

De rentetermijnstructuur in een doelzone wisselkoerssysteem Schattingen voor Nederland

T. Dijkstra, J. de Haan, F.N. Heinsius en K. Knot¹

Samenvatting:

In dit artikel wordt onderzocht in hoeverre de rentetermijnstructuur in Nederland wordt beïnvloed door het EMS-wisselkoersregime. Onlangs heeft Svensson (1991) een theorie ontwikkeld voor de termijnstructuur van interestverschillen in een doelzone systeem. Deze theorie is complementair met de verwachtingstheorie van de rentetermijnstructuur en wordt hier getoetst voor de perioden 1983-1993 en 1988-1992. Voor de lange periode zijn onze resultaten slechts gedeeltelijk in overeenstemming met de theorie van Svensson, terwijl de resultaten voor de periode waarin het EMS zich in een rustig vaarwater bevond wel volledig in overeenstemming blijken met Svensson's theorie.

¹ De auteurs zijn respectievelijk als universitair hoofddocent, hoogleraar, oud-student en AIO verbonden aan de Economische Faculteit van de Rijksuniversiteit Groningen, Postbus 800, 9700 AV Groningen, Telefoon: 050-633706.

1. Inleiding

De rentetermijnstructuur is het verband tussen het effectieve rendement en de resterende looptijd van leningen op een bepaald tijdstip. De koers van een lening en daarmee het effectieve rendement wordt voornamelijk bepaald door factoren als looptijd, de kapitaalmarktrente in relatie tot de coupon-rente en het risico dat de emittent niet aan zijn verplichtingen voldoet. Leningen kunnen met elkaar worden vergeleken door telkens één van deze kenmerken te variëren en de andere kenmerken constant te laten. Door de verzameling rendementen van leningen met verschillende looptijden te beschouwen bij constantheid van de andere factoren ontstaat de rente-termijnstructuur. De grafische weergave hiervan wordt de 'yield curve' genoemd.

In het algemeen is de rente hoger, naarmate de looptijd van een lening langer is. Men spreekt dan van een 'normale' rentestructuur. Indien echter het rendement op kortlopende leningen hoger is dan op langlopende leningen, is sprake van een 'omgekeerde' of 'inverse' rentestructuur. Deze situatie heeft zich de afgelopen jaren meerdere malen voorgedaan.²

Diverse theorieën zijn ontwikkeld om de rentetermijnstructuur te verklaren. Verreweg het meeste empirische onderzoek richt zich op de zogenoemde verwachtingstheorie van de rentetermijnstructuur. Volgens deze theorie is het verwachte rendement over één periode voor alle obligaties gelijk, dus onafhankelijk van de looptijd die nog resteert aan het eind van de periode. Korte en lange leningen zijn perfect substitueerbaar. Beleggers eisen geen risicopremie voor leningen met een bepaalde looptijd en zij streven naar een maximaal rendement. Volgens de verwachtingstheorie zullen portefeuille-aanpassingen plaatsvinden, totdat het verwachte rendement op een langlopende belegging gelijk is aan dat van een reeks opeenvolgende korte-termijn beleggingen.

Onlangs heeft Svensson (1991) een theorie ontwikkeld voor de rentetermijnstructuur in een systeem van wisselkoersdoelzones. Uitgangspunt hierbij is dat in een kleine open economie met een hoge mate van internationale kapitaalmobiliteit de ontwikkeling van de rentestructuur in sterke mate wordt bepaald door de internationale rente-ontwikkeling en de verwachtingen van beleggers ten aanzien van het toekomstige beloop van de wisselkoers. Wisselkoersveranderingen en met name verwachtingen hieromtrent spelen een belangrijke rol bij portefeuillebeslissingen van beleggers en oefenen daarmee een

² Zie bijvoorbeeld Eijffinger en Biemans (1990).

doorslaggevende invloed uit op de hoogte van rentevoeten. Svensson (1991) heeft de termijnstructuur in Zweden onderzocht voor de periode 1986-1989 en concludeert dat diverse implicaties van de theorie in overeenstemming zijn met de feitelijke ontwikkelingen.

In dit artikel passen wij de analyse van Svensson toe op de Nederlandse rentetermijnstructuur. Het artikel is als volgt opgebouwd. In de volgende paragraaf gaan we eerst in op de verwachtingstheorie en op eerdere empirische onderzoeken naar de Nederlandse rentestructuur. Vervolgens wordt de theorie van Svensson uiteengezet. Paragraaf 4 geeft onze schattingsresultaten weer. Ten slotte volgt een samenvatting.

2. De verwachtingstheorie van de rentetermijnstructuur

De verwachtingstheorie kan als volgt worden weergegeven:

$$1 + R_{n,t} = [(1 + R_{1,t})(1 + {}_{t+1}R_{1,t}^e) \dots (1 + {}_{t+n-1}R_{1,t}^e)]^{1/n}. \quad (1)$$

$R_{n,t}$ is het effectieve rendement op een nul-coupon obligatie aangeschaft op tijdstip t met een resterende looptijd van n perioden, ${}_{t+i}R_{1,t}$ is het op tijdstip t nog onbekende rendement op een nul-coupon obligatie, aan te schaffen op tijdstip $t+i$, met een resterende looptijd van één periode. Het superscript e geeft aan dat het om de op tijdstip t geformuleerde verwachting van het rendement gaat.

Wanneer wordt afgezien van tweede-orde effecten die relatief klein zijn, dan kan de vergelijking worden herschreven als:

$$R_{n,t} = \frac{({}_tR_{1,t} + {}_{t+1}R_{1,t}^e + \dots + {}_{t+n-1}R_{1,t}^e)}{n}. \quad (2)$$

Vergelijking (2) zegt dat het rendement op langlopende leningen volgens de verwachtingstheorie bij benadering dus het gemiddelde is van het verwachte rendement op kortlopende leningen. Een equivalente formulering wordt gevonden door te stellen dat de termijnrentes (forward rates) ${}_{t+i-1}F_{1,t}$ impliciet gedefinieerd door:

$$(1 + R_{1,t})^i = (1 + R_{t-1,t})^{i-1} (1 + {}_{t+i-1}F_{1,t}) \quad (3)$$

de verwachte toekomstige rentes zijn. De verwachtingstheorie wordt ondersteund, als kan worden aangetoond dat de termijnrente overeenkomt met de verwachte toekomstige rente. De verwachtingstheorie wordt verworpen, als blijkt dat de termijnrente significant

in een bepaalde richting afwijkt. Wanneer een dergelijke empirische toets wordt verricht, voert men een gecombineerde test uit. Niet alleen wordt de verwachtingstheorie getoetst, maar ook op welke wijze verwachtingen tot stand komen. Doordat informatie over verwachte rentevoeten ontbreekt, zijn aanvullende veronderstellingen noodzakelijk over de wijze waarop verwachtingen worden gevormd. In de meeste empirische studies naar de rentestructuur wordt uitgegaan van rationele verwachtingen. Dat wil zeggen dat de verwachting van de markt op tijdstip t alle relevante informatie bevat die op dat moment beschikbaar is.

De verwachtingstheorie is met name onderzocht aan de hand van gegevens over schuldpapier van de Amerikaanse federale overheid.³ Deze emitteert jaarlijks omvangrijke bedragen met een grote variatie in looptijden. Het overheidsschuldpapier heeft ten opzichte van particulier schuldpapier als voordeel dat de kans op wanbetaling door de overheid verwaarloosbaar klein is. Uit de studies kan een aantal conclusies worden getrokken. Voor een korte voorspelhorizon wordt de verwachtingshypothese doorgaans verworpen.⁴ De rentevoet voorspelt dan systematisch in de verkeerde richting. Alleen voor langere looptijden kan de verwachtingshypothese niet worden verworpen. Deze resultaten suggereren, dat het beloop van de termijnstructuur voor korte looptijden bepaald wordt door sterk variërende risicopremies die de voorspelbare component in de termijnrente wegdrukken. Met het langer worden van de looptijden vlakkt deze grilligheid kennelijk af.

Empirisch onderzoek naar de rentestructuur in Nederland is schaars. De meeste studies richten zich voornamelijk op de verwachtingstheorie. De Vries (1979) heeft een onderzoek verricht over de periode 1950-1973 en Schotman (1989) voor het tijdvak 1970-1983. De Vries concludeert dat alleen wanneer beleggers een toename van de rente verwachten, de verwachtingstheorie ondersteuning vindt. In navolging van de meeste internationale studies vraagt Schotman zich af in hoeverre de lange rente informatie bevat over de toekomstige korte rente en of de huidige vorm van de yield curve voorspelkracht bezit ten aanzien van veranderingen in de lange en korte rente. Met

³ In een algemene formulering van de verwachtingshypothese speelt ook de risicopremie een rol. Zie Shiller (1990) en Stokman (1991) voor overzichten.

⁴ Overigens zijn er recent enkele studies verschenen waarin de verwachtingshypothese niet wordt verworpen. Zie ondermeer Froot (1989), Kugler (1990) en Bakker en De Haan (1994).

name de twee maanden forward rate bezit voorspelkracht ten aanzien van de korte rente twee maanden later. Het beloop van de lange rente is volgens Schotman daarentegen te grillig om volledig met de verwachtingstheorie overeen te komen. Schotman concludeert dat tijdsafhankelijke premies in de beschouwing betrokken behoren te worden.⁵

In een kleine, open economie met (vrijwel) vaste wisselkoersen staat de renteontwikkeling sterk onder invloed van de buitenlandse rente. Het is dan ook de vraag in hoeverre de verwachtingstheorie van de rentetermijnstructuur voor ons land relevant is. Onlangs heeft Svensson (1991) een theorie ontwikkeld waarbij het uitgangspunt is dat in een kleine open economie met een hoge mate van internationale kapitaalmobiliteit de ontwikkeling van de rentestructuur in sterke mate wordt bepaald door de internationale rente-ontwikkeling en wisselkoersverwachtingen. In de volgende paragraaf wordt de theorie van Svensson globaal uiteengezet en paragraaf 4 presenteert empirische toetsingsresultaten.

3. De theorie van Svensson

In de literatuur over vaste wisselkoersregimes wordt doorgaans verondersteld, dat bij vaste wisselkoersen het renteverskil tussen de binnenlandse en buitenlandse rente nul is. Svensson (1991) stelt dat in een wisselkoers-doelzone systeem de verwachte wisselkoersverandering expliciet kan worden weergegeven via de termijnstructuur van renteverskillen. Deze verwachte wisselkoersverandering staat in een doelzone-regime onder invloed van het zogenoemde 'honeymoon effect'. De gedachte hierbij is dat de verwachte interventies aan de uiteinden van de band niet alleen daar de wisselkoers beïnvloeden, maar ook binnen de band. In feite vormen de grenzen van de doelzones een vorm van informatie over toekomstige koersvorming die publiekelijk bekend is. Als de wisselkoers de rand van de doelzone nadert, wordt het waarschijnlijker dat interventies zullen plaatsvinden. Dit wekt de verwachting dat de toekomstige wisselkoersverandering tegengesteld zal zijn aan de huidige beweging, waardoor deze nu al wordt afgeremd. Naarmate de wisselkoers dichter bij de band komt, zal het koerscorrigerend

⁵ Naast deze studies die expliciet ingaan op de verwachtingstheorie van de rentestructuur, hebben De Haan c.s. (1992) de invloed van het monetaire beleid op de Nederlandse rentestructuur onderzocht.

effect derhalve sterker zijn. Deze theorie wordt in twee stappen besproken. Allereerst wordt beschreven hoe de wisselkoers in een doelzone kan worden gemodelleerd. Vervolgens wordt de termijnstructuur van renteversillen afgeleid voor een kleine open economie met een wisselkoers-doelzone.

Modellering van de wisselkoers in een doelzone

Uitgangspunt van de theorie van Svensson is dat de huidige wisselkoers $e(t)$ wordt bepaald door f , een fundamentele index van onderliggende economische determinanten, zoals het binnenlands geldaanbod, in combinatie met verwachtingen omtrent de toekomstige wisselkoersbeweging zelf:

$$e(t) = f(t) + \alpha \frac{E_t[de(t)]}{dt}. \quad (4)$$

E_t geeft de verwachtingen weer die zijn gebaseerd op de beschikbare informatie op tijdstip t . De exacte invulling die aan het begrip fundamentele index wordt gegeven is afhankelijk van het achterliggende model van de wisselkoersbepaling. Onafhankelijk hiervan kan de unieke, niet-explosieve oplossing van vergelijking (4) als volgt worden gegeven, waarbij de wisselkoers wordt geschreven als een "netto contante waarde" van de toekomstige realisaties van de fundamentele index:

$$e(t) = E_t \int_{s=t}^{\infty} \frac{f(s)}{\alpha} \exp[-(s-t)/\alpha] ds. \quad (5)$$

Hiermee wordt de wisselkoers als functie van de fundamentele index vastgelegd, waarbij de precieze vorm van het functionele verband wordt bepaald door de verwachtingen van de markt omtrent aard en wijze van wisselkoersinterventies. Svensson veronderstelt dat marginale interventies plaatsvinden, zodra de fundamentele index buiten een door vergelijking (5) bepaald interval lijkt te gaan. Op het moment dat de fundamentele index weer binnen het interval komt, stoppen de interventies. Gaan we uit van de standaard veronderstelling dat de fundamentele index een Brownse beweging volgt, met driftvoet μ en volatiliteit σ , die door spiegeling binnen de gewenste grenzen wordt gehouden, dan geldt:

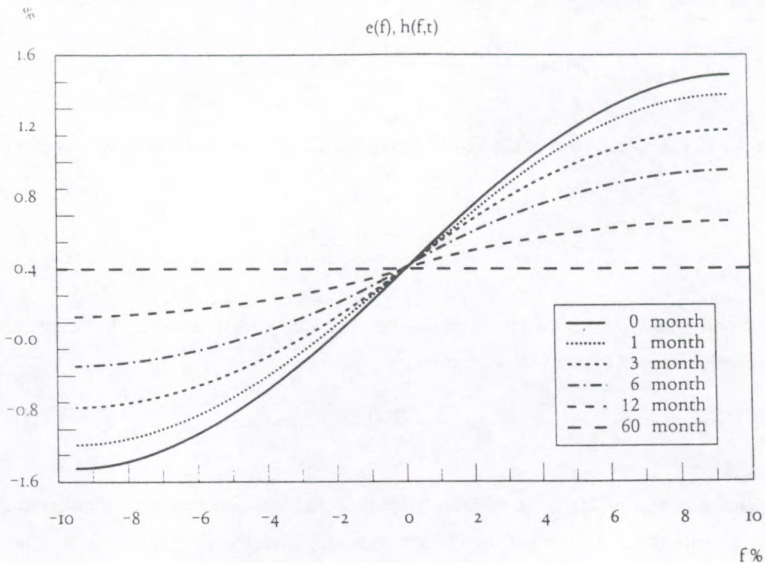
$$e(f) = f + \alpha \mu + A_1 \exp(\lambda_1 f) + A_2 \exp(\lambda_2 f), \quad (6)$$

waarbij λ_1 en λ_2 de wortels zijn van de karakteristieke vergelijking:

$$(\alpha \sigma^2/2)\lambda^2 + \alpha \mu \lambda - 1 = 0. \quad (7)$$

A_1 en A_2 zijn constanten die uit de grenzen van de doelzone afgeleid kunnen worden. De op deze wijze afgeleide wisselkoersfunctie $e(f)$ verloopt S-vormig en raakt aan de uiteinden van de band. In figuur 1 wordt de wisselkoers (percentage afwijking van de spilkoers) als functie van de fundamentele wisselkoers weergegeven door de ononderbroken lijn.

Figuur 1. Wisselkoers als functie van de fundamentele wisselkoers



Bron: Svensson (1991), blz. 98.

Modellering van rentever schillen

De nominale rentevoet op een buitenlandse obligatie, gekocht op tijdstip t met een resterende looptijd van n perioden noemen we $i^*(t;n)$. Voor een kleine open economie is deze een gegeven. De nominale rente op een binnenlandse obligatie wordt voorgesteld door $i(f,t;n)$. Veronderstel dat de risicopremie uit hoofde van de handel in vreemde valuta binnen een doelzone systeem is te verwaarlozen. De ongedekte interestpariteit

$$\delta(f, t; n) = i(f, t; n) - i^*(t; n) = \frac{E[e(f(t+n)) \mid f(t)=f] - e(f)}{n}. \quad (8)$$

Het verschil tussen de binnenlandse en de buitenlandse rente is gelijk aan de verwachte verandering in de wisselkoers (de verwachte depreciatie tot de vervaltijd) gedeeld door de resterende looptijd. Omdat de fundamentele wisselkoers een tijdshomogeen (Markov) proces volgt, hetgeen betekent dat een verandering in f zowel onafhankelijk is van het tijdstip t waarop de verandering plaats vindt als van het tot dan toe gevolgde traject, is het aankooptijdstip van de obligatie niet van belang voor het renteverhaal. Dan kunnen we stellen $t=0$, en het renteverhaal is dan:

$$\delta(f; n) = \frac{E[e(f(n)) \mid f(0) = f] - e(f)}{n} \quad (9)$$

Het renteverhaal voor obligaties die vrijwel onmiddellijk aflopen $\delta(f; 0)$, wordt weergegeven door:

$$\delta(f; 0) = \lim_{n \rightarrow 0} \delta(f; n) = \frac{E[de(f(t))]}{dt}. \quad (10)$$

Het renteverhaal geeft de verwachte verandering van de wisselkoers per tijdseenheid weer. Uit vergelijkingen (10) en (4) volgt direct:

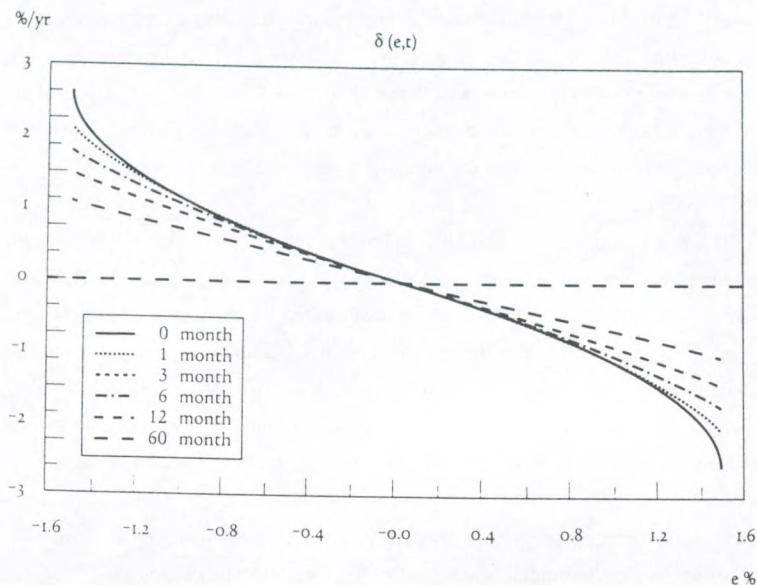
$$\delta(f; 0) = \frac{[e(f) - f]}{\alpha}. \quad (11)$$

Voor obligaties met een positieve resterende looptijd is het afleiden van het renteverhaal lastiger. De moeilijkheid zit in het berekenen van de wisselkoersverandering op het vervaltijdstip aan de rechterzijde van vergelijking (8):

$$h(f; n) = E[e(f(n)) \mid f(0) = f]. \quad (12)$$

Dit is moeilijk, omdat de wisselkoers volgens vergelijking (9) een gecompliceerd niet-lineair heteroskedastisch proces is met variabele driftvoet en volatiliteit. Svensson laat zien dat h als functie van n en f aan een uit de optietheorie bekende partiële differentiaalvergelijking met nevenvoorwaarden voldoet; numerieke methoden leveren de oplossing. Figuur 1 toont h als functie van f en in figuur 2 wordt het resultaat getoond voor het renteverhaal (δ) als een functie van de feitelijke wisselkoers, voor diverse looptijden.

Figuur 2. Het renteverskil als een functie van de feitelijke wisselkoers voor diverse looptijden



Bron: Svensson (1991), blz. 100.

Uit figuur 2 blijkt dat het renteverskil, bij gegeven looptijd, een afnemende functie is van de wisselkoers. Bij een sterke munt bijvoorbeeld zullen de verwachtingen omtrent een interventie leiden tot een positief interestverskil. Voor een gegeven wisselkoers, zullen het absolute renteverskil en de variabiliteit afnemen naarmate de resterende looptijd langer is. Immers, in een doelzone systeem wordt de maximale verandering van de wisselkoers, als weergegeven in de teller van vergelijking (9), begrensd door de bandbreedte van de doelzone. Aan het zojuist geschetste beeld kleefte echter een belangrijke beperking: de doelzone moet door de markt als volstrekt geloofwaardig worden beschouwd, en wel in die zin dat de spilkoers en de bandbreedte te allen tijde worden gehandhaafd.⁶ In het model is geen sprake van een devaluatierisico. Svensson

⁶ Bertola en Cabellero (1992) en Knot, Dijkstra en De Haan (1994) hebben modellen ontwikkeld met een devaluatierisico die in de loop van de tijd kan variëren.

(1991) heeft een devaluatie gemodelleerd als een simultane en identieke verschuiving van zowel de band als van de fundamentele index. Verder neemt hij aan dat deze verschuivingen zich voordoen volgens een Poisson proces met een constante intensiteit (verwachte aantal devaluaties per tijdseenheid). Het enige effect van deze veronderstellingen is dat alle lijnen in figuur 2 op dezelfde wijze naar boven opschuiven. Een probleem waar Svensson (1991) echter aan voorbijgaat is dat het zeer wel mogelijk is dat verwachtingen omtrent spilkoersaanpassingen mede afhankelijk zijn van de positie van de wisselkoers binnen de band, zodat het hierboven geschetste proces van 'mean-reversion' geen opgeld doet.

Svensson (1991) heeft zijn theorie getoetst, gebruik makend van data voor Zweden. Sinds 1977 kende Zweden een wisselkoers-doelzone. De bandbreedte van de Zweedse kroon werd gespecificeerd in termen van een valutamandje dat bestond uit het gewogen gemiddelde van de wisselkoersen van de belangrijkste handelspartners, waarbij de dollar dubbel meetelde. Vanaf juni 1985 werd de bandbreedte van plus-min 2,25% gereduceerd tot plus-min 1,5%. Svensson richt zich op de periode februari 1986-oktober 1989 die werd gekenmerkt door afwezigheid van devaluaties of hevige speculatie tegen de Zweedse kroon.

In figuur 2 zijn de theoretisch afgeleide relaties tussen de wisselkoers en de rentever verschillen bij verschillende looptijden redelijk lineair. Een lineaire benadering van de relaties ziet er als volgt uit:

$$\delta(t;n) = a(n) + b(n)e(t) + \epsilon(t;n). \quad (13)$$

De coëfficiënten $b(n)$ zijn negatief en nemen toe bij hogere looptijden (n), volgens de theorie van Svensson.⁷ Bij afwezigheid van een premie voor devaluatierisico, zijn de constanten $a(n)$ nul. Wanneer de constanten significant afwijken van nul, wordt de hypothese van geen devaluatierisico verworpen. De resttermen $\epsilon(t;n)$ zijn gemiddeld nul en zijn vermoedelijk met de wisselkoers gecorreleerd, omdat δ en e endogeen en simultaan bepaald zijn. Tevens zullen de resttermen neigen naar heteroskedasticiteit en autocorrelatie vertonen, al was het maar omdat het verband niet exact lineair is. In tabel 1 zijn de schattingsresultaten van Svensson samengevat.

⁷ Knot, Dijkstra en De Haan (1994) tonen aan dat in geval van een devaluatierisico het interestverschil niet noodzakelijkerwijs negatief samenhangt met de wisselkoers. Het is mogelijk dat voor korte looptijden een negatieve en voor langere looptijden een positieve correlatie tussen het interestverschil en de wisselkoers bestaat. De test van Svensson kan echter ook in dit geval worden gebruikt.

Tabel 1. Two Step Two Stage Least Squares regressie van δ op e
(Zweden, 1986.2-1989.10)

δ	Constante	Coëfficiënt	Autocorrelatie
$\delta (1)$	0,91 (0,25)	-1,49 (0,27)	0,54
$\delta (3)$	0,86 (0,28)	-1,38 (0,28)	0,59
$\delta (6)$	1,06 (0,27)	-1,08 (0,25)	0,60
$\delta (12)$	1,56 (0,25)	-0,50 (0,26)	0,65
$\delta (60)$	1,28 (0,36)	-0,10 (0,30)	0,78

Toelichting: $\delta(n)$ is het interestverschil, waarbij n de looptijd in maanden voorstelt; e is de procentuele afwijking van de wisselkoers ten opzichte van de spilkoers. Tussen haakjes staan de standaardfouten. Bron: Svensson (1991), blz. 109.

Uit tabel 1 volgt dat de resultaten redelijk in overeenstemming zijn met de theorie. De geschatte coëfficiënten zijn negatief en significant, met uitzondering van de lange rente, waarvoor de coëfficiënt ook in theorie bijna niet van nul zou mogen verschillen. De coëfficiënten nemen bovendien af, naarmate de looptijd toeneemt. De constante term is echter wel significant, waardoor de hypothese van geen devaluatierisico moet worden verworpen. In de volgende paragraaf zal dit model worden getoetst met behulp van Nederlandse gegevens.

4. Resultaten voor Nederland

De Nederlandse rentestructuur wordt in sterke mate bepaald door de Duitse rente-ontwikkeling en de verwachtingen van beleggers ten aanzien van het toekomstige wisselkoersbeloop van de gulden ten opzichte van de Duitse mark. In de toepassing van het model van Svensson (1991) voor Nederland beschouwen wij de Duitse rente dan ook als 'de buitenlandse rente'. De gulden is sinds de introductie van het wisselkoersarrangement van het Europese Monetaire Stelsel (EMS) in 1979 twee keer gedevalueerd, en wel op 24 september 1979 en op 21 maart 1983. Beide keren ging het om een afwaardering van 2% ten opzichte van de Duitse mark. Voor het empirische onderzoek zijn daarom de maandultimocijfers van DM-gulden wisselkoersen en rentevoeten voor de periode vanaf april 1983 tot oktober 1993 gebruikt. De data zijn ons ter beschikking gesteld door de Nederlandsche Bank. De rentevoeten bestaan uit de Euro-rentevoeten met een looptijd van 1, 3, 6 en 12 maanden voor Nederland en Duitsland. Euro-rentevoeten met een langere looptijd waren helaas niet beschikbaar. De renteversillen $\delta(t;n)$ ontstaan door het verschil te nemen tussen de Nederlandse en de Duitse rentevoeten voor de verschillende looptijden. De wisselkoers (e) is de procentuele afwijking van de DM-gulden wisselkoers ten opzichte van de spilkoers. Tabel 2 geeft een statistisch overzicht van het gebruikte cijfermateriaal en tabel 3 geeft de correlatiematrix van de verschillende variabelen. Alvorens schattingen met deze data zijn uitgevoerd, is hun tijdseriestructuur onderzocht. In overeenstemming met eerdere onderzoeksresultaten bleek dat de wisselkoersen en de interestverschillen $I(0)$ zijn (niet getoond).⁸

⁸ Zie ondermeer De Haan, Pilat en Zelhorst (1991). Deze auteurs concluderen dat de Nederlandse rente gecointegreerd is met de rente in Duitsland. Voor een discussie over zogenoemde 'unit root testen' wordt verwezen naar Zelhorst en De Haan (1994) en De Haan en Zelhorst (1993).

Tabel 2. Statistisch overzicht (Nederland, 1983.7-1993.9)

Varia- bele	Gemiddelde	Standaard deviatie	Minimum	Maximum
e	-0,02	0,24	0,42	-0,86
δ (1)	0,45	0,59	1,81	-0,91
δ (3)	0,43	0,55	1,56	-0,91
δ (6)	0,39	0,53	1,44	-0,82
δ (12)	0,37	0,48	1,32	-0,51

Toelichting: $\delta(n)$ is het interestverschil, waarbij n de looptijd in maanden voorstelt; e is de procentuele afwijking van de gulden-Dmark wisselkoers ten opzichte van de spilkoers.

Tabel 3. Correlatie coëfficiënten (Nederland, 1983.7-1993.9)

Varia- bele	e	δ (1)	δ (3)	δ (6)	δ (12)
e	1,00				
δ (1)	0,21	1,00			
δ (3)	0,18	0,98	1,00		
δ (6)	0,16	0,95	0,98	1,00	
δ (12)	0,16	0,93	0,97	0,99	1,00

Uit tabel 2 volgt dat het gemiddelde interest verschil positief is, en zich bevindt tussen 0,37 en 0,45. Dit zou op de aanwezigheid van een devaluatie risico kunnen duiden. Volgens de theorie van Svensson (1991) is het interestverschil negatief gecorreleerd met de wisselkoers. Uit tabel 3 volgt dat dit niet het geval is. Volgens de theorie zou de bandbreedte van het interestverschil moeten afnemen naarmate de looptijd langer wordt. Dit is inderdaad redelijk het geval, zoals blijkt uit de laatste twee kolommen van tabel 2.

Volgens de theorie zou de standaarddeviatie van de interestverschillen eveneens moeten dalen naarmate de looptijd langer wordt. Ook dit wordt bevestigd (3e kolom van tabel 2).

De schattingsresultaten voor Nederland van vergelijking (13) staan vermeld in tabel 4. In navolging van Svensson (1991) is het model geschat via two-step two-stages least squares (2S2SLS) met Newey-West standaardfouten. Gezien het endogene karakter van de variabelen ligt een instrumentele variabelen methode voor de hand. Svensson geeft aan dat de 2S2SLS-methode kan worden beschouwd als een lineaire variant van de General Methods of Moments (GMM). Deze methode staat serieel gecorreleerde en heteroscedastische fouten toe. Schatting van het model leerde dat er sprake was van seriële correlatie van de residuen, overduidelijk te modelleren via een AR(1) proces. Het model is daarom geschat met een correctie voor eerste-orde autocorrelatie in de residuen (Hildreth-Lu).

Tabel 4. TST2SLS regressie van δ op e (Nederland, 1983.7-1993.9)

Afhankelijke variabele	Con- stante	Coëffici- ent	AR (1)	Durbin's h	Hansen- test	Ljung- Box Q-4
δ (1)	0,50 (0,08)	-0,65 (0,15)	0,92	1,48	3,95	5,74
δ (3)	0,37 (0,06)	-0,77 (0,09)	0,92	0,47	3,32	6,07
δ (6)	0,35 (0,07)	-1,42 (0,12)	0,92	0,78	0,16	7,04
δ (12)	0,38 (0,05)	-0,96 (0,07)	0,94	1,82	1,29	8,89

Tussen haakjes staan de standaardfouten. Er is bij de schatting gebruik gemaakt van twee vertragingen van de wisselkoers en van het drie-maands renteververschil als instrumenten en van acht vertragingen van de residuen voor het berekenen van standaardfouten gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie. Durbin's h geeft de Durbin h-test weer. De Hansen-test is de Hansen (1982) specificatietoets op overidentificerende restricties. De Ljung-Box test is een toets op seriële correlatie.

De schattingen in tabel 4 zijn econometrisch redelijk bevredigend. Met uitzondering van de 12-maands rente geeft de Ljung-Box Q-statistiek geen problemen aan. Ook de toets van Hansen (1982) levert bevredigende uitkomsten. Uit tabel 4 volgt dat de geschatte coëfficiënten negatief zijn en significant verschillen van nul. Er is echter niet sprake van kleinere schatters bij een toenemende looptijd. Uit de tabel volgt eveneens dat de constanten significant afwijken van nul, hetgeen het gevolg zou kunnen zijn van een devaluatierisico.

Hoewel de gulden in de door ons beschouwde periode niet is gedevalueerd, kunnen de jaren 1983-1993 zeker niet getypeerd worden als een rustige periode voor het EMS. Regelmatig vonden herschikkingen plaats, vaak voorafgegaan door de nodige valutarispanningen (zie ook Koedijk c.s. 1993). Daarom hebben wij het model nogmaals geschat, maar nu voor de periode juni 1988 tot augustus 1992. Afgezien van een technische herschikking van de Italiaanse lire bij de overgang naar de smalle bandbreedte, kenmerkte deze periode zich door afwezigheid van herschikkingen binnen het wisselkoersmechanisme van het EMS. De tabellen 5 en 6 geven respectievelijk het statistisch overzicht en de partiële correlatiecoëfficiënten. Tabel 7 presenteert de schattingsresultaten.

Tabel 5. Statistisch overzicht (Nederland, 1988.6-1992.8)

Varia- bele	Gemiddelde	Standaard deviatie	Minimum	Maximum
e	0,05	0,10	-0,16	0,25
δ (1)	0,14	0,27	-0,50	0,68
δ (3)	0,12	0,23	-0,31	0,62
δ (6)	0,07	0,18	-0,19	0,44
δ (12)	0,05	0,16	-0,16	0,38

Tabel 6. Correlatie coëfficiënten (Nederland, 1988.6-1992.8)

Varia- bele	e	δ (1)	δ (3)	δ (6)	δ (12)
e	1,00				
δ (1)	0,23	1,00			
δ (3)	0,32	0,97	1,00		
δ (6)	0,37	0,95	0,99	1,00	
δ (12)	0,45	0,94	0,98	0,99	1,00

Tabel 7. TSTOLS regressie van δ op e (Nederland, 1988.6-1992.8)

Afhanke- lijke varia- bele	Constan- te	Coëfficiënt	AR (1)	Durbin's h	Hansen- test	Ljung- Box Q-4
δ (1)	0,28 (0,04)	-2,78 (0,10)	0,77	0,40	0,79	1,59
δ (3)	0,19 (0,02)	-1,64 (0,05)	0,79	1,23	1,76	2,03
δ (6)	0,14 (0,01)	-0,80 (0,02)	0,85	0,88	1,10	4,41
δ (12)	0,10 (0,01)	-0,66 (0,02)	0,82	0,95	0,35	4,92

Tussen haakjes staan de standaardfouten. Er is bij de schatting gebruik gemaakt van twee vertragingen van de wisselkoers en van het drie-maands rentever-
schil als instrumenten en van acht vertragingen van de residuen voor het berekenen
van standaardfouten gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie.
Durbin's h geeft de Durbin h-test weer. De Hansen-test is de Hansen (1982)
specificatietoets op overidentificerende restricties. De Ljung-Box test is een toets
op seriële correlatie.

De resultaten zijn nu redelijk goed in overeenstemming met de theorie van Svensson (1991). Zo zijn de partiële correlatiecoëfficiënten van de interestverschillen en de wisselkoers negatief. De geschatte coëfficiënten in tabel 7 zijn opnieuw allemaal negatief en geven nu wel een eenduidig dalende trend weer. De constante term verschilt echter opnieuw significant van nul, wat betekent dat de hypothese van afwezigheid van een devaluatie-risicopremie nog steeds wordt verworpen.

5. Conclusions

In dit artikel staat de Nederlandse rentestructuur centraal. Eerder onderzoek dat uitgaat van de verwachtingshypothese leverde gemengde resultaten. In een recent artikel heeft Svensson (1991) een theorie ontwikkeld voor de rentestructuur in een wisselkoersdoelszone. Deze theorie lijkt relevant voor de Nederland. Dit betekent overigens niet dat de verwachtingshypothese strijdig is met de doelzone-theorie. Zoals Svensson stelt: "The theory of the term structure of interest differentials should of course be seen as a complement and not a substitute to that theory: For a small open economy which faces an exogenous term structure of world interest rates, the domestic term structure of interest rates follows the term structure of interest rate differentials. Simultaneously, the term structure of world interest rates may be determined according to the established theories" (pp. 90-91). In navolging van Svensson is deze theorie getoetst, gebruikmakend van Nederlandse Euro-rente voeten. De corresponderende Duitse rente wordt hierbij beschouwd als 'de buitenlandse rente'. Voor de periode 1983-1993 zijn de uitkomsten slechts gedeeltelijk in overeenstemming met de theorie van Svensson. Wanneer de aandacht zich concentreert op de rustige periode van het EMS, blijken de resultaten in overeenstemming met Svensson's theorie. Wel kan in beide perioden de hypothese van afwezigheid van een devaluatierisico worden verworpen.

Literatuur

Bakker, B.B. en J. de Haan, (1994), The Term Structure of German Interest Rates, te verschijnen in *Kredit und Kapital*.

Bertola, G. en Cabbelero, R.J., (1992), Target Zones and Realignment, *American Economic Review*, 82, blz. 520-536.

Eijffinger, S.C.W. en C.A.M. Biemans, (1990), De ontwikkeling van de rentetermijnstructuur in internationaal perspectief, *Maandschrift Economie*, 54, blz. 364-385.

Froot, K.A., (1989), New Hope for the Expectation Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates, *The Journal of Finance*, 44, blz. 283-305.

Haan, J. de, Groot M.G.M. de en Siermann, C.L.M. (1992), De invloed van de monetair-politiek op de Nederlandse rentestructuur, *VBA Journaal*, 1992-1.

Haan, J. de, Pilat, D.J. en Zelhorst, D., (1991), On the Relationship between Dutch and German Interest Rates, *De Economist*, 139, blz. 550-565.

Haan, J. de, en Zelhorst, D., (1993), Does Output Have a Unit Root? New International Evidence, *Applied Economics*, 25, blz. 953-960.

Hansen, L.P., (1982), Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators, *Econometrica*, 50, blz. 1029-1054.

Koedijk, C.G., Ph.A. Stork en C.G. de Vries, (1993), De geloofwaardigheid van het EMS, *Economisch Statistische Berichten*, 20-10-1993, blz. 959-962.

Knot, K., Dijkstra, T. en Haan, J. de, (1994), The Term Structure of Interest Differentials in a Target Zone with Time-varying Devaluation Risk, *SOM research report* 94423.

Kugler P., (1990), The Term Structure of Euro Interest Rates and Rational Expectations,

Journal of International Money and Finance, 9, blz. 234-244.

Schotman, P.C., (1989), *Empirical Studies on the Behaviour of Interest Rates and Exchange Rates*, Erasmus Universiteit, Rotterdam.

Shiller, R.J., (1990), The Term Structure of Interest Rates, in: B.M. Friedman and F. Hahn, *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1, (North-Holland, Amsterdam).

Stokman, A.C.J., (1991), Rentestructuur in theorie en empirie, *Maandschrift Economie*, 55, blz. 114-129.

Svensson, L.E.O., (1991), The Term Structure of Interest Rate Differentials in Target Zone: Theory and Swedish Data, *Journal of Monetary Economics*, 28, 87-116.

Vries, G.H. de, (1979), The Influence of Debt Management on the Term Structure of Interest Rates, *De Economist*, 127, 289-329.

Zelhorst, D. en Haan, J. de, (1994), The Nonstationarity of Aggregate Output: Some Additional International Evidence, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26, blz. 23-33.

Ontvangen: 24-10-1994
Geaccepteerd: 7-6-1995

