

Een Econometrisch Doelzonemodel met Endogene Spilkoerserschikkingen: Schattingen voor België en Nederland

Michel Klaster en Klaas Knot*

Samenvatting:

In dit artikel wordt een aantal econometrische doelzonemodellen geschat voor de Belgische frank en de Nederlandse gulden ten opzichte van de Duitse mark. In het bijzonder wordt aandacht besteed aan de modellering van wisselkoersspanningen en spilkoerserschikkingen. Uit de schattingen blijkt dat voor beide landen 'mean-reversion' kan worden aangetoond, terwijl alleen voor België een 'S-effect' valt waar te nemen. De wisselkoersvolatiliteit kan voor beide landen op adequate wijze worden gemodelleerd met behulp van een GARCH(1,1) proces. Voor de Belgische frank kunnen wisselkoersspanningen worden beschreven met behulp van ontwikkelingen in het inflatieverschil ten opzichte van Duitsland en het niveau van de deviezenreserves, terwijl voor de Nederlandsche gulden vooral het renteverschil ten opzichte van Duitsland en het niveau van de deviezenreserves van belang zijn geweest.

JEL Codes: E44, F31

* Dit artikel is vervaardigd toen beide auteurs verbonden waren aan de afdeling Monetair en Economisch Beleid van De Nederlandsche Bank te Amsterdam. Michel Klaster is thans verbonden aan de afdeling Research van KBW Wesselius, Postbus 328, 1000 AH Amsterdam; Klaas Knot is thans verbonden aan het European 1 Department van het International Monetary Fund, 700 19th Street NW, Washington DC, 20431 USA. Het artikel is op persoonlijke titel geschreven en geeft niet noodzakelijkerwijs de mening van DNB, KBW Wesselius of het IMF weer. Onze dank gaat uit naar Peter van Bergeijk, Lex Hoogduin, Pieter Otter, en Job Swank en een anonieme referent voor nuttig commentaar op een eerdere versie.

1 Inleiding

In dit artikel staat het gedrag van wisselkoersen binnen een stelsel van doelzones als het EMS centraal, in het bijzonder de beschrijving van wisselkoersspanningen en het voorspellen van spilkoerserschikkingen. België en Nederland maken sinds de oprichting in 1979 deel uit van een doelzonestelsel: het wisselkoersmechanisme van het Europees Monetair Stelsel (EMS). Beide landen kunnen worden gekarakteriseerd als kleine open economieën, die een groot belang hechten aan stabiele wisselkoersen. In de praktijk van het EMS hebben de monetaire autoriteiten hun beleid voornamelijk gericht op een wisselkoerskoppeling aan de Duitse mark, daarmee profiterend van de aanzienlijke reputatie die de Bundesbank geniet op het gebied van inflatiebestrijding. Voordat het monetaire beleid echter volledig ondergeschikt werd gemaakt aan de wisselkoersdoelstelling, moesten beide munten nog een aantal malen worden gedevalueerd (Ungerer e.a., 1990, en Knot en de Haan, 1995). Zo werd de gulden in de beginjaren van het EMS (1979-1983) nog tweemaal met 2% afgewaardeerd, alvorens de gulden definitief in een nauwe band rondom de spilkoers werd verankerd. De Belgische autoriteiten moesten in de periode tot 1987 hun munt zelfs zeven maal devalueren, omdat de van Duitsland afwijkende economische ontwikkeling keer op keer een voedingsbodem bleek voor speculatieve druk op de frank. Vanaf maart 1990 voert de Nationale Bank van België het zogenoemde 'franc fort' beleid, waarbij de frank nagenoeg op pariteit wordt vastgeklonken.

In de theoretische doelzonemodellen die aan het eind van de jaren tachtig zijn ontwikkeld wordt de kans op een spilkoerserschikking vaak exogeen verondersteld of soms helemaal niet gemodelleerd (Krugman, 1991, Svensson, 1991, Lindberg and Söderlind, 1994, Sturm en Knot, 1996). Om de beperkingen van de theoretische doelzoneliteratuur te omzeilen en meer inzicht te verkrijgen in het gedrag van wisselkoersen en devaluatierisico binnen doelzoneregimes, hebben verschillende auteurs econometrische doelzonemodellen geconstrueerd. Zo komen Nieuwland e.a. (1991) na uitgebreide studie van verschillende modelspecificaties tot de conclusie dat een AR(1)-GARCH(1,1)-sprongmodel de EMS-wisselkoersmutaties het beste beschrijft. In hun model nemen zij aan dat de kans op een sprong door middel van een Poisson-verdeling kan worden beschreven, terwijl de waargenomen clustering van extreme waarden een GARCH-specificatie noodzakelijk maakt. In een MA(1)-GARCH(1,1)-sprongmodel van Vlaar (1992), wordt de kans op een sprong geconditioneerd op economische 'fundamentals'. Hiervoor wordt het inflatieverschil ten opzichte van Duitsland en het overschot op de handelsbalans in het voorafgaande jaar gebruikt. Uit deze studie blijkt dat de Nederlandse en Franse sprongkans significant positief worden beïnvloed door

ontwikkelingen in het inflatieverschil en dat de Deense sprongkans significant negatief is gerelateerd aan ontwikkelingen in het handelsoverschot. Voor België, Ierland en Italië worden geen significante verbanden gerapporteerd.

Ball en Roma (1993) kiezen een andere benadering om de dynamiek van wisselkoersen binnen het EMS te beschrijven. Door de wisselkoers op te splitsen in de spilkoers (c_t) en de wisselkoers binnen de band (x_t) volgen zij meer het denkkader van de theoretische doelzonemodellen. Veronderstellende dat x_t als gevolg van intra-marginale interventies een Ornstein-Uhlenbeck proces volgt en dat de grootte van een eventuele herschikking afhankelijk is van de positie binnen de band, laten de auteurs zien dat zowel het sprongelement als het element van 'mean reversion' belangrijke aspecten zijn om wisselkoersveranderingen in het EMS te modelleren. Engel en Hakkio (1994) benadrukken het feit dat binnen het EMS extreme wisselkoersveranderingen de neiging hebben tot clustering. Hun model wordt gekarakteriseerd door een 'rustige' verdeling en een sprongverdeling, waarbij de kans op een trekking uit één van beide verdelingen afhankelijk wordt gesteld van de positie binnen de band en van de soort verdeling van de vorige trekking. Zo vinden deze auteurs dat de kans op een sprong groter wordt naarmate de wisselkoers de bovenste band nadert en/of als de voorgaande observatie ook een sprong betrof. Eén van de meest geavanceerde econometrische doelzonemodellen op dit moment is afkomstig van Bekaert en Gray (1996). Hun model, dat op basis van data voor de FF/DM wisselkoers is geschat, onderscheidt zich van andere econometrische doelzonemodellen door het grote aantal verklarende variabelen waarmee het devaluatierisico wordt geëndogeniseerd.

In deze studie zullen drie van deze modellen worden beschreven en voor België en Nederland worden geschat. Uit deze exercities zal blijken dat er verschillende economische variabelen kunnen worden geïdentificeerd die de herschikkingskans beïnvloeden. Behalve ter endogenisering van de herschikkingskans kennen dergelijke modellen verschillende andere toepassingsgebieden. Zo zijn modellen in de internationale financiering vaak gebaseerd op specifieke verdelingsaannames voor wisselkoersveranderingen (Boothe en Glassman, 1987). Hierbij kan bijvoorbeeld gedacht worden aan de aanname van normaal verdeelde wisselkoersbewegingen bij de bepaling van een efficiënte portefeuille van internationale activa of de waarderingsmethoden van valuta-opties. Door de stochastische processen in kaart te brengen die ten grondslag liggen aan wisselkoersbewegingen binnen doelzones, kan worden bekeken of dergelijke aannames gerechtvaardigd zijn.

Het artikel is als volgt opgebouwd. Om de achtergrond van de hoofdzakelijk econometrische materie te schetsen zal eerst in paragraaf 2 het wisselkoersbeloop van de Belgische frank en de

Nederlandse gulden worden geanalyseerd vanaf de oprichting van het EMS in maart 1979 tot vlak voor de verbreding van de fluctuatiemarges in juli 1993. De resultaten van deze exercitie zullen in paragraaf 3 als leidraad fungeren bij de schattingen van een elementair sprongmodel. Vervolgens zal in paragraaf 4 het model van Bekaert en Gray (1996) worden beschreven en geschat. Naar aanleiding van de bevindingen voor zowel België als Nederland zal in paragraaf 5 een nieuwe modelspecificatie worden gepresenteerd, waarvan de voorspelkwaliteit wordt getoetst in paragraaf 6. Paragraaf 7 besluit.

2 Een analyse van de Belgische en Nederlandse wisselkoersdata

De resultaten van een grondige statistische analyse van wisselkoersdata kunnen van dienst zijn bij het vinden van een geschikte modellering voor wisselkoersveranderingen. Voor de analyse van de Belgische frank en de Nederlandse gulden is gebruik gemaakt van wekelijkse observaties van de prijs van de Duitse mark uitgedrukt in eenheden van beide valuta, afkomstig van Datastream (woensdag slotkoersen) over de periode 13 maart 1979 tot en met 30 juli 1993. Er is voor weekdata gekozen om de problematiek van dag-effecten met betrekking tot wisselkoersvolatiliteit te vermijden.¹ Voor beide landen bestaat de dataset uit 749 observaties, waarbij de oorspronkelijke wisselkoersen zijn omgezet in procentuele wisselkoersmutaties. In tabel 1 worden hiervan enkele statistieken weergegeven.

Uit tabel 1 blijkt dat in de beschouwde periode de wisselkoersveranderingen gemiddeld positief zijn geweest. Dit is een logisch gevolg van het feit dat de betrokken valuta's herhaaldelijk ten opzichte van de Duitse mark zijn gedevalueerd en nimmer zijn gerevalueerd. Uit de waarden van de T-test valt af te lezen dat alleen voor de Belgische frank de depreciatietendens ten opzichte van de Duitse mark significant is geweest. Verder laten de aanzienlijke waarden bij de scheefheid en de kurtosis zien dat van een normale verdeling geen sprake kan zijn, aangezien deze zou worden gekenmerkt door een scheefheid van ongeveer nul en een kurtosis van ongeveer drie. De uiterst significante waarden bij de Bera-Jarque en de Kiefer-Salmon normaliteitstesten bevestigen dit beeld nog eens. Hierbij valt op dat de verwerping van de normaliteitshypothese bij België aanzienlijk sterker is dan bij Nederland. Dit is grotendeels terug te voeren op de devaluatie van

¹ Wisselkoersveranderingen hebben bijvoorbeeld op maandag een grotere variantie dan op andere dagen, omdat er gedurende het weekend een langere tijdsperiode is dat er nieuwe informatie kan binnenkomen (zie hierover Hsieh, 1989). Ook is er doorgaans sprake van significante verschillen in wisselkoersveranderingen op de verschillende dagen (zie bijvoorbeeld Taylor, 1986).

Tabel 1: Basisstatistieken van procentuele (logaritmische) wekelijkse wisselkoersmutaties

	België	Nederland
gemiddelde	0,0358	0,0057
standaarddeviatie	0,3531	0,1537
T-test	2,77**	1,01
scheefheid	12,03	2,35
kurtosis	238,41	21,72
B-J test	1750373**	11596**
KS-1 test	18025**	685**
KS-2 test	1732347**	10911**

NB: Periode: 13 maart 1979 tot en met 30 juli 1993. De T-test meet de significantie van het gemiddelde ($T = \hat{\mu}_s / (\hat{\sigma}_s / \sqrt{N})$). De normaliteitstest van Bera-Jarque is onder de nulhypothese van normaal verdeelde wisselkoersveranderingen asymptotisch verdeeld als $\chi^2(2)$ en maakt gebruik van zowel de scheefheid als de kurtosis. De twee normaliteitstesten van Kiefer en Salmon zijn asymptotisch verdeeld als $\chi^2(1)$ en hebben als nulhypothese respectievelijk een scheefheid van nul en een kurtosis van drie. Verder staan * en ** voor een verwerping bij het significantieniveau van respectievelijk 5% en 1%.

8.5% in februari 1982. Zonder deze uitschieter zijn de waarden van de scheefheid en de kurtosis van een vergelijkbare orde als bij Nederland.

De significant positieve waarden van de scheefheid zouden kunnen worden verklaard door een modellering waarbij twee verdelingsfuncties zijn opgenomen: een verdeling voor 'normale of rustige' tijden en een sprongverdeling voor perioden van crisis, met een veel groter gemiddelde en variantie. Dit zou tevens een gedeeltelijke verklaring kunnen bieden voor de buitengewoon hoge waarden van de kurtosis die worden waargenomen. Een andere modellering die de hoge kurtosis zou kunnen verklaren, maakt gebruik van een verdeling waarbij de variantie binnen het model geconditioneerd is op eerder gerealiseerde waarden van de variantie, de zogeheten GARCH modellen.² Dit biedt tevens een verklaring van de in de literatuur waargenomen clustering van extreme waarden (Engel en Hakkio, 1994). Om een dergelijke autoregressieve component in de variantie te detecteren kan gebruik worden gemaakt van enkele autocorrelatietesten. In de eerste

² Het ARCH(q) model is in feite een MA(q) proces voor de variantie van de innovaties, terwijl het GARCH(p,q) model kan worden geïnterpreteerd als een ARMA(p,q) proces in termen van deze variantie (Engle, 1982, Bollerslev, 1986, en Greene, 1993, p.568-577).

Tabel 2: Autocorrelatietesten voor ΔS_t , $|\Delta S_t|$ en U_t

	België	Nederland
$\rho_{\Delta S}(1)$	1,13	3,71**
$Q_{\Delta S}(10)$	42,55**	18,59*
$Q_{\Delta S}(50)$	134,54**	94,11**
$\rho_{ \Delta S }(1)$	4,11**	8,88**
$Q_{ \Delta S }(10)$	92,99**	388,26**
$Q_{ \Delta S }(50)$	332,88**	1632,34**
$\rho_u(1)$	0,13	0,55
$Q_u(10)$	0,63	4,37
$Q_u(50)$	49,52	31,15

NB: Periode: 13 maart 1979 tot en met 30 juli 1993. $\rho(1)$ staat voor $\sqrt{n}$ maal de eerste autocorrelatiecoëfficiënt. Deze grootheid heeft onder de nulhypothese van géén autocorrelatie een standaardnormale verdeling (Taylor, 1986, p.136); $Q(10)$ en $Q(50)$ zijn de voor eindige steekproefgroottes gemodificeerde Portmanteau testen, welke gebruik maken van de eerste 10 en de eerste 50 autocorrelaties, respectievelijk. Omdat autocorrelaties onder de nulhypothese onafhankelijk zijn, is $Q(p)$ asymptotisch verdeeld als $\chi^2(p)$ (Harvey, 1990, p.45). Verder staan * en ** voor een verwerping bij het significantieniveau van respectievelijk 5% en 1%.

drie rijen van tabel 2 wordt een drietal autocorrelatietesten weergegeven voor de wisselkoersveranderingen (ΔS_t). Uit de resultaten valt af te leiden dat voor geen van de onderzochte valuta's de nulhypothese van onafhankelijke identieke trekkingen, ofwel geen autocorrelatie, kan worden aanvaard. Als we ook deze testen uitvoeren bij de absolute waarde van de veranderingen ($|\Delta S_t|$), dan blijkt dat de verwerping nog eens wordt versterkt.

Een mogelijke verklaring voor de gevonden autocorrelatie in deze reeksen zou kunnen zijn dat de variantie van ΔS_t niet constant is in de tijd en afhankelijk is van eerder gerealiseerde waarden van ΔS_t . Om deze verklaring aannemelijk te maken, kunnen de opbrengsten worden herschaald door deze te delen door geschatte waarden van de conditionele standaarddeviatie welke afhankelijk zijn gesteld van eerdere waarden van de standaarddeviatie en een innovatie term. Na een grondige analyse van wisselkoers- en andere hoogfrequente data is Taylor (1986, p.128) tot het volgende type GARCH model gekomen:

Tabel 3: Heteroscedasticiteitstesten voor wekelijkse wisselkoersveranderingen

	België	Nederland
LM(1)	10,29**	7,25**
LM(5)	18,49**	8,99
Q*(10)	90,15**	22,92**
Q*(30)	157,31**	63,50**
Q*(50)	172,89**	111,53**

NB: Periode: 13 maart 1979 tot en met 30 juli 1993. Om extreem grote kurtosis te vermijden is de Belgische 8,5% devaluatie uit februari 1982 in tabel 3 weggelaten. De LM(p) test wordt gegeven door nR^2 van een regressie van gekwadrateerde wisselkoersveranderingen op een intercept en p vertragingen. Hierin is n het aantal observaties en onder de nulhypothese van homoscedasticiteit is de verdeling asymptotisch gelijk aan $\chi^2(p)$. Q*(p) is een Portmanteau test op gekwadrateerde wisselkoersveranderingen, welke ook asymptotisch verdeeld zijn als $\chi^2(p)$. Opnieuw staan * en ** voor een significantieniveau van respectievelijk 5% en 1%.

$$U_t = \frac{(\Delta S_t - \mu)}{\sigma_t}, \text{ met } \sigma_t = (1 - \gamma) \sigma_{t-1} + 1.253\gamma |\Delta S_{t-1} - \mu| \quad (1)$$

Bij de op deze wijze geconstrueerde reeksen is er in tabel 2 voor beide landen nauwelijks sprake van autocorrelatie (onderste drie rijen). Er kan derhalve tentatief worden geconcludeerd dat wisselkoersveranderingen voor deze landen worden gekenmerkt door autoregressieve conditionele heteroscedasticiteit en dat dit grotendeels de gevonden autocorrelatie in ΔS_t en $|\Delta S_t|$ heeft veroorzaakt.

Tabel 3 toont een aantal directe toetsen voor (G)ARCH-effecten, zoals twee Lagrange-Multipliertesten (zie Breusch en Pagan, 1979) en drie Portmanteau testen die gebaseerd zijn op gekwadrateerde wisselkoersveranderingen (Harvey, 1990). Voor alle testen is de nulhypothese homoscedasticiteit en de alternatieve hypothese is voor de verschillende testen respectievelijk een eerste, vijfde, tiende, dertigste en vijftigste orde ARCH-specificatie voor de variantie. Aangezien het GARCH-model kan worden gezien als een oneindig ARCH model, zijn met name de hogere orde testen van belang bij het testen voor GARCH. Uit de resultaten van de tabel blijkt dat met behulp van beide type testen voor België en Nederland de nulhypothese kan worden verworpen met lage significantieniveaus. De conclusie lijkt dan ook gerechtvaardigd dat voor beide landen

de wisselkoersbewegingen gedurende de beschouwde periode adequaat met behulp van een GARCH-model kunnen worden gemodelleerd.

3 Een eerste aanzet tot een econometrisch doelzonemodel

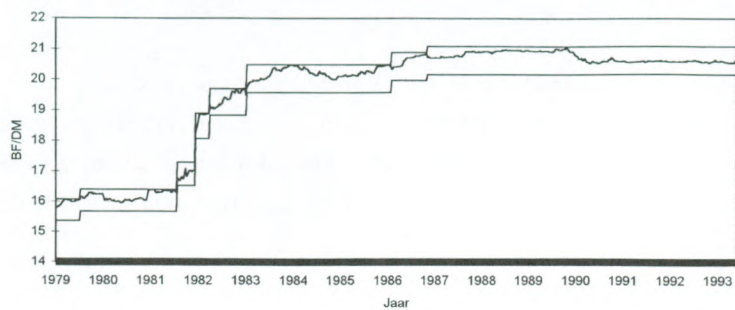
De resultaten van de in de voorgaande paragraaf uitgevoerde analyses suggereren een drietal eigenschappen waaraan een succesvolle beschrijving van wisselkoersbewegingen in het EMS zou moeten voldoen.

Ten eerste wijst de overmatige scheefheid van de verdeling op de noodzaak van het toevoegen van een sprong-verdeling om de positieve uitschieters afdoende te kunnen verklaren. Voor het modelleren van dergelijke stochastische sprongprocessen worden in de economische literatuur doorgaans Poisson-verdelingen gebruikt, maar ook Bernoulli-verdelingen zijn hiervoor geschikt. Omdat het aantal herschikkingen te laag is om tot verantwoorde schattingen te komen, en omdat sommige wisselkoersbewegingen binnen de band net zo groot of zelfs nog groter zijn dan de meeste herschikkingen, moeten de sprongen noodgedwongen betrekking hebben op beide typen wisselkoersbewegingen. Dit valt af te lezen uit de figuren 1 en 2, waarin het wisselkoersbeloop samen met de bijbehorende doelzones van respectievelijk België en Nederland staan afgebeeld.

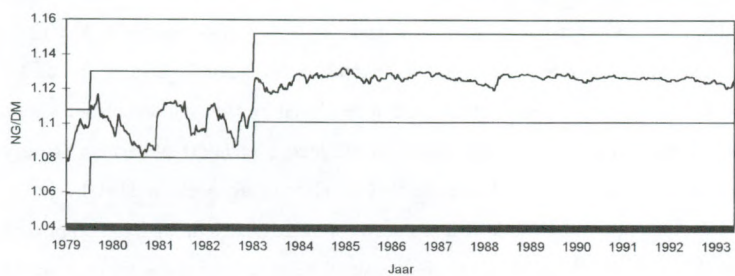
Ten tweede duiden de significante eerste orde autocorrelatie coëfficiënten bij met name Nederland op de incorporering van een MA(1)- of een AR(1)-component. Merkwaardig is echter dat de autocorrelaties positief zijn. In de literatuur (zie bijvoorbeeld Vlaar en Palm, 1993) worden daarentegen vaak negatieve eerste orde autocorrelaties gerapporteerd, welke worden toegeschreven aan het verschijnsel van intra-marginale beleidsinterventies door de monetaire autoriteiten. Ten derde suggereren de resultaten van de autocorrelatie- en de heteroscedasticiteitstoetsen dat de ontwikkelingen in de variantie met behulp van een GARCH-specificatie kunnen worden beschreven.

Gezien het patroon van de (partiële) autocorrelatiefuncties gaat de voorkeur uit naar een MA(1) specificatie, hoewel het onderscheid met een AR(1) specificatie marginaal lijkt. De keuze voor het type sprongverdeling kan op louter pragmatische gronden worden genomen. De schattingsresultaten worden hierdoor nauwelijks beïnvloed, terwijl een model met een Bernoulli sprongverdeling aanmerkelijk gemakkelijker te schatten is (Vlaar en Palm, 1993). Daarnaast wordt gekozen voor een GARCH(1,1) specificatie, omdat dit doorgaans voldoende is om conditionele veranderingen in de variantie adequaat te kunnen beschrijven.

Figuur 1: De Belgische frank in het EMS: 1979-93



Figuur 2: De Nederlandse gulden in het EMS: 1979-93



De eerste en de tweede component tezamen kunnen als volgt in formulevorm worden weergegeven:

$$\Delta S_t = \mu + \lambda v + \psi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

In deze formule is μ het gemiddelde van de 'rustige' verdeling, λ de sprongintensiteit, $\mu + v$ is het gemiddelde van de sprongverdeling, ψ de MA(1)-parameter en ε_t is de storingsterm. Omdat h_t^2 de variantie van de rustige verdeling en $h_t^2 + \delta^2$ de variantie van de sprongverdeling is, wordt de totale verdeling voor ε_t weergegeven door $N(0, h_t^2 + \lambda \delta^2)$. Daarnaast wordt de GARCH (1,1) specificatie gegeven door:

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3)$$

De variantie op tijdstip t is in een GARCH(1,1) model dus geconditioneerd op de variantie en de gekwadrateerde innovatie van tijdstip $t-1$. Om voor dit model tot schattingsresultaten te komen, moest de loglikelihoodfunctie over acht parameters worden gemaximaliseerd. Net als bij de overige modellen in deze studie is voor de schattingsresultaten, gebruik gemaakt van de Maxlik module van Gauss. Door plausibele startwaarden te kiezen kon dit model relatief eenvoudig worden geschat met behulp van het algoritme van Broyden, Fletcher, Goldfarb en Shanno (zie Broyden, 1965). De resultaten voor België en Nederland staan afgebeeld in tabel 4.

Uit deze schattingsresultaten valt af te lezen dat voor beide landen de MA(1)-component niet significant is. Voor Nederland is het teken zelfs positief, hetgeen doorgaans wordt geassocieerd met 'mean aversion' in plaats van 'mean reversion'. Dit lijkt opmerkelijk omdat verschillende studies voor Nederland wel melding maken van 'mean reversion' gedrag van de wisselkoers (Svensson, 1993, Knot en de Haan, 1995).³ Het verband tussen 'mean reversion' en MA/AR-parameters, dat in de literatuur veelvuldig wordt gelegd, is echter niet waterdicht. 'Mean reversion' heeft namelijk betrekking op het verband tussen de huidige beweging en de huidige positie van de wisselkoers, zoals getoetst in bovenvermelde studies, terwijl de MA/AR-parameters

³ Het positieve teken van de MA-parameter is wel in overeenstemming met de gevonden autocorrelatiecoëfficiënt (zie tabel 2). Daarnaast worden bij diverse financiële reeksen bijna altijd positieve eerste orde MA-parameters gevonden (zie Taylor, 1986).

Tabel 4: Schattingen van een MA(1)-GARCH(1,1)-Bernoulli sprong model

	België	Nederland
μ	0,0053 (1,39)	-0,0024 (0,91)
ψ	-0,0420 (0,86)	0,0265 (0,52)
α_0	0,0023* (2,49)	0,0001 (1,07)
α_1	0,4562** (4,41)	0,8005** (6,72)
α_2	0,3520** (3,53)	0,1516 (1,40)
λ	0,0412** (2,91)	0,0450* (2,36)
ν	0,2041 (1,14)	0,2658* (1,98)
δ^2	2,1011 (1,06)	0,1506* (1,96)

NB: Periode: 13 maart 1979 tot en met 30 juli 1993. De heteroscedastisch consistente t-waarden staan tussen haakjes en met behulp van * en ** wordt aangeduid of het significantieniveau respectievelijk 5% en 1% bedraagt. Het aantal observaties is 749 voor beide landen.

de huidige beweging aan de voorafgaande beweging koppelen. Voor het op correcte wijze toetsen van 'mean reversion' is dus een specificatie vereist waarin wisselkoersbewegingen direct worden gekoppeld aan de positie binnen de band.

Een andere conclusie die uit tabel 4 kan worden getrokken is dat voor België de variantie van zowel de rustige ($\alpha_0/(1-\alpha_1-\alpha_2)$) als de sprongverdeling (δ^2) aanmerkelijk groter is dan voor Nederland. Dit is in overeenstemming met wat verwacht zou mogen worden, omdat, zoals in paragraaf 2 naar voren is gekomen, de Belgische wisselkoersveranderingen veel grotere mutaties hebben gekend. Voorts is het gemiddelde van de rustige verdeling voor Nederland negatief. Blijkbaar werd het Nederlandse wisselkoersbeloop gekenmerkt door een lichte appreciatietendens tegenover de Duitse mark, welke soms werd gecorrigeerd door een sprong die de gerealiseerde versterking teniet doet of zelfs overtreft. Als laatste kan worden opgemerkt dat de twee GARCH-parameters voor België beide significant zijn, terwijl voor Nederland alleen α_1 significant is.⁴

⁴ Positieve GARCH-parameters zijn gegarandeerd door $\sqrt{\alpha_i}$ te schatten in plaats van α_i . Hierbij is rekening gehouden met het feit dat de t-waarden die op deze manier worden gegenereerd niet geheel consistent zijn. Voor consistente t-waarden is het noodzakelijk om deze zonder niet-lineaire transformaties te berekenen.

4 Het econometrisch doelzonemodel van Bekaert en Gray

In deze paragraaf zal het model van Bekaert en Gray (1996) worden geïntroduceerd. Ook dit model maakt gebruik van een 'rustige' verdeling en een sprongverdeling. Tevens wordt in navolging van Nieuwland e.a. (1991) en Vlaar (1992) de variantie met behulp van een GARCH(1,1) specificatie gemodelleerd. Daarnaast speelt de positie van de wisselkoers binnen de band, net als bij Ball en Roma (1993) en Engel en Hakkio (1994), een belangrijke rol bij het verklaren van wisselkoersbewegingen.

Behalve deze overeenkomsten zijn er ook verschillende innovatieve elementen in het model terug te vinden, die de mogelijkheid bieden om enkele implicaties van het theoretische doelzonemodel van Krugman direct te toetsen. Het Krugman-model veronderstelt bijvoorbeeld een S-vormige verband tussen de wisselkoers en de onderliggende 'fundamentals', doordat de monetaire autoriteiten worden geacht te interveniëren wanneer deze fundamentals de wisselkoers op één van beide uiteinden van de doelzone doen belanden. De toetsbare implicatie hiervan is dat de variantie van de wisselkoers zou moeten afnemen naarmate de wisselkoers dichterbij de randen van de doelzone komt. Tegelijkertijd zouden de (rationele) verwachtingen omtrent deze beleidsinterventies aanleiding moeten geven tot een waarneembaar proces van 'mean reversion' in de wisselkoers.

Naast de twee kenmerken van het Krugman-model kan in ons model de kans op een spilloersherschikking worden bepaald, doordat op ieder tijdstip de kans op een sprong en de specificatie van de sprongverdeling bekend zijn. Deze kans kan worden gezien als een indicator voor het gebrek aan geloofwaardigheid van de wisselkoers. Tenslotte worden er drie exogene variabelen geïntroduceerd die nog niet eerder zijn gebruikt om wisselkoersveranderingen te verklaren. Deze variabelen zijn de relatieve reservepositie van de centrale bank (*LR*), de helling van de yieldcurve (*SYC*) en het renteververschil ten opzichte van Duitsland (*ID*).

Het model zal eerst worden uitgedrukt in termen van de kansverdeling voor wisselkoersmutaties, geconditioneerd op de beschikbare informatie: $f(\Delta S_t | I_{t-1})$. I_{t-1} representeert hierbij de beschikbare informatieset en $f(\cdot | \cdot)$ duidt de conditionele dichtheidsfunctie aan. De bivariate structuur van het model komt tot uitdrukking in het feit dat deze functie is opgedeeld in een gedeelte waarin geen sprong plaatsvindt en een gedeelte waarin wel een sprong optreedt, met een geconditioneerde kans van respectievelijk $1 - \lambda_{t-1}$ en λ_{t-1} :

$$f(\Delta S_t | I_{t-1}) = TN(\mu_{t-1}, \sigma_{t-1}^2, \Delta_{L,t-1}, \Delta_{U,t-1})(1 - \lambda_{t-1}) + N(\rho_{t-1}, \rho_{t-1}^2 \delta^2) \lambda_{t-1} \quad (4)$$

met

$$\begin{aligned}
 \lambda_{t-1} &= \Phi(\beta_1 + \beta_2 SYC_{t-1}) \\
 \rho_{t-1} &= \beta_3 + \beta_4 LR_{t-1} + \beta_5 |PB_{t-1}| + \beta_6 ID_{t-1} + \beta_7 CID_{t-1} \\
 \mu_{t-1} &= \beta_8 + \beta_9 PB_{t-1} \\
 \sigma_{t-1}^2 &= \beta_{10} + \beta_{11}(1 - RD_{t-1})\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{12}\sigma_{t-2}^2 + \beta_{13}|PB_{t-1}|
 \end{aligned} \tag{5}$$

In Bijlage I worden de definities gegeven van de diverse variabelen en wordt ingegaan op het verwachte teken van de diverse parameters conform het model van Bekaert en Gray (1996).

Het eerste gedeelte van vergelijking (4) staat voor een getrunceerd normale (*TN*) verdeling van wisselkoersveranderingen, gegeven dat er geen sprong plaatsvindt. Deze verdeling wordt getrunceerd (afgekapt) bij de uiteinden van de doelzone, omdat herschikkingen per definitie zijn uitgesloten. Hier gedraagt de wisselkoers zich dus volgens de principes van een volstrekt geloofwaardige doelzone. De grootst mogelijke positieve ($\Delta_{U,t-1}$) en negatieve ($\Delta_{L,t-1}$) veranderingen zorgen er voor dat de wisselkoers precies op de boven- respectievelijk ondergrens van de doelzone terecht komen. De kansdichtheidsfunctie van een getrunceerd normale verdeling is dus nul buiten de truncatiepunten en daarbinnen wordt de kans evenredig opgehoogd. In formulevorm kan de kansdichtheidsfunctie binnen de truncatiepunten als volgt worden weergegeven:

$$f(\Delta S_t | I_{t-1}, \lambda_{t-1} = 0) = \frac{\phi\left(\frac{\Delta S_t - \mu_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}\right) \frac{1}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}}{\Phi\left(\frac{\Delta_{U,t-1} - \mu_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}\right) - \Phi\left(\frac{\Delta_{L,t-1} - \mu_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}\right)} \tag{6}$$

waar $\phi(\cdot)$ staat voor de standaard normale dichtheidsfunctie en $\Phi(\cdot)$ voor de cumulatief normale dichtheidsfunctie. (zie Greene, 1993, p.683, voor details over de getrunceerd normale verdeling).

Het conditionele gemiddelde (μ_{t-1}) is afhankelijk van de positie van de wisselkoers binnen de band (PB_{t-1}), zodat het 'mean reversion' gedrag van wisselkoersen binnen geloofwaardige doelzones rechtstreeks en op correcte wijze kan worden getoetst. De conditionele variantie (σ_{t-1}^2) van de getrunceerde verdeling volgt een GARCH(1,1) proces, waarbij met behulp van een dummy variabele (RD_{t-1}) tevens rekening wordt gehouden met het feit of er zojuist een

spilkoersverschikking heeft plaatsgevonden. In dergelijke gevallen zou, zonder deze dummy, de innovatieterm ($\varepsilon_{t-1} = \Delta S_{t-1} - E_{t-1}[\Delta S_{t-1}]$) ten onrechte indiceren dat de op tijdstip t voorspelde variantie groot is, terwijl na verschikkingen de volatiliteit doorgaans lager dan gemiddeld is. Tevens is deze variantie afhankelijk gesteld van de afstand ten opzichte van de spilkoers: $|PB_{t-1}|$; dit om het door Krugman (1991) gepostuleerde 'S-effect' te toetsen.

Bij het tweede gedeelte van de conditionele dichtheidsfunctie van vergelijking (4) behoort een verschikking wel tot de mogelijkheden. Deze is normaal (N) verdeeld en kent in vergelijking met de getrunceerde verdeling een aanzienlijk hoger gemiddelde en een hogere variantie. De kans op een sprong (λ_{t-1}) wordt in het model gespecificeerd als een functie van de helling van de yieldcurve (SYC_{t-1}). Er wordt, net als in het probitmodel, gebruik gemaakt van de cumulatief normale verdeling zodat λ alleen waarden tussen 0 en 1 kan aannemen. Als de helling negatief wordt, ofwel als de korte rente boven de lange rente komt te liggen, dan is dit een indicatie van verhoogde wisselkoersspanningen en dus van een verhoogde sprongkans.⁵ Omdat macro-economische gegevens als industriële productie en werkloosheid alleen op maandbasis te verkrijgen zijn en ook nog eens met een vertraging van zes tot acht weken, zijn dergelijke invloeden op de sprongkans buiten beschouwing gelaten. Het conditionele gemiddelde van de sprongverdeling (p_{t-1}) hangt af van een viertal factoren: de reserve-ontwikkeling van de centrale bank (LR_{t-1}), de afstand ten opzichte van de spilkoers ($|PB_{t-1}|$),⁶ het éénweekse-renteverschil ten opzichte van Duitsland (ID_{t-1}) en het cumulatieve inflatieverschil ten opzichte van Duitsland (CID_{t-1}).⁷ Om identificatieproblemen te vermijden wordt de conditionele variantie van de sprongverdeling geacht proportioneel toe te

⁵ In deze redenering wordt voorbijgegaan aan het feit dat een inverterende yieldcurve ook kan worden veroorzaakt door het volgen van een tijdelijke monetaire verkrapping in Duitsland. Het feit dat zo'n situatie in beginsel geen verband houdt met wisselkoers-spanningen zou de significantie van de bijbehorende parameter kunnen doen verminderen.

⁶ De afwijking van de spilkoers is in absolute termen opgenomen omdat sprongen in ons model niet alleen betrekking hebben op verschikkingen, maar ook op grote sprongen binnen de band. Terwijl een verschikking normaliter in het verlengde ligt van de afwijking van de wisselkoers ten opzichte van de spilkoers, zijn gelijkgerichte sprongen binnen de band echter in potentie het grootst wanneer de wisselkoers zich bij het andere uiteinde ophoudt.

⁷ Vanwege de vertraagde beschikbaarheid zou kunnen worden overwogen om het inflatieverschil (CID_{t-1}) niet in het model op te nemen. Om wille van de vergelijkbaarheid met Bekaert en Gray (1996) is deze variabele desondanks opgenomen. Overigens is het niet duidelijk of Bekaert en Gray rekening hebben gehouden met de vertraagde beschikbaarheid van de cijfers. Bij onze schattingen is dit wel het geval.

nemen met het conditionele gemiddelde. Grote spronggemiddeldes gaan dus gepaard met grotere varianties.

Om dit model te schatten moest de conditionele loglikelihoodfunctie over veertien parameters worden geoptimaliseerd.⁸ Voor de schattingen is gebruik gemaakt van de optimalisatie-algorithmes van Berndt, Hall, Hall en Hausman (1974) en van Broyden, Fletcher, Goldfarb en Shanno (Broyden, 1965). Een lastig probleem bij het schatten van dit model was het vinden van de juiste startwaarden. Dit is verholpen door alle parameters in eerste instantie gelijk aan nul te stellen en deze restricties vervolgens één voor één los te laten, waarbij de gevonden parameters in de daaropvolgende schattingsronde als startwaarden werden ingevoerd. Op een enkele keer na bleken de uiteindelijke geschatte waarden doorgaans onafhankelijk van de precieze volgorde waarin de restricties werden losgelaten, hoewel soms aanzienlijke verschillen in het convergentietempo konden worden waargenomen. Deze methode geeft nochtans de meeste 'garantie' dat het globale optimum ook werkelijk wordt gevonden.

Zoals reeds naar voren is gekomen in de inleiding heeft in maart 1990 een significante trendbreuk plaatsgehad in het Belgische monetaire beleid. Derhalve zijn voor dit land alleen schattingen opgenomen die betrekking hebben op de periode voor maart 1990.⁹ Voor Nederland heeft de overgang naar een geloofwaardig monetair beleid veel geleidelijker plaatsgevonden, zodat hier wel alle observaties konden worden meegenomen. In tabel 5 zijn de resultaten van de schattingen voor dit model gerangschikt.

Als eerste kan worden opgemerkt dat het aantal significante parameters voor Nederland aanzienlijk hoger ligt dan voor België (tien respectievelijk vijf), hoewel het teken van een aantal parameters nadere uitleg vereist. Voorts is de parameter β_9 voor beide landen negatief en voor België zelfs bijna significant. Met behulp van dit model kan dus wel enige vorm van 'mean reversion' worden waargenomen conform het Krugman (1991) model. Het S-vormige verband tussen de fundamentele en de feitelijke wisselkoers (negatieve waarde voor β_{13}) wordt voor België wel gevonden, maar voor Nederland is deze parameter significant positief. Een mogelijke

⁸ De statistische motivatie voor het gebruik van deze methode bij het onderhavige schattingsprobleem en de exacte specificatie van de conditionele loglikelihoodfunctie worden gegeven in Bekaert en Gray (1996, p. 13).

⁹ Er is gekozen voor de EMS-periode 1979-1990, omdat de periode 1990-1993 voor een dergelijk model een te klein aantal observaties betreft. Daarnaast zijn de wisselkoersmutaties zo klein dat pogingen om voor de latere periode schattingen te genereren onheroepelijk stuiten op identificatieproblemen.

Tabel 5: Het model van Bekaert en Gray

	België (03/1979-03/1990)	Nederland (03/1979-07/1993)
β_1 (λ)	-1,6590** (5,508)	-2,2459** (5,982)
β_2 (SYC)	-0,1799 (1,046)	-0,0992 (0,628)
β_3 (ρ)	-0,0372 (1,930)	3,2321* (1,986)
β_4 (LR)	-0,2750 (1,928)	-2,1632** (2,782)
β_5 ($ \text{PB} $)	-0,1908 (1,741)	0,4389** (2,875)
β_6 (ID)	0,0176 (1,573)	-0,2558** (5,101)
β_7 (CID)	0,2660 (1,897)	-0,2455** (4,740)
β_8 (μ)	0,0386** (2,802)	-0,0018 (0,709)
β_9 (PB)	-0,0399 (1,736)	-0,0302 (1,234)
β_{10} (σ)	0,0021 (1,573)	0,0007 (0,746)
β_{11} (ε_1)	0,2396** (3,467)	0,2135** (3,535)
β_{12} (σ_2)	0,7199** (8,383)	0,6980** (10,46)
β_{13} ($ \text{PB} $)	-0,0024 (1,512)	0,0070** (2,706)
δ	4,9992* (1,982)	0,1054** (3,656)
log-likelihood	0,309438	0,921054

NB: De heteroscedastisch consistente t-waarden staan afgebeeld tussen haakjes en met behulp van * en ** wordt aangegeven of het significantieniveau respectievelijk 5% en 1% bedraagt. Het aantal observaties is 583 voor België en 749 voor Nederland.

verklaring hiervoor is dat de Nederlandsche Bank vanaf 1984 in feite een impliciete bandbreedte hanteerde die veel kleiner was dan 4.5%. Zo werden wisselkoersbewegingen reeds ruim voor de uiteinden van de band gedempt door intra-marginale beleidsinterventies (voornamelijk bestaande uit rentemutaties), hetgeen de variantie nabij de spilkoers deed verminderen en een zuivere toetsing van de betrokken hypothese voor Nederland in de weg staat.

De GARCH-parameters (β_{11} en β_{12}) zijn voor beide landen zeer significant. Ook dit is niet in overeenstemming met het Krugman model, omdat dat model een variantie impliceert die onafhankelijk is van eerder waargenomen wisselkoersbewegingen. De sprongparameters (β_4 , β_5 , β_6 , en β_7) zijn voor België allemaal insignificant. Hierbij kan echter worden opgemerkt dat ten

opzichte van het 10% significantiecriteria wel drie van de vier sprongparameters significant zijn. Voor Nederland is niet zozeer de significantie teleurstellend, maar wel het feit dat de twee meest significante parameters (β_6 en β_7) ogenschijnlijk beide het verkeerde teken hebben. Voor het cumulatieve inflatieverschil is het negatieve teken inderdaad in strijd met gangbare theorieën. Dit teken duidt er immers op dat een hogere inflatie in Nederland dan in Duitsland de gulden zou hebben versterkt.

Daarentegen kan het negatieve teken bij het renteververschil bij nader inzien niet langer als 'verkeerd' worden gekenschetst, maar moet deze juist worden verklaard uit de uitzonderlijk hoge geloofwaardigheid van de guldenskoppeling en het preventieve karakter van het rentebeleid. De achterliggende gedachte bij het positieve teken was namelijk dat wisselkoersspanningen in het EMS veelal gepaard gingen met forse renteverhogingen. Deze zogeheten marginale interventies werden door landen als Frankrijk, en in iets mindere mate door België, veelvuldig toegepast. Nederland gebruikte het rentewapen daarentegen veel meer intra-marginaal. Op deze wijze signaleerden de monetaire autoriteiten aan de financiële markten dat zij de wisselkoersdoelstelling belangrijker achten dan binnenlandse doelstellingen. Nederlandse renteverhogingen werden dus bij een relatief lage speculatieve druk doorgevoerd, en werden veelal gevolgd door een weer aantrekkende wisselkoers. Deze uitleg wordt bevestigd door het feit dat in de periode na maart 1990, ten tijde van het zogenoemde 'franc fort' beleid, Belgische wisselkoersveranderingen eveneens negatief zijn gerelateerd aan het renteververschil (niet getoond).

5 Ontwikkeling van een alternatief model

De schattingen van het model van Bekaert en Gray (1996) voor België en Nederland hebben een aantal belangrijke onvolkomenheden aan het licht gebracht. Ten eerste is er sprake van een overparametrisatie van het gemiddelde van de sprongverdeling. Dit resulteert voor België in een groot aantal insignificante parameters en bij Nederland tot een moeilijk verklaarbare uitkomst voor de parameter van het inflatieverschil (β_7). Nader onderzoek leert dat deze sterk gecorreleerd is met de parameter van het renteververschil (β_6). Er is in dat model dus sprake van multicollineariteit, wat de identificatie van de parameters sterk bemoeilijkt. Een ander probleem is de variabele die de sprongkans bepaalt: de helling van de yieldcurve. Evenals in de schattingen van Bekaert en Gray voor Frankrijk is deze variabele voor geen van beide landen significant. Voorts is de variantie van de sprongverdeling zodanig gespecificeerd dat deze erg afhankelijk is van de voorspellende waarde van de variabelen die het spronggemiddelde bepalen. Als gevolg van deze misspecificaties en het

grote aantal te schatten parameters zijn de convergentie-eigenschappen van dit model voor België en Nederland onbevredigend te noemen.

Om deze problemen het hoofd te bieden is een aantal veranderingen doorgevoerd. Allereerst is het spronggemiddelde nu nog van slechts één variabele afhankelijk, omdat het opnemen van meerdere variabelen telkens tot multicollineariteit leidde. In eerste instantie werd voor beide landen gekozen voor het cumulatieve inflatieverschil omdat deze variabele theoretisch bezien het meest voor de hand ligt, uitgaande van een impliciet streven naar behoud van de internationale concurrentiepositie. Nadere inspectie leerde evenwel dat het renteververschil voor Nederland duidelijk betere resultaten opleverde, in termen van de significantie van de betrokken parameter en de likelihood van het gehele model, terwijl de overige parameters nauwelijks werden beïnvloed. Derhalve worden hieronder voor Nederland beide modellen gepresenteerd.

Om de voorspellende waarde van de sprongkans te verhogen wordt de helling van de yieldcurve vervangen door het reserveniveau van de centrale bank.¹⁰ Gelet op het feit dat speculatieve druk op de valuta eveneens tot uitdrukking zal komen in de reservepositie, lijkt deze variabele ook intuïtief een even goed te rechtvaardigen keuze. Vanwege het succes van de GARCH-parameters bij de schattingen worden deze ook gebruikt bij de specificatie van de sprongvariantie, net als in het model van paragraaf 3. Tenslotte wordt de getrunceerd normale verdeling vervangen door een gewone normale verdeling, omdat dit de interpretatie van de 'mean reversion' parameter vereenvoudigt. Een getrunceerde verdeling heeft namelijk de eigenschap dat het te schatten gemiddelde van de onderliggende normale verdeling de neiging heeft tot 'mean aversion'.¹¹ Derhalve zou de 'mean reversion' parameter en het bijbehorende betrouwbaarheids-interval eigenlijk moeten worden berekend volgens niet-lineaire functies van de uitgangspositie van de wisselkoers en een aantal overige parameters uit het model, hetgeen onmogelijk blijkt (Bekaert en Gray, 1996). Door deze wijzigingen komt het model er als volgt uit te zien:

$$f(\Delta S_t | I_{t-1}) = N(\mu_{t-1}, \sigma_{t-1}^2) (1 - \lambda_{t-1}) + N(\rho_{t-1}, \sigma_{t-1}^2 + \delta^2) \lambda_{t-1} \quad (7)$$

¹⁰ In tegenstelling tot de reservevariabele uit de voorgaande paragraaf wordt nu niet een vierweeks voortschrijdend gemiddelde gebruikt, maar het reserveniveau gedeeld door het gemiddelde reserveniveau gedurende de steekproef.

¹¹ Dit komt omdat het werkelijke gemiddelde van de getrunceerde verdeling per definitie dichter bij de spilkoers ligt, dan het onderliggende gemiddelde. De getrunceerde verdeling heeft immers altijd de grootste uitloper aan de kant van de spilkoers.

met

$$\begin{aligned}
 \lambda_{t-1} &= \Phi (\gamma_1 + \gamma_2 LR_{t-1}) \\
 \rho_{t-1} &= \gamma_3 + \gamma_4 X_{t-1} \\
 \mu_{t-1} &= \gamma_5 + \gamma_6 PB_{t-1} \\
 \sigma^2_{t-1} &= \gamma_7 + \gamma_8 (1 - RD_{t-1}) \varepsilon^2_{t-1} + \gamma_9 \sigma^2_{t-2} + \gamma_{10} |PB_{t-1}|
 \end{aligned} \tag{8}$$

De specificatie van de rustige verdeling is (op de getrunceerde verdeling na) gelijk aan die van het model uit paragraaf 4. De exogene variabele die het gemiddelde van de sprongverdeling bepaalt (JX_{t-1}) kan, zoals reeds naar voren is gekomen, variëren. Voor België bleek het cumulatieve inflatieverschil (CID_{t-1}) de beste keus, terwijl de Nederlandse wisselkoersmutaties beter met behulp van het renteverskil (ID_{t-1}) konden worden verklaard. Het genereren van schattingen bleek voor dit model meer bevredigend; er trad een snellere convergentie op naar een voor Nederland zelfs hoger niveau van de (log)likelijkheid. De resultaten staan in tabel 6.

Uit de tabel valt af te lezen dat vooral de Belgische resultaten sterk zijn verbeterd na het doorvoeren van de verschillende wijzigingen. Het aantal significante variabelen is gestegen van vijf naar acht en alle parameters hebben nu het verwachte teken.¹² Verder valt op dat ontwikkelingen in het reserveniveau uitstekend als sprongindicator kunnen fungeren. Een ander opvallend resultaat is dat de 'mean reversion' parameter als gevolg van de vervanging van de getrunceerde verdeling nu wel significant is. In dit model kan dus wel naar het gemiddelde tenderend gedrag van de wisselkoers worden aangetoond. Bij het model van Bekaert en Gray werd de significantie negatief beïnvloed door het gebruik van de getrunceerde verdeling en het model uit paragraaf 3 bleek niet op correcte wijze gespecificeerd om het 'mean reversion' effect te kunnen detecteren.

Voor Nederland kan op basis van het aantal significant verklarende variabelen niet worden geconcludeerd dat dit model beter presteert dan dat uit paragraaf 4. Dit aantal is namelijk in beide gevallen gezakt van tien naar zes. Toch kunnen de wijzigingen ook voor Nederland als een verbetering worden beschouwd. De aangepaste modellen zijn op economische gronden beter te interpreteren en de likelijkheid van beide modellen is hoger, ondanks het gereduceerde aantal parameters. Net als bij België komt het 'mean-reverting' gedrag van de wisselkoers nu duidelijker naar voren; de parameter γ_6 is in beide gevallen negatief en nu ook significant. Dit is, gelet op de

¹² De significantie van interceptparameters is minder relevant, omdat de significantie van deze parameters is beïnvloed door de herschaling van de verklarende variabelen.

Tabel 6: Een alternatief model

	België JX=CID (03/1979-03/1990)	Nederland JX=CID (03/1979-07/1993)	Nederland JX=ID (03/1979-07/1993)
γ_1 (λ)	0,8267 (1,800)	1,0963 (1,714)	1,4377 (1,755)
γ_2 (LR)	-3,5620** (4,870)	-3,1073** (4,182)	-3,4810** (3,606)
γ_3 (ρ)	-0,0136 (0,152)	0,1801 (1,549)	0,3620 (1,947)
γ_4 (JX)	0,6090* (2,060)	0,0919 (0,875)	-0,1297* (2,179)
γ_5 (μ)	0,0458** (4,075)	-0,0014 (0,628)	-0,0016 (0,693)
γ_6 (PB)	-0,0609** (3,553)	-0,0375** (2,887)	-0,0368* (2,208)
γ_7 (σ)	0,0063** (3,657)	0,0001 (1,669)	0,0004 (0,746)
γ_8 (ϵ_{-1})	0,2918** (4,166)	0,1048* (2,181)	0,0953* (1,986)
γ_9 (σ_{-2})	0,5522** (7,530)	0,8319** (12,90)	0,8423** (13,09)
γ_{10} ($ PB $)	-0,0061** (3,561)	0,0014** (3,265)	0,0013 (1,947)
δ	1,6757 (1,181)	0,3717** (3,130)	0,3687** (3,171)
log-likelihood	0,291084	0,932634	0,935212

NB: De keuze voor JX staat boven de betrokken kolom. De heteroscedastisch consistente t-waarden staan afgebeeld tussen haakjes en met behulp van * en ** wordt aangegeven of het significantieniveau 5% respectievelijk 1% bedraagt.

hoge geloofwaardigheid van het Nederlandse wisselkoersbeleid in de beschouwde periode, een plausibel resultaat. Wel is de parameter die het 'S-effect' meet (γ_{10}) nog steeds positief. Teneinde de hypothese te toetsen dat dit resultaat valt terug te voeren op de smallere impliciete bandbreedte die DNB sinds 1983 zou hebben aangehouden, zijn beide modellen herschat met een bandbreedte van $\pm 1\%$ sinds maart 1983 (niet getoond). Ook deze exercitie leverde positieve, doch nu duidelijk insignificante parameters op, zodat mag worden geconcludeerd dat het 'S-effect' voor Nederland geen opgeld doet.

Ten slotte moet worden opgemerkt dat, indien afzonderlijk beschouwd, het spronggemiddelde in Nederland duidelijk beter kan worden verklaard door het renteverskil ten opzichte van Duitsland dan door het inflatieverschil. Toch heeft de betrokken parameter (γ_4) ook bij keuze voor het renteverskil enigszins aan significantie ingeboet. Dit kan worden verklaard doordat het

gemeten significantieniveau van β_6 in het model van Bekaert en Gray sterk werd beïnvloed door de multicollineariteit met het inflatieverschil.

6 De voorspelkwaliteit van het model

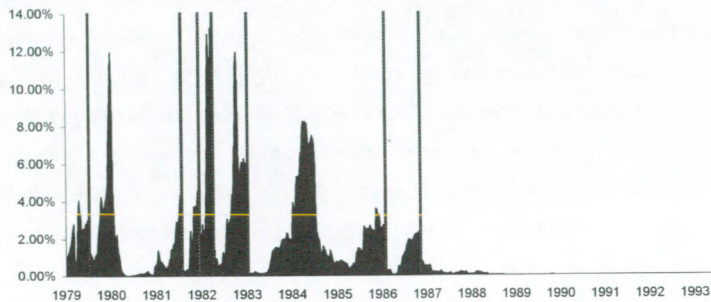
De modellen met een endogeen devaluatierisico kunnen dankzij de uitgebreide specificatie van de sprongverdeling worden toegepast om wisselkoersspanningen in kaart te brengen en eventueel in retrospectief te 'voorspellen'. Met name het gereduceerde model dat in paragraaf 5 centraal stond, had beleggers van nut kunnen zijn om tot een optimale allocatiemix van verschillende valuta's te komen, omdat dit model goede verklarende variabelen heeft bij een relatief bevredigende convergentie van het schattingsproces. In dit model zijn de kans op een sprong en de volledige sprongspecificatie op ieder tijdstip bekend. Derhalve kan met behulp van dit model telkens de kans op een wisselkoersbeweging buiten de doelzone worden bepaald.¹³ Zowel statistisch als politiek gezien is de kans op een spilkoersherschikking in de vorm van een revaluatie van de andere EMS-valuta's ten opzichte van de Duitse mark altijd verwaarloosbaar geweest. Binnen het EMS is dus alleen de kans op een devaluatie relevant voor de kans op een spilkoersherschikking. In figuur 3 en 4 staat de devaluatiekans voor respectievelijk België en Nederland afgebeeld over de gehele EMS-periode tot aan de margeverbreiding in augustus 1993.

Voor de Belgische frank worden zes van de zeven devaluaties, welke zijn aangeduid met behulp van een verticale lijn, voorafgegaan door een stijging van de devaluatiekans tot minstens drie procent.¹⁴ Bij de laatste spilkoersherschikking is sprake van een toename van de devaluatiekans tot twee procent. De devaluaties worden dus redelijk adequaat door het model voorspeld. De timing van de devaluaties kan daarentegen met het model niet altijd worden voorzien. Soms, zoals bij de vijfde devaluatie in maart 1983 en de zesde in juli 1986, wordt de devaluatie voorafgegaan door een stijging van de devaluatiekans tot boven de drie procent die al vele maanden eerder is

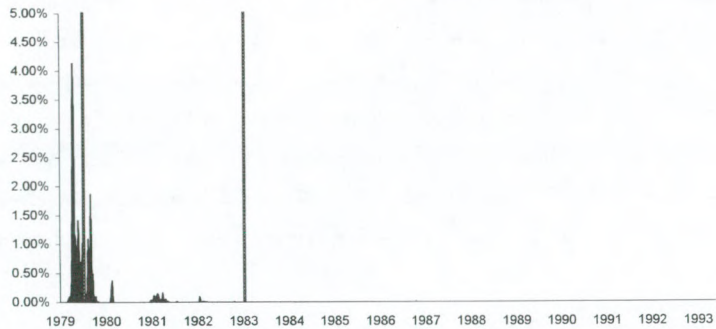
¹³ De analyse heeft hier betrekking op 'within sample' voorspellingen. Om de werkelijke voorspelkracht van het model met betrekking tot spilkoersherschikkingen te bepalen zouden 'out of sample' resultaten benodigd zijn. Gelet op de complexiteit van het genereren van schattingen bij een (te) beperkt aantal observaties is dit evenwel een weinig vruchtbare exercitie.

¹⁴ De devaluatiekansen zijn weliswaar relatief beperkt van omvang, maar vergelijkbaar met wat in deze literatuur doorgaans wordt gevonden (Vlaar, 1992, en Bekaert en Gray, 1996). Bovendien is reeds beargumenteerd dat sprake is van een ondergrens voor de feitelijke kans op een spilkoersherschikking.

Figuur 3: Devaluatiekansen voor de BF/DM koers



Figuur 4: Devaluatiekansen voor de NG/DM koers



ingezet. Daarnaast is het twee maal voorgekomen dat de devaluatiekans tot grote hoogtes steeg zonder dat dit direct werd gevolgd door een herschikking van de spilkoers (april 1980 en juni 1984). Voor beide maanden kan uit figuur 1 worden afgelezen dat de frank opnieuw de (zwakke) bovengrens van de doelzone had bereikt. Vergelijking van figuren 1 en 3 leert evenwel dat de frank ook regelmatig verzwakte zonder dat dit ogenblikkelijk aanleiding gaf tot aanzienlijke devaluatieverwachtingen.

Als een wisselkoers binnen een doelzone wordt gekenmerkt door een verwaarloosbare devaluatiekans, dan kan de doelzone worden beschouwd als volstrekt geloofwaardig. Evenzo kan een relatief hoge devaluatiekans worden geassocieerd met een weinig geloofwaardige doelzone. Verschillende studies naar de geloofwaardigheid van het EMS concluderen dat de geloofwaardigheid significant is toegenomen sinds 1987 en dat de crisis van 1992/93 dan ook volledig als een verrassing kwam (Rose en Svensson, 1994, en Frankel en Phillips, 1992). Als we het beloop van de Belgische devaluatiekans in deze context beschouwen, dan kan worden geconstateerd dat de geloofwaardigheid van het Belgische wisselkoersbeleid inderdaad na 1987 significant is toegenomen. De aankondiging in 1990 van een monetair beleid dat exclusief in dienst staat van wisselkoersstabiliteit heeft dit proces ongetwijfeld geschraagd. Ten slotte kan worden opgemerkt dat de spanningen van 1992/93 ook door dit model niet worden voorzien.

De eerste devaluatie voor Nederland wordt binnen het model wel voorafgegaan door enkele perioden met een waarneembare devaluatiekans (maximaal 4%), terwijl de tweede devaluatie als een complete verrassing kan worden beschouwd (zie ook Sturm en Knot, 1996, p.380). Deze devaluatie was meer het resultaat van politieke dan van economische ontwikkelingen en binnen het model spelen eerstgenoemde ontwikkelingen uiteraard geen rol. Wat de geloofwaardigheid betreft kan worden gesteld dat deze sinds de vroege jaren tachtig erg hoog is geweest; de devaluatiekans is voortdurend verwaarloosbaar klein gebleven.

De tweede toets op de voorspelkwaliteit van het uiteindelijk door ons geprefereerde model betreft een vergelijking van de voorspelfouten van het model ten opzichte de voorspelfouten van het 'random walk' model en de ongedekte interestpariteitsconditie (waar de verwachte depreciatie simpelweg wordt afgemeten aan het renteverskil ten opzichte van Duitsland). In tabel 7 staan de resultaten weergegeven voor voorspellingen van één tot en met vier weken vooruit. Uit deze tabel is af te lezen dat de voorspelkracht van het model voor beide landen beter is dan de twee simpele modelleringen. Dit is opvallend, omdat bijna geen enkel empirisch model in staat is de 'random

Tabel 7: Relatieve verbeteringen in de één tot vierweekse voorspelfouten

	1 week	2 weken	3 weken	4 weken
België (tov RW)	0,54 %	4,10 %	7,15 %	4,59 %
België (tov IRP)	2,79 %	10,72 %	16,60 %	16,81 %
Nederland (tov RW)	3,77 %	6,49 %	6,71 %	1,71 %
Nederland (tov IRP)	6,68 %	13,43 %	17,00 %	13,83 %

NB: De voorspelperiode is van april 1991 tot en met augustus 1993, en de schatters worden halfjaarlijks bijgesteld op basis van de drie voorafgaande jaren. RW staat voor het 'random walk' model: $E[S_{t+1}|I_t] = S_t$, en IRP staat voor een model waarin wisselkoersvoorspellingen worden gegenereerd door gebruik te maken van de ongedekte interest pariteitsconditie: $E[S_{t+1}|I_t] = S_t + i_t - i_t^{DL}$.

walk' te verslaan (zie Meese en Rogoff, 1983). Het 'random walk' model presteert in alle beschouwde gevallen dan ook beter dan het model dat de voorspellingen genereert op basis van de ongedekte interestpariteit. Verder valt op dat de voorspellingen van het model zelfs relatief beter worden als de voorspeltermijn wordt verlengd tot drie weken, terwijl het model is geschat op basis van éénweekse voorspellingen. De voorspellingen van twee tot vier weken zouden wellicht nog verder kunnen worden verbeterd als de schattingen gegenereerd worden op basis van de te voorspellen termijn, en daarnaast zou ook het na iedere waarneming opnieuw schatten van het model de resultaten positief kunnen beïnvloeden. Al met al kan worden gesteld dat het model export een zekere voorspelkracht heeft. Dit is evenwel primair van historisch belang, omdat wisselkoersmutaties tussen België, Duitsland en Nederland na de komst van de euro tot het verleden zullen behoren.

7 Samenvatting en conclusie

In dit artikel is het gedrag van wisselkoersen onderzocht binnen doelzone wisselkoersstelsels als het EMS. In het bijzonder ging daarbij de aandacht uit naar de ervaringen van Nederland en België binnen het EMS. In de theoretische doelzoneliteratuur, die eind jaren tachtig op gang is gekomen, worden spilkoerserschikkingen als gevolg van dergelijke speculatieve aanvallen niet of nauwelijks gemodelleerd. Wel zijn deze modellen geschikt om het gedrag van wisselkoersen binnen een geloofwaardige doelzone te analyseren. Zo voorspellen deze modellen dat wisselkoersen de

neiging hebben naar de spilkoers terug te keren ('mean reversion') en dat wisselkoersen zich vlakbij de uiteinden van de doelzone minder snel voortbewegen ('S-effect').

Met behulp van econometrische doelzonemodellen kunnen deze implicaties worden getoetst. Uit de schattingen is gebleken dat alleen bij België een 'S-effect' valt waar te nemen, terwijl voor beide landen 'mean reversion' kan worden aangetoond. Daarnaast zijn er sterke aanwijzingen gevonden dat de wisselkoersvolatiliteit adequaat kan worden gemodelleerd met behulp van een GARCH(1,1)-proces. Dit impliceert dat de volatiliteit voor beide landen afhankelijk is van eerder gerealiseerde waarnemingen en dat er sprake is van een clustering van extreme waarden. Verder is gebleken dat voor België ontwikkelingen in het inflatieverschil en het reserveniveau wisselkoersspanningen kunnen voorspellen, terwijl voor Nederland naast ontwikkelingen in het reserveniveau vooral rentewijzigingen zijn voorafgegaan aan grotere wisselkoersbewegingen. Deze 'sprongen' waren echter zelden groot genoeg om een herschikking te forceren. Ten slotte bleek het model ex-post een redelijk adequate voorspelkracht te bezitten.

Literatuur

- Ball, C.A. en A. Roma (1993), A Jump Diffusion Model for the European Monetary System, *Journal of International Money and Finance*, 12, 475-492.
- Bekeart G. en S.F. Gray (1996), Target Zones and Exchange Rates: an Empirical Investigation, *NBER Working Paper* No. 5445.
- Berndt, E., B. Hall, R. Hall en J. Hausman (1974), Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, 3/4, 653-665.
- Bollerslev, T. (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Boothe, P. en D. Glassman (1987), The Statistical Distribution of Exchange Rates: Empirical Evidence and Economic Implications, *Journal of International Economics*, 22, 297-319.
- Brent, R.P. (1972), *Algorithms for Minimization without Derivatives*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Breusch, T.S. en A.R. Pagan (1979), A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*, September 1979, 47, 1287-1294.
- Broyden, C.G. (1965), A Class of Methods for Solving Nonlinear Simultaneous Equations, *Mathematics of Computation*, 19, 577-593.
- Engel, C. en C.S. Hakkio (1994), The Distribution of Exchange Rates in the EMS, *NBER Working Paper* No. 4834.
- Engle, R. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Frankel, J. en S. Phillips (1992), The European Monetary System: Credible at Last?, *Oxford Economic Papers* 44, 791-816.
- Greene, W.H. (1993), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- Harvey, A.C. (1990), *Time Series Models*, The London School of Economics, Harvester Wheateaf, Hertfordshire, U.K..

- Hsieh, D.A. (1989), Modelling Heteroscedasticity in Daily Foreign Exchange Rates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 307-317.
- Knot, K.H.W. en J. De Haan (1993), De Geloofwaardigheid van het Wisselkoersbeleid in Oostenrijk en Nederland, *Maandschrift Economie*, 57, 379-387.
- Knot, K.H.W. en J. De Haan (1995), Interest Differentials and Exchange Rate Policies in Austria, The Netherlands, and Belgium, *Journal of Banking and Finance*, 19, 363-386.
- Krugman P. (1991), Target Zones and Exchange Rate Dynamics, *The Quarterly Journal of Economics*, 106, 669-682.
- Lindberg H. en P. Söderlind (1994), *Intervention Policy and Mean Reversion in Exchange Rate Target Zones*, Stockholm, *Scandinavian Journal of Economics*, 96, 499-513.
- Meese, R.A. en K. Rogoff (1983), Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Are any Fit to Survive?, *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- Nieuwland, F.G.M.C., W.F.C. Verschoor en C.C.P. Wolff (1991), Stochastic Trends and Jumps in EMS Exchange Rates, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2, 21-42.
- Rose A.K en L.E.O. Svensson (1994), European Exchange Rate Credibility before the Fall, *European Economic Review*, 38, 1185-1224.
- Sturm, J.E. en K.H.W. Knot (1996), Het Doelzone Wisselkoersmodel: Een Toetsing voor Nederland, *Maandschrift Economie*, 60, 359-384.
- Svensson L.E.O. (1991), The Term Structure of Interest Rates in a Target Zone: Theory and Swedish Data, *Journal of Monetary Economics*, 28, 87-116.
- Svensson L.E.O. (1993), Assessing Target Zone Credibility: Mean Reversion and Devaluation Expectations in the ERM, 1979-1992, *European Economic Review*, 37, 763-802.
- Taylor, S.J. (1986), *Modeling Financial Time Series*, John Wiley & Sons, Chichester.
- Ungerer, H., J.J. Hauvonen, A. Lopez en T. Mayer (1990), The European Monetary System: Developments and Perspectives, *IMF Occasional Paper*, 73, Washington DC.
- Vlaar, P.J.G. (1992), Target Zones and Realignment Risk: An Integrated Approach, *Research Memorandum*, No. 92-050, University of Limburg.
- Vlaar, P.J.G. en F.C. Palm (1993), The Message in Weekly Exchange Rates in the EMS: Mean Reversion, Conditional Heteroscedasticity and Jumps, *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 351-360.

Bijlage I: Definiëring van de modelvariabelen

In deze bijlage zal nader worden ingegaan op de definities van de variabelen die zijn gebruikt in het model uit paragraaf 4 en zal worden beargumenteerd welk teken voor de betrokken parameter wordt verwacht.

- * Voor de wisselkoersveranderingen (ΔS_t) zijn logaritmische wisselkoersverschillen genomen, waarbij S_t de logaritme van de koers van de Duitse mark op tijdstip t voorstelt—uitgedrukt in eenheden Belgische frank respectievelijk Nederlandse gulden.
- * De relatieve positie binnen de band (PB_t) van het EMS is gedefinieerd als: $(S_t - C_t)/\frac{1}{2}(U_t - L_t)$. In deze formule is C_t de log van de spilkoers, U_t de log van de bovengrens en L_t de log van de ondergrens van de doelzone. Verder geldt dat $-1 < PB_t < 1$, met $PB_t > 0$ als de frank of gulden relatief zwak is tegenover de mark. Vanwege het mean-reverting gedrag als gevolg van intra-marginale interventies wordt β_0 negatief verondersteld.
- * De afstand ten opzichte van de spilkoers ($|PB_t|$) wordt gegeven door de modules van de hierboven gedefinieerde PB_t . Als de wisselkoers zich dichterbij de uiteinden van de

doelzone bevindt, dan kan hij binnen de band relatief grotere sprongen maken en is tevens de kans op een herschikking (welke vaak gepaard gaat met een sprong) groter. Het verwachte teken van β_5 is dus positief. Daarentegen is β_{13} waarschijnlijk negatief als wordt aangenomen dat het Krugman model—waarin de wisselkoersbeweging nabij de uiteinden van de doelzone door verwachtingen omtrent toekomstige beleidsinterventies wordt afgeremd—van toepassing is op de rustige verdeling.

- * De helling van de yieldcurve (SYC_t) kan worden benaderd door de éénjaars Eurorente van de éénmaands Eurorente af te trekken: $i_t^{12} - i_t^1$. Er is gekozen voor Eurorentes omdat de Euro-valutamarkten het meest efficiënt zijn. Zoals reeds naar voren is gekomen in paragraaf 4 wordt een inverterende yieldcurve geassocieerd met wisselkoersspanningen; het verwachte teken van β_2 is derhalve negatief.
- * Het relatieve reserveniveau van de centrale bank (LR_t) is voor dit model gedefinieerd als de huidige reservevoorraad gedeeld door een vierweeks lopend gemiddelde: $R_t / \frac{1}{4} \sum R_{t-i}$. Als er geldt dat: $LR_t < 1$ dan duidt dit op een relatieve verslechtering van de reservepositie en wordt het spronggemiddelde groter, aannemende dat de bijbehorende coëfficiënt (β_4) positief is.
- * Het éénweekse rentever verschil ten opzichte van Duitsland (ID_t) is te schrijven als: $i_t - i_t^{DL}$. Ook hier is uitgegaan van de Eurorentes. Speculatieve spanningen worden door de monetaire autoriteiten doorgaans geneutraliseerd door een verhoging van de korte rentetarieven. Bij een lage geloofwaardigheid van de wisselkoerskoppeling duidt een verhoging van deze variabele aldus op toenemende spanningen en dus op een groter spronggemiddelde; β_6 is naar verwachting positief.
- * Het cumulatief inflatieverschil ten opzichte van Duitsland (CID_t) kan worden gedefinieerd als: $CPI_t/CPI_0 - CPI_t^{DL}/CPI_0^{DL}$. Er wordt gebruik gemaakt van prijsindexcijfers en het verschil wordt berekend sinds de laatste spilkoerserschikking ($t=0$). Prijsindexcijfers zijn pas na zes tot acht weken beschikbaar. Hier wordt rekening mee gehouden door deze variabele met acht tijdseenheden te vertragen en de eerste 8 waarnemingen na een devaluatie op 0 te stellen. Omdat toenemende inflatieverschillen tegenover Duitsland een aantasting van de concurrentiepositie impliceert, wordt β_7 positief verondersteld.

Ontvangen: 13-01-1998

geaccepteerd: 10-01-1999

