominale rente,



zijn geïnspireerd door Ang en Piazzesi (2003). Zij gebruiken hiervoor een termijnstructuurmodel uitgebreid met macro-economische variabelen. De keuze voor de variabelen laten zij bepalen door de bekende Taylor-regel. Volgens deze regel kan een zogenaamde reactiefunctie voor het rentebeleid van een centrale bank worden gedefinieerd:

$$i_t = p * i_{t-1} + (1 - p) * [\alpha_\pi * (\pi_t - \pi^*) + \alpha_x * (x_t - x^*)] \quad (2)$$

Waarbij i_t de kortste rente is, π_t de inflatie, π^* de gewenste inflatie (en het verschil ertussen de

inflation gap), x_t de economische groei en x^* de potentiële economische groei (en het verschil ertussen de *output gap*). α_π en α_x zijn reactiecoëfficiënten van de beschouwde centrale bank die aangeven hoe sterk zij reageert op afwekingen van het gewenste inflatie- respectievelijk groeiniveau ($\alpha_\pi > 0, \alpha_x > 0$). Ang en Piazzesi (2003) vinden voor de US dollar dat de impact van inflatieschokken het grootst is op geldmarkrentes (tot 1 jaar), en veel minder in middellange (5 jaars) rentes. Langere rentes beschouwen zij helaas niet. Hördahl, Tristani en

Het renterisico van pensioenfondsen is vooral gelegen in ultra-lange (rond 30 jaar) rentes en de vraag is of deze rentes inderdaad stijgen bij toenemende inflatie

Vestin (2006) beschouwen Duitse rentes (van voor de euro) met looptijden tot 7 jaar en vinden dat inflatieschokken doorgaans de korte rentes (rond 1 jaar) doen toenemen: geldmarkt rentes (1 maands) en middellange rentes (7 jaars) reageren weinig en langzaam terwel korte meer bewegen en sneller. Ook zij beschouwen helaas geen langere rentes. Hamilton en Wu (2012) hebben echter recent laten zien dat diverse economische problemen met het schatten van deze termijnstructuurmodellen niet goed zouden zijn aangepakt in het onderzoek van Ang en Piazzesi (2003). Hierdoor moet een aantal van de uitkomsten van dit onderzoek worden herzien.

Model en resultaten

De impact van inflatieschokken op euro rentes is niet eerder onderzocht, noch op ultra-lange rentes van enige valuta. We gebruiken voor ons onderzoek hiernaar een methode die populair is onder finan-

cieel analisten van investment banks (zie bijvoorbeeld Fransolet (2012) en Yared (2013)). Hiervoor construeren we een model waarmee we nominale rentes van een aantal looptijden direct proberen te verklaren uit macro-economische factoren, zonder gebruik te maken van een opgelegde termijnstructuur. Dit heeft als voordeel dat het model eenvoudiger te schatten is, maar als nadeel dat het niet arbitrage-vrij is. Zoals we zullen zien stelt de data ons voor econometrische uitdagingen. We construeren eerst een model voor kapitaalmarkrentes, dan voor geldmarkrentes en tenslotte schatten we een gecombineerd model.

Fransolet (2012) beschrijft een model waarin de middellange termijnrente verklaard wordt door een aantal financiële en macro-economische variabelen. Hij gebruikt als verklarende variabelen de lange termijn consensus van potentiële eurozone economische groei, de volatiliteit van inflatie en de korte rente. Sinds de Eurozone crisis en de door hem waargenomen *flight to safety* naar Duitse staatsobligaties neemt hij ook een ‘flight to safety’ premie op in het model. Fransolet (2012) rapporteert een R^2 van 0,93. Yared (2013) beschrijft een vergelijkbaar model waarmee het verschil tussen ultra-lange en middellange US dollar rentes wordt verklaard.³ Beide modellen verklaren de steilte van de rentecurve.

Voor onze doeleinden hebben we een model nodig wat niet de curvesteilte maar het niveau van de lange rentes verklaart. Ook is het voor onze doeleinden niet zinvol om als verklarende variabele de korte of de middellange rente op te nemen – deze zijn immers onze doelvariabelen, samen met de 10 jaars en 30 jaars rentes ($i_t(2,5,10,30)$). We nemen als verklarende variabelen op de kortste geldmarktrente (e_t , Eonia)⁴, het actuele Eurozone begrotingsoverschot (b_t), het inflatierisico (ir_t , maximum - minimum over de voorgaande 2 jaar) en een constante (α_0). Voor de uitzonderlijke risico-aversie of flight to safety tijdens de Eurozone crisis hebben we een proxy (ra_t) opgenomen (de 2 jaars Spaanse credit spread).

$$i_t(2,5,10,30) = \alpha_0 + \alpha_e * e_t + \alpha_b * b_t + \alpha_{ir} * ir_t + \alpha_{ra} * ra_t \quad (3)$$

Het model kan worden geïnterpreteerd als een versie van model (1) waarin de verwachte reële rente en inflatie zijn vervangen door een nominale geldmarktrente en met de risicopremie samengesteld uit een kredietrisicopremie op staatsobligaties, een inflatierisicopremie en een (negatieve) risico-aversiepremie. Schatting van het model levert een R^2 tussen 0,8 en 0,9. Dit model en de bovengenoemde modellen van Fransolet (2012) en Yared (2013) lijden aan auto-correlatie, waardoor de R^2 overschat wordt. We bespreken dit probleem hieronder.

In het model komt inflatie als verklarende variabele nu twee keer voor. Eén keer direct via het inflatierisico (ir_t) en één keer indirect, via de

Rente looptijd	constante	Inflation gap	Output gap	Begrotings overschot	Inflatie risico	Risico aversie	R ²
2	0,05 (20,02)	0,45 (5,68)	0,38 (3,47)	-0,75 (6,53)	0,13 (1,93)	-0,45 (6,58)	0,69
5	0,05 (22,19)	0,24 (3,32)	0,33 (3,23)	-0,62 (5,82)	0,14 (2,33)	-0,48 (7,70)	0,67
10	0,06 (25,90)	0,11 (1,70)	0,34 (3,67)	-0,57 (5,92)	0,15 (2,66)	-0,45 (7,75)	0,66
30	0,06 (29,33)	0,02 (0,35)	0,41 (4,60)	-0,60 (6,36)	0,09 (1,64)	-0,48 (8,51)	0,68

geldmarktrente (e_t) (de ECB reactiefunctie heeft immers inflatie als factor). Om de invloed van inflatieschokken op de kapitaalmarktrente direct te kunnen schatten, vervangen we de geldmarktrente door zijn eigen verklarende macro-economische variabelen.⁵ Ons geldmarktmodel is een ECB reactiefunctie zoals eerder gedefinieerd in model (2). Voor π^* , de inflation target, gebruiken we 2%. Schatting van het model op eerste verschillen (waardoor autocorrelatie verdwenen) levert een met Ang en Piazzesi (2003) (R^2 0,45) vergelijkbare R^2 van 0,41 op. Door vervolgens in ons model de geldmarktrente door de inflation gap en de output gap te vervangen, krijgen we het volgende model:

$$i_t(2,5,10,30) = \alpha_0 + \alpha_\pi * (\pi_t - \pi^*) + \alpha_x * (x_t - x^*) + \alpha_b * b_t + \alpha_{ir} * ir_t + \alpha_{ra} * ra_t$$

Dit is een verklarend model voor het niveau van kapitaalmarktrentes met twee waarneembare factoren van de Taylor-regel voor geldmarktrentes (inflation gap en output gap) en drie waarneembare factoren die we kunnen interpreteren als representatief voor de termijnpremie (begrotingsoverschot, inflatierisico en risico-aversie). Na schatting vinden we de volgende waarden (tussen haakjes de t-statistics):

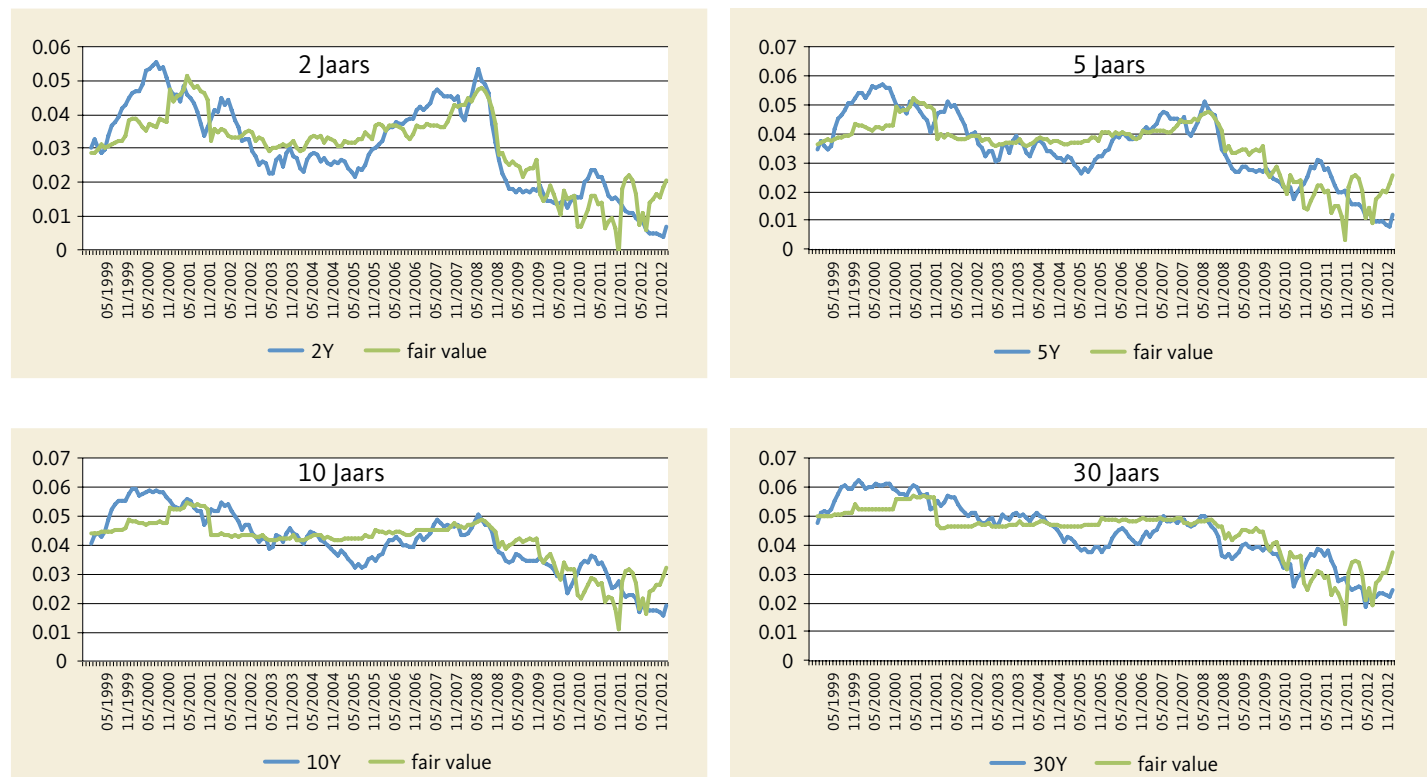
De coëfficiënten hebben alle vanuit economische intuïtie het juiste teken: een hogere inflation gap leidt tot hogere rente, evenals een hogere output gap. Een hoger begrotingsoverschot leidt tot een lagere rente omdat de door de markt verlangde risicopremie daalt. Een hoger inflatierisico leidt tot hogere rentes als gevolg van een stijging van de risicopremie. De flight to safety tijdens de eurozone

crisis leidt tot een dalende rente.⁶ We merken op dat de omvang van de inflation gap-coëfficiënt sterk afneemt met stijgende looptijd. Ook blijkt de inflation gap niet significant voor 10 en vooral 30 jaar. Tevens blijkt het inflatierisico niet significant te zijn voor 30 jaar. Inflatie lijkt geen verklarende variabele te zijn voor de ultra-lange rente. Inflatie lijkt daarentegen wel significant voor de korte en middel-lange rentes. De DW toets is voor alle looptijden ongeveer 0,25 en er is 1-periode autocorrelatie. Een

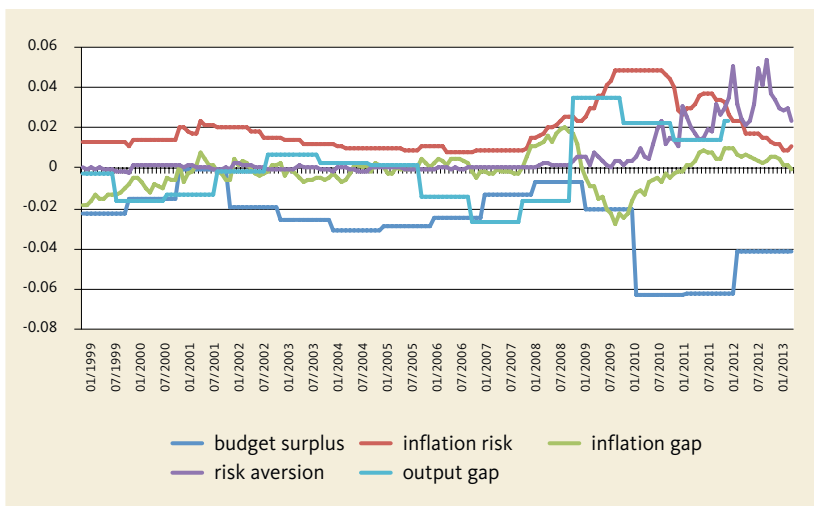
De meeste pensioenfondsen denken en doen inzake het afdekken van inflatie risico precies het tegenovergestelde van wat effectief is

standaard oplossing hiervoor is om eerste verschillen te schatten, maar omdat de data noch dezelfde periodiciteit heeft noch synchroon gepubliceerd wordt heeft dit hier helaas geen zin. We suggereren een aantal mogelijke oplossingen in de volgende paragraaf.

Grafiek 1 toont de historische fit van het model



Grafiek 2 laat het verloop van de data zien



Data

We hebben maandelijkse data gebruikt over de periode vanaf januari 1999 tot januari 2013, de periode sinds het bestaan van de Euro. Als databron hebben we Bloomberg gebruikt. Voor de kapitaalmarktrentes hebben we euro swaprentes van 2, 5, 10 en 30 jaar versus 6 maands Euribor gebruikt. Voor de Eurozone inflatie hebben we de niet-gereviseerde €HICPxT gebruikt, deze zijn maandelijks beschikbaar. Voor de 2 jaars Spaanse credit spread hebben we het verschil tussen het rendement op Spaanse en Duitse staatsobligaties gebruikt. Voor het begrotingstekort hebben we een jaarlijkse datareeks gebruikt uitgedrukt als percentage van het eurozone GDP. Laatste is weliswaar ieder kwartaal beschikbaar, maar de gegevens over begrotingstekorten alleen jaarlijks. Mogelijk dat hier nog een verbetering gemaakt kan worden. Voor de output gap hebben we jaarlijkse data van het IMF gebruikt. Om het probleem van autocorrelatie op te lossen zouden we liever op eerste verschillen hebben geschat. Gegeven het gebrek aan synchroniciteit van enerzijds de financiële marktdata en anderzijds de macro-economische data is dit echter geen praktische oplossing. Schatting van het

model met als extra verklarende variabele de rente van de betreffende looptijd van 1 maand ervoor biedt ook geen oplossing: behalve de vertraagde afhankelijke variabele en risico aversie worden alle andere verklarende variabelen insignificant. Een mogelijkheid die onderzocht kan worden is of met andere econometrische technieken, bijvoorbeeld co-integratie, de dataproblematiek opgelost kan worden. Ook kan gezocht worden naar hoger frequente macro-economische proxies voor de uit de theorie benodigde data.⁷ We hebben ons beperkt tot eurodata, waardoor er niet genoeg data is voor een in-sample vs. out-of-sample test. Onderzocht zou kunnen worden of de datareeksen verlengd kunnen worden met bijvoorbeeld data van Duitse markten van de periode voor invoering van de euro. Tenslotte kan worden onderzocht of in de context van de eurozone in navolging van Ang en Piazzesi (2003) een termijnstructuur model zinvol geschat zou kunnen worden.

Conclusie

We hebben een model gebruikt waarin de invloed van macro-economische variabelen op nominale rentes van langere looptijden direct meetbaar is. Onze resultaten laten zien dat de invloed van inflatieschokken op lange en zeer lange euro rentes insignificant lijkt te zijn, maar op korte en middel-lange rentes wel significant. Deze bevindingen zijn consistent met die van eerdere onderzoeken op de US dollar en Duitse mark. We hebben het probleem van autocorrelatie in de data niet kunnen oplossen. Nader onderzoek is gewenst en hier hebben we een aantal suggesties voor gemaakt. Onze bevindingen kunnen belangrijke implicaties hebben voor pensioenfondsen. Voor het afdekken van inflatierisico zou namelijk het niet (of minder) afdekken van het renterisico in kortere looptijden effectief zijn. Dit is precies het tegenovergestelde van wat door de meeste pensioenfondsen wordt gedaan. Zij dekken juist minder van de langere looptijden af. Het lijkt erop dat zij hierdoor de termijnpremie missen zonder dat daar inflatie-afdekking tegenover staat. ■

Literatuur

—ANG, A. en PIAZZESI, M. (2003): A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables, *Journal of Monetary Economics* 50, 745-787
 —BERNANKE, B. (2013): Long term interest rates, *Remarks at the Annual Monetary/Macroeconomics Conference: The Past and Future of Monetary Policy Sponsored by Federal Reserve Bank of San Francisco*
 —BURASCHI, A. en JILTSOV, A. (2005): Inflation risk premia and the expectations hypothesis, *Journal of Financial Economics* 75, 429-490
 —CAMPBELL, J., SUNDERAM, A. en VICEIRA, L. (2013): Inflation Bets or Deflation Hedges? The Changing Risks of

Nominal Bonds, Available at NBER: <http://www.nber.org/papers/w14701>
 —DE LANGE, G., IGLESIAS DEL SOL, M. en TROOST, G. (2013): Renteafdekking: Argumenten en Besluitvorming, *Tijdschrift voor Pensioenvraagstukken*, 34, 25-28
 —FRANSOLET, L. (2012), Euro area rates strategy, *Barclays Capital Global Rates Outlook* 6/12/2012, 77-83
 —HAMILTON, J. en WU, C. (2012): Identification and estimation of Gaussian affine term structure models, *Journal of Econometrics* 168, 315-331
 —YARED, F. (2013): Fixed income weekly, *Deutsche Bank Global Markets Research* 22/2/2013, 4-5

Noten

- 1 Gijsbert de Lange werkt bij Towers Watson, Investment Consulting. De auteur wil graag Peter Boswijk, Michel Iglesias del Sol, Geert-Jan Troost, Cees Harm van den Berg en Jan Bertus Molenkamp bedanken voor hun commentaar.
- 2 Verzekeraars dekken hun renterisico doorgaans volledig af en hebben anderzijds veel minder inflatiegeïndexeerde producten.
- 3 Yared (2013) vermeldt geen R². Als we het model zelf narekenen op euro data voor 10-2 jaars rentes komen we op 0,60.
- 4 Eonia is de gemiddelde dagelijkse interbancaire overnight rente.

- 5 We merken overigens op dat hierdoor de verklaringskracht van het model vermindert.
- 6 Het model voor de 30 jaars wordt overigens beter als we als verklarende variabele een proxy (implied swaption volatility) meenemen voor convexiteit, zoals ook bevonden door Campbell, Sunderam en Viceira (2013). We concentreren ons in dit artikel echter op inflatie.
- 7 Denk bijvoorbeeld aan de in de US gebruikte index van 'Help Wanted Advertising in Newspapers'.