

Beperken van het wisselrisico tegen minder kosten

Citation for published version (APA):

Matser, A. B., & Soenen, L. A. (1982). Beperken van het wisselrisico tegen minder kosten. *Economisch en Sociaal Tijdschrift*, 6(6), 653-671.

Document status and date:

Gepubliceerd: 01/01/1982

Document Version:

Uitgevers PDF, ook bekend als Version of Record

Please check the document version of this publication:

- A submitted manuscript is the version of the article upon submission and before peer-review. There can be important differences between the submitted version and the official published version of record. People interested in the research are advised to contact the author for the final version of the publication, or visit the DOI to the publisher's website.
- The final author version and the galley proof are versions of the publication after peer review.
- The final published version features the final layout of the paper including the volume, issue and page numbers.

[Link to publication](#)

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal.

If the publication is distributed under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license above, please follow below link for the End User Agreement:

www.tue.nl/taverne

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us at:

openaccess@tue.nl

providing details and we will investigate your claim.

BEPERKEN VAN HET WISSELRISICO TEGEN MINDER KOSTEN

*Albert B. MATSER
Luc A. SOENEN*

Inleiding

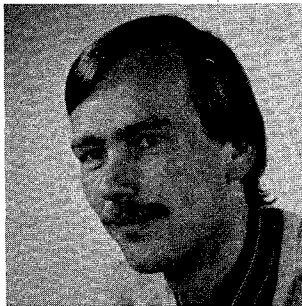
*Sinds het algemeen zweven van de wisselkoersen (maart 1973) is het valutari-
sico een der belangrijkste onzekerheden waarmee de internationale onder-
neming te maken heeft.*

*Het is in vele ondernemingen gebruikelijk valutaposities op een valuta-per-
valuta basis te beoordelen en hedging-beslissingen per afzonderlijke valuta te
nemen, zonder rekening te houden met bestaande statistische relaties tussen
de verschillende valuta's en de daaruit resulterende mogelijkheid tot beper-
king van het wisselkoersrisico door het aanhouden van een gediversifieerde
valutaportefeuille.*

*Dit artikel tracht de lezer duidelijk te maken dat de statistische samenhang
tussen wisselkoersen (correlatie) in belangrijke mate kan bijdragen tot de
beperking van het wisselkoersrisico. Aandacht wordt besteed aan de grootte
en de stabiliteit van de correlaties tussen wisselkoersbewegingen met betrek-
king tot een basisvaluta, alsmede aan mogelijke determinanten van deze
samenhang.*

I. DIVERSIFICATIE VAN HET WISSELRISICO

Recente publikaties van Lietaer [8, 9], Gull [4], Makin [10], Soenen [12, 13] en Johnson & Zuber [6] hebben aangegeven dat het Markowitz-portefeuillemodel op het valutarisicobeheer kan worden toegepast. Wegens het diversificatie-effect is het risiconiveau van een portefeuille die is samengesteld uit verscheidene valuta's, niet gelijk aan de som van het risico, geïncorporeerd per munteenheid. Zoals onsystematisch risico kan worden gereduceerd via diversificatie door het aantal aandelen in een beleggingsportefeuille, zo kan ook het wisselkoersrisico worden beperkt door het aanhouden van een gediversifieerde portefeuille van vreemd geld. Het erkennen van bestaande statistische relaties (correlaties) tussen de schommelingen van valutakoersen biedt de mogelijkheid tot afdekking van het wisselkoersrisico door het compenseren van valutaposities op basis van de onderlinge correlaties.



Albert B. MATSER

Wanneer koersschommelingen tussen twee munten sterk positief gecorreleerd zijn, dan zal een negatieve positie (« short position ») in de ene munt een positieve positie (« long position ») in de andere grotendeels opheffen. Zijn twee valuta's negatief gecorreleerd, dan zullen positieve (of negatieve) posities in beide valuta's de neiging vertonen elkaar te compenseren. Dit wordt hierna aan de hand van een vereenvoudigd voorbeeld aangetoond.

Een Belgische onderneming heeft enerzijds een over drie maanden vervallende vordering in Duitse marken (DM) en anderzijds een dito vervallende schuld in guldens (Hfl). Ter vereenvoudiging wordt aangenomen dat beide transacties, omgerekend tegen de actuele contantkoersen, namelijk $C_{\text{Bfr, DM}} = 17,025$ en $C_{\text{Bfr, Hfl}} = 15,53$, eenzelfde tegenwaarde in Belgische franken vertegenwoordigen (Bfr 1.000.000). Twee alternatieve hedging-politiekten worden tegenover elkaar afgewogen: een volledige dekking van beide valutaposities afzonderlijk en een selectieve dekking, gebaseerd op een portefeuillebenadering (onderkennen van de samenhang tussen beide valuta's). In beide gevallen berekenen wij het netto-resultaat na drie maanden.

In de eerste aanpak bereikt men een volledig gedekt transactierisico door de ontvangsten in DM op drie maanden te verkopen en een bedrag aan guldens gelijk aan de schuld op drie maanden aan te kopen. De geldende termijenkoersen zijn: Bfr 17,518/DM en Bfr 15,96/Hfl. Het netto-resultaat is het verschil tussen de ontvangsten en de uitgaven, omgerekend tegen de termijenkoersen, verminderd met de provisiekosten voor de bank. De termijnprovisie bedraagt 2% tot een bedrag van Bfr 300.000 en 1% voor een bedrag tussen Bfr 300.000 en Bfr 1.000.000. In dit geval zijn de provisiekosten gelijk aan Bfr 2.600, namelijk $2(0,002 \times 300.000 + 0,001 \times 700.000)$. Het netto-resultaat is derhalve: DM-ontvangsten omgerekend tegen de termijenkoers:

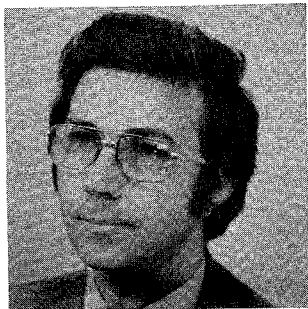
$$\begin{array}{r}
 58.737 \times 17,518 = 1.028.955 \text{ — Hfl-uitgaven uitgerekend tegen de termijenkoers:} \\
 64.392 \times 15,96 = 1.027.696 \\
 \text{— provisiekosten} \quad \quad \quad 2.600 \\
 \hline
 \text{netto-resultaat: Bfr — 1.341}
 \end{array}$$

In het tweede geval gaan we uit van de berekende correlatiecoëfficiënt tussen de DM en de Hfl ten aanzien van de Belgische frank; stel $\rho_{\text{DM,Hfl}} = 0,98$. Gezien de hoge correlatie tussen de beide valuta's laten we deze valutaposities ongedekt. We nemen aan dat de drie-maandstermijenkoers een zuivere schatting is van de toekomstige contantkoers over drie maanden⁽¹⁾. Dit betekent dat we de te verwachten realisatie van de contantkoers na drie maanden gelijkstellen aan de desbetreffende drie-maandstermijenkoers. Het netto-resultaat bij het ongedekt laten van beide valutaposities is dan gelijk aan:

DM-ontvangsten (omgerekend tegen de termijenkoers):	1.028.955
— Hfl-uitgaven (omgerekend tegen de termijenkoers):	1.027.696
Netto-resultaat:	Bfr. 1.259

In vergelijking met de vorige aanpak biedt de portefeuillebenadering een besparing gelijk aan de provisiekosten: $1.259 - (-1.341) = \text{Bfr } 2.600$.

(1) Dat de termijenkoers « gemiddeld » een zuivere schatter is van de toekomstige contantkoers, werd door een groot aantal auteurs aangetoond, o.m. door Fama [3], Cornell [2], Ketell [7], van den Bergh, Goslings & Verboom [18] en Soenen & Van Winkel [15].



Luc A. SOENEN

De portefeuillebenadering voor het valutarisicobeheer kan, naar analogie van het Markowitz-model voor aandelenportefeuilles, aan de hand van enkele eenvoudige wiskundige vergelijkingen worden samengevat (zie appendix). De doelfunctie bestaat uit het minimaliseren van de variantie (maatstaf voor het risico) van de portefeuille van een onderneming, uitgaande van een door deze onderneming gesteld verwacht rendement op de valutaportefeuille.

De uitkomst van het model is de optimale samenstelling (relatieve gewichten van de verschillende valuta's in de portefeuille) van de valutaportefeuille. Dat is de samenstelling waarbij, voor een gegeven verwacht rendement, de spreiding rond dit verwachte rendement minimaal is. Risico heeft trouwens betrekking op de mogelijkheid dat het actuele rendement van een investering (of valutaportefeuille) zal afwijken van het verwachte rendement. Valutabeheer betreft juist de minimalisatie van het risico op de valutaportefeuille van het bedrijf.

Een verdere uitbreiding van de portefeuille-aanpak van het valutarisicobeheer bestaat uit de incorporatie van hedging in het optimalisatiemodel. De onderneming kan haar wisselrisico beperken door het uitvoeren van dekkingstransacties, bijv. termijncontracten. Koersrisicodekking vermindert het valutarisico en derhalve ook de spreiding (variantie) van de valutaportefeuille, maar leidt tevens tot een afname van de verwachte waarde aan het eind van de periode van de valutaportefeuille met de opgelopen dekkingskosten. In mathematische bewoordingen: de onderneming moet de minimalisatie van de variantie van haar valutaportefeuille nastreven voor een gegeven maximaal bedrag aan dekkingskosten dat ze wil maken. Men moet zich dus concentreren op de relatie tussen de verwachte waarde en de variantie van de valutaportefeuille op het einde van de vooropgestelde tijdshorizon. Het wisselkoersrisicoprobleem kan bijgevolg geformuleerd en opgelost worden als een gewoon beslissingsprobleem: welk bedrag moet in elke valutapositie gedekt worden ten einde de variantie van de valutaportefeuille tot een minimum te beperken voor een gespecificeerd bedrag aan hedgingkosten? De mathematische formulering van een dergelijk optimalisatiemodel is uiteraard complexer. De geïnteresseerde lezer wordt verwezen naar Soenen [13] voor een hedging-model op basis van de portefeuilletheorie en de toepassing ervan in een Amerikaanse multinational.

II. SAMENHANG TUSSEN WISSELKOERSEN

Diversificatie van het wisselkoersrisico door het compenseren van positieve valutaposities met negatieve valutaposities of met andere positieve valutaposities biedt mogelijkheden naarmate de wijzigingen in de betrokken valuta's

respectievelijk sterk positief of sterk negatief gecorreleerd zijn. Let wel, een correlatiecoëfficiënt gelijk aan nul werkt wel risicoverlagend in de valutapor-
tefeuille, maar betekent tevens dat er van een consistente samenhang tussen
de fluctuaties in de desbetreffende wisselkoersen geen sprake is. Het is niet
alleen van belang de graad van samenhang (correlatie) vast te stellen, maar
men dient ook na te gaan in hoeverre deze statistische relaties stabiel zijn in de
tijd.

Bij wijze van voorbeeld werden Pearson-correlatiematrices⁽²⁾ berekend voor
13 valuta's, waarvan de wisselkoersen in functie van de Amerikaanse dollar
zijn uitgedrukt (de US dollar als basisvaluta). Het betreft de volgende valu-
ta's: Engels pond (EP), Duitse mark (DM), Franse frank (Ffr), Belgische
frank (Bfr), Zwitserse frank (Zfr), Yen (Y), Italiaanse lire (IL), Zweedse
kroon (ZK), Deense kroon (DK), Noorse kroon (NK), Canadese dollar (C\$),
Oostenrijkse schilling (OS) en de Nederlandse gulden (Hfl). De gegevens zijn
ontleend aan de *International Financial Statistics* [5], en betreffen dol-
larkoersen einde maand voor de periode januari 1974 tot oktober 1980. De
correlatiematrices werden berekend voor de procentuele wijzigingen in de
wisselkoersen, $\frac{K_{i,t} - K_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}$, met frequentie van een maand.

De resulterende correlatiematrix is weergegeven in tabel 1.

Tabel 1: Correlatiematrix van de proportionele wijzigingen in de wis-
selkoersen ten opzichte van de US dollar (januari 1974 - oktober 1980)

EP	1,0												
DM	0,52	1,0											
Ffr	0,52	0,79	1,0										
Bfr	0,53	0,98	0,79	1,0									
Zfr	0,41	0,83	0,69	0,79	1,0								
Y	0,39	0,45	0,51	0,45	0,50	1,0							
IL	0,51	0,60	0,71	0,59	0,58	0,37	1,0						
SK	0,37	0,83	0,72	0,82	0,66	0,43	0,55	1,0					
DK	0,49	0,93	0,80	0,94	0,78	0,49	0,58	0,86	1,0				
NK	0,49	0,87	0,75	0,89	0,71	0,49	0,54	0,87	0,88	1,0			
C\$	0,17	0,28	0,23	0,28	0,17	0,04	0,10	0,20	0,29	0,25	1,0		
OS	0,51	0,98	0,81	0,98	0,83	0,45	0,62	0,84	0,94	0,87	0,27	1,0	
Hfl	0,55	0,97	0,80	0,98	0,79	0,44	0,62	0,81	0,93	0,86	0,29	0,97	1,0
	EP	DM	Ffr	Bfr	Zfr	Y	IL	SK	DK	NK	C\$	OS	Hfl

(2) De Pearson-correlatiecoëfficiënt is de meest gebruikte methode om de graad van samenhang tussen twee variabelen te meten. De Pearson-correlatiecoëfficiënt kan schommelen tussen + 1,00 en - 1,00. Hoge positieve coëfficiënten wijzen op een directe en sterke band tussen beide variabelen. Sterke negatieve coëfficiënten wijzen op een omgekeerde en sterke relatie tussen beide variabelen. Een correlatiecoëfficiënt gelijk aan nul wijst op de afwezigheid van samenhang. Let wel, het teken van de correlatiecoëfficiënt heeft niets te maken met de graad van samenhang tussen de variabelen. Het teken geeft de richting van de relatie aan; de absolute waarde van de correlatiecoëfficiënt geeft de belangrijkheid van de relatie aan.

Een opvallend resultaat is uit tabel 1 af te lezen: alle correlatie-coëfficiënten zijn positief. Op een totaal van 78 valutaparen zijn er 30 met een correlatiecoëfficiënt gelijk aan of groter dan 0,79 over de periode 1974-1980. De EMS-valuta's, DM, Bfr, Hfl en Ffr, tesamen met de Scandinavische-kronengroep, ZK, NK en DK, vormen clusters van valuta's binnen deze groep van sterk positief gecorreleerde valuta's. De proportionele fluctuaties van de Oostenrijkse schilling en in mindere mate van de Zwitserse frank waren sterk gecorreleerd met deze EMS-valuta's en met de kronengroep.

Ten einde inzicht te verkrijgen in de stabiliteit van deze correlatiecoëfficiënten werden correlatiematrices voor ieder jaar in de periode 1974-1980 afzonderlijk berekend. Uit een vergelijking van de correlatiecoëfficiënten berekend over de periode 1974-1980 als geheel met die berekend per jaar, blijkt dat er, van de 30 valutaparen met een correlatiecoëfficiënt ('74-'80) $\geq 0,79$, slechts 10 zijn waarvan de op jaarbasis berekende correlatiecoëfficiënt in elk jaar van de periode 1974-1980 $\geq 0,79$ is⁽³⁾. Het betreft alle valutaparen gevormd door combinaties van de DM, Bfr, Hfl, OS en DK. Tabel 2 bevat de correlatiecoëfficiënten voor de periode 1974-1980, de gemiddelde waarde en de standaardafwijking van de correlatiecoëfficiënten berekend op jaarbasis voor deze 10 ten opzichte van de US dollar sterk gecorreleerde valutaparen.

Tabel 2: Correlatiecoëfficiënten 1974-1980, gemiddelde waarde en standaarddeviatie van de correlatiecoëfficiënten, berekend voor elk jaar van 1974 tot 1980

	ρ_{74-80}	$\bar{\rho}$	s_{ρ}
DM - Bfr	0,98	0,97	0,03
DM - Hfl	0,97	0,95	0,06
DM - OS	0,98	0,98	0,03
DM - DK	0,93	0,90	0,08
Bfr - Hfl	0,98	0,98	0,02
Bfr - OS	0,98	0,97	0,02
Bfr - DK	0,94	0,91	0,07
Hfl - OS	0,97	0,95	0,04
Hfl - DK	0,93	0,88	0,11
OS - DK	0,94	0,89	0,12

De sterke samenhang tussen bepaalde valutaparen ten opzichte van de US dollar kan ook worden vastgesteld aan de hand van een plotting van het wisselkoersverloop over de jaren 1974-1980. Dit is geïllustreerd in de figuren 1 tot en met 4 voor respectievelijk (Bfr-Hfl), (DM-Hfl), (DM-Zfr) en (DM-OS).

(3) De enige uitzondering is het valutapaar (DK, Hfl), waarvan de correlatiecoëfficiënt gelijk is aan 0,695 in 1976. Op 17 oktober 1976 vond een aanpassing van sommige slangvaluta's plaats: de DM werd opgewaardeerd met 2%, de NK en ZK werden met 1% en de DK met 4% gedevalueerd.

(Wisselkoersverloop Bfr - Hfl (1974-1980))

WISSELKOERSBESTAND VOOR 23 VALUTA'S

VALUTA IN BEELD

FILE VALUTA

SUBFILC PERZ

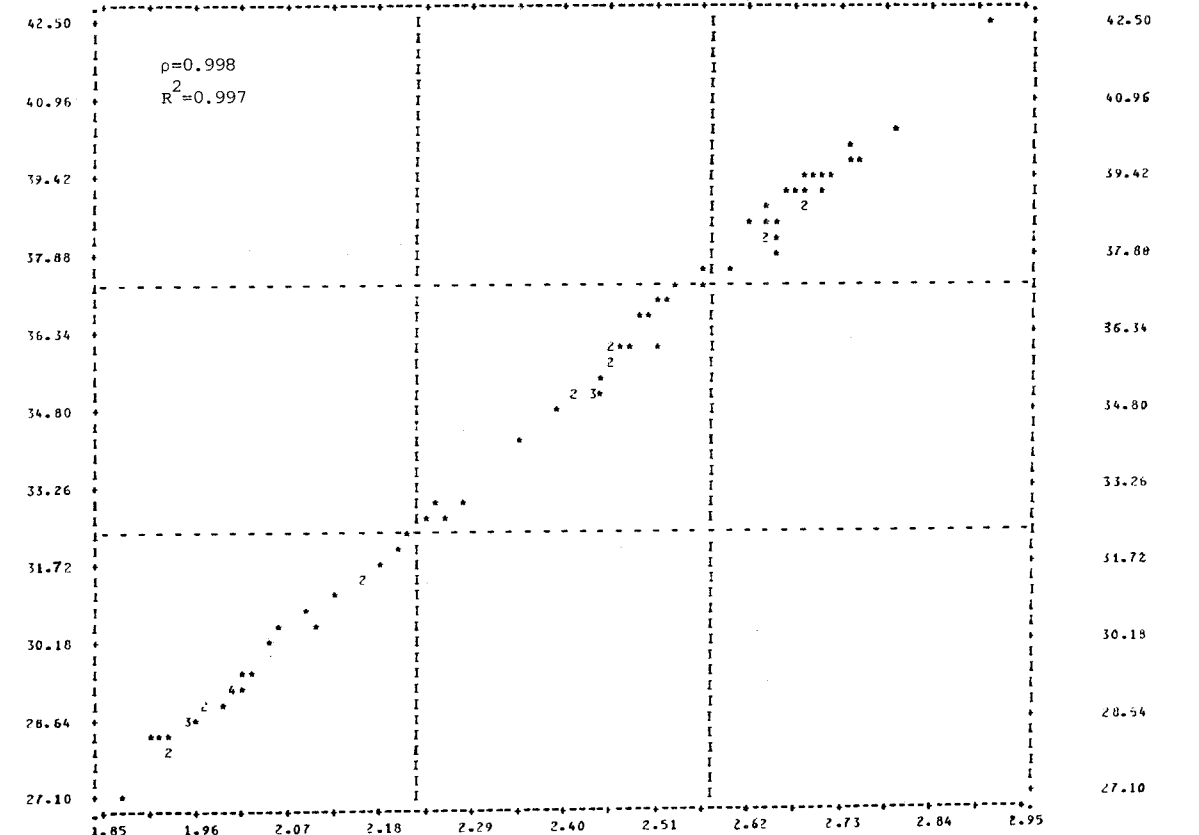
SCATTERGRAM OF

(CREATION DATE = 02/05/81)
 PER3
 (DOWN) HF

MAANDKOERSEN
 PER4 BELGISCHE FRANK
 PER5 PER6

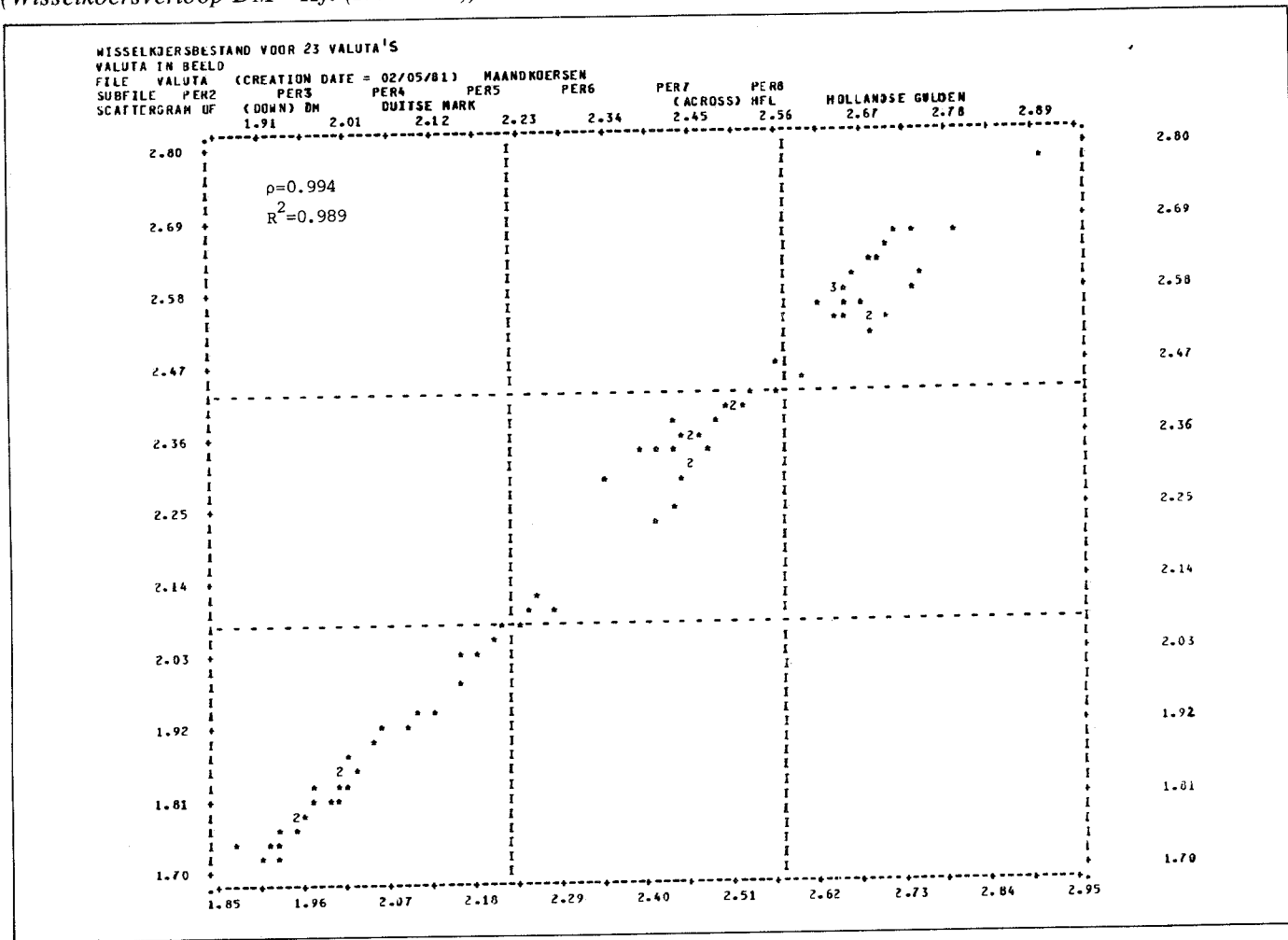
PER7 (ACROSS) HFL
 PER8

HOLLANDSE GULDEN
 2.67 2.78 2.89



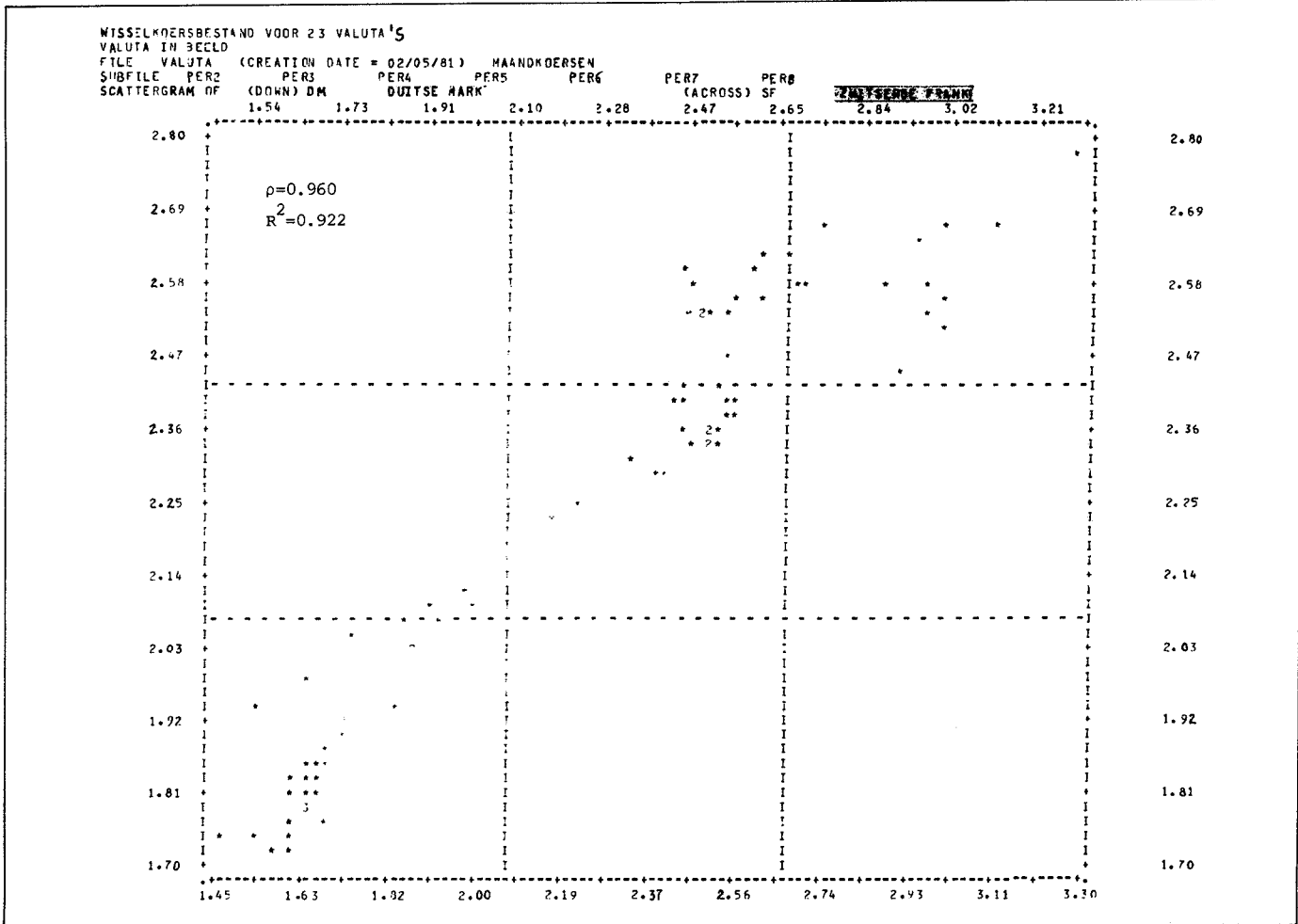
Figuur 1: Wisselkoersverloop Bfr - Hfl (1974-1980)

(Wisselkoersverloop DM - Hfl (1974-1980))



Figuur 2 : Wisselkoersverloop DM - Hfl (1974-1980)

(Wisselkoersverloop DM - Zfr (1974-1980))



Figuur 3 : Wisselkoersverloop DM - Zfr (1974-1980)

(Wisselkoersverloop DM - OS (1974-1980))

WISSELKOERSBESTAND VOOR 23 VALUTA'S

VALUTA IN BEELD

FILE VALUTA (CREATION DATE = 02/05/81)

SUBFILE PER2 PER3

MAANDKOERSEN

PERS PER6

PER7 (ACROSS) OS

PER8

OOSTERRIJKSE SCHELLING

SCATTERGRAM OF

(DOWN) DM

DUITSE MARK

15.27

16.09

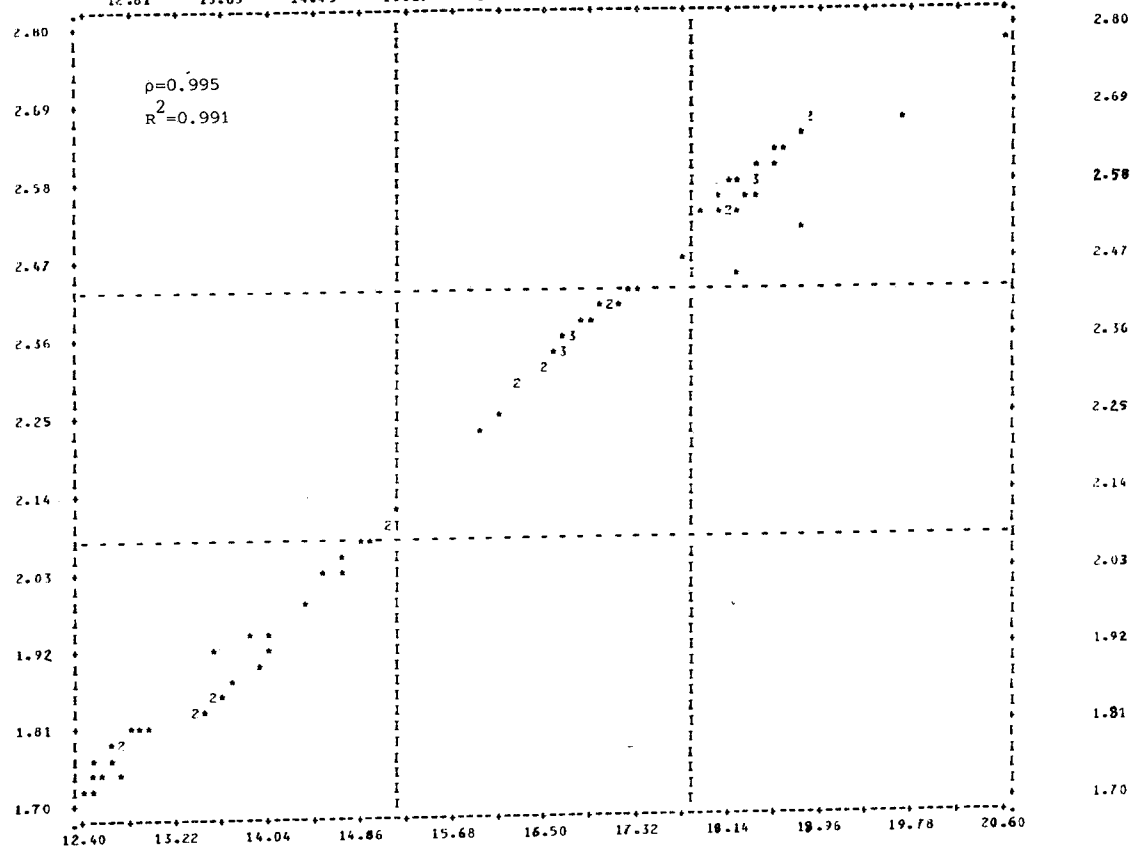
16.91

17.73

18.55

19.37

20.19



Figuur 4 : Wisselkoersverloop DM - OS (1974-1980)

Er moet op gewezen worden dat de berekende correlatiecoëfficiënten enkel gelden met de US dollar als basisvaluta (dollarkoersen). De keuze van een andere basisvaluta zal voor dezelfde valutaparen tot andere correlatiecoëfficiënten leiden. Zo werden ook correlatiematrices berekend voor 13 valuta's met de gulden als basisvaluta. Hierbij werd gebruik gemaakt van einde-weekkoersen voor de periode januari 1975 - december 1980. Deze gegevens werden door de AMRO-bank ter beschikking gesteld. De correlatiematrix van de proportionele fluctuaties in de wisselkoersen is weergegeven in tabel 3. Ook voor deze wisselkoersen (guldenkoersen) werden correlatiematrices berekend voor elk jaar afzonderlijk tussen 1975 en 1980.

Tabel 3: Correlatiematrix van de proportionele wijzigingen in de wisselkoersen ten opzichte van de gulden (1975-1980)

\$	1,0												
EP	0,49	1,0											
DM	-0,09	-0,00	1,0										
Ffr	0,19	0,23	0,03	1,0									
Bfr	0,05	0,13	0,48	0,08	1,0								
Zfr	-0,21	-0,07	0,31	0,10	0,17	1,0							
Y	0,39	0,18	-0,12	0,15	-0,04	0,13	1,0						
IL	0,48	0,38	-0,09	0,34	0,07	-0,03	0,21	1,0					
ZK	0,42	0,26	0,11	0,16	0,14	-0,01	0,39	0,22	1,0				
DK	0,22	0,15	0,23	0,07	0,37	0,02	0,17	0,14	0,47	1,0			
NK	0,47	0,31	0,10	0,08	0,17	-0,06	0,34	0,20	0,57	0,34	1,0		
C\$	0,88	0,43	-0,09	0,19	0,05	-0,21	0,28	0,45	0,37	0,18	0,41	1,0	
OS	-0,00	0,04	0,75	0,09	0,39	0,23	-0,22	-0,04	0,19	0,22	0,15	-0,02	1,0
	\$	EP	DM	Ffr	Bfr	Zfr	Y	IL	ZK	DK	NK	C\$	OS

Als we deze resultaten vergelijken met die in tabel 1 (de US dollar als basisvaluta), stellen we vast dat er slechts 1 valutapaar is met een correlatiecoëfficiënt groter dan of gelijk aan 0,79, namelijk \$ - C\$. Het merendeel van de correlatiecoëfficiënten in tabel 3 is lager dan voor dezelfde valutaparen met de US dollar als basisvaluta. Dit werd ook bevestigd in de correlatiematrices op jaarbasis berekend. Zoals eerder werd opgemerkt, betekent een correlatiecoëfficiënt rond nul wel een reductie van het risico (variantie) in de context van een valutaportefeuillemodel. Voor het afwegen van afzonderlijke positieve en/of negatieve valutaposities buiten een portefeuillemodel betekent een lage correlatiecoëfficiënt een gebrek aan coherentie tussen de koersfluctuaties van de betreffende valuta's ten opzichte van de basisvaluta. Valuta's met een lage correlatiecoëfficiënt moeten derhalve afzonderlijk worden beheerd.

De jaarlijkse correlatiematrices vertoonden ook een veel grotere wisselvalligheid voor de verschillende jaren dan met de US dollar als basisvaluta⁽⁴⁾.

(4) Voor een uitgebreide analyse van deze correlatiestudies wordt verwezen naar Matser & Soenen [11] en Soenen [16].

Hieruit volgt dat de portefeuillebenadering van het valutarisicobeheer meer mogelijkheden biedt voor een onderneming met de US dollar als basisvaluta.

III. DETERMINANTEN VAN HET WISSELKOERSVERLOOP

Het is beslist niet per toeval dat bepaalde valuta's ten opzichte van eenzelfde derde valuta sterk samen bewegen. De samenhang tussen valuta's is in belangrijke mate bepalend voor de handelstransacties tussen de betrokken landen. Internationale handel in goederen en diensten brengt internationale geldstromen teweeg. Import/export-verhoudingen tussen bepaalde landen hebben derhalve een aanzienlijke invloed op de koersverhouding tussen de desbetreffende valuta's. Handelspatronen wijzigen zich langzaam en daarom zullen correlaties tussen sterk door handelstransacties beïnvloede wisselkoersen zich niet aanzienlijk wijzigen op korte termijn. Uiteraard zijn er vele andere determinanten van het wisselkoersverloop, zoals onder andere relatieve inflatie en interestvoeten.

De bedoeling van dit artikel is aan te geven dat de onderscheiden determinanten mogelijk belangrijk zijn voor het bepalen van het wisselkoersverloop. Geenszins is het een bewijs voor de onderliggende verklarende factoren van het wisselkoersverloop, die ons in staat zouden stellen aan de correlatiecoëfficiënten tevens een voorspellende waarde te hechten.

Achtereenvolgens zal aandacht worden besteed aan handelsrelaties, de relatieve inflatie en interestverschillen voor de ten opzichte van de US dollar sterk positief gecorreleerde valuta's, namelijk de DM, Bfr, Hfl, OS en DK. Een zogenaamde «trade interdependence»-matrix werd berekend voor een tiental valuta's waaronder de DM, Bfr, Hfl, OS en DK (zie tabel 4). Elk getal in deze matrix vertegenwoordigt de totale handel (import + export) tussen twee landen als een percentage van de totale handel van beide landen in 1979.

De gegevens werden ontleend aan het *Yearbook of International Trade Statistics*, gepubliceerd door de Verenigde Naties [17].

Tabel 4: «Trade inderdependence»-matrix 1979

	VS	Can	D	Fr	NI	B*	It	VK	O	DK
VS	—	16,6	2,9	1,8	1,7	1,4	1,8	3,0	0,2	0,4
Can	16,6	—	0,5	0,4	0,5	0,3	0,5	1,3	0,1	0,1
D	2,9	0,5	—	8,0	8,6	6,5	6,1	4,2	3,7	1,7
Fr	1,8	0,4	8,0	—	3,6	6,4	6,7	3,5	0,6	0,7
NI	1,7	0,5	8,6	3,6	—	7,9	2,2	3,4	0,6	1,1
B*	1,4	0,3	6,5	6,4	7,9	—	2,1	3,1	0,4	0,6
It	1,8	0,5	6,1	6,7	2,2	2,1	—	2,4	1,8	0,7
VK	3,0	1,3	4,2	3,5	3,4	3,1	2,4	—	0,6	2,0
O	0,2	0,1	3,7	0,6	0,6	0,4	1,8	0,6	—	0,5
DK	0,4	0,1	1,7	0,7	1,1	0,6	0,7	2,0	0,5	—

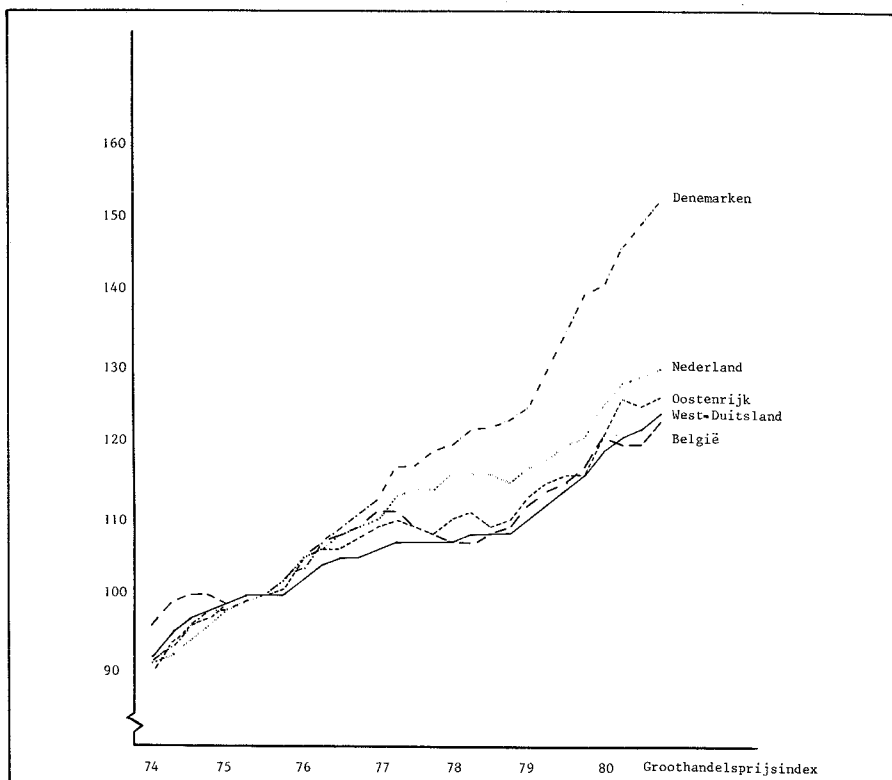
* inclusief Luxemburg

Uit tabel 3 volgt de sterke handelsrelaties die bestaan tussen voornamelijk België, Duitsland en Nederland. Dit wordt bevestigd in tabel 4, die een overzicht geeft van de belangrijkste handelspartners voor elk land afzonderlijk. De handel (import + export) van een land met andere landen wordt daarbij uitgedrukt als een percentage van zijn totale handel.

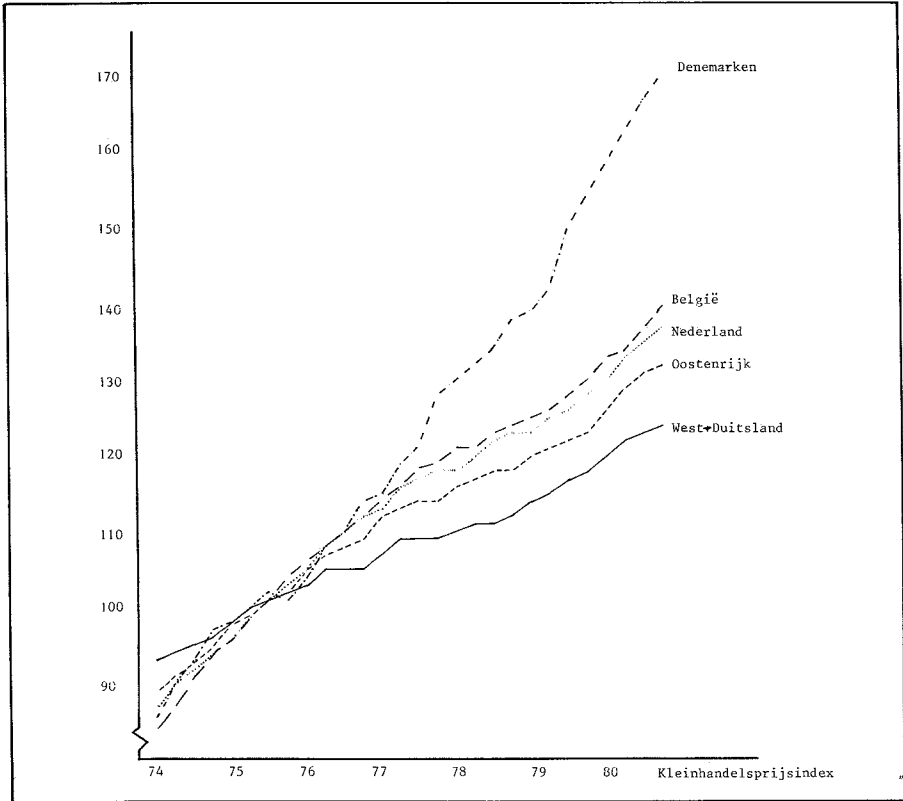
Tabel 5: Belangrijkste handelspartners als percentage van totale handel (1979)

België	Duitsland	Nederland	Oostenrijk	Denemarken
Duitsland 22,9	Frankrijk 12,1	Duitsland 27,3	Duitsland 32,5	Duitsland 18,6
Frankrijk 17,5	Nederland 11,1	België 13,8	Italië 9,5	VK 13,2
Nederland 16,4	Italië 8,3	Frankrijk 8,9	Zwitserland 6,2	Zweden 13,0
VK 8,0	België 8,3	VK 8,0	Frankrijk 3,7	Nederland 5,2
Sovjetunie 5,2	Sovjetunie 6,7	Sovjetunie 5,7	VK 3,6	Noorwegen 5,0
Italië 4,7	VK 6,3	Italië 4,4	Sovjetunie 3,6	Sovjetunie 4,9
Andere 25,3	Zwitserland 4,3	Andere 31,9	Andere 40,9	Frankrijk 4,8
	Oostenrijk 4,1			Italië 4,2
	Andere 38,8			Andere 31,1
100	100	100	100	100

Figuur 5a: Groothandelsprijsindex (1974-1980)



Figuur 5b: Kleinhandelsprijsindex (1974-1980)

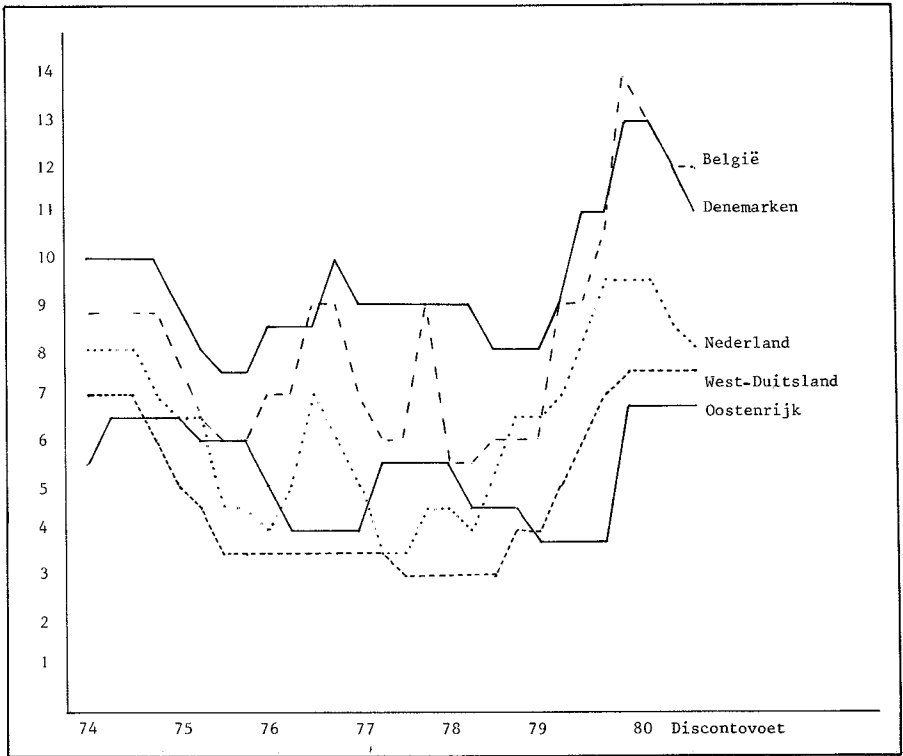


De figuren 5a en 5b zijn een weergave van de ontwikkeling van de inflatievoet in de desbetreffende landen, gemeten aan de hand van de groothandelsprijsindex (5a) en de kleinhandelsprijsindex (5b).

Het verloop van de discontovoet in deze vijf landen is weergegeven in figuur 6.

Uit de figuren 5 en 6 volgt dat de inflatie en de discontovoeten, alhoewel ze per land verschillen, toch eenzelfde patroon volgen. Denemarken had een relatief veel hogere inflatie en rentestand vanaf 1976/1977. De Deense kroon is trouwens ten opzichte van die andere valuta's na 1976 gedevalueerd. Wij herhalen dat de bijgaande plaatjes geen bewijsmateriaal leveren voor de samenhang tussen wisselkoersschommelingen, maar wel een indicatie betekenen van mogelijke determinanten van het wisselkoersverloop. Een verdere analyse van deze en andere onderliggende factoren wordt gemaakt, ten einde correlaties tussen wisselkoersfluctuaties te kunnen voorspellen.

Figuur 6: Discontovoeten (1974-1980)



IV. BESLUIT

De analyse van de statistische relatie tussen wisselkoersfluctuaties en hun stabiliteit heeft aangetoond dat met betrekking tot de US dollar een aantal valuta's sterk samenbewegen gedurende de periode 1974-1980. Een positieve correlatie werd voor alle valutaparen vastgesteld. De wisselkoersschommelingen van tien valutaparen, gevormd door alle combinaties van DM, Bfr, Hfl, OS en DK, gaven een correlatiecoëfficiënt van $\geq 0,79$ over de periode 1974-1980, alsmede voor elk jaar van deze zevenjarige periode afzonderlijk. De wijziging van de basisvaluta naar guldens leidde tot een drastische verlaging van bijna alle correlatiecoëfficiënten.

In de context van een portefeuillebenadering van het valutarisicobeheer is de gemaakte correlatie-analyse belangrijk voor het verschaffen van de correlatiecoëfficiënten die noodzakelijk zijn bij het opzetten van een portefeuillemodel.

Bij deze benadering dragen alle correlatiecoëfficiënten, ook die met een waarde rond nul of met een in de tijd instabiel karakter, bij tot risicoreductie (variantie) binnen het portefeuillemodel. Met behulp van een dergelijk portefeuillemodel kan men, uitgaande van een gespecificeerd maximum aan

dekkingskosten, per valuta in de portefeuille het optimale bedrag aan dekkingstransacties (bijv. termijnaffaires) bepalen die nodig zijn voor het minimaliseren van het valutarisico van de onderneming. In deze modelmatige aanpak wordt expliciet rekening gehouden met de samenhang tussen wisselkoersschommelingen, aangezien de correlatiecoëfficiënten een wezenlijk onderdeel zijn in de specificatie van de doelfunctie.

Anders ligt het bij het beoordelen van afzonderlijke valutaposities en openstaande indekkingsmogelijkheden buiten een portefeuillemodel. Voor het valutarisicobeheer betekent dit dat valuta's waarvan de wisselkoersschommelingen een correlatiecoëfficiënt hebben van rond nul of met een in de tijd instabiel karakter, moeten worden beheerd (gehedged) op een valuta-pervaluta basis. Andere valuta's met een hoge correlatiecoëfficiënt zou men moeten beheren, rekening houdend met de bestaande statistische relaties. Dit impliceert het compenseren van positieve of negatieve valutaposities voor sterk negatief gecorreleerde valuta's en het compenseren van positieve met negatieve posities voor sterk positief gecorreleerde valuta's. Het inacht-nemen van de statistische relatie tussen wisselkoersfluctuaties leidt tot een correcte definitie van het wisselkoersrisico en biedt mogelijkheden voor compensatie van valutaposities als methode van hedging.

Appendix

$$\text{Min. Var (P)} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij}$$

$$\text{waarbij: } E(P) = \sum_{i=1}^n w_i E(R_i) \text{ en } \sum_{i=1}^n w_i = 1.$$

met:

Var (P) = variantie van het rendement op de valutaportefeuille P

E (P) = verwacht rendement op de valutaportefeuille P

w_i = percentage van de totale portefeuille vertegenwoordigd door valuta i, met $i = 1, 2, 3, \dots, N$.

$E(R_i)$ = verwacht rendement op valuta i.

$R_i = \frac{K_{i,t} - K_{i,t-1}}{K_{i,t-1}}$ = rendement op valuta i over een bepaalde periode,

$K_{i,t}$ = wisselkoers van valuta i op tijdstip t.

σ_{ij} = Var (R_i) (voor $i = j$) = variantie van het rendement op valuta i in de portefeuille.

Een optimale samenstelling van de valutaportefeuille kan gevonden worden door de Lagrange-doelfunctie op te lossen, namelijk de minimalisatie van de variantie bij een geëist rendement:

$$L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij} + \lambda_1 \left(\sum_{i=1}^n w_i E(R_i) - E(P) \right) + \lambda_2 \left(\sum_{i=1}^n w_i = 1 \right).$$

Deze functie wordt opgelost door de eerste partieel afgeleide van L met betrekking tot w_i , w_j , λ_1 en λ_2 gelijk aan nul te stellen.

Bibliografie

- [1] AUBEYR.T. & R.H. CRAMER, «The Use of International Currency Cocktails in the Reduction of Exchange Rate Risk», *Journal of Economics and Business*, winter 1977, blz. 128-135.
- [2] CORNELL B., «Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency», *Journal of Financial Economics*, jg. 1977, blz. 55-65.
- [3] FAMA E.F., «Forward Rates as Predictors of Future Spot Rates», *Journal of Financial Economics*, jg. 1976, blz. 361-379.
- [4] GULL D.S., «Composite Foreign Exchange Risk», *Columbia Journal of World Business*, jg. 1975, blz. 51-69.
- [5] International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, Washington DC, verschillende nummers gebruikt voor gegevensverzameling.
- [6] JOHNSON R.S. & R.A. ZUBER, «A Model for Constructing Currency Cocktails», *Business Economics*, mei 1979, blz. 9-14.
- [7] KETELL B., «The Forward Rate as an Accurate Predictor of Future Spot Rates», *Managerial Finance*, jg. 1978, blz. 131-142.
- [8] LIETAER B.A., «Managing Risks in Foreign Exchange», *Harvard Business Review*, jg. 1970, blz. 127-138.
- [9] LIETAER B.A., *Financial Management in Foreign Exchange: An Operational Technique to Reduce Risk*, Cambridge, MIT Press, 1971.
- [10] MAKIN J.H., «Portfolio Theory and the Problem of Foreign Exchange Risk», *The Journal of Finance*, jg. 1978, blz. 517-530.
- [11] MATSER A.B. & L.A. SOENEN, «De samenhang tussen wisselkoersen. Een empirisch onderzoek», *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfshuishoudkunde*, december 1981, blz. 684-705.
- [12] SOENEN L.A., «A Portfolio Model for Foreign Exchange Exposure Management», *Omega*, jg. 1979, blz. 339-344.
- [13] SOENEN L.A., *Foreign Exchange Exposure Management. A Portfolio Approach*, Den Haag/Boston, Martinus Nijhoff Publishers, 1979.
- [14] SOENEN L.A., «Valuta-risico», *Maandblad voor Accountancy en Bedrijfshuishoudkunde*, jg. 1979, blz. 278-285.

[15] SOENEN L.A. & E.G.F. VAN WINKEL, «Is de termijnkoers een bruikbare voorspeller van de contantkoers?», *Maandschrift Economie*, jg. 1981, nr. 718, blz. 305-317.

[16] SOENEN L.A., «De samenhang tussen wisselkoersen. Een empirisch onderzoek», in: J. SCHUIT, P. VERHAEGEN & J. VAN VLIET, red., *Financiering en belegging. Stand van zaken anno 1981*, Rotterdam, Erasmus Universiteit.

[17] United Nations, *Yearbook of International Trade Statistics, deel I, Trade by Country*, 1980.

[18] VAN DEN BERGH W.M., J.H.W. GOSLINGS & P.M. VERBOOM, «Het gebruik van termijnkoersen voor de bedrijfsvoering», in: C. VAN DAM & P.M. VERBOOM, *Internationaal ondernemen*, Leiden, SMD, 1980, blz. 167-187.

Beleggen in NMKN-kasbons

**méér opbrengst
voor uw spaargeld**

**méér mogelijkheden
voor het bedrijfsleven
en de werkgelegenheid**



KREDIET A/D NIJVERHEID

verstandig sparen

