

Afdeling Wetenschappelijk onderzoek en econometrie

Een theoretisch en empirisch onderzoek naar de geldigheid van de ongedekte interest pariteit

mw M.H.J. Blom

Onderzoeksrapport WO&E nr 576

De Nederlandsche Bank

EEN THEORETISCHE EN EMPIRISCHE ONDERZOEK NAAR DE GELDIGHEID VAN DE
ONGEDEKTE INTEREST PARITEIT

M.H.J. Blom *

* Mevrouw M.H.J. Blom was gedurende 15 december tot medio maart 1999 werkzaam als stagiair op de Afdeling Wetenschappelijk onderzoek en econometrie.

Onderzoeksrapport WO&E nr. 576/9909

Maart 1999

De Nederlandsche Bank NV
Afdeling Wetenschappelijk
onderzoek en econometrie
Postbus 98
1000 AB AMSTERDAM

SAMENVATTING

Een theoretisch en empirisch onderzoek naar de geldigheid van de ongedekte interest pariteit

M.H.J. Blom

In de empirische literatuur wordt weinig steun gevonden voor de ongedekte interest pariteit. Met name bij vrij zwevende wisselkoersen is de termijnkoers een slechte voorspeller van de toekomstige wisselkoers. Deze bevinding zou verklaard kunnen worden door het niet rationeel zijn van verwachtingen en/of het bestaan van risicopremies. Aan de hand van enquêtegegevens wordt in de onderhavige studie aangetoond dat beide elementen van belang zijn. Enerzijds wijken enquêteverwachtingen systematisch af van de toekomstige realisaties. Anderzijds reflecteren rentevershillen de verwachte depreciaties onvolledig.

Trefwoorden: ongedekte interest pariteit, rationele verwachtingen, risico premies, enquêtes

JEL codes: F31, G14, G15

ABSTRACT

A theoretical and empirical investigation on the validity of the uncovered interest parity

M.H.J. Blom

In the empirical literature, not much support is found for the uncovered interest parity. Especially with free floating exchange rates, the forward rate is a biased predictor of the future exchange rate. This phenomenon can both be explained by an absence of rational expectations or by risk premia in the foreign exchange market. By means of survey data, this study demonstrates that both aspects are indeed important. On the one hand, survey expectations deviate systematically from future realisations. On the other hand, interest differentials do not fully reflect expected depreciations.

Key words: uncovered interest parity, rational expectations, risk premia, survey data

JEL codes: F31, G14, G15

1 INLEIDING

Eén van de meest intensief bestudeerde onderwerpen op het gebied van de monetaire economie is de gebrekkige voorspellende waarde van termijnkoersen voor de toekomstige wisselkoersen. De termijnkoersen zijn de prijzen die in de huidige markt betaald worden voor de aankoop van valuta op een vastgesteld moment in de toekomst. Het is aannemelijk dat termijnkoersen informatie bevatten over de verwachtingen over toekomstige wisselkoersen. Als de termijnkoers hoger is dan de huidige koers zou een appreciatie te verwachten zijn. In de praktijk komen de voorspellingen van de termijnmarkten echter niet altijd uit. Er bestaan zelfs grote verschillen tussen de termijnkoersen en de overeenkomstige wisselkoersen. In de periode '80-'84 voorspelden de termijnkoersen bijvoorbeeld steeds een depreciatie van de dollar, terwijl deze munt in die periode voortdurend apprecieerde.

De ongedekte interestpariteit (UIP) stelt dat het verwachte rendement op alle valuta gelijk is. Dit impliceert dat de termijnkoersen gelijk moeten zijn aan de verwachte koersen. Indien dit niet het geval is zouden op een munt waarvoor de verwachte koers verschilt van de termijnkoers arbitrage-mogelijkheden bestaan. Bij het bepalen van de verwachte wisselkoersen speelt de aanname met betrekking tot verwachtingsvorming een belangrijke rol. In het algemeen wordt in de economische theorie verondersteld dat toekomstverwachtingen rationeel zijn. Rationele verwachtingen en UIP impliceren samen dat termijnkoersen niet systematisch mogen afwijken van de ex post gerealiseerde wisselkoersen. Uit empirisch onderzoek blijkt echter dat sprake is van een systematisch verschil tussen de termijnkoersen en de overeenkomstige wisselkoersen. De waargenomen veranderingen in de wisselkoers zijn in het algemeen groter dan de termijnpremie en de richting van de voorspelde verandering is vaak niet correct (McCallum, 1994).

De meeste formele wisselkoersmodellen nemen aan dat de ongedekte interestpariteit opgaat (McCallum, 1996). UIP wordt in veel modellen van wisselkoersvorming a-priori gepostuleerd. De veronderstelling dat verwachtingen rationeel zijn is op dit moment de meest gangbare hypothese over verwachtingsvorming. De rationele verwachtingen hypothese heeft als gevolg van empirisch onderzoek regelmatig kritiek gekregen ¹. De afwijkingen van UIP kunnen een aanwijzing zijn dat verwachtingen niet rationeel zijn.

De waargenomen systematische verschillen tussen de termijnpremie en de overeenkomstige wisselkoersen zijn één van de puzzels van de internationale financiële markten (Karin Lewis,

¹ Zie bijvoorbeeld De Grauwe, Dewachter en Embrechts (1993), Frankel en Froot (1987).

1995). Indien en voorzover rationele verwachtingen worden aangenomen weerlegt dit UIP. Met name de systematiek in het verschil tussen termijnpremies en wisselkoersfluctuaties is opmerkelijk. Ondanks de aanwezigheid van een groot aantal spelers op de markt bestaat er kennelijk een mogelijkheid tot arbitrage. Dit is in tegenspraak met het bestaan van rationele verwachtingen. De vragen die men zich kan stellen zijn waarom de markt zo'n slechte voorspellende waarde heeft en wat het verschil tussen de termijnkoersen en de uiteindelijke koersen veroorzaakt.

In deze scriptie wordt bekeken in hoeverre de ongedekte interestpariteit in onderzoek bevestigd wordt en op welke manier gevonden afwijkingen van de theorie te verklaren zijn. Dit wordt gedaan aan de hand van een overzicht van de theoretische en empirische literatuur op dit gebied en een eigen onderzoek naar UIP. In het eigen onderzoek worden enquêtegegevens gebruikt om UIP te toetsen en afwijkingen van UIP vast te stellen. Het voordeel van het gebruik van enquêtegegevens is dat deze een indicatie geven van de verwachtingen zonder dat hierover vooraf een aanname gedaan hoeft te worden. Ook onder de veronderstelling van rationele verwachtingen wordt UIP getoetst, om deze resultaten te kunnen vergelijken met de resultaten op basis van enquêtegegevens. Verder wordt onderzocht of de voorspelfouten volgens enquêtegegevens een verklaring kunnen geven voor de afwijkingen van UIP en wordt een aantal hypothesen over verwachtingsvorming getoetst. Daardoor kan worden bekeken of de uitkomsten uit eerder onderzoek voortkomen uit het niet opgaan van de ongedekte interestpariteit of door het niet opgaan van de theorie van rationele verwachtingen.

Hoofdstuk twee schetst de theorie van de ongedekte interest pariteit en de verschillende theorieën over verwachtingsvorming. Er wordt een overzicht gegeven van de manieren waarop tot nu toe is getracht de ongedekte interestpariteit te onderzoeken en tot welke resultaten dit heeft geleid. Hoofdstuk drie gaat in op theoretische verklaringen voor de gevonden afwijkingen van UIP. Hier wordt ingegaan op het bestaan van risicopremies, pesoproblemen, beleid van de monetaire autoriteiten, speculatieve zeepbellen, niet-rationele verwachtingen en nagenoeg rationeel gedrag. De bevindingen uit empirisch onderzoek in de literatuur op dit gebied worden geschetst. Daarbij wordt aangegeven in hoeverre de onderzoeksresultaten en verklaringen met elkaar in tegenspraak of in overeenstemming zijn. In hoofdstuk vier worden de opzet en resultaten van het eigen onderzoek naar UIP geschetst. Daarvoor worden gegevens gebruikt voor de periode 1989 tot 1998 voor de Duitse mark, het Britse pond en de Japanse yen ten opzichte van de Amerikaanse dollar. Het laatste hoofdstuk zet uiteen welke gegeven verklaringen voor de systematische afwijking tussen termijnkoersen en uiteindelijke wisselkoersen aannemelijk zijn. Het hoofdstuk betracht een evaluatie te geven van de bevindingen in de eerdere hoofdstukken.

2 THEORIE VAN DE ONGEDEKTE INTEREST PARITEIT EN ONDERZOEK UIT DE EMPIRISCHE LITERATUUR

De ongedekte interestpariteit (UIP) veronderstelt dat het verwachte rendement op verschillende valuta's (ex ante) gelijk is. Door speculatie is het verwachte rendement op beleggingen in een land gelijk aan dat van vergelijkbare activa in andere landen, voorzover deze worden uitgedrukt in één munteenheid. Fisher formuleerde in 1930 als eerste de UIP (zie Sjöö, 1992). Het rendement op vreemde valuta is de algebraïsche som van de wisselkoersverandering en de rentevoet in een bepaalde periode. Interestpariteit veronderstelt dat een verschil in de rentevoet op vergelijkbare activa in twee landen alleen kan bestaan door een verwachte wisselkoersontwikkeling die het verschil in rendement opheft. In formulevorm veronderstelt de UIP de volgende gelijkheid:

$$s_{t+1}^e - s_t = R_t - R_t^* \quad (2.1)$$

waarbij s_t en s_{t+1}^e respectievelijk de logaritme van de wisselkoers en de verwachte wisselkoers zijn op tijdstip t en R en R^* de interestvoeten in beide landen zijn. Het evenwicht volgens UIP is een korte termijnrelatie, dat wil zeggen dat op ieder moment verwacht wordt dat deze gelijkheid geldt. Hierbij moet worden opgemerkt dat de rente in het algemeen een beleidsinstrument is van de monetaire autoriteiten en niet in de markt tot stand komt. Het rente-ecart is daarom bepaald door het beleid van de monetaire autoriteiten. De wisselkoers en de verwachte wisselkoers zijn de evenwichtsbrengende variabelen, het evenwicht komt in de valutamarkten tot stand. Een andere situatie geldt in een regime van vaste wisselkoersen. In dat geval zullen de monetaire autoriteiten van een land de rentevoet zodanig bepalen dat de gewenste wisselkoers resulteert. Indien de verwachte wisselkoers in een periode verandert zullen de monetaire autoriteiten de rente dusdanig aanpassen dat de wisselkoers op het gewenste niveau blijft ². In dat geval wordt het UIP evenwicht bereikt door het ingrijpen van de monetaire autoriteiten.

Het verschil tussen de termijnkoers en de contante wisselkoers wordt de termijnpremie genoemd. De gedekte interestpariteit (CIP) stelt dat de termijnpremie op een munt over het algemeen gelijk is aan het rente-ecart tussen twee landen:

$$f_t - s_t = R_t - R_t^* \quad (2.2)$$

² De verwachte wisselkoers kan bijvoorbeeld veranderen als gevolg een verandering van de vraag naar exportproducten van een land of door veranderingen van de relatieve productiviteit.

waarbij f de logaritme van de termijakoers is. In de empirische literatuur blijkt dat de CIP over het algemeen bevestigd wordt (McCallum 1996, Pigott, 1993). In dit onderzoek wordt daarom aangenomen dat vergelijking (2.2) opgaat. Dit heeft tot gevolg dat de termijopremie op een munt gezien wordt als een goede benadering van het rentevershil. Een andere interpretatie is dat het verschil tussen de termijakoers en de contante wisselakoers wordt bepaald door het rente-ecart. Indien eventuele arbitragemogelijkheden benut worden bepaald daarom het beleid van de monetaire autoriteiten de termijopremie.

Als CIP opgaat kan (2.2) in (2.1) worden gesubstitueerd:

$$s_{t+1}^e - s_t = f_t - s_t \quad (2.3)$$

Vergelijking (2.3) geeft aan, dat de termijakoers gelijk is aan de verwachte wisselakoers, s_{t+1}^e . De verwachte wisselakoersverandering (linkerzijde van de vergelijking) is dan gelijk aan de termijopremie (rechterzijde van de vergelijking). Om te bepalen of de UIP opgaat moet derhalve de verwachte wisselakoers worden vastgesteld. Voor dit laatste bestaan verschillende mogelijkheden, die samenhangen met de veronderstelling die wordt gedaan over de wijze waarop verwachtingen worden gevormd.

2.1 Hypothesen over verwachtingsvorming

Om te bepalen wat de verwachte wisselakoers is moet worden bekeken op welke wijze verwachtingen worden gevormd. Hierover bestaat een aantal concurrerende hypothesen. Een eerste hypothese is die van de adaptieve verwachtingen. Deze stelt dat de verandering van de verwachting proportioneel is aan de meest recente voorspelfout (McCallum, 1996):

$$s_{t+1}^e - s_t^e = \lambda (s_t - s_t^e) \quad (2.4)$$

Een tweede en op dit moment gangbare hypothese is rationele verwachtingsvorming, die stelt dat verwachtingen worden gevormd overeenkomstig een voor het beschouwde probleem deugdelijk geacht economisch theoretisch raamwerk (Fase, 1981). De subjectieve waarschijnlijkheidsverdeling van de toekomstige voorspelde wisselakoers is gelijk aan de objectieve verdeling, dat wil zeggen, die koers die door het model voorspeld wordt:

$$s_{t+j}^e = E(s_{t+j} | \Omega_t) \quad (2.5)$$

De notatie van s_{t+1}^e is onder de aanname van rationele verwachtingen $E_t s_{t+1}$. Rationele verwachtingen theorie wordt toegeschreven aan Muth, maar heeft vooral grote bekendheid gekregen door bijdragen van Lucas. In empirisch onderzoek wordt de hypothese geoperationaliseerd door aan te nemen dat de verwachte veranderingen gelijk zijn aan de gerealiseerde veranderingen minus de voorspelfout ³. De verwachting is volgens de hypothese de best mogelijke voorspelling, gegeven alle informatie die op het moment van de voorspelling bekend is en die begrepen is in de informatieverzameling Ω_t . De voorspelfout is dan te wijten aan het bestaan van nieuws en stochastische elementen, maar is gemiddeld gelijk aan nul. Voor vergelijking (2.3) betekent dit, dat de termijnkoers de beste voorspelling geeft van de toekomstige wisselkoers en in ieder geval niet systematisch daarvan afwijkt (McCallum, 1994). Het bestaan van rationele verwachtingen is aannemelijk, omdat een eventuele systematiek in de voorspelfout arbitragemogelijkheden oplevert die bij rationeel gedrag zullen worden benut. De hypothese van rationele verwachtingen is in de economische theorie niet zonder kritiek gebleven. Er wordt onder andere gewezen op de kosten van het vergaren van informatie en problemen bij het vormen van rationele verwachtingen in de aanwezigheid van onverwachte schokken, waardoor de economie nooit in de evenwichtstoestand terecht komt en het onderliggende model dientengevolge niet herkenbaar is.

Daarnaast bestaat nog een aantal andere verwachtingsvormingshypothese dan bovenvermelde, die in de literatuur minder aandacht hebben gekregen. De eerste daarvan is de veronderstelling van naïeve of statische verwachtingen. Deze stelt de verwachte verandering gelijk aan nul. De verwachte koers in de volgende periode is gelijk aan de huidige koers:

$$s_{t+1}^e = s_t \tag{2.6}$$

De hypothese heeft geen theoretische onderbouwing en is daarom vanuit theoretisch oogpunt minder interessant. Alleen in het geval dat de wisselkoers een random walk patroon vertoont is de statische verwachting de rationele verwachting (McCallum, 1996).

Een andere vorm van verwachtingsvorming is de zogenaamde extrapolatieve verwachtingshypothese. Deze veronderstelt dat de verwachte verandering proportioneel is aan de verandering in de afgelopen periode. Hiervan bestaan twee varianten, *bandwagon* verwachtingen, waarbij wordt verwacht dat de ontwikkeling in de afgelopen periode gedeeltelijk of volledig wordt

³ Preciezer: de voorspelfout $\epsilon_{t+1} \equiv s_{t+1} - E_t s_{t+1}$ zal ongecorrleerd zijn met alle informatie die bekend is op tijdstip t op het moment van verwachtingsvorming. Dus is de verwachte wisselkoers gelijk aan de uiteindelijke wisselkoers min de voorspelfout. De voorspelfout is derhalve *random*

voortgezet in de volgende periode. Een appreciatie in de afgelopen periode wordt volgens de verwachting dan doorgezet in de volgende periode. De tegengestelde variant van extrapolatieve verwachtingen zijn de stabiliserende verwachtingen, waarbij wordt verwacht dat de ontwikkeling in de afgelopen periode gedeeltelijk of volledig omgekeerd wordt in de volgende periode. De overeenkomst tussen beide hypothesen is dat verwachtingen gebaseerd zijn op de wisselkoersontwikkeling in het verleden:

$$s_{t+1}^e - s_t = a (s_t - s_{t-1}) \quad (2.7)$$

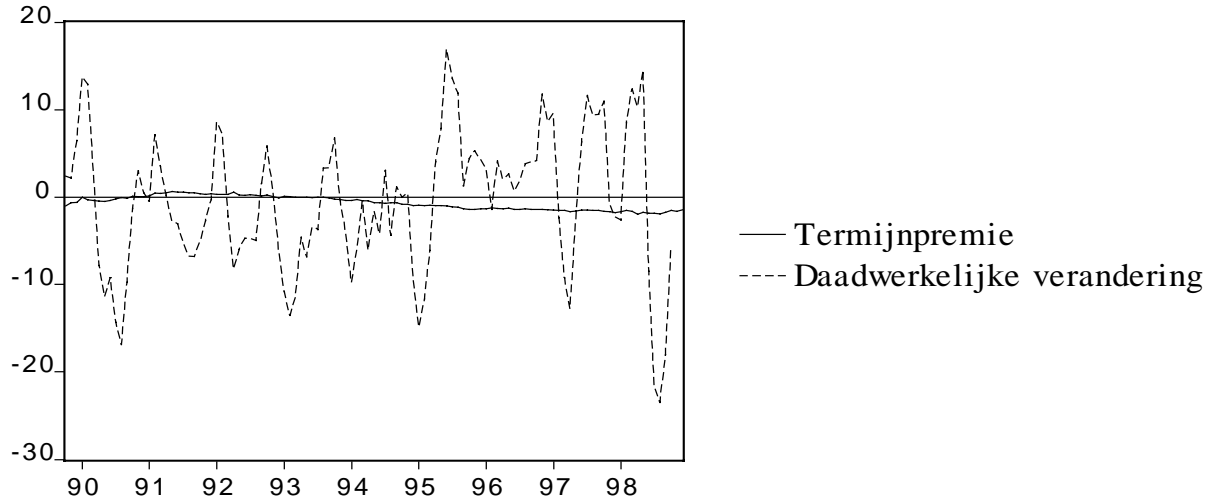
Indien de waarde van a groter is dan nul is sprake van bandwagon verwachtingen, een waarde kleiner dan nul wijst op stabiliserende verwachtingen. In het algemeen wordt aangenomen dat verwachtingen homogeen zijn, dat wil zeggen dat sprake is van één uniforme zienswijze in de markt. In sommige modellen worden echter ook verschillende zienswijzen of heterogene verwachtingen gemodelleerd. Hierop zal later nog worden teruggekomen.

2.2 Onderzoek naar de UIP uit de empirische literatuur

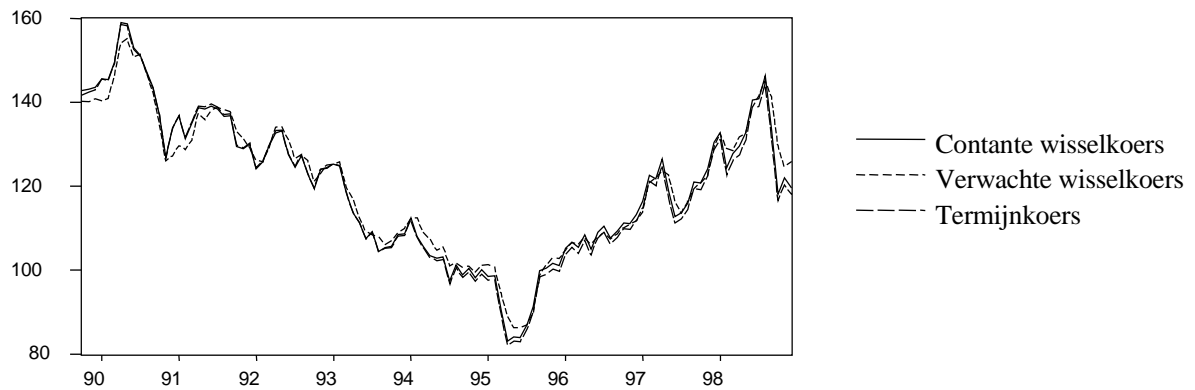
Een grafische uiteenzetting van het verschil tussen de termijnkoers en de gerealiseerde veranderingen van de wisselkoers toont aan dat de termijnpremie vaak relatief klein en stabiel is, terwijl de nominale wisselkoersfluctuaties groot zijn (Fama, 1984, McCallum, 1996). Dit is duidelijk te zien in figuur 2.1 waarin voor de Japanse yen de 3-maands termijnpremie en de daadwerkelijke wisselkoersfluctuaties te zien zijn voor de periode 1989 tot 1998. Hierin is duidelijk te zien dat de termijnpremie in de gehele periode erg klein is, terwijl de wisselkoers zeer veranderlijk is. Dit is een logisch gevolg van de afhankelijkheid van het rente-ecart, waardoor de termijnpremie bepaald wordt.

McCallum (1996) merkt op dat de termijnkoersen de wisselkoersen zeer nauw volgen. In figuur 2.2 is dit te zien voor de yen ten opzichte van de dollar in de periode 1989 tot 1990. Naast de termijnkoersen en de contante wisselkoersen zijn de verwachte wisselkoersen volgens enquêtes in de figuur weergegeven.

Figuur 2.1 Daadwerkelijke wisselkoersverandering, termijnpremie en verwachte wisselkoersverandering Yen/USD 3-maands



Figuur 2.2 Contante wisselkoers, verwachte wisselkoers en 3-maands termijnkoers Yen/USD



2.2.1 Toetsen van de UIP met aanname van rationele verwachtingen

Bij het onderzoeken van de UIP bestaan twee benaderingen. De eerste postuleert a-priori rationele verwachtingen; in de tweede benadering worden verwachtingen bepaald aan de hand van enquêtegegevens. De meest gangbare benadering is het postuleren van rationele verwachtingen. Aangezien verwachtingen niet rechtstreeks kunnen worden waargenomen wordt s_{t+1} gebruikt als benadering van de verwachte wisselkoers. Volgens de hypothese van rationele

verwachtingen is $E_t(s_{t+1})$ namelijk gelijk aan s_{t+1} plus een voorspelfout. Om de geldigheid van de UIP te toetsen wordt in de empirische literatuur de volgende vergelijking geschat:

$$E_t(s_{t+1}) - s_t = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.8)$$

De UIP wordt bevestigd als de gevonden waarde voor α gelijk is aan nul en β een waarde één heeft⁴. ε_{t+1} is de storingsterm die bij rationele verwachtingen gemiddeld gelijk moet zijn aan nul. De gevonden waarden voor de coëfficiënt α liggen over het algemeen dicht bij nul, de gevonden waarde voor β is echter veelal kleiner dan nul en daarvan significant verschillend. Dit betekent dat de termijnpremie en de wisselkoersverandering negatief gecorreleerd zijn. Als de termijnkoersen hoger zijn dan de huidige wisselkoers, dalen in de opvolgende periode in het algemeen de wisselkoersen. Bij toetsing van de hypothese dat $\alpha=0$ en $\beta=1$ kan deze in het algemeen verworpen worden (zie bijvoorbeeld Frankel en Froot, 1990). De gevonden waarde van β verschilt, McCallum (1994) noemt een waarde tussen $-3,3$ en $-4,7$. Fama (1984) vond voor β waarden tussen $-2,3$ en $-3,3$. De waarde van β is in de onderzoeken van Fama en McCallum significant verschillend van 1 en bovendien in veel gevallen significant kleiner dan nul. Fama toonde verder aan dat verschillen tussen de termijnkoersen en de uiteindelijke wisselkoersen vooraf voorspelbaar zijn en dat de variantie van deze extra opbrengsten groter is dan de variantie van de verwachte verandering in de wisselkoers zelf⁵. Engel (1995) vindt voor de periode februari 1987 tot mei 1995 enkele positieve waarden voor β . Deze verschillen onderling sterk, de hoogste waarde is 3,2 en de gevonden waarden verschillen alle significant van 1. Ook Meredith en Chinn (1998) vinden in hun onderzoek positieve waarden voor β . Uit hun onderzoek blijkt dat de resultaten voor sommige landen zeer gevoelig zijn voor de gekozen steekproefperiode. In de periode 1989-1998 blijkt voor het Britse pond ten opzichte van de Amerikaanse dollar bijvoorbeeld een waarde van β rond één gevonden te worden. Het merendeel van dit onderzoek heeft betrekking op wisselkoersen onder regimes van flexibele wisselkoersen. In de valutamarkten komt het evenwicht volgens UIP met rationele verwachtingen niet tot stand.

Uit de vergelijking van de samenhang tussen de termijnkoers en de verwachte wisselkoers bij vaste en zwevende wisselkoersen blijkt dat deze sterker is in een systeem van vaste wisselkoersen. Als het beleid van de monetaire autoriteiten als doelstelling heeft dat de

⁴ Hierbij moet nogmaals worden opgemerkt dat dit slechts een geldige toets voor UIP is indien CIP opgaat.

⁵ De extra opbrengsten zijn de extra rendementen op een munt boven het rendement op andere munten. In het geval van UIP $f_t - s_{t+1}$. Een andere benaming voor deze extra opbrengsten zijn de ex post afwijkingen van UIP.

wisselkoers op het door hen gewenste niveau blijft, moeten zij ervoor zorgen de UIP opgaat. Indien beleid geloofwaardig is en UIP opgaat zal het rente-verschil gelijk zijn aan de verwachte depreciatie. Bij een verandering van de verwachting zullen daarom interventies plaatsvinden waardoor UIP blijft gelden. De monetaire autoriteiten hebben er daarom belang bij afwijkingen van UIP te beperken. Flood en Rose (1994) vinden bij het schatten van vergelijking (2.8) een waarde van β van ongeveer 0,6 voor wisselkoersen in het Europese Monetaire Systeem (EMS). Deze waarde verschilt wel significant van één maar is in ieder geval niet negatief. Zij stellen dat dit komt doordat munteenheden binnen het EMS altijd worden gedevalueerd op basis van de ontwikkelingen in de macro-economische determinanten. Dit impliceert dat verwachtingen volgens hen kennelijk min of meer op deze *fundamentals* gebaseerd zijn. Ook De Grauwe (1996) signaleert dat voor het wisselkoersen in het EMS het teken van de termijnpremie juist is en dat de gevonden waarde van β bij schatting van vergelijking (2.8) voor wisselkoersen in het EMS tussen 0,61 en 0,96 ligt. Dit wil zeggen dat de richting van de wisselkoersontwikkeling door de termijnkoersen goed voorspeld wordt, terwijl voor de Amerikaanse dollar het teken van de termijnpremie vaak niet overeenkomt met de wisselkoersontwikkeling.

Uit een onderzoek van Meese en Rogoff (1983) blijkt dat een random walk model van de wisselkoers in veel gevallen een betere voorspelling geeft van de wisselkoersverandering dan de termijnkoersen. Beleggers zouden er volgens dit onderzoek beter aan doen als zij aannemen dat de wisselkoers in de volgende periode niet verandert dan te beleggen in de termijnmarkten. Dit wordt ook bevestigd in onderzoek van Vlaar en Palm (1997). De auteurs hebben bovendien aangetoond dat beleggen in een munt die ten opzichte van de Duitse mark zwak is in hun steekproef periode (1979 tot 1992) tot hogere rendementen leidt. Zij formuleren verder een beleggingsregel die tijdens en na de steekproefperiode een extra rendement oplevert bij een relatief laag risico. Dit duidt op het bestaan van arbitragemogelijkheden. Dit alles toont aan dat de termijnpremies de contante wisselkoersveranderingen slecht voorspellen, wat formeel niet hetzelfde is als de weerlegging van de UIP. Indien echter rationele verwachtingen worden aangenomen, zijn de verwachtingen te benaderen door de contante wisselkoersen in de volgende periode. Een systematisch verschil tussen de termijnkoersen en de gerealiseerde wisselkoersen is dan wel equivalent aan de weerlegging van de UIP.

In het algemeen is de verklaarde variantie van de wisselkoersveranderingen erg laag onder regimes van zwevende wisselkoersen. In McCallum (1994) ligt de R^2 bijvoorbeeld tussen de 4 en 11 procent. Dit wil zeggen dat de termijnpremie vier tot elf procent van de

wisselkoersveranderingen had kunnen voorspellen voor de steekproefperiode. Met betrekking tot het bestaan van arbitragemogelijkheden betekent dit dat slechts vier tot elf procent van de variantie van de wisselkoersveranderingen verklaard kan worden met behulp van de termijnpremie. Dit betekent dat het overgrote deel van de fluctuaties door andere factoren wordt bepaald. De grootte van de arbitragemogelijkheden is dus beperkt ten opzichte van de grootte van de wisselkoersfluctuaties. De arbitragemogelijkheden zouden volgens de onderzoeken benut kunnen worden door tegen de termijnkoers te speculeren. Hoewel dit in de onderzoeken wel wordt vastgesteld is het moeilijk om te verklaren hoe deze speculatiemogelijkheden kunnen ontstaan. Dit maakt het gebruik van een dergelijke beleggingsregel vergelijkbaar met technische analyse, er is geen structurele verklaring voor de werking van de regel, maar deze blijkt wel te werken.

De meeste onderzoeken naar de geldigheid van de UIP gebruiken termijnkoersen voor maximaal een jaar. Een recent onderzoek van Meredith en Chinn (1998) toetst de UIP met behulp van obligatieleningen voor een periode van tien jaar. Zij vinden voor obligaties met een looptijd van tien jaar voor de periode 1983 tot 1998 waarden van β tussen 0,2 en 1,1 en kunnen de nulhypothese van een waarde voor β van nul verwerpen. Voor een aantal munten kunnen zij de nulhypothese van een waarde voor β van één niet verwerpen. Dit onderzoek toont aan dat interestverschillen op langere termijn mogelijk wel een verband hebben met de wisselkoers dat overeenkomt met de UIP.

2.2.2 Toetsen van de UIP aan de hand van enquêtegegevens

In de hierboven geschetste literatuur is steeds de ex post gerealiseerde wisselkoers gebruikt als benadering van de verwachtingen. Indien de verwachtingen echter niet rationeel zijn, vormen gerealiseerde wisselkoersen geen goede benadering voor de verwachtingen. Verwachtingen kunnen ook worden geconcretiseerd door enquêtes, waarin naar de verwachte wisselkoers ex ante wordt gevraagd. Er is vaak kritiek op deze benadering, omdat de antwoorden onbetrouwbaar zouden zijn als de respondent er niet naar hoeft te handelen. In het algemeen wordt aangenomen dat meer te leren valt door het gedrag van agenten in de markt te observeren dan door te luisteren naar wat ze zeggen (Frankel en Froot, 1987). Het is voorstelbaar dat enquêtes een deel van de interactie die in de markt plaatsvindt niet mee kunnen nemen bij gebrek aan kennis daaromtrent, waardoor een andere gemiddelde voorspelling ontstaat dan de marktcoers die met dezelfde spelers tot stand zou komen. Bovendien hoeven individuele respondenten niet noodzakelijk rationeel te zijn. De rationele verwachtingentheorie voorspelt

niet de correctheid van de voorspellingen van een individu, maar van de markt als geheel (Fase, 1981).

Frankel en Froot (1990) hebben de UIP getoetst door enquêtegegevens als maatstaf te nemen voor de verwachtingen. Op basis van onderzoek waarin zij de samenhang tussen verwachte wisselkoersverandering volgens enquêtes en de termijnpremie schatten, komen zij tot de conclusie dat de verwachte depreciatie en de termijnpremie sterk gecorreleerd zijn. Zij doen een regressie-analyse van de verwachte wisselkoersverandering tegen de termijnpremie:

$$s_{t+1}^e - s_t = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.9)$$

Zij kunnen de nulhypothese dat β gelijk is aan één niet verwerpen voor periodes van drie, zes en twaalf maanden. De gevonden waarde voor β is ongeveer 1,1 met standaarddeviaties van ongeveer 0,15. De verklaarde variantie is in hun onderzoek 36 tot 58%, wat betekent dat veranderingen van de termijnpremie voor een veel groter deel de veranderingen van de verwachte wisselkoersveranderingen kunnen verklaren indien enquêtegegevens worden gebruikt, dan wanneer rationele verwachtingen worden aangenomen. Dit komt overeen met conclusies uit eerder onderzoek (Frankel en Froot, 1987). Zij kunnen de nulhypothese van de UIP evenmin verwerpen.

Berk (1998) toetst de vergelijking

$$R_t - R_t^* = \alpha + \beta (s_{t+1}^e - s_t) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.10)$$

waarbij de verwachte wisselkoersen uit enquêtegegevens worden gebruikt. Berk vindt waarden voor β die kleiner zijn dan één, echter op basis van extrapolaties van de verwachtingen van de wisselkoers over twaalf maanden naar een tienjaarshorizon en verwacht daardoor lagere waarden van β te vinden. In tegenstelling tot het onderzoek van Frankel en Froot bevestigt zijn onderzoek op basis van enquêtegegevens de UIP niet.

2.3 De voorspelbaarheid van de wisselkoersontwikkeling

Het voorspellen van de toekomstige wisselkoersen kan, behalve door de termijnkoersen ook aan de hand van econometrische modellen gebeuren. Meese en Rogoff (1983) schatten verschillende modellen van de ontwikkeling van de wisselkoers voor de periode 1973 tot 1981. De modellen

gaan uit van de macro-economische determinanten, die volgens de economische theorie de wisselkoersen zouden bepalen. Deze zogenaamde *fundamentals* zijn de rente, inflatie, geldhoeveelheid, het saldo op de lopende rekening en het reële inkomensniveau. Aan de hand van modellen maakten zij voorspellingen voor 1982 waarin zij voor de verklarende variabelen de ex post gerealiseerde gegevens gebruikten. Deze voorspellingen vergelijken ze met een *random walk* model, waarin de toekomstige wisselkoers gelijk is aan de huidige wisselkoers. Voor bijna alle munten en periodes die zij bezien, blijkt het *random walk* model betere voorspellingen op te leveren dan de macro-economische modellen. De zogenaamde macro-economische determinanten voorspellen in het onderzoek de korte termijn ontwikkelingen van de wisselkoersen slecht. Het onderzoek van Chinn en Meese (1995) bevestigt de slechte voorspelkracht van structurele wisselkoersmodellen voor de periode 1983 tot 1990 op de korte termijn. Volgens Frankel en Rose (1995) zijn de resultaten van Meese en Rogoff op korte termijn nooit op overtuigende wijze weerlegd of verklaard. Op langere termijn blijken de structurele modellen op basis van de *fundamentals* echter wel voorspellende waarde te hebben. Op basis van een foutencorrectie model komen Chinn en Meese (1995) tot de conclusie dat macro-economische modellen voor de lange termijn (36 maanden) wel beter voorspellen dan het random walk model. Frankel en Rose (1995) stellen dat het eerder regel dan uitzondering is dat grote wisselkoersfluctuaties bestaan in de afwezigheid van plausibele of waarneembare macro-economische gebeurtenissen. Zij geven aan dat wisselkoersen in regimes van flexibele wisselkoersen veel volatieler zijn dan in regimes van vaste wisselkoersen. Onderzoek van Rose (1996) toont aan dat de wisselkoersvolatiliteit (de variantie van s_t) gecorreleerd is met de bandbreedte van een wisselkoerssysteem. Een officieel aangekondigde wisselkoerspolitiek heeft volgens dit onderzoek effect op de volatiliteit van de wisselkoersen. Dit is opmerkelijk omdat de volatiliteit van de macro-economische determinanten niet veel verschilt. De macro-economische modellen voorspellen dan geen verschillen in de volatiliteit van de wisselkoersen (Frankel en Rose, 1995).

In het algemeen zijn de fluctuaties van de nominale wisselkoers achteraf moeilijk terug te brengen tot de macro-economische determinanten (Pigott, 1993). Deze *fundamentals* zijn echter de variabelen die volgens de gangbare economische theorie de wisselkoersen bepalen. Het 'voor het beschouwde probleem deugdelijk geachte economisch theoretisch raamwerk' levert in het geval van de wisselkoers volgens het onderzoek van Meese en Rogoff geen goede voorspellingen op. Friedman (1953) stelt dat indien fundamentele modellen niet beter voorspellen dan naïeve modellen, het theoretische model niets van de drijvende krachten achter veranderingen heeft kunnen blootleggen. De oorzakelijke verbanden zijn dan niet aangetoond.

2.4 Conclusie

De geschetste onderzoeken geven aan dat de UIP op bij aanname van rationele verwachtingen in het algemeen weerlegd wordt. De afwijkingen van de UIP zijn sterker bij systemen van flexibele wisselkoersen dan bij vaste wisselkoersen. Van vaste wisselkoerssystemen wordt aangenomen dat de wisselkoersen daarin meer in overeenstemming zijn met de *fundamentals*. Dit heeft waarschijnlijk te maken met de rol van de monetaire autoriteiten in het geval van vaste wisselkoersen, waarin het beleid erop gericht is UIP afwijkingen te beperken. Onder regimes van flexibele wisselkoersen komt in de valutamarkten het evenwicht volgens UIP met rationele verwachtingen niet tot stand. Er bestaat een treffende overeenkomst tussen termijnkoersen en fundamentele modellen: met name op korte termijn laat de voorspelkracht voor beide te wensen over, terwijl op langere termijn de voorspellingen aan kracht winnen. Uit onderzoek naar de voorspelkracht van structurele modellen blijkt dat op lange termijn de wisselkoersen meer neigen naar de koers die door de *fundamentals* voorspeld worden dan op korte termijn. Dat zou kunnen betekenen dat de UIP beter opgaat als de wisselkoersen meer in overeenstemming zijn met de *fundamentals*.

Op basis van enquêtegegevens worden verschillende resultaten gevonden. In sommige onderzoeken kan de UIP niet worden weerlegd als gemiddelde wisselkoersverwachtingen uit enquêtes worden gebruikt. De onderzoeken geven aan dat de verwachte koers niet gelijk is aan de gerealiseerde contante wisselkoers en dat munten verschillende rendementen kunnen hebben gedurende langere periodes. In het volgende hoofdstuk zal worden bekeken hoe de geringe voorspelkracht van de termijnpremie en de systematische verschillen tussen de wisselkoersveranderingen en de termijnpremie verklaard kunnen worden.

3 VERKLARINGEN VOOR DE AFWIJINGEN VAN DE UIP IN DE LITERATUUR

Uit het voorgaande blijkt dat er een systematisch verschil bestaat tussen de termijnkoersen en de overeenkomstige wisselkoersen en wel zo dat een positieve termijnpremie vaak samengaat met een dalende wisselkoers. Het voorgaande hoofdstuk geeft aan dat dit betekent dat er een systematische afwijking van UIP bestaat als rationele verwachtingen worden gepostuleerd. De besproken literatuur geeft echter geen verklaring voor de systematiek waarmee de termijnkoersen afwijken van UIP. Derhalve moet voor zowel deze systematische afwijking als de kleine variantie van de termijnpremies ten opzichte van de wisselkoersfluctuaties een verklaring worden gevonden. Daarnaast blijkt dat de systematische afwijkingen van UIP minder sterk zijn indien gebruik wordt gemaakt van verwachte wisselkoersen volgens enquêtes. Een mogelijke verklaring voor de afwijking van UIP bij schatting van vergelijking (2.8) is dat verwachtingen niet rationeel en de voorspellingen daardoor systematisch fout zijn. De termijnkoersen wijken dan immers systematisch af van de uiteindelijke contante koersen. Dat zou echter betekenen dat er onbenutte arbitragemogelijkheden blijven bestaan. Bij een efficiënte markt handelt men echter tot er geen extra rendementen meer behaald kunnen worden. Daarom moet ook naar andere verklaringen voor dit systematische verschil gezocht worden.

3.1 Afwijkingen van PPP en reële rente verschillen

De UIP heeft een relatie met twee andere belangrijke hypothesen, te weten de koopkrachtpariteitstheorie (PPP) en de Fisher hypothese. De eerste stelt dat reële wisselkoersen stabiel zijn en de tweede dat de reële rente ex ante constant is. Als beide hypothesen opgaan moet per definitie de UIP ook opgaan. Het omgekeerde is echter niet waar. De UIP impliceert geen gelijke reële rente en koopkrachtpariteit. Als de UIP opgaat betekent dit, dat de som van de afwijkingen van PPP en reële rente verschillen nul moet zijn (Engel, 1995). De afwijkingen van de ongedekte interestpariteit duiden op verschillen in de verandering van het reële rente niveau en veranderingen van de reële wisselkoers. In een onderzoek van Tanner (1998) wordt gekeken naar de mate waarin reële wisselkoersveranderingen en reële rentevershillen verantwoordelijk zijn voor afwijkingen van de UIP. Hieruit blijkt dat in geïndustrialiseerde landen afwijkingen van de UIP samengaan met reële wisselkoersveranderingen. In ontwikkelingslanden worden UIP-afwijkingen met name geassocieerd met reële rente verschillen. Deze reële rentevershillen duiden op minder sterk geïntegreerde kapitaalmarkten. Hoewel een opdeling van de UIP afwijkingen in reële rente en reële wisselkoers veranderingen interessante inzichten kan opleveren, kunnen deze de afwijkingen niet verklaren. In onderzoek van Fase en van Geijlswijk (1995) blijkt dat de Fisher-hypothese niet wordt beïnvloed door het heersende wisselkoersregime. Hoewel een vast

wisselkoersregime wel invloed heeft op het verband tussen termijnkoersen en contante koersen (de UIP gaat beter op), heeft het geen invloed op reële rente verschillen. Dit toont nogmaals aan dat de UIP en reële rentevershillen geen oorzakelijke verbanden hebben.

3.2 Risicopremies

De oorspronkelijke definitie van de UIP stelt dat de verwachte wisselkoersverandering precies gelijk is aan het interestverschil (Meredith en Chinn, 1995). De ex post afwijkingen van de UIP worden in de literatuur echter ook wel verklaard door aan te nemen dat sprake is van een tijdsvariërende risicopremie. Als beleggers risico-avers zijn, wordt op munten met een groter risico een hoger rendement geëist dan op andere munten. Voorzover de termijnkoersen naast een verwachte wisselkoersverandering ook een risicopremie bevatten, is de termijnkoers niet gelijk aan de verwachte koers. De extra opbrengsten in de eerder genoemde onderzoeken zouden gelijk kunnen zijn aan de valutaire risicopremie. Dit is een mogelijke verklaring voor de structurele afwijking van de termijnkoers met de uiteindelijke contante wisselkoers, terwijl de aanname van rationele verwachtingen gehandhaafd blijft.

De risicopremie van een munt is afhankelijk van de relatieve mate van risico op binnenlandse en buitenlandse nominale bezittingen (Engel, 1995). De binnenlandse munt is vanuit de investeerder in het thuisland gezien altijd risicoloos. Dit wil zeggen dat er een bepaalde ruimte kan bestaan waarbinnen de wisselkoers van een munt zich kan bewegen voordat het voor beleggers uit het buitenland aantrekkelijk kan zijn om in de munt te beleggen. Buitenlandse beleggers eisen ten opzichte van binnenlandse beleggers een hoger rendement op de binnenlandse munt en omgekeerd. Naar mate het risico groter is (het verwachte rendement minder zeker is) is de band waarbinnen de munt zich kan bewegen groter. Het evenwicht volgens UIP bevindt zich door deze risicopremies binnen dezelfde bandbreedte en is niet zo nauw als volgens UIP zonder risicopremies geïmpliceerd wordt. In een regime van vaste wisselkoersen zijn de verwachte rendementen relatief zeker doordat de wisselkoers vooraf bekend is. Daarom zal de geëiste risicopremie in een systeem van vaste wisselkoersen minder groot zijn. Dit is een verklaring voor de relatief kleine afwijkingen van UIP in systemen van vaste wisselkoersen.

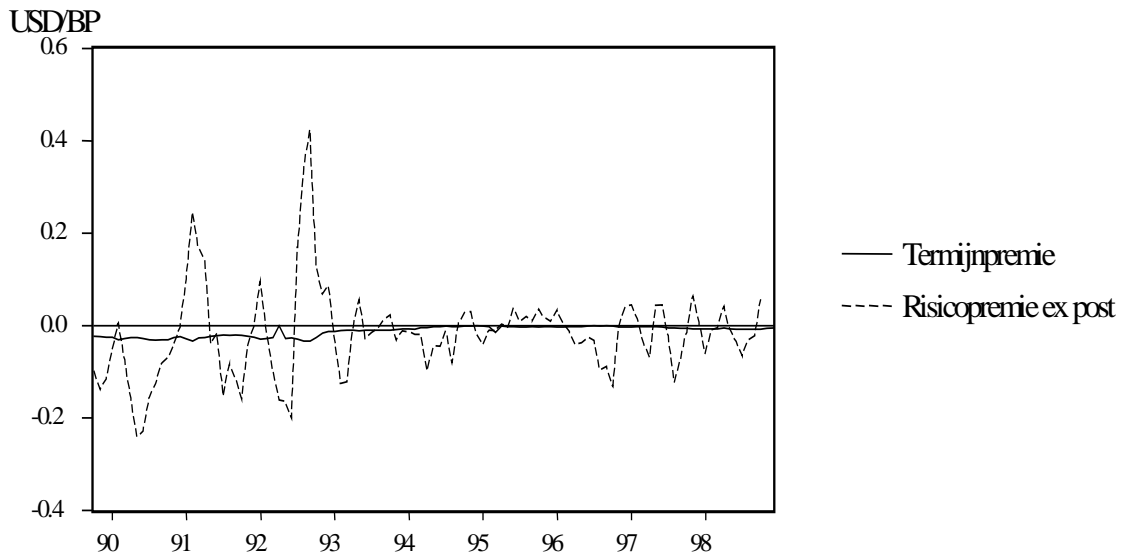
Er bestaan verschillende manieren om de risicopremie op een munt vast te stellen. De hoogte van de risicopremie wordt in onderzoek achteraf vastgesteld door de rationele verwachting te benaderen door de ex post contante wisselkoers. De risicopremie is gelijk aan het verschil tussen

de termijnkoers en de verwachte wisselkoers. Dit wordt benaderd als het verschil tussen de termijnpremie en de gerealiseerde wisselkoers, met inachtneming van een voorspelfout:

$$s_{t+1} - s_t = (f_t - s_t) + rp_t + \epsilon_{t+1} \quad (3.1)$$

In de onderstaande figuur zijn deze risicopremies voor de Amerikaanse dollar ten opzichte van het Britse pond geïllustreerd. Hierin is zichtbaar dat de ex post afwijkingen (de risicopremie) groot en zeer volatiel zijn, terwijl de termijnpremie klein en relatief constant is. Een theoretische verklaring van de risicopremie moet kunnen uitleggen waarom de risicopremie zo hoog is daarnaast waarom deze zo sterk varieert.

Figuur 3.1 Risicopremie ex post USD/BP 3-maands



3.2.1 CAPM

De meest gangbare manier voor het bepalen van het risico is het capital asset pricing model (CAPM) (Brealey en Myer, 1996). CAPM is een model dat een partieel evenwicht in de financiële markten omschrijft. Volgens het CAPM zijn beleggers risico-avers en proberen zij hun vermogen aan het einde van de periode te maximaliseren. Risico wordt gedefinieerd als de mate waarin de hoogte van de opbrengsten varieert (de volatiliteit van de rendementen), beleggers proberen de variantie van het vermogen aan het einde van de periode te beperken. Het model gaat er van uit dat beleggingen in de binnenlandse munt in het thuisland geen risico dragen. Aangenomen wordt dat beleggers hun vermogen net zo eenvoudig kunnen besteden aan

consumptie van binnenlandse goederen als aan buitenlandse goederen. Dit wil zeggen dat binnenlandse en buitenlandse goederen volkomen substituten zijn.

Het meeste risico op beleggingen is te diversificeren. In CAPM wordt ervan uitgegaan dat dit diversificeerbare risico niet beloond zal worden. Het niet-diversificeerbare risico op een belegging wordt bepaald door de covariantie van het rendement een benchmark (zoals bijvoorbeeld het rendement op het marktportfolio). Naarmate het rendement sterker varieert in dezelfde richting als de benchmark is de risicopremie hoger.

De rationele verwachtingen risicopremie op een buitenlandse munt is volgens CAPM met een Euler consumptievergelijking gegeven als:

$$rp_t = \frac{1}{2} \text{Var}_t(s_{t+1}) - \text{Cov}_t(s_{t+1}, p_{t+1}) - \gamma \text{Cov}_t(s_{t+1}, c_{t+1}) \quad (3.2)$$

waarin rp de risicopremie is, p de prijzen, γ de mate van risico-aversie en c de consumptie (Engel, 1995). De risicopremie is afhankelijk van de variantie van de wisselkoers, een munt zou relatief duur zijn (een hoge risicopremie hebben) als de wisselkoers van de munt erg volatiel is. De risicopremie is negatief afhankelijk van de covariantie van de wisselkoersen met de prijzen en de covariantie van de wisselkoersen met de consumptie. Dit wil zeggen dat een munt minder risico oplevert indien de waarde van de munt covarieert met de prijzen. Een dergelijke covariantie zorgt namelijk voor een soort verzekering, de waarde van de munt stijgt als de prijzen stijgen, zodat het vermogensverlies door de prijsstijging wordt gecompenseerd door een belegging in de munteenheid. Als de waarde van de munt covarieert met de consumptie biedt dit een verzekering, waardoor in tijden van lage consumptie de verliezen beperkt kunnen worden door de toegenomen rendementen op de munt. Naar mate munt meer een verzekering biedt tegen risico is het geëiste rendement op de munt lager. Een verandering van de hoogte van de risicopremie kan in dit model ontstaan als de volatiliteit van de waarde van een munt verandert, als de mate van risico-aversie verandert of als de covariantie van de waarde van de munt met de prijzen of de consumptie verandert.

Karin Lewis (1995) gebruikt voor de bepaling van de hoogte van de risicopremie een vergelijking volgens het *capital asset pricing model* waarin geen consumptie is opgenomen:

$$per_{t+1} = \gamma \text{Cov}_t(er_{t+1}, i_{p,t+1}) - (1 - \gamma) \text{Cov}_t(er_{t+1}, \pi_{t+1}) \quad (3.3)$$

waar γ de mate van risico-aversie aangeeft, per_{t+1} de voorspelbare *excess return* is, er_{t+1} de *excess return*, $i_{p,t+1}$ het nominale rendement op vermogen en π_{t+1} de inflatievoet. De *excess returns* zijn hetzelfde als de ex post afwijkingen van de UIP. De risicopremie, het voorspelbare deel van de ex post afwijkingen van de UIP, stijgt met de covariantie tussen de *excess return* en het nominale rendement op vermogen, $i_{p,t+1}$ (de benchmark). Als de ex post afwijkingen van de UIP covariëren met het rendement op vermogen versterkt een belegging in de munt het reeds bestaande risico, waardoor op de munt een extra rendement geëist wordt. Als de covariantie van het rendement met de inflatie toeneemt neemt het geëiste extra rendement af. Dit komt doordat een buitenlandse belegging een verzekering kan bieden tegen inflatie. Als de extra opbrengsten van de munt stijgen met de inflatie vormt dit een verzekering tegen de vermindering van de waarde van vermogen door inflatie. De variantie van de risicopremie op een munt moet volgens het model verklaard worden door de conditionele covariantie van de extra opbrengsten met het nominale rendement op vermogen en met de inflatie.

3.2.2 *Het portfolio balance model*

Een ander model voor de bepaling van de hoogte van de risicopremie is het *portfolio balance* model. Daarin is de risicopremie een functie van het relatieve aanbod van de binnenlandse en buitenlandse vermogensprojecten. De risicopremie op buitenlandse bezittingen moet stijgen als het aanbod ervan stijgt, om investeerders aan te moedigen deze in het portfolio op te nemen. Aannemende dat de buitenlandse en binnenlandse vermogensbestanddelen geen perfecte substituten zijn kan dat alleen gebeuren als het rendement op het buitenlandse activum stijgt (er wordt er van uitgegaan dat beleggers reeds hun optimale portefeuille bezaten). De variantie van de risicopremie moet volgens het model verklaard worden door veranderingen in relatieve aanbod van de binnenlandse en buitenlandse vermogensprojecten. Volgens het *portfolio balance* model kan een monetaire autoriteit invloed op de wisselkoers uitoefenen door gesteriliseerde interventie. Bij een gesteriliseerde interventie verandert de basis geldhoeveelheid niet, maar de relatieve hoeveelheid binnenlandse en buitenlandse waardepapieren in de markt wel. Daardoor verandert de risicopremie en daarmee de koers van de munt. Dit is een indirecte manier om de wisselkoers te beïnvloeden.

3.2.3 *Algemene evenwichtsmodellen*

Een derde manier voor het bepalen van de risicopremie zijn de algemene evenwichtsmodellen (zie Lewis, 1995 en Engel, 1995). Deze zijn over het algemeen gebaseerd op het Lucas model met twee landen en volkomen markten. Het model gaat uit van representatieve agenten met identieke voorkeuren in beide landen die het nut over de totale levensduur maximaliseren. Door

het oplossen van een volledig evenwichtsmodel voor de economie kan een vergelijking worden gevonden die de verwachte hoogte van de risicopremie volgens het model aangeeft. Het betreft hier dus de verwachte premie uitgaande van het bestaan van een volledig evenwicht in de economie, wat wil zeggen dat het model aanneemt dat koopkrachtpariteit en andere algemene evenwichtsvoorwaarden gelden. Daarmee gaat het uit van de lange termijncondities in een economie. Samen met de gedekte interest pariteit kan dit model worden opgelost voor de termijnkoers en dus de risicopremie. De risicopremie is dan het verschil tussen de ratio van de verwachte marginale consumptiesubstitutievoeten van de verschillende landen (respectievelijk Q en Q^*) en de verwachting van deze ratio:

$$rp = E_t(Q^*_{t+1}/Q_{t+1}) - (E_t(Q^*_{t+1}) / E_t(Q_{t+1})) \quad (3.4)$$

Dit wil zeggen dat de risicopremie verandert als de verwachte ratio van de consumptie substitutievoeten verandert.

3.2.4 *Onderzoek naar de risicopremie uit de empirische literatuur*

Empirisch onderzoek laat zien dat de risicopremies op de verschillende munten erg hoog en zeer variabel zijn. Dit is in figuur 3.1 geïllustreerd voor de dollar ten opzichte van het pond. De risicopremies zijn vaak positief, als op basis van de eerder genoemde theoretische modellen van de risicopremie verwacht zou worden dat deze negatief zouden zijn (Engel, 1995). Uit het onderzoek van Fama (1984) blijkt dat de risicopremie erg variabel is ten opzichte van de verwachte wisselkoersveranderingen. De variantie van de risicopremie is volgens zijn onderzoek groter dan de variantie van de verwachte wisselkoersveranderingen.

Bij schatting van vergelijking (2.8) wordt een waarde voor β gevonden die over het algemeen negatief is en rond de -4 ligt (McCallum, 1994). Dit betekent dat de standaarddeviatie van de verwachte wisselkoersverandering vier keer de standaarddeviatie van de termijnpremie is. Dit impliceert dat de standaarddeviatie van de risicopremie vijf keer de standaarddeviatie van de termijnpremie is (Engel, 1995). De factoren die theoretisch de risicopremie bepalen zijn niet variabel genoeg om de grote variantie van de risicopremie te kunnen verklaren (Lewis 1995). Het teken van de risicopremie kan veranderen, wat betekent dat op het ene moment een munt wordt gezien als een weinig risicovolle belegging en op een ander moment als zeer risicodragend (Engel, 1995).

Voor regimes van vaste wisselkoersen geldt dat de afwijkingen van UIP en de daarmee geïmpliceerde risicopremies minder groot zijn. Dit komt overeen met de verwachtingen, daar het risico op vermogen minder groot is bij systemen van vaste wisselkoersen.

Lewis (1995) stelt dat het CAPM niet in staat is de risicopremie te verklaren, tenzij de mate van risico-aversie extreem hoog is. Empirische toetsen van het *portfolio balance* model zijn volgens de empirische literatuur (Engel, 1995, De Grauwe, 1996, Baillie en Osterberg, 1997) teleurstellend en vinden geen stabiele relatie tussen het aanbod van waardepapieren en de hoogte van de risicopremie. Het *portfolio balance* model kan in sommige periodes de UIP-afwijkingen verklaren, maar biedt geen structurele verklaring. Veronderstelde risicopremies op basis van een algemeen evenwichtsmodel zijn laag vergeleken met de empirisch geschatte risicopremies (Engel, 1995). De waargenomen variantie van de consumptie is niet consistent met de hoge variantie van de opbrengsten van bezittingen. Daarom wordt gesteld dat risicopremies het beloop van de termijnkoersen niet kunnen verklaren (Engel, 1995, Lewis, 1995).

Uit de hoge waarde van de risicopremie kan worden opgemaakt, dat de mate van risico-aversie extreem hoog is. Bij schattingen van vergelijking (3.2) worden waarden van α (de mate van risico-aversie) gevonden boven 40 (Engel 1995). Schattingen aan de hand van algemene evenwichtsmodellen leiden tot de conclusie dat de mate van risico-aversie tussen 12 en 50 ligt (Lewis, 1995). In de literatuur wordt theoretisch over het algemeen een waarde tot maximaal 10 aannemelijk gevonden, zodat de gevonden mate van risico-aversie niet plausibel lijkt. Voor de maximale waarde van 10 bestaat echter geen duidelijke onderbouwing (Fase, 1997).

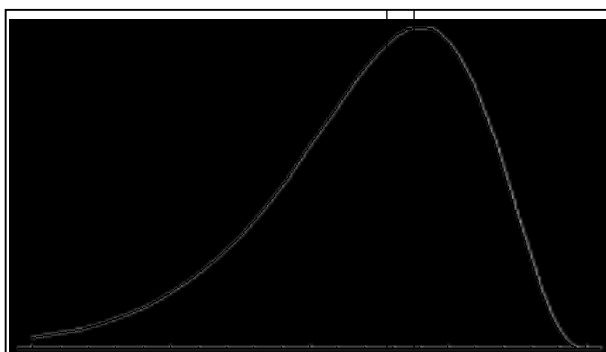
Het is verleidelijk om een parallel te trekken met het falen van de *asset-pricing* modellen voor aandelen. Gezien de lage variabiliteit van de consumptie is de risicopremie op aandelen theoretisch gezien te hoog. Fase (1997) geeft aan dat voor het bestaan van een aandelenpremiepuzzel in de literatuur diverse verklaringen zijn gegeven. Aan de hand van alternatieve modellen van de risicopremie wordt vaak een maat van risico-aversie gevonden die minder hoog en dus plausibeler is. In deze modellen wordt bijvoorbeeld rekening gehouden met het risico van een beurskrach of het bestaan van transactiekosten, waardoor het geëiste rendement hoger ligt bij dezelfde mate van risico-aversie. De slechte resultaten met de verschillende modellen voor de risicopremie als verklaring voor de afwijkingen van de UIP suggereren dat de risicopremie analyse ook bij deze premiepuzzel wellicht uitbreiding behoeft en anders gemodelleerd moet worden.

3.3 Pesoproblemen

Als voorspellingen rationeel gevormd worden en rekening houden met een kleine kans op een grote, discrete wisselkoersverandering (zoals bijvoorbeeld een beleidsverandering), kunnen verwachtingen ex post een afwijking vertonen. Pesoproblemen spelen met name een rol onder regimes van vaste wisselkoersen, omdat met name daar de kans bestaat op een grote en discrete wisselkoersverandering. Het kan bijvoorbeeld gaan om de verwachting dat een munt uit een wisselkoerssysteem zal klappen. Ook in flexibele wisselkoersen kan een 'ramp' voorkomen waardoor de wisselkoers plotseling sterk daalt, deze zal echter vaak niet geanticipeerd worden als het bijvoorbeeld gaat om een beurscrisis.

De verwachte kans op een sterke depreciatie is erg klein, maar wordt wel meegenomen in de verwachtingen, die daardoor iets lager zijn. Aangezien de kans op een dergelijke depreciatie erg klein is, kan de steekproefperiode eindigen voordat de wisselkoers daadwerkelijk depreciert. In dat geval wordt ex post een afwijking van de verwachting en de daadwerkelijke verandering vastgesteld (Verschoor, 1993). Beschouw voor een verduidelijking figuur 3.2. Hierin is een scheve kansverdeling weergegeven, waarin een kleine kans bestaat dat de waarde van de munt zeer sterk daalt. De gemiddelde verwachting (A) is daardoor lager dan de meest waarschijnlijke uitkomst (B). Als een discrete verandering van de wisselkoers in de beschouwde periode niet plaatsvindt, zal de meest waarschijnlijke uitkomst van de wisselkoers punt B zijn. De termijnkoersen zullen echter wel gebaseerd zijn op de gemiddelde verwachting, die overigens ook rationeel is. Dit kan gedurende een lange periode het geval zijn, waardoor de voorspelfouten autocorrelatie vertonen.

Figuur 3.2 Illustratie van de kansverdeling bij pesoproblemen



Deze verklaring voor de afwijkingen van de termijnkoersen worden pesoproblemen genoemd⁶. Het probleem wordt ook wel geassocieerd met een te kleine steekproef. Schijnbare voorspelfouten ontstaan door problemen met het meten van verwachtingen. Het bestaan van pesoproblemen kan verklaren dat voorspelfouten autocorrelatie vertonen bij een kleine steekproef, als de economische omgeving met discrete stappen verandert.

3.3.1 *Onderzoek naar pesoproblemen uit de empirische literatuur*

Het effect van pesoproblemen is dat bij het schatten van vergelijking (2.8) een lagere waarde voor β wordt gevonden dan de werkelijke waarde (Karen Lewis 1995). De geschatte waarde voor β is ongeveer 0,1 tot 1,0 lager dan volgens een model met pesoproblemen. Lewis stelt dat de standaarddeviatie van de gemeten risicopremie groter is dan de ware risicopremie wanneer in het model discrete sprongen van de wisselkoers verwacht worden. Flood en Rose (1994) schatten het effect van pesoproblemen door de gevonden waarde voor β te vergelijken bij het al dan niet opnemen van pariteitsaanpassingen in het EMS. Zij schatten dat de waarde voor β met ongeveer 0,35 afneemt, als de periodes met pariteitsaanpassingen niet worden meegenomen in de steekproef. Dit zien zij als een maat voor de invloed van pesoproblemen op de geschatte waarde van de parameter β . Dit is in hun onderzoek de maximale invloed die pesoproblemen op de waarde van β hebben. Door in de steekproefperiode ook pariteitsaanpassingen op te nemen schatten zij waarden voor β van ongeveer 0,60. Dit bevestigt de invloed van pesoproblemen in systemen van vaste wisselkoersen.

Vlaar en Palm (1997) onderzoeken het bestaan van pesoproblemen in het EMS en nemen deze op in de risicopremie. Zij modelleren de tijdreeksen voor extra opbrengsten, die onder de aanname van efficiënte markten en rationele verwachtingen gelijk zijn aan de risicopremie. Zij onderzoeken of een economische verklaring bestaat voor de afwijkingen van de UIP. De extra opbrengsten (risicopremies) blijken gerelateerd te zijn aan het inflatieverschil met Duitsland. Een toename van het inflatieverschil zou een sprong (devaluatie) waarschijnlijker maken. De bron voor deze extra opbrengsten is vooral onzekerheid, gemeten door de conditionele standaarddeviatie, die sterk beïnvloed wordt door het inflatieverschil. Bij een groter inflatieverschil is de variantie van de extra opbrengsten groter, maar de gemiddelde waarde is ook hoger. De tweede bron blijkt de steeds veranderende waargenomen kans op een

⁶ De naam komt voort uit het begin van de jaren zeventig, toen de Mexicaanse rente substantieel boven de Amerikaanse rente lag, hoewel de wisselkoers vast bleef. Pas in augustus 1976 werd de verwachting van een depreciatie waarheid, toen de vaste wisselkoers werd losgelaten en de peso 46% in waarde daalde (Vilmunen, 1998).

pariteitsaanpassing te zijn. Een kans op een devaluatie verhoogt het risico op grote verliezen. Daarom is de risicopremie volgens de auteurs in deze periodes hoger.

Schattingen van de risicopremie aan de hand van het model leiden tot hoge en zeer volatiele waarden. De waarde van de risicopremie varieert volgens het onderzoek tussen enkele procenten en vijftig procent op jaarbasis. Waarschijnlijk wordt het gunstige resultaat verkregen doordat hier een systeem van vaste wisselkoersen wordt beschouwd, waarin de munteenheden altijd worden gedevalueerd volgens hun fundamentals.

3.3.2 *Kritiek op pesoproblemen*

Engel (1995) stelt dat het bestaan van pesoproblemen geen negatieve waarde voor β kan opleveren in vergelijking (2.8), maar een negatieve waarde voor α . Deze weerspiegelt de onconditionele verwachting van de wisselkoersverandering en deze zou vertekend zijn binnen een korte steekproefperiode. Voor een negatieve waarde voor β zou, als de verwachte depreciatie groter is dan gemiddeld in de steekproef, de werkelijke appreciatie groter moeten zijn dan het steekproefgemiddelde. Het teken van de risicopremie is gedurende de steekproefperiode soms positief en soms negatief (bijvoorbeeld in het onderzoek van Vlaar en Palm, 1997), wat betekent dat soms een depreciatie en soms een appreciatie verwacht wordt. Daarom moet verklaard worden waardoor de niet waargenomen gebeurtenis verandert tijdens de steekproef van een verwachte depreciatie naar een verwachte appreciatie (Engel, 1995). Volgens Vlaar en Palm (1997) is deze tekenwisseling een indicatie dat de verwachtingen inderdaad regelmatig sterk veranderen. Pesoproblemen kunnen met name een verklaring bieden voor een gevonden waarde voor β kleiner dan 1 voor systemen van vaste wisselkoersen. De negatieve waarden voor β kunnen niet verklaard worden door pesoproblemen. Deze waarde wordt gevonden voor bijna alle sub-periodes van de periode van zwevende wisselkoersen, voor wisselkoersen die niet gerelateerd zijn aan de dollar en ook voor de jaren twintig (Engel, 1995, Pigott, 1993).

3.4 **Beleid van de monetaire autoriteiten**

Een volgende verklaring voor de gevonden afwijkingen van de UIP stelt dat wordt geanticipeerd op beleid van de monetaire autoriteiten (McCallum, 1994). Monetaire autoriteiten verhinderen volgens deze zienswijze snelle veranderingen van de wisselkoers en grote verschillen van het renteniveau ten opzichte van andere landen. Dit wordt gedaan met behulp van rentebeleid. Als dit beleid door marktspelers geanticipeerd wordt kan daarmee de systematische afwijking van de ongedekte interestpariteit worden verklaard. Deze beleidsoptie bestaat alleen in systemen van

flexibele wisselkoersen, waar de monetaire autoriteiten andere doelstellingen dan alleen een vastgestelde wisselkoers kunnen nastreven.

McCallum veronderstelt een monetaire reactie functie waarin de rente wordt gesteld als een functie van de wisselkoersverandering in de afgelopen periode en het renteniveau in de vorige periode:

$$R_t - R_t^* = a (s_t - s_{t-1}) - b (R_{t-1} - R_{t-1}^*) + e_t \quad (3.5)$$

De parameters a en b zijn een maat voor de waarde die door de monetaire autoriteiten wordt gehecht aan respectievelijk beperking van de wisselkoersfluctuaties en beperking van de verschillen van het renteniveau, e_t is in dit model witte ruis. McCallum geeft een afleiding waaruit blijkt dat de parameter voor de wisselkoersverandering als functie van het renteverskil in de gereduceerde vorm gelijk is aan $-b/a$:

$$s_t - s_{t-1} = -b/a (R_{t-1} - R_{t-1}^*) - (1/a) e_t + (1/(a+b)) u_t \quad (3.6)$$

waarin e_t en u_t op lange termijn wegvallen omdat deze beide witte ruis zijn. McCallum veronderstelt dat a en b beiden positief zijn en dat b ongeveer 1 is en a kleiner dan 1. Het gevolg hiervan is dat de relatie tussen de rente en de wisselkoersverandering ex post $-b/a$ is, wat in een regressievergelijking wordt benaderd door de waarde voor β . Hieruit blijkt dat onder rationele verwachtingen de UIP niet wordt weerlegd als bij schattingen voor β een waarde van $-3,0$ gevonden wordt. In zijn model bestaat een sterke relatie tussen wisselkoers- en termijnkoersveranderingen, terwijl deze weinig verband houden met de verandering van de koersen in de volgende periode. Dit is in overeenkomst met de empirie, die over het algemeen een sterk verband tussen de huidige wisselkoersen en termijnkoersen laat zien, terwijl het verband met volgende periodes vaak veel kleiner is.

De reactiefunctie van de monetaire autoriteiten bestaat in het model van McCallum alleen uit een beperking van de veranderingen van het renteniveau en van de wisselkoersveranderingen. Meredith en Chinn (1998) breiden het model van McCallum uit met beleidsregels die betrekking hebben op productie en inflatie. In dit model is de reële rente ($R_t - \pi_t$) een functie van de inflatie en de productie ($\pi_t + y_t$) in een periode:

$$R_t - \pi_t = 0,5 (\pi_t + y_t) \quad (3.7)$$

Door deze uitbreiding verwachten zij dat het model meer in overeenstemming is met de monetaire beleidsregels zoals deze in werkelijkheid voorkomen. Dit wil zeggen dat zij aannemen dat monetair beleid wordt gebruikt voor het nastreven van een inflatiedoelstelling en een reële doelstelling. Dit is alleen mogelijk indien geen sprake is van een wisselkoersdoelstelling. Zij postulieren dat op korte termijn fluctuaties van de risicopremie groot zijn. Dit doen zij naar aanleiding van de bevindingen in de empirische literatuur. Zij testen het model op basis van met het model gesimuleerde data. Op basis van deze schattingen vinden zij parameters die overeenkomen met de parameters zoals die over het algemeen worden gevonden in onderzoek naar de UIP. Met name het bestaan van grote en fluctuerende risicopremies is er de oorzaak van dat op korte termijn in hun model afwijkingen bestaan van de UIP, terwijl op langere termijn met name de macro-economische determinanten bepalend zijn voor de wisselkoersontwikkeling. Op termijn zou volgens hun model de UIP beter opgaan, wat in hun empirische onderzoek bevestigd wordt. Hun onderzoek kan echter niet verklaren waarom het nodig is om grote fluctuaties van de risicopremie te postulieren.

De modellen van zowel McCallum (1994) als van Meredith en Chinn (1998) tonen aan dat sprake kan zijn van onafhankelijke beleidsregels van de monetaire autoriteiten die een dusdanige interactie hebben met de wisselkoersen dat de UIP relatie verstoord wordt. In een systeem van zwevende wisselkoersen wordt het rentebeleid onafhankelijk van andere landen gevoerd. Het model kan niet uitleggen hoe het mogelijk is dat in de verwachtingen volgens enquêtegegevens slecht in staat zijn om de wisselkoersveranderingen te voorspellen. Meredith en Chinn (1998) stellen dat niet uitgesloten kan worden dat verwachtingsfouten de afwijkingen van de UIP verklaren.

3.5 Speculatieve zeepbellen

Macro-economische determinanten of *fundamentals*, die volgens de economische theorie de wisselkoersen bepalen zijn de rente, inflatie, geldhoeveelheid, het saldo op de lopende rekening en het reële inkomensniveau. Indien wisselkoersen alleen afhankelijk zijn van de *fundamentals*, kunnen ze niet zo variabel zijn als in werkelijkheid wordt waargenomen. De *fundamentals* variëren namelijk niet zo sterk, daarom zijn de korte termijn bewegingen van de wisselkoersen moeilijk te verklaren (Frankel en Rose, 1995). Er zijn echter wel aanwijzingen dat op lange termijn de wisselkoers een neiging heeft naar de koers te bewegen die door de modellen voorspeld wordt (Meese en Chinn, 1995).

Eén van de verklaringen voor de korte termijn volatiliteit van de wisselkoersen is het bestaan van speculatieve zeepbellen. Speculatieve zeepbellen zijn koersontwikkelingen die niet terug te voeren zijn op economische *fundamentals*. Er ontstaan verwachtingen die zelfvervullend zijn, waardoor een koersstijging kan voorkomen zonder dat hiervoor een oorzaak kan worden gevonden in de *fundamentals* (Frankel en Rose, 1995). In het algemeen zal zeepbelvorming in regime van vaste wisselkoersen minder gemakkelijk tot stand kunnen komen, omdat de ontwikkeling van de wisselkoers wordt gestuurd door de monetaire autoriteiten.

Het feit dat de wisselkoersveranderingen niet verklaard kunnen worden door een bestaand model van de *fundamentals* is intuïtief consistent met het bestaan van zeepbellen. Op korte termijn bestaat mogelijk een dynamiek, die de lange termijn tendentie van de wisselkoersen verstoort. Deze speculatieve zeepbellen zouden kunnen ontstaan door micro-economische marktwerking. Het probleem bij het onderzoeken van zeepbellen is dat bekend moet zijn wat de *fundamentals* zijn. Het bestaan ervan is daarom moeilijk aan te tonen. Om een zeepbel aan te tonen moet een model van wisselkoersvorming worden gepostuleerd en bekeken worden in hoeverre de wisselkoersontwikkeling hieruit volgt. Explosieve wisselkoersontwikkelingen die niet door de macro-economische determinanten verklaard kunnen worden zijn een aanwijzing voor het bestaan van speculatieve zeepbellen. Verschillende theorieën geven aan hoe zeepbellen kunnen ontstaan. Zeepbellen kunnen ontstaan in rationele monetaire modellen zoals dat van Dornbusch (*overshooting*) en in *portfolio-balance* modellen (Frankel en Rose, 1995). Dat betekent dat verwachtingen bij het bestaan van speculatieve zeepbellen wel rationeel kunnen zijn.

In empirisch onderzoek blijkt vaak dat speculatie een destabiliserende werking heeft. Daarmee wordt bedoeld dat de koersen door speculatie en interventie eerder verder af komen te liggen van de waarden die op basis van de *fundamentals* aannemelijk geacht kunnen worden. Onderzoek van Wei en Kim (1997) suggereert dat het innemen van posities door grote marktspelers waarschijnlijk bijdraagt aan de toename van de wisselkoersvolatiliteit. Theoretisch kan ook worden onderbouwd dat speculatie destabiliserend is als er wordt gehandeld op basis van ruis (Frankel & Froot, 1990), maar dat dit eveneens mogelijk is als agenten rationeel handelen (Osler & Carlson, 1996). Ook voor valutamarkt interventie door de centrale bank geldt dat deze soms een destabiliserende werking heeft (Baillie & Osterberg, 1997). Frankel en Froot (1990) vinden dat een grotere spreiding van de verwachtingen volgens enquêtegegevens samengaat met hogere handelsvolumes en meer volatiliteit. Als speculatie, op wat voor grond dan ook destabiliserend werkt betekent dit dat zeepbelvorming ontstaat in de wisselkoers.

Heterogene (en daarmee niet-rationele) verwachtingen worden vaak gezien als één van de mogelijke oorzaken voor het bestaan van zeepbellen. Heterogene verwachtingen kunnen ontstaan als twee zienswijzen bestaan waaruit de verwachtingen voortkomen. De eerste zijn de zogenaamde fundamentalistische verwachtingen, die gebaseerd zijn op de economische *fundamentals* en de tweede visie betreft extrapolatieve verwachtingen, die gebaseerd zijn op patronen die in het verleden zijn waargenomen (technische analyse). De ene groep baseert de verwachtingen op relevante informatie over het heden en de toekomst (vergelijkbaar met rationale verwachtingen). De tweede groep baseert verwachtingen op marktgedrag in het verleden, bijvoorbeeld door middel van technische analyse. Interactie van deze verwachtingen zou volgens hen tot speculatieve zeepbellen kunnen leiden (Frankel en Froot, 1990).

Hoewel marktvoorspellingen rationeel kunnen zijn bij het bestaan van speculatieve zeepbellen, zal de UIP toets tot afwijkende resultaten leiden bij het bestaan van speculatieve zeepbellen. De voorspelfouten zouden bij een wisselkoersmodel waarin speculatieve zeepbellen voorkomen explosief gedrag vertonen. Ook zouden door het bestaan van speculatieve zeepbellen pesoproblemen kunnen ontstaan. In empirisch onderzoek wordt echter niet waargenomen dat de voorspelfouten explosief zijn, zelfs niet in korte deelperiodes. Het bestaan van zeepbellen is niet consistent zijn met het patroon van de ontwikkelingen van de termijnpremie en de wisselkoersen ongeveer volgen, dat lijkt op een *random walk* (Obstfeld, 1987).

Daarnaast blijkt uit het onderzoek van Frankel en Froot (1987) dat verwachtingen stabiliserend zijn en geen *bandwagon* effecten vertonen. Dit wil zeggen dat na een periode waarin de wisselkoers gestegen is in de volgende periode een wisselkoersdaling wordt verwacht. Verschoor (1993) vindt dat wisselkoersverwachtingen in een systeem van zwevende wisselkoersen vooral afhankelijk zijn van de wisselkoersen in het verleden en stabiliserend zijn. De beleggers verwachten in het EMS dat de wisselkoers zal terugkeren naar het lange termijn evenwicht volgens koopkrachtpariteit. Dit geeft aan dat verwachtingen in een systeem van vaste wisselkoersen meer gebaseerd zijn op de *fundamentals*. Het bestaan van zeepbelvorming is intuïtief een plausibele verklaring voor de afwijkingen van de UIP, maar niet in overeenstemming met een aantal belangrijke bevindingen uit de empirische literatuur.

3.6 Niet rationele verwachtingsvorming

Ook aan de hand van enquêtegegevens is getracht de afwijkingen van de UIP te verklaren. Froot en Frankel (1989) kunnen niet weerleggen dat de ex post afwijkingen van de UIP volledig verklaard worden door herhaalde voorspelfouten van respondenten. De ongedekte interestpariteit

kan in hun onderzoek niet verworpen worden als gerapporteerde verwachtingen gebruikt worden. Deze verwachtingen vertonen een sterk verband met de termijnkoersen en lijken niet rationeel te zijn. Froot en Frankel vinden geen bewijs voor een tijdsvariërende risicopremie. Dit impliceert dat het verklaren van UIP-afwijkingen aan de hand van risicopremies door het onderzoek geloofwaardigheid verliest. Hun bevindingen geven steun aan de interpretatie van de ex post de UIP afwijkingen als een gevolg van niet-rationele verwachtingen. Andere onderzoeken geven daarnaast aan dat er verschillende mogelijkheden bestaan om op basis van informatie uit het verleden de voorspelfout te verkleinen. Dit is in tegenspraak met rationele verwachtingen, wat stelt dat voorspelfouten niet gecorreleerd mogen zijn met informatie uit het verleden (Frankel en Froot, 1990, Verschoor, 1993).

Als men aanneemt dat verwachtingen niet rationeel zijn rest een aantal moeilijk te beantwoorden vragen. Het is moeilijk om vast te stellen hoe verwachtingen dan wel gevormd worden. Daarnaast is de vraag waarom agenten irrationeel zouden handelen. Het zou namelijk gemakkelijk en bijna kosteloos zijn om de voorspellingen te corrigeren. Ten derde is moeilijk uit te leggen waarom er geen rationele agenten bestaan die grote hoeveelheden beleggen tegen de niet rationele agenten waardoor de afwijkingen worden opgeheven Engel (1995). Hoewel het moeilijk is om op deze vragen een aannemelijk antwoord te vinden geven de enquêtegegevens een duidelijke aanwijzing dat verwachtingen niet rationeel zijn.

Ook ex ante bestaan afwijkingen van de UIP, namelijk het verschil tussen de verwachte koersen volgens enquêtes en de termijnkoersen. Deze kunnen verklaard worden als een risicopremie. Vlaar (1994) gebruikt enquêtegegevens om aan te tonen dat het verschil tussen verwachtingen en de termijnkoers een risicopremie is, die mede wordt bepaald door pesoproblemen. Het onderzoek wijst uit dat een dergelijke ex ante risicopremie afhankelijk is van het inflatieverschil tussen twee landen. Het onderzoek geeft steun aan de interpretatie van ex ante afwijkingen van de UIP als het bestaan van een tijdsvariërende risicopremie.

Hoewel ook de ex ante afwijkingen zoals gemeten door enquêtes sterk variëren, lijkt de variantie van de ex post afwijkingen meer te zitten in de enorme fluctuaties van de nominale wisselkoers. De door enquêtes gemeten afwijkingen van de UIP zijn erg klein in vergelijking met de tot stand gekomen wisselkoersfluctuaties (Pigott 1993).

3.7 Chaostheorie

In het voorgaande bleek dat in het algemeen aangenomen wordt dat in de markt één zienswijze bestaat. De Grauwe en Dewachter (1993) modelleren het bestaan van twee soorten zienswijzen waaruit de verwachtingen voortkomen, één gebaseerd op *fundamentals* en één gebaseerd op technische analyse, waarbij trends uit het verleden worden geëxtrapoleerd. Deze komen overeen met de heterogene verwachtingsvorming die eerder als verklaring voor het tot stand komen van zeebellen beschreven is. De verandering in de verwachte toekomstige wisselkoers bestaat daardoor uit twee componenten, een voorspelling door de chartisten en een voorspelling door de fundamentalisten:

$$E_t(S_{t+1})/S_{t-1} = (E_{ct}(S_{t+1})/S_{t-1})^{mt} (E_{ft}(S_{t+1})/S_{t-1})^{1-mt} \quad (3.8)$$

Waarin c_t en f_t betekenen dat het gaat om de verwachtingen van respectievelijk chartisten en fundamentalisten. De verhouding van beide zienswijzen in de markt wordt aangegeven door mt . Speculatie door fundamentalisten en chartisten veroorzaakt een wisselkoersproces van deterministische chaos⁷. Chaotisch gedrag wordt gegenereerd door een deterministisch systeem, maar heeft desondanks alle karakteristieken van random gedrag. Een heel spectrum aan mogelijke patronen ontstaat uit een eenvoudige deterministische vergelijking. Deze chaotische dynamiek heeft een complex gedrag van de wisselkoers tot gevolg en laat fluctuaties zien die lijken op stochastische data. Dit patroon lijkt op de waargenomen samenhang tussen de termijnkoersen en de gerealiseerde toekomstige wisselkoersen. Een dergelijk proces is onvoorspelbaar, hoewel het onderliggende model deterministisch is (Shone, 1997). Het model van De Grauwe en Dewachter (1993) leidt bij simulatie tot resultaten die lijken op de in werkelijkheid waargenomen patronen. De termijnkoersen blijken de wisselkoersen met een structurele afwijking te voorspellen. In het model voorspelt de termijnkoers de verkeerde richting voor de wisselkoersontwikkeling. De afwijking wordt sterker naarmate de monetaire reactiefunctie meer gewicht toekent aan een beperking van de fluctuaties van het renteniveau ten opzichte van het buitenland. Dit laatste komt overeen met de bevindingen van McCallum (1994).

⁷ Het zou te ver voeren om hier het wiskundige model van De Grauwe en Dewachter (1993) helemaal uit te werken. De geïnteresseerde lezer wordt daarom verwezen naar de oorspronkelijke tekst. In De Grauwe, Dewachter en Embrechts (1993) wordt een meer uitgebreide beschrijving gegeven van de gevolgen van interactie van marktagenten met heterogene verwachtingen voor de wisselkoersontwikkeling.

Het model neemt echter wel aan dat de UIP opgaat. De systematische afwijkingen van de UIP uit de empirische literatuur moeten in dit model dan ook niet worden uitgelegd als het bestaan van een risicopremie of als bewijs tegen de UIP. Het is volgens dit model veel meer een gevolg van een onvoorspelbare wisselkoersverandering. De ex post gerealiseerde wisselkoersen bevatten dan geen informatie over de verwachtingen. De Grauwe, Dewachter en Embrechts (1993) vinden aanwijzingen voor het bestaan van nonlineariteit in de wisselkoersontwikkeling. Het vaststellen van chaos en het bijbehorende deterministische proces is echter moeilijk. Het is daarom moeilijk vast te stellen of chaos de waargenomen wisselkoerspatronen verklaart.

3.8 Nagenoeg rationeel gedrag

Het schatten van de evenwichtswaarde van de wisselkoersen is met veel onzekerheden omgeven. Het is moeilijk vast te stellen wat precies de macro-economische determinanten zijn en hoe deze nauwkeurig gemeten kunnen worden. Volgens de theorie van het nagenoeg rationele gedrag passen agenten bij het beschikbaar komen van nieuwe informatie niet onmiddellijk hun gedrag aan. Het model veronderstelt dat de kosten van het verkrijgen van informatie niet nihil zijn. In een zeer onzekere omgeving leidt het steeds herberekenen van de verwachtingen niet tot een noemenswaardige verhoging van de opbrengsten. Het gedrag van agenten in de markt bepaalt de termijnkoers, echter deze is volgens de theorie niet informatief over de verwachtingen van agenten. Daardoor ontstaat mogelijk een afwijking van de UIP. Het model kan niet aangeven of de UIP ex ante wel opgaat, daar geen informatie kan worden verkregen over de verwachtingen. Indien gedrag nagenoeg rationeel is zou een aanpassing van de verwachting achteraf lijken op een verandering van de risicopremie. Als de verwachte koers immers stijgt en het gedrag en daarmee de termijnpremie hetzelfde blijft, lijkt het achteraf alsof de risicopremie is veranderd. Dit is echter slechts schijn, in werkelijkheid is er geen sprake geweest van een veranderende risicopremie. De ex post afwijkingen van de UIP zijn dan geen maatstaf voor de risicopremie (De Grauwe, 1996).

Het bestaan van chaos een goede reden zou zijn voor nagenoeg rationeel gedrag. Indien de wereld chaotisch is kunnen kleine fouten bij het bepalen van het onderliggende structuur van de economie tot gevolg hebben dat voorspelfouten zeer groot zijn. Daarom volgen agenten eenvoudige vuistregels bij het bepalen van hun gedrag (De Grauwe 1996). Nagenoeg rationeel gedrag kan verklaren dat wisselkoersen vaak onverwacht afwijken van de *fundamentals* en dat kennis van de *fundamentals* niet helpt om de veranderingen van de wisselkoers te voorspellen (De Grauwe, 1996).

Hiervoor werd beschreven dat wisselkoersen in regimes van flexibele koersen een grotere afwijking van de UIP vertonen en dat wisselkoersen in dergelijke regimes volatieler zijn. Mogelijk kunnen de koersen in een systeem van flexibele wisselkoersen de koersen minder goed voorspeld worden omdat de veranderingen groter zijn. In een regime van flexibele wisselkoersen heerst een dusdanige onzekerheid over het effect van macro-economisch en monetair beleid, dat beleggers niet onmiddellijk hun gedrag aanpassen bij een verandering van de *fundamentals*. De termijnpremie blijkt in regimes van flexibele wisselkoersen relatief star te zijn en zou daardoor een minder goede maat kunnen zijn voor de verwachtingen. In een systeem van min of meer vaste wisselkoersen is het effect van beleid relatief zeker. Een verandering van het beleid zal daarom eerder doorwerken in het gedrag van speculanten, waardoor de termijnpremie in een regime met vaste wisselkoersen een betere maat is voor de verwachtingen (Fase en van Geijlswijk, 1995).

3.9 Conclusie

Uit het voorgaande mag duidelijk zijn dat een heel scala aan verklaringen is geopperd voor de afwijkingen van de UIP. Het grootste deel daarvan heeft zich gericht op de afwijkingen die geconstateerd worden indien rationele verwachtingen worden gepostuleerd. De meeste verklaringen kunnen een deel van de afwijkingen uitleggen en een ander deel van de bevindingen niet. Risicopremies kunnen verklaren dat UIP niet opgaat, omdat marktkoersen en verwachtingen niet aan elkaar gelijk hoeven zijn. Pesoproblemen kunnen met name onder een regime van vaste wisselkoersen afwijkingen van UIP verklaren. Geanticipeerd beleid van de monetaire autoriteiten kunnen bij zwevende wisselkoersen ertoe leiden dat verwachtingen achteraf niet rationeel lijken, terwijl ze dat wel zijn. Bij het bestaan van heterogene verwachtingen en nagenoeg rationeel gedrag zou het kunnen zijn dat de UIP ex ante wel opgaat, terwijl het op basis van rationele verwachtingen achteraf lijkt alsof dit niet het geval is. Veel van de verklaringen van de UIP afwijkingen kunnen echter niet uitleggen hoe het mogelijk is dat enquêtegegevens zoals in het onderzoek van Frankel en Froot (1990) concluderen dat de UIP opgaat, met name ook bij zwevende wisselkoersen. Het mag tenminste opmerkelijk worden genoemd dat het bestaan van niet-rationele verwachtingen zo weinig aandacht heeft gekregen in de empirische literatuur.

4 EIGEN EMPIRISCH ONDERZOEK

Het voorgaande heeft een beschrijving gegeven van de manier waarop de UIP afwijkingen in de empirische literatuur gevonden zijn en op welke manier deze afwijkingen over het algemeen verklaard worden. Door middel van eigen onderzoek wordt in dit hoofdstuk een eigen oordeel gevormd over de hoogte en de oorzaken van afwijkingen van de UIP. In dit onderzoek wordt gebruik gemaakt van enquêtegegevens voor het bepalen van verwachtingen. Enquêtegegevens bieden een mogelijkheid om uitspraken te kunnen doen over verwachtingsvorming zonder hierover vooraf aannames te doen. Deze gegevens kunnen gebruikt worden om de UIP te toetsen door te bepalen in hoeverre verwachtingen gerelateerd zijn aan de termijnkoersen. Ook de ex post gerealiseerde wisselkoersen worden gebruikt om de UIP te toetsen, om deze resultaten te kunnen vergelijken met de resultaten op basis van enquêtegegevens. Ook wordt onderzocht of de voorspelfouten volgens enquêtegegevens een verklaring kunnen geven voor de afwijkingen van de UIP.

Naast de UIP worden in het onderzoek de eerder genoemde hypothesen over verwachtingsvorming getoetst, te weten rationale, adaptieve en extrapolatieve of bandwagon verwachtingen. Door gebruik te maken van enquêtegegevens kunnen de verwachtingen direct worden waargenomen en kan bekeken worden welk verband zij hebben met voorgaande periodes en de gerealiseerde wisselkoersen.

Fase en Shtrasburg (1997) stellen dat bij het gebruik van enquêtes voor het meten van verwachtingen belangrijke nadelen met zich meebrengt. Een enquête is zelden gebaseerd op waarneembaar gedrag en bovendien bezitten de geënquêteerden meestal geen prikkel om serieuze antwoorden te geven. Verder is het risico aanwezig dat een vraag verkeerd wordt begrepen. Ondanks deze kritiek, die zeker niet op zichzelf staat, wordt in dit onderzoek aandacht besteed aan enquêtegegevens. De reden hiervoor is dat gegevens uit enquêtes een extra inzicht kunnen geven in de verwachtingen die in de markt leven en in de factoren die ertoe leiden dat de UIP in onderzoek in het algemeen ontkend wordt.

4.1 Gebruikte gegevens

De munten die in dit onderzoek zijn opgenomen zijn de Amerikaanse dollar, het Britse pond, de Duitse mark en de Japanse yen. De wisselkoersen van het pond, de mark en de yen zijn gegeven ten opzichte van de dollar. Voor deze munten is gekozen, omdat zij alle goed verhandelbaar zijn en ten opzichte van elkaar in een zwevend wisselkoerssysteem hebben gezeten. De gebruikte

gegevens hebben betrekking op de periode oktober 1989 tot en met december 1998. De in dit onderzoek gebruikte enquêtegegevens komen uit een maandelijks onderzoek van de Consensus Forecast. Zij enquêteren ruim 200 prominente financiële en economische voorspellers over hun verwachtingen over een aantal variabelen, waaronder de wisselkoersen. De verwachtingen zijn gerapporteerd voor een periode van drie en van twaalf maanden. Voor de termijnkoersen en contante wisselkoersen zijn bovendien gegevens gebruikt uit Datastream, gebaseerd op de noteringen volgens Barclays Bank International. De termijnkoersen zijn de driemaands en twaalfmaands termijnkoersen. Vanaf 1995 zijn de verwachtingen door Consensus Forecast voor een periode die iets langer is dan drie en twaalf maanden (halverwege de maand werd gevraagd naar de verwachting voor het einde van de derde (twaalfde) maand na het onderzoek). Dit heeft tot gevolg dat de enquêtegegevens voorspellingen geven voor een iets langere horizon dan de termijnkoersen. Het effect hiervan wordt in het onderzoek genegeerd.

4.2 Toetsingsmethoden

De gebruikte variabelen zijn getoetst op het bestaan van een eenheidswortel in de reeksen. Een reeks bezit een eenheidswortel indien afwijkingen van de reeks een blijvend effect hebben en geen tendentie tot evenwichtsherstel bestaat. Om een zinvolle OLS regressie uit te voeren dienen de reeksen allen geïntegreerd te zijn van dezelfde graad. Bij reeksen die geïntegreerd zijn van een verschillende orde zijn regressievergelijkingen van de twee reeksen betekenisloos. Indien de reeksen niet stationair zijn, maar van de eerste orde geïntegreerd ontstaat het risico dat gevonden resultaten berusten op schijn ('*spurious*')-correlaties (Enders, 1995). De toetsen zijn uitgevoerd met behulp van de Augmented Dickey-Fuller toets, die toetst of de hypothese van een eenheidswortel voor een reeks kan worden verworpen.

De regressievergelijkingen zijn geschat door middel van OLS met een aanpassing van de covariantie matrix zoals gesuggereerd door Newey en West. Deze correctie is nodig omdat de voorspellingshorizon van de verwachte depreciatie (3 of 12 maanden) langer is dan de steekproef interval (1 maand). Dan ontstaat een probleem met overlappende observaties, waardoor de foutterm autocorrelatie vertoont. De OLS schattingen van de covariantie matrix worden dan inconsistent, ondanks consistente parameter schattingen (Frankel en Froot, 1987, Berk, 1998). De Newey-West standaardfouten zijn aangepast om te corrigeren in geval van seriële correlatie en bij heteroskedasticiteit ⁸.

4.2.1 Toetsen van de UIP

De standaard vergelijking waarmee de UIP wordt getoetst op basis van rationele verwachtingen is zowel voor de drie als de twaalfmaands termijnkoersen geschat met behulp van OLS. De UIP stelt dat verwachte koersen gelijk zijn aan het rente verschil in twee landen. Met de aanname van CIP betekent dit dat de verwachte wisselkoersverandering gelijk is aan de termijnpremie:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (4.1)$$

De parameters zouden volgens de UIP met de aanname van rationele verwachtingen gelijk moet zijn aan nul (α) en één (β). De aanname van rationele verwachtingen is hier te herkennen aan het gebruik van gerealiseerde wisselkoersen als benadering voor de verwachte wisselkoersen.

De UIP is ook getoetst zonder rationele verwachtingen aan te nemen aan de hand van de verwachte wisselkoersen volgens de enquêtes van de Consensus Forecast. Als wordt aangenomen dat CIP opgaat impliceert de UIP dat de verwachte wisselkoersverandering gelijk is aan de termijnpremie:

$$s_{t+k}^e - s_t = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+k} \quad (4.2)$$

Ook deze parameters zouden volgens de UIP gelijk moeten zijn aan nul (α) en één (β).

4.2.2 Beschrijvende statistiek

Van een aantal variabelen is bekeken wat de gemiddelde waarde ervan was in de steekproefperiode en wat de standaarddeviatie van de variabele was. Deze beschrijvende statistiek geeft een beter beeld van de variabelen die bij de verklaring van de UIP-afwijkingen een rol spelen. De gemiddelde voorspelfout is een maat voor de mate waarin een variabele de daadwerkelijke wisselkoers kan voorspellen. De voorspelfout van de enquêteverwachtingen is het verschil tussen de verwachte koers en de gerealiseerde koers, ($s_{t+k}^e - s_{t+k}$). Een verschil tussen de verwachtingen en de termijnpremie zou kunnen duiden op het bestaan van een risicopremie. Het gemiddelde verschil tussen de termijnkoersen en de verwachte koersen volgens enquêtes ($f_t - s_{t+k}^e$) is een maat voor de gemiddelde risicopremie ex ante. Ex post afwijkingen van de UIP zijn de zogenaamde *excess returns* en kunnen bij rationele verwachtingen worden opgevat als een risicopremie (zie ook paragraaf 3.2). De risicopremie is gelijk aan het verschil tussen de

⁸ Conditionele heteroskedasticiteit wil zeggen dat de volatiliteit van de reeks niet constant is in de tijd. De onconditionele variantie (die op lange termijn) kan dan wel constant zijn

termijnkoers en de verwachte wisselkoers, waarbij de rationele verwachting benaderd wordt door de daadwerkelijke wisselkoers in de volgende periode, $(f_t - s_{t+k})$. Het gemiddelde verschil tussen de huidige wisselkoers en de wisselkoers in het verleden $(s_t - s_{t+k})$ en de standaarddeviatie daarvan is een maat voor de volatiliteit van de wisselkoersveranderingen.

4.2.3 UIP-afwijkingen als functie van de voorspelfouten

In navolging van het onderzoek van Frankel en Froot (1989) is bekeken hoe de relatie is tussen de ex post afwijkingen van de UIP en de voorspelfouten. Dit is gedaan door de een regressievergelijking te schatten, waarin de ex post afwijkingen een functie zijn van de voorspelfouten:

$$f_t - s_{t+k} = \alpha + \beta (s_{t+k}^e - s_{t+k}) + \epsilon_{t+k} \quad (4.3)$$

Dit kan een aanwijzing geven voor de mate waarin afwijkingen van de UIP te wijten zijn aan onverwachte wisselkoersveranderingen. Indien dit het geval blijkt te zijn dient nog te worden vastgesteld in hoeverre deze wisselkoersveranderingen wel of niet rationeel zijn. De wisselkoersveranderingen kunnen tot stand komen als gevolg van nieuws en hoeven daarom niet irrationeel te zijn.

4.2.4 Toetsen van hypothesen over verwachtingsvorming

Aan de hand van enquêtegegevens kunnen de verwachtingen direct worden waargenomen en mogelijk beoordeeld worden op welke manier verwachtingen gevormd worden. Dit is hier gedaan door een aantal alternatieve hypothesen van verwachtingsvorming te toetsen.

Door de verwachte koersen van de enquêtegegevens te vergelijken met de gerealiseerde koersen ontstaat een maat voor afwijkingen van rationele verwachtingen. Indien verwachtingen volkomen rationeel zouden zijn, zou de verwachte verandering gelijk zijn aan de voorspelde verandering, minus een random voorspelfout:

$$s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta (s_{t+k}^e - s_t) + \epsilon_{t+k} \quad (4.4)$$

De parameters zouden volgens rationele verwachtingen gelijk moet zijn aan nul (α) en één (β). Een tweede toets voor het bestaan van rationele verwachtingen is toetsen voor orthogonaliteit. Deze toetsen bekijken of in de variabelen nog informatie aanwezig is die gebruikt had kunnen worden om de voorspelfout te verkleinen (zie ook Frankel en Froot, 1990). Indien een samenhang gevonden kan worden tussen de voorspelfout en informatie die bekend was op het moment dat de verwachting bestond, had deze aangepast kunnen worden door middel van deze

informatie. Hier is getoetst of de termijnpremie bij kan dragen aan voorspellingen van de wisselkoersverandering:

$$s_{t+k} - s_{t+k}^e = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \epsilon_{t+k} \quad (4.5)$$

De nulhypothese is dat de voorspelfouten die respondenten maken onafhankelijk zijn van informatie die op dat moment bekend is. De termijnpremie bevat geen informatie meer indien α en β gelijk zijn aan nul. In dat geval zijn de verwachtingen volgens deze toets rationeel gevormd.

Een tweede hypothese over verwachtingen is dat deze adaptief gevormd worden en een functie zijn van de voorspelfout in de vorige periode:

$$s_{t+k}^e - s_t^e = \alpha + \beta (s_t - s_t^e) + \epsilon_{t+k} \quad (4.6)$$

Een gevonden waarde voor β groter dan nul is een indicatie van het bestaan van adaptieve verwachtingen. De waarde van β geeft een maat voor de snelheid waarmee verwachtingen zich aanpassen indien een voorspelfout is gemaakt.

Een laatste hypothese over verwachtingen is die van de extrapolatieve of statische verwachtingsvorming. Deze stelt dat de verwachtingen een functie zijn van de gerealiseerde veranderingen in de afgelopen periode:

$$s_{t+k}^e - s_t = \alpha + \beta (s_t - s_{t-k}) + \epsilon_{t+k} \quad (4.7)$$

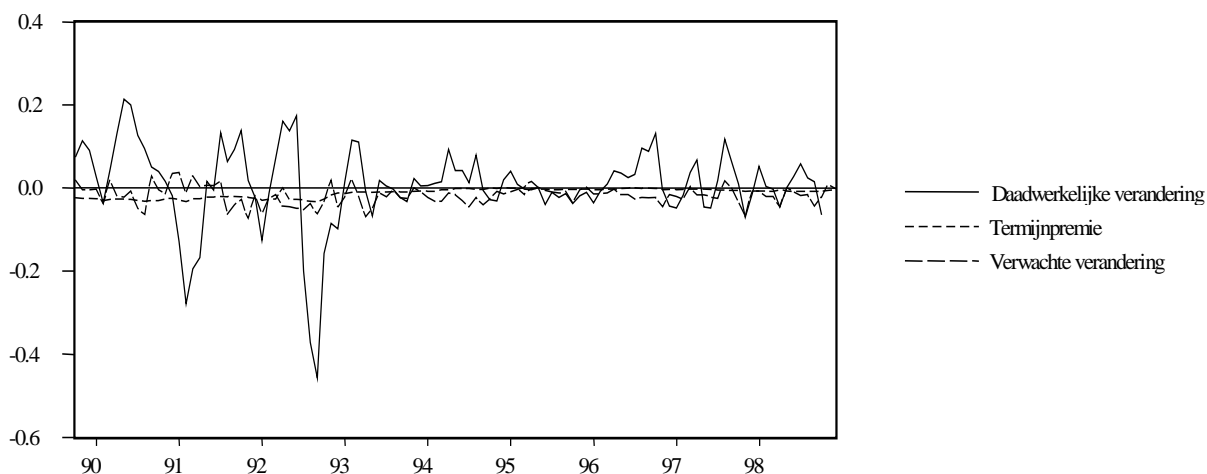
De gevonden waarde voor β geeft hier informatie over de manier waarop verwachtingen worden gevormd. Een gevonden waarde voor β van nul is een indicatie van het bestaan van statische verwachtingen, een gevonden waarde die kleiner is dan nul geeft aan dat verwachtingen stabiliserend zijn en een gevonden waarde groter dan nul duidt op het bestaan van bandwagon verwachtingsvorming.

4.3 Resultaten

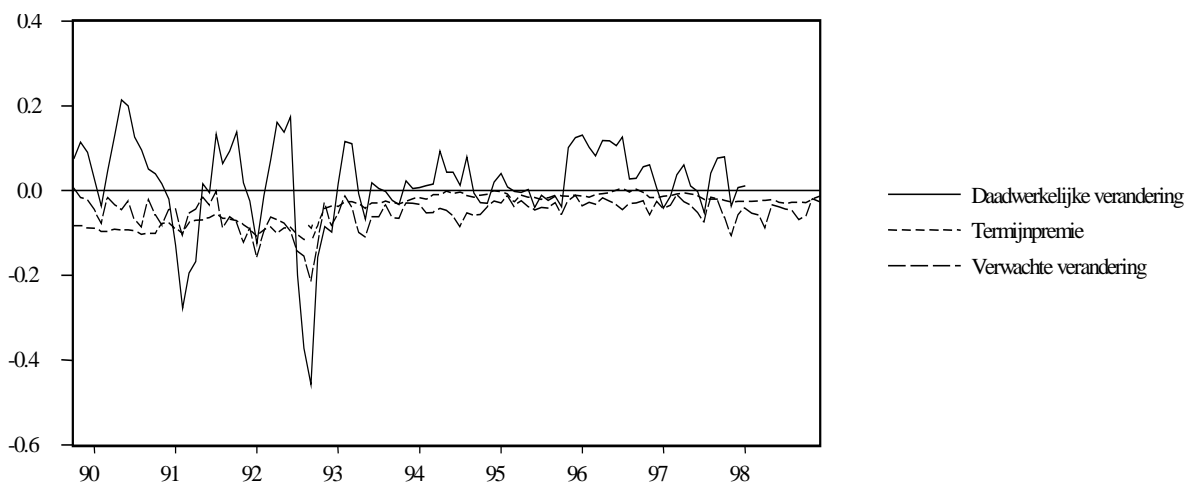
Figuur 4.1 en 4.2 geven voor de Amerikaanse dollar ten opzichte van het Britse pond het verband aan tussen de termijnpremie, de verwachte wisselkoersverandering zoals gemeten door de Consensus Forecast en de daadwerkelijk gerealiseerde wisselkoersverandering. Deze laatste

is volgens de hypothese van rationele verwachtingen een maat voor de verwachte verschillen. Hieruit valt op te maken dat zowel de verwachte verschillen volgens de enquêtegegevens als de gerealiseerde wisselkoersveranderingen (ofwel rationeel verwachte veranderingen) grote fluctuaties vertonen en de termijnpremie relatief stabiel is. De daadwerkelijke wisselkoersveranderingen vertonen de grootste variabiliteit voor alle munteenheden. Een verband tussen deze drie variabelen is op het eerste gezicht niet herkenbaar. De wisselkoersveranderingen zijn groter voor de langere periode, net als de termijnpremies en de verwachte wisselkoersveranderingen.

Figuur 4.1 Daadwerkelijke wisselkoersverandering, termijnpremie en verwachte wisselkoersverandering USD/BP 3-maands

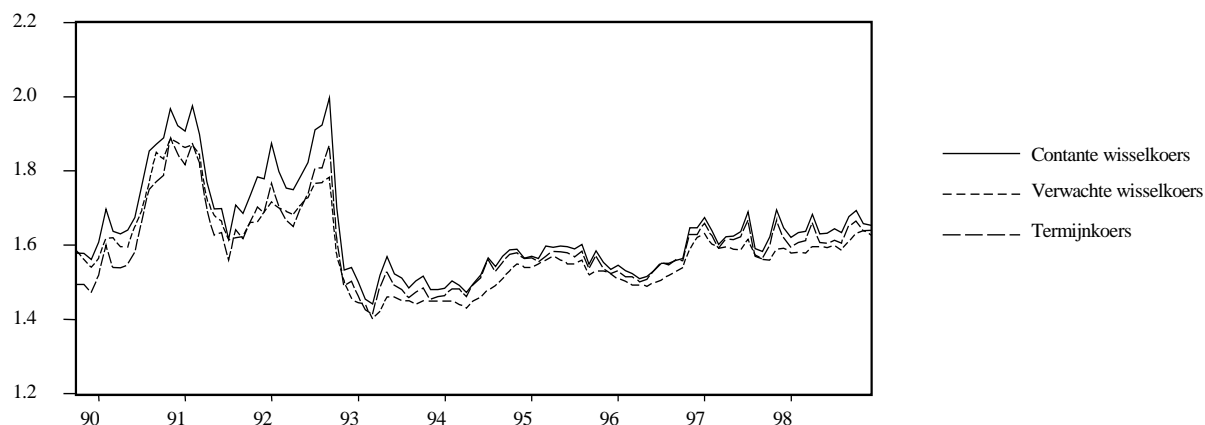


Figuur 4.2 Daadwerkelijke wisselkoersverandering, termijnpremie en verwachte wisselkoersverandering USD/BP 12-maands

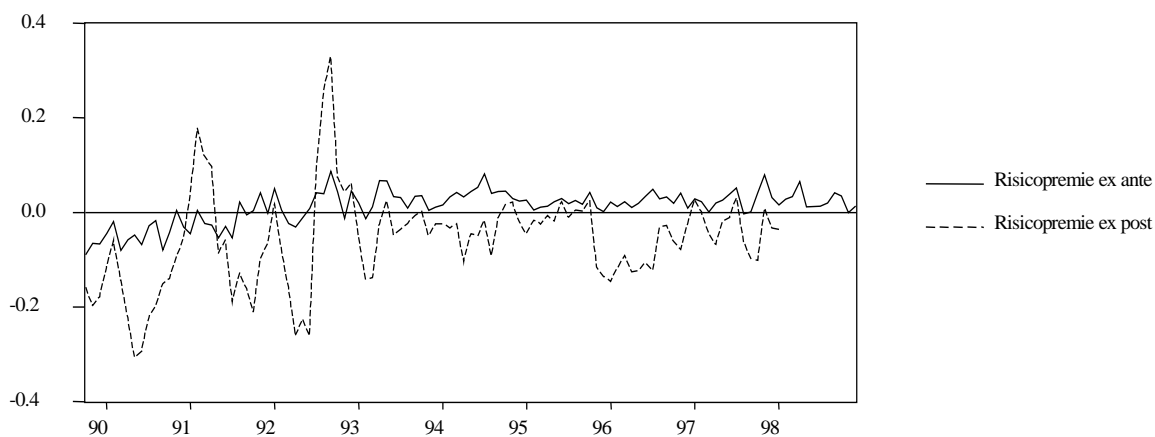


Er bestaat, zoals te zien is in figuur 4.3 een duidelijke en sterke samenhang tussen de contante wisselkoers, de termijenkoersen en de verwachte koersen over twaalf maanden. Het verband is sterker voor de drie- dan voor de twaalfmaands koersen en verwachtingen.

Figuur 4.3 Contante wisselkoers, verwachte wisselkoers en termijenkoers USD/BP 12-maands



Figuur 4.4 Risicopremie ex ante en ex post USD/BP 12-maands



Tot slot is in de figuur 4.4 het verband te zien tussen de ex ante en ex post risicopremie. De ex ante risicopremie is in het algemeen kleiner en minder variabel dan de ex post risicopremie. Het waargenomen patroon komt overeen met dat van de yen ten opzichte van de dollar en van de Duitse mark ten opzichte van de dollar. In hoofdstuk 2 is dit te zien voor de yen. In de appendix is ter illustratie nog een aantal grafieken met betrekking tot de Duitse mark opgenomen.

4.3.1 Aanwezigheid van eenheidswortels

Tabel 1 geeft de resultaten voor de Dickey-Fuller stationariteitstoets van de reeksen ⁹. De resultaten wijzen uit dat het bestaan van een eenheidswortel in de reeks niet kan worden verworpen voor de termijnpremie voor 3 en 12 maanden voor de Duitse mark en de yen. Voor het Britse pond wordt alleen voor de termijnpremie voor twaalf maanden één eenheidswortel gevonden, maar de termijnpremie voor 3 maanden is zwak stationair. De reeksen met een eenheidswortel zijn alle geïntegreerd van de eerste orde. Sommige variabelen bleken zwak stationair te zijn, terwijl andere variabelen duidelijk stationair zijn. De verschillende reeksen zijn waarschijnlijk van een andere orde geïntegreerd. Indien dit inderdaad het geval is zijn de resultaten van de OLS regressies niet te interpreteren. Veel van de in het voorgaande beschreven

Tabel 1 Toetsen voor niet-stationaire reeksen

Variabele	DM/USD (t-waarden)	Yen/USD (t-waarden)	USD/BP (t-waarden)
Wisselkoersverandering 3-maands	I(0) -6,02**	I(0) -4,05**	I(0) -5,84**
Wisselkoersverandering 12-maands	I(0) -2,86**	I(0) -2,32*	I(0) -5,12**
Termijnpremie 3-maands	I(1) -0,56	I(1) -0,02	I(0) -1,96*
Termijnpremie 12-maands	I(1) -0,75	I(1) -2,24	I(1) -1,86
Verwachte verandering 3-maands	I(0) -2,14*	I(0) -2,20*	I(0) -8,13**
Verwachte verandering 12-maands	I(0) -2,33*	I(0) -2,02*	I(0) -4,84**
Voorspelfout 3-maands	I(0) -2,83**	I(0) -3,37**	I(0) -5,31**
Voorspelfout 12-maands	I(0) -2,47*	I(0) -2,12**	I(0) -4,99**

Augmented Dickey-Fuller toets Oktober 1989 – December 1998.

* (**) betekent verwerping van de hypothese van een eenheidswortel in de reeks op een betrouwbaarheidsniveau van 5% (1%).

⁹ De toetsen zijn uitgevoerd met een constante indien deze in de schattingsresultaten significant bleek te zijn en met een dusdanig aantal vertragingen dat er geen sprake meer was van autocorrelatie in de residuen.

onderzoeken geven niet aan dat getoetst is op de aanwezigheid van een eenheidswortel in de reeks. De toetsen in dit onderzoek tonen aan dat deze reeksen wel een eenheidswortel zouden kunnen bezitten. Dat betekent dat voor deze onderzoeken hetzelfde geldt als voor het onderhavige onderzoek: de resultaten zouden betekenisloos kunnen zijn. De regressies zijn desondanks uitgevoerd omdat dit in de empirische literatuur de gebruikelijke toetsingsmethode is. De resultaten zijn daardoor vergelijkbaar met resultaten uit eerder onderzoek. Deze zijn dan ook geïnterpreteerd alsof geen sprake is van een eenheidswortel in de reeksen. Een tweede reden voor het uitvoeren van de normale regressies is dat de Augmented Dickey-Fuller toets een slecht onderscheidingsvermogen heeft tussen een eenheidswortel en een zwak stationaire reeks. De toets geeft soms ten onrechte aan dat de aanwezigheid van een eenheidswortel niet verworpen kan worden (Enders, 1995). Gezien de lage t-waarde die in de uitgevoerde toetsen is gevonden is in het onderhavige onderzoek niet aannemelijk dat de nulhypothese ten onrechte verworpen is.

Berk (1998) toetst wel op het bestaan van eenheidswortels en vindt dat een aantal reeksen van interestverschillen van de eerste orde geïntegreerd is. Hij vervolgt op dezelfde manier als het onderhavige onderzoek en neemt aan dat de reeksen stationair zijn. De Castro en Novales (1997) vinden dat de termijnpremie en de wisselkoersveranderingen geïntegreerd zijn van de eerste orde en vervolgen met een toets voor co-integratie. Deze toets is zinnig indien de reeksen geïntegreerd zijn van dezelfde orde en de storingsterm stationair is. Deze benadering is in dit onderzoek niet gevolgd, omdat geen sprake was van reeksen met een gelijke orde van integratie. Meredith en Chinn (1998) schatten vergelijkbare OLS regressies voor dezelfde periode als het onderhavige onderzoek. Uit hun resultaten blijkt dat de Durbin-Watson waarden van de regressies erg laag is. Dit kan duiden op autocorrelatie van de residuen, wat te maken kan hebben met de aanwezigheid van een eenheidswortel in de reeksen. De resultaten impliceren dat de onderstaande schattingen met grote voorzichtigheid geïnterpreteerd moeten worden.

4.3.2 *Toetsen van de UIP*

Tabel 2 geeft de resultaten voor standaard toets van de UIP (vergelijking 4.1) weer, waarbij rationale verwachtingen zijn aangenomen. Hieruit blijkt dat de UIP verworpen moet worden voor de Yen/USD relatie en dat de gevonden waarde voor β overeenkomt met waarden die McCallum (1994) vindt. Voor de Duitse mark kan de UIP alleen op lange termijn verworpen worden, waarbij ook een negatieve waarde voor β wordt gevonden. De andere drie relaties laten wel positieve waarden voor β zien, maar deze waarden verschillen niet significant van nul. De 12-maands vergelijkingen vertonen een grotere afwijking van de UIP waarde van één dan de 3-maands vergelijkingen. De verklaarde variantie is voor alle relaties erg laag, wat overeenkomt met eerder onderzoek. Alleen de 12-maands Yen/USD relatie vormt hierop een uitzondering. Dit

Tabel 2 Standaard uip met aanname van rationele verwachtingen

	α (standaarddeviatie)	β (standaarddeviatie)	R^2	DW
DM/USD 3-maands	-0,002 (0,008)	0,071 (1,230)	0,00	0,612
DM/USD 12-maands	0,007 (0,020)	-0,641* (0,754)	0,02	0,193
Yen/USD 3-maands	-0,019* (0,009)	-2,564* (1,456)	0,06	0,555
Yen/USD 12-maands	-0,100** (0,016)	-3,650** (0,565)	0,51	0,372
USD/BP 3-maands	0,012 (0,008)	1,232 (1,964)	0,02	0,614
USD/BP 12-maands	0,024* (0,010)	0,553 (0,612)	0,04	0,565

Vergelijking 4.1: $s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+k}$

OLS regressie resultaten Oktober 1989 – December 1998 (N=99).

Standaarddeviaties van de coëfficiënten zijn gegeven tussen haken; * (**) geeft verwerping op het 5% (1%) niveau aan van de hypothese dat $\alpha=0$ of $\beta=1$.

geeft aan dat het verband tussen de termijnpremie en de wisselkoersverandering zwak is, de hoogte van de termijnpremie zegt weinig over de uiteindelijke wisselkoersverandering. Alleen in het geval van de Yen/USD lange termijnrelatie bestaat een duidelijk aanwijsbaar negatief verband tussen de termijnpremie en de wisselkoersverandering. Uit de resultaten blijkt bovendien dat sprake is geweest van substantiële arbitragemogelijkheden, een groot deel van de variantie van de wisselkoers wordt verklaard door de termijnpremie. Het is moeilijk om een interpretatie te geven van dergelijke arbitragemogelijkheden. De resultaten van de schattingen komen in grote lijnen overeen met schattingen van Meredith en Chinn (1998) voor dezelfde periode. Net als in dat onderzoek blijkt in het onderhavige onderzoek dat de resultaten van de toetsen van UIP betere resultaten geven voor deze periode dan voor de tien jaar ervoor (zie bijvoorbeeld McCallum, 1994).

De Durbin Watson waarde van de geschatte vergelijkingen is in het algemeen erg laag. Dit duidt op een sterke autocorrelatie van de residuen. Dit is niet in overeenstemming met de hypothese van rationele verwachtingen die bij schatting van vergelijking (4.1) oplegt dat de storingsterm witte ruis is.

Tabel 3 laat de schattingsresultaten zien voor de UIP op basis van enquêtegegevens, zonder de aanname van rationele verwachtingen. Deze resultaten geven aan dat de UIP voor

enquêtegegevens kan worden verworpen voor de Yen/USD en de Pond/USD relaties. Voor de relatie van de Duitse mark en de dollar wordt daarentegen een waarde voor β gevonden die overeenstemt met de UIP wanneer geen rationele verwachtingen worden aangenomen. De verklaarde variantie is voor de DM/USD relatie beduidend hoger dan voor de rationele verwachtingen UIP, wat aangeeft dat dit een betere omschrijving van het verband zou kunnen zijn. Op basis van de resultaten voor de Yen/USD en de BP/USD relatie kan echter gesteld worden dat het verband tussen de verwachte wisselkoersverandering en de termijnpremie zwak is en niet in overeenstemming met de UIP. Voor deze munten is de UIP relatie geen goede beschrijving van het verband tussen de verwachte wisselkoersverandering en de termijnpremie. Dit kan beteken dat sprake is van een tijdsvariërende risicopremie. Een andere mogelijke verklaring ligt in de eerder genoemde aanwezigheid van een eenheidswortel in de reeks van de termijnpremie. De resultaten voor de Duitse mark geven aan dat verwachtingen ongeveer één op één veranderen met de termijnpremie. De resultaten komen ongeveer overeen met die van Frankel en Froot (1990), die voor de UIP op basis van enquêtegegevens meer bevestiging vinden dan op basis van rationele verwachtingen. Dat onderzoek bevestigt de UIP meer dan het onderhavige. Dit zou betekenen dat risicopremies in het geval van de yen en het Britse pond bijna de volledige variantie van de termijnpremie moeten verklaren.

Tabel 3 UIP op basis van enquêtegegevens

	α (standaarddeviatie)	β (standaarddeviatie)	R^2	DW
DM/USD 3-maands	0,007* (0,002)	0,984 (0,278)	0,13	0,932
DM/USD 12-maands	0,017** (0,006)	1,107 (0,200)	0,41	0,385
Yen/USD 3-maands	0,001 (0,004)	-0,559** (0,493)	0,03	0,819
Yen/USD 12-maands	0,010 (0,009)	0,237** (0,303)	0,02	0,261
USD/BP 3-maands	-0,011** (0,001)	-0,051** (0,299)	0,00	1,472
USD/BP 12-maands	-0,023** (0,003)	0,354** (0,188)	0,13	0,969

Vergelijking 4.2: $s_{t+k}^e - s_t = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+k}$

OLS regressie resultaten Oktober 1989 – December 1998 (N=99).

Standaarddeviaties van de coëfficiënten zijn gegeven tussen haken; * (**) geeft verwerping op het 5% (1%) niveau aan van de hypothese dat $\alpha=0$ of $\beta=1$.

4.3.3 Beschrijvende statistiek

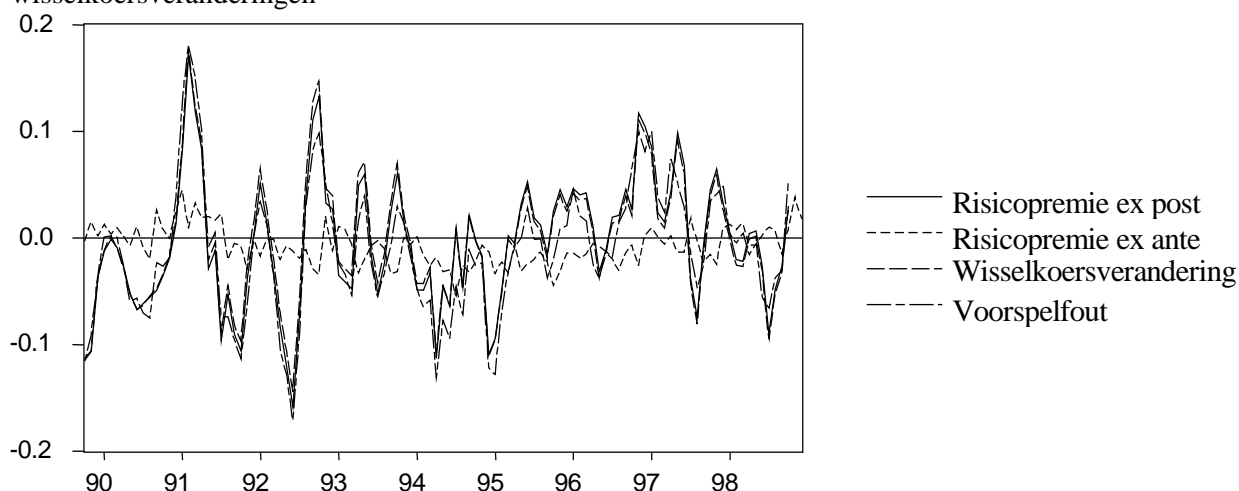
Tabel 4 geeft de gemiddelde voorspelfout van enquêteverwachtingen, de gemiddelde ex ante en ex post risicopremie (dit is hetzelfde als de afwijking van de termijnkoersen met de uiteindelijke contante wisselkoersen) en de gemiddelde wisselkoersverandering. Deze gemiddelden en de bijbehorende standaarddeviaties worden hier vergeleken. Hieruit blijkt dat de voorspelfout op langere termijn groter is dan op korte termijn, net als de ex ante en ex post risicopremie en de wisselkoersveranderingen. Dit geeft aan dat de wisselkoers op termijn van een jaar minder goed voorspeld kan worden dan op een termijn van drie maanden en dat de wisselkoersen in twaalf maanden gemiddeld meer veranderen dan in drie maanden. De risicopremie is kennelijk hoger voor een langere periode, wat waarschijnlijk te maken heeft met de relatief grotere mate van onzekerheid. Er zijn duidelijk sterke overeenkomsten tussen de waarde en de variantie van de voorspelfouten volgens enquêteverwachtingen, de ex post risicopremie en de daadwerkelijke wisselkoersverandering. Deze variabelen blijken alle, net als in eerder onderzoek zeer volatiel te zijn. De ex ante risicopremie vertoont, vergeleken met deze variabelen, een geheel eigen patroon. In figuur 4.5 is hiervoor een illustratie gegeven voor de driemaands ontwikkelingen voor de Duitse mark, waarin de ex ante en ex post risicopremie, de voorspelfout en de wisselkoersverandering te zien zijn. Hierin is duidelijk te zien hoe sterk de samenhang is tussen de ex post risicopremie, de wisselkoersverandering en de voorspelfout. Het lijkt erop dat deze drie variabelen bijna aan elkaar gelijk zijn.

Tabel 4 Voorspelfouten, risicopremies en koersveranderingen

	Voorspelfout enquêteverwachting	Risicopremie ex ante	Risicopremie ex post	Daadwerkelijke koersverandering
DM/USD 3-maands	0,019 (0,099)	-0,011 (0,028)	0,008 (0,097)	0,005 (0,096)
DM/USD 12-maands	0,037 (0,179)	-0,027 (0,053)	0,003 (0,182)	0,005 (0,172)
Yen/USD 3-maands	0,689 (8,946)	-1,077 (2,967)	0,024 (8,250)	0,629 (8,080)
Yen/USD 12-maands	2,189 (14,610)	-3,009 (5,260)	0,230 (15,316)	2,280 (13,590)
USD/BP 3-maands	0,026 (0,098)	0,005 (0,0024)	0,018 (0,097)	0,006 (0,098)
USD/BP 12-maands	0,071 (0,088)	0,011 (0,035)	0,058 (0,102)	0,015 (0,104)

Standaarddeviaties van de gemiddelden zijn gegeven tussen haken.

Figuur 4.5 Samenhang risicopremie, verwachtingen en daadwerkelijke wisselkoersveranderingen



4.3.4 UIP afwijkingen als functie van de voorspelfouten

Uit tabel 5 blijkt dat de ex post afwijkingen van de UIP (de ex post risicopremie) bijna volledig kunnen worden verklaard de voorspelfouten van de enquêteverwachtingen. De verklaarde variantie ligt dan tussen de 83% en 91%. Volgens deze resultaten zijn de ex post afwijkingen van de UIP dus bijna volledig te wijten aan onverwachte wisselkoersveranderingen. Een groot

Tabel 5 Afwijkingen van uip als functie van voorspelfouten

	α (standaarddeviatie)	β (standaarddeviatie)	R^2	DW
DM/USD 3-maands	0,00* (0,002)	0,919 (0,038)	0,88	1,373
DM/USD 12-maands	0,0021** (0,006)	0,983 (0,051)	0,91	0,509
Yen/USD 3-maands	0,006 (0,003)	0,867 (0,045)	0,86	1,161
Yen/USD 12-maands	0,026 (0,010)*	0,989 (0,075)	0,87	0,354
USD/BP 3-maands	0,004 (0,002)	0,935 (0,044)	0,90	1,416
USD/BP 12-maands	0,010* (0,004)	1,059 (0,069)	0,83	0,651

Vergelijking 4.3: $f_t - s_{t+k} = \alpha + \beta (s_{t+k}^e - s_{t+k}) + \epsilon_{t+k}$

OLS regressie resultaten Oktober 1989 – December 1998 (N=99).

Standaarddeviaties van de coëfficiënten zijn gegeven tussen haken; * (**) geeft verwerping op het 5% (1%) niveau aan van de hypothese dat $\alpha=0$ of $\beta=1$.

deel van de wisselkoersverandering is kennelijk onverwacht. In de volgende sectie kan worden vastgesteld in hoeverre dit niet rationeel is.

4.3.5 Toetsen van hypothesen over verwachtingsvorming

Tabel 6 geeft de resultaten van de toetsing voor systematische afwijkingen van de verwachte wisselkoersveranderingen ten opzichte van de gerealiseerde wisselkoersveranderingen. Hieruit blijkt dat geen systematische afwijking kan worden aangetoond, behalve voor de korte termijn relatie voor de Yen. Er is echter ook geen sprake van enig verband tussen de verwachte wisselkoersveranderingen en de gerealiseerde wisselkoersveranderingen, zoals valt op te maken uit de verklaarde variantie. De enige uitzondering hiervoor vormt de lange termijnverwachting voor het Britse pond.

Tabel 6 Afwijkingen van rationele verwachtingen

	α (standaarddeviatie)	β (standaarddeviatie)	R^2	DW
DM/USD 3-maands	-0,003 (0,010)	0,116 (0,492)	0,00	0,557
DM/USD 12-maands	-0,003 (0,024)	0,263 (0,437)	0,01	0,162
Yen/USD 3-maands	-0,000 (0,010)	-0,369** (0,285)	0,01	0,601
Yen/USD 12-maands	-0,014 (0,024)	0,073 (0,646)	0,00	0,151
USD/BP 3-maands	0,010 (0,009)	0,457 (0,595)	0,01	0,550
USD/BP 12-maands	0,070** (0,014)	1,839 (0,456)	0,36	0,560

Vergelijking 4.4: $s_{t+k} - s_t = \alpha + \beta (s_{t+k}^e - s_t) + \epsilon_{t+k}$

OLS regressie resultaten Oktober 1989 – December 1998 (N=99).

Standaarddeviaties van de coëfficiënten zijn gegeven tussen haken; * (**) geeft verwerping op het 5% (1%) niveau aan van de hypothese dat $\alpha=0$ of $\beta=1$.

Tabel 7 geeft de resultaten van de orthogonaliteitstoets, waaruit blijkt dat in vier van de zes gevallen informatie is achtergebleven in de termijnpremie. De resultaten geven aan dat de voorspelfouten verkleind hadden kunnen worden aan de hand van informatie die bekend was op het moment dat de verwachtingen bekend waren. Volgens rationele verwachtingen zouden

voorspelfouten niet gerelateerd mogen zijn aan informatie die op het moment van de verwachtingsvorming bekend was. De resultaten geven daarom aan dat verwachtingen niet rationeel zijn. Opvallend is dat dit met name geldt voor de lange termijnrelatie van de Yen en de dollar, waarvoor ook een duidelijke systematische afwijking van de UIP werd gevonden. De verklaarde variantie is alleen in het geval van de Yen/USD lange termijnrelatie en de DM/USD lange termijnrelatie redelijk groot. In beide gevallen zouden beleggers hun voorspelfout hebben kunnen verkleinen door een koersontwikkeling te verwachten die tegengesteld was aan de op dat moment gold voor de wisselkoers. Dit is in overeenstemming met resultaten van Frankel en Froot (1990). Deze arbitragemogelijkheden waren ook al geconstateerd bij het toetsen van vergelijking (4.1), wat aangeeft dat arbitragemogelijkheden ontstaan bij langdurige en sterke afwijkingen van de UIP.

Tabel 7 Orthogonaliteitstoets van rationele verwachtingen

	α (standaarddeviatie)	β (standaarddeviatie)	R^2	DW
DM/USD 3-maands	-0,010 (0,009)	-1,053 (1,267)	0,02	0,454
DM/USD 12-maands	-0,015 (0,022)	-1,582** (0,726)	0,13	0,136
Yen/USD 3-maands	-0,021 (0,012)	-2,470 (1,716)	0,05	0,426
Yen/USD 12-maands	-0,110** (0,020)	-3,926** (0,576)	0,50	0,243
USD/BP 3-maands	0,027** (0,009)	1,520 (1,981)	0,03	0,503
USD/BP 12-maands	0,050** (0,009)	0,272 (0,494)	0,01	0,540

Vergelijking 4.5: $s_{t+k} - s_{t+k}^e = \alpha + \beta (f_t - s_t) + \varepsilon_{t+k}$

OLS regressie resultaten Oktober 1989 – December 1998 (N=99).

Standaarddeviaties van de coëfficiënten zijn gegeven tussen haken; * (**) geeft verwerving op het 5% (1%) niveau aan van de hypothese dat $\alpha=0$ en $\beta=0$.

Tabel 8 Toets van adaptieve verwachtingen

	α (standaarddeviatie)	β (standaarddeviatie)	R^2	DW
DM/USD 3-maands	0,002 (0,001)	0,291** (0,025)	0,48	1,753
DM/USD 12-maands	0,001 (0,002)	0,055** (0,016)	0,11	1,258
Yen/USD 3-maands	0,001 (0,001)	0,290** (0,021)	0,57	1,773
Yen/USD 12-maands	0,000 (0,002)	0,069** (0,016)	0,18	1,124
USD/BP 3-maands	-0,003* (0,001)	0,312** (0,029)	0,48	1,920
USD/BP 12-maands	-0,002 (0,002)	0,032 (0,020)	0,02	1,356

Vergelijking 4.6: $s_{t+1}^e - s_t^e = \alpha + \beta (s_t - s_t^e) + \varepsilon_{t+1}$

OLS regressie resultaten Oktober 1989 – December 1998 (N=99).

Standaarddeviatie van de coëfficiënten zijn gegeven tussen haken; * (**) geeft verwerping op het 5% (1%) niveau aan van de hypothese dat $\alpha=0$ of $\beta=0$.

Uit tabel 8 blijkt dat de verandering van de wisselkoersverandering een functie is van de voorspelfout in de vorige periode. Dit geeft aan dat adaptieve verwachtingen met name voor de driemaands verwachting een goede beschrijving zijn van de vorming van verwachtingen. De verklaarde variantie is voor deze vorm van verwachtingen hoog, ongeveer 50%.

Tabel 9 laat de relatie van de huidige verwachtingen ten opzichte van wisselkoersveranderingen in het verleden zien. De nulhypothese is $\beta=0$ voor stationaire verwachtingen; $\beta<0$ voor stabiliserende verwachtingen; en $\beta>0$ voor bandwagon verwachtingen. Hieruit blijkt dat verwachtingen in ieder geval niet bandwagon gevormd worden, maar eerder stationair of stabiliserend zijn. De verklaarde variantie is op korte termijn kleiner dan bij toetsing van adaptieve verwachtingen, maar op de langere termijn voor de mark en de yen beter dan bij adaptieve verwachtingen. Het resultaat dat de marktverwachtingen met name op lange termijn een omkering verwachten van de recente trend is in overeenstemming met de resultaten van Frankel en Froot (1990).

Tabel 9 Toets van extrapolatieve verwachtingen

	α (standaarddeviatie)	β (standaarddeviatie)	R^2	DW
DM/USD 3-maands	0,008** (0,003)	-0,093* (0,037)	0,08	0,781
DM/USD 12-maands	0,025** (0,007)	-0,185** (0,063)	0,20	0,224
Yen/USD 3-maands	0,004 (0,003)	-0,177** (0,043)	0,29	0,854
Yen/USD 12-maands	0,006 (0,004)	-0,273** (0,043)	0,57	0,382
USD/BP 3-maands	-0,011** (0,001)	-0,063* (0,030)	0,08	1,542
USD/BP 12-maands	-0,033** (0,003)	-0,006 (0,031)	0,00	0,862

Vergelijking 4.7: $s_{t+k}^e - s_t = \alpha + \beta (s_t - s_{t-k}) + \varepsilon_{t+k}$

OLS regressie resultaten Oktober 1989 – December 1998 (N=99).

Standaarddeviaties van de coëfficiënten zijn gegeven tussen haken; * (**) geeft verwerping op het 5% (1%) niveau aan van de hypothese dat $\alpha=0$ of $\beta=0$.

4.5 Interpretatie van de resultaten

Voor de Duitse mark geldt dat met name op lange termijn UIP niet bevestigd wordt. Dit terwijl wanneer de antwoorden van respondenten op enquêtes worden gebruikt als maat voor de verwachte verandering UIP wel bevestigd wordt. Dit maakt dat het verklaren van afwijkingen van UIP aan de hand van risicopremies minder plausibel is voor de Duitse mark. Met name onverwachte wisselkoersveranderingen lijken de ex post afwijkingen van UIP te kunnen verklaren. Op korte termijn bestaan echter geen aanwijzingen voor het bestaan van niet rationale verwachtingen. Daarom komen met name speculatieve zeepbellen en het bestaan van monetaire beleidsregels in aanmerking voor de waargenomen afwijkingen van UIP. Op lange termijn kunnen echter ook niet-rationale verwachtingen de oorzaak zijn van de UIP-afwijkingen, daar voor de 12-maands verwachtingen informatie is achtergebleven in de termijnpremie.

De UIP wordt bij de aanname van rationale verwachtingen verworpen voor de yen. Ook aan de hand van enquêtegegevens moet UIP hier verworpen worden. Dit impliceert dat het bestaan van een risicopremie een deel van de ex post afwijkingen van UIP kan verklaren voor de yen. De verklaring van afwijkingen van UIP die McCallum (1994) en Meredith en Chinn (1998) schetsen kunnen de gevonden afwijkingen verklaren, omdat de bevindingen in het onderhavige onderzoek

betrekking hebben op zwevende wisselkoersen. Ook speculatieve zeepbellen en nagenoeg rationeel gedrag zouden de afwijkingen kunnen verklaren. De afwijkingen van UIP blijken samen te hangen met onverwachte wisselkoersveranderingen. Een deel hiervan moet waarschijnlijk geïnterpreteerd worden als het effect van nieuws. Toetsen voor verwachtingsvorming wijzen uit dat de onverwachte wisselkoersveranderingen zowel op korte als op lange termijn ten dele toegeschreven kunnen worden aan het bestaan van niet-rationele verwachtingen. Dit impliceert dat ook niet-rationele verwachtingen bij kunnen dragen aan de afwijkingen van UIP.

Voor het Britse pond kan de UIP echter niet verworpen worden. Indien in plaats van rationele verwachtingen de antwoorden van respondenten op enquêtes worden gebruikt als maat voor de verwachte verandering valt op dat UIP niet opgaat. Dit is een indicatie van het bestaan van risicopremies ex ante. Het impliceert bovendien dat de bevestiging van UIP voor het pond ook op toevalligheden kan berusten. De toetsen voor rationaliteit kunnen een aanwijzing voor het bestaan van niet-rationele verwachtingen vaststellen. De bevindingen voor het Britse pond geven relatief veel steun aan het opgaan van UIP met rationele verwachtingen. Afwijkingen lijken in dit geval met name te moeten worden toegeschreven aan risicopremies of onverwachte veranderingen van de wisselkoers, die bijvoorbeeld te maken hebben met nieuws of speculatieve zeepbellen met rationele verwachtingen. Het Britse pond is met name erg gevoelig voor de steekproefperiode, deze bevindingen verschillen sterk van de bevindingen van McCallum (1994) voor de periode 1978 tot 1990.

Adaptieve verwachtingen blijken met name op de korte termijn een goede beschrijving te zijn van de verwachtingsvorming. Op iets langere termijn zijn statische of stabiliserende verwachtingen een betere beschrijving van de verwachtingen.

Dit alles moet echter geïnterpreteerd worden vanuit de wetenschap dat voor een aantal reeksen de hypothese van een eenheidswortel niet kan worden weerlegd. Dit heeft grote gevolgen voor de waarde van de resultaten van het onderhavige onderzoek, net als voor de eerder beschreven onderzoeken van andere auteurs. Alleen indien wordt aangenomen dat de ADF toets ten onrechte wijst op het bestaan van een eenheidswortel zijn de bovenstaande conclusies geldig. Dit geldt overigens niet voor de samenhang tussen de voorspelfout en de ex post afwijkingen van de UIP, daar deze reeksen beiden geen eenheidswortel blijken te bezitten.

Een mogelijke verklaring van de bevindingen is dat de wisselkoers een random walk patroon volgt. Als dit in de markt bekend is zouden verwachtingen die statisch zijn ook rationeel zijn

(McCallum, 1996). Dan zijn de gevonden resultaten te verklaren zonder de hypothese van rationale verwachtingen te laten vallen. Deze uitleg is acceptabel met het behoud van rationale verwachtingen als de wisselkoers inderdaad een random walk proces is en verwachtingen statisch zijn. Dit laatste is niet in overeenstemming met de toetsen van verwachtingsvorming.

5 SAMENVATTING EN CONCLUSIE

Uit zowel de geschetste empirische literatuur als het voor deze studie verrichte onderzoek blijkt dat de UIP in het algemeen weerlegd wordt wanneer deze getoetst wordt met aanname van rationele verwachtingen. Dit terwijl in de theorie zowel de UIP als rationele verwachtingen gangbare aannames zijn. In deze studie zijn de resultaten die uit dergelijk onderzoek naar voren komen in kaart gebracht op basis van de empirische literatuur en aan de hand van eigen onderzoek. Daarnaast is geprobeerd eveneens op basis van de literatuur aan te geven hoe de bevindingen uit de empirie verklaard kunnen worden.

Uit onderzoek komt naar voren dat de termijnkoersen vaak systematisch verschillen van de uiteindelijke overeenkomstige wisselkoersen. Dit geldt zowel voor het onderhavige onderzoek als voor de in deze studie geschetste empirische literatuur (McCallum, 1994). De systematiek in de relatie tussen termijnkoersen en de contante wisselkoersen levert arbitragemogelijkheden op. Het hangt er van af op welke manier verwachtingen worden gevormd als beoordeeld moet worden of de UIP opgaat. Als wordt aangenomen dat verwachtingen rationeel zijn, is het verwachte rendement niet voor iedere munt gelijk. Dit weerlegt de UIP. De afwijkingen van de UIP zijn gevoelig voor de steekproefperiode. Tot begin jaren negentig waren de gevonden afwijkingen sterker dan de afwijkingen die in de laatste tien jaar gevonden worden. De afwijkingen van de UIP zijn op lange termijn en in vaste wisselkoerssystemen minder groot (Meredith en Chinn, 1998). In vaste wisselkoerssystemen wordt dit waarschijnlijk beïnvloed door interventies van de monetaire autoriteiten die ervoor zorgen dat UIP geldt.

Een van de bevindingen in het onderhavige onderzoek is de aanwezigheid van eenheidswortels in de reeksen die bij toetsing van de UIP gebruikt worden. Indien sommige reeksen een eenheidswortel bezitten en andere niet, zijn de uitgevoerde regressie-analyses niet zinvol. Dit geldt voor het onderhavige onderzoek maar zou ook kunnen gelden voor onderzoeken uit de empirische literatuur.

Als verwachtingen worden gemeten door enquêtegegevens kan de UIP in het algemeen niet worden verworpen (Frankel en Froot 1990). In het onderhavige onderzoek moet de UIP op basis van enquêtegegevens echter worden verworpen voor twee van de drie beschouwde munteenheden. Dit zou kunnen duiden op het bestaan van een risicopremie.

Er zijn verschillende verklaringen besproken voor de systematische afwijkingen van de UIP. De ongedekte interest pariteit zou aangevuld kunnen worden met risicopremies, indien beleggers

niet risico-neutraal zijn. Dit is een plausibele verklaring voor het bestaan van verschillen tussen de verwachte wisselkoersverandering en de termijnpremie. In het onderhavige onderzoek werd bevestigd dat voor de yen en het pond risicopremies mogelijk een verklaring kunnen zijn voor de afwijkingen van UIP. Risicopremies blijken bij het postuleren van rationele verwachtingen waarden aan te nemen die niet verklaard kunnen worden, tenzij de mate van risico-aversie extreem hoog is (Lewis, 1995). Net als bij aandelen is er tot nog toe geen model gevonden dat de waargenomen risicopremies kan verklaren.

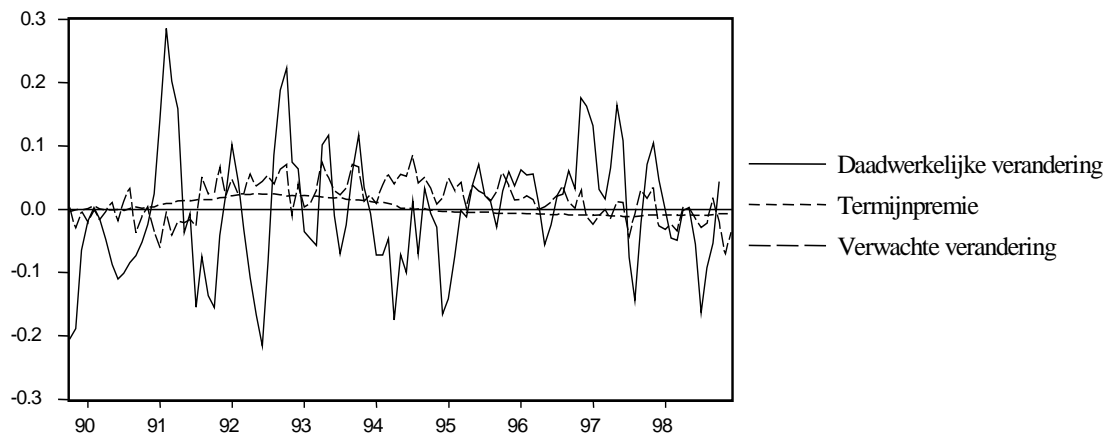
Pesoproblemen kunnen verklaren dat verwachtingen irrationeel lijken, terwijl deze rationeel gevormd worden. Pesoproblemen kunnen een deel van de afwijkingen van de UIP verklaren, maar kunnen niet verklaren waarom deze afwijkingen ook over erg lange periodes en voor zeer veel wisselkoersen voorkomen. Voor de bevindingen in het onderhavige onderzoek kunnen pesoproblemen waarschijnlijk geen verklaring bieden, daar de onderzochte munteenheden flexibel zijn ten opzichte van elkaar. Uit de modellen van McCallum (1994) en Meredith en Chinn (1998) blijkt dat monetair beleid een dusdanige invloed kan hebben op de wisselkoersontwikkeling, dat bij het toetsen van de UIP negatieve waarden voor β gevonden worden. Dit terwijl volgens deze modellen de UIP wel opgaat indien verwachtingen rationeel gevormd worden. Deze verklaring is met name plausibel voor de bevindingen in het onderhavige onderzoek voor de Duitse mark, daar in dat geval UIP wel ex ante opgaat, terwijl ex post afwijkingen bestaan. Een deel van de geschetste theorieën gaat uit van heterogene verwachtingen. Deze verwachtingen zouden speculatieve zeepbellen kunnen veroorzaken of de wisselkoers zou door heterogene verwachtingen een chaotisch deterministisch pad kunnen volgen. Marktinteractie van agenten met verschillende verwachtingen kan aanleiding geven tot het bestaan van zeepbellen of chaotische veranderingen van de wisselkoers, waardoor ex post UIP-afwijkingen ontstaan. In hoeverre verwachtingen heterogeen zijn kon aan de hand van het eigen onderzoek niet worden vastgesteld. Wel kon worden vastgesteld dat de ontwikkeling van de wisselkoersen vaak niet in overeenstemming was met de verwachte ontwikkeling. Dit zou bijvoorbeeld kunnen liggen aan het bestaan van speculatieve zeepbellen of chaos. Indien gedrag nagenoeg rationeel is hoeven veranderde verwachtingen zich niet te vertalen in een verandering van het gedrag. Hierdoor kunnen termijnkoersen relatief stabiel zijn, terwijl wel wisselkoersfluctuaties verwacht worden (Fase en van Geijlswijk, 1995). Uit het onderhavige onderzoek blijkt dat de verwachte veranderingen inderdaad variabelere zijn dan de termijnpremie.

Uit de geschetste onderzoeken (Frankel en Froot, 1990, Verschoor, 1993) en op basis van het voor deze studie uitgevoerde onderzoek blijkt dat verwachtingen vaak niet rationeel zijn. Er bestaan systematische verschillen tussen de verwachte koersen en de uiteindelijke koersen. Er

bestaat informatie die gebruikt kan worden om de voorspellingen te verbeteren, maar deze wordt bij de vorming van de verwachtingen genegeerd. Aan de hand van enquêtegegevens kunnen ex post afwijkingen van de UIP verklaard worden door middel van de voorspelfouten. Deze voorspelfouten blijken volgens het onderhavige onderzoek vaak niet rationeel te zijn. Deze bevinding werd eerder gevonden door Frankel en Froot (1989) en wordt in dit onderzoek bevestigd. Dit geeft aan dat ex post afwijkingen van de UIP ten dele verklaard kunnen worden als rekening wordt gehouden met de mogelijkheid dat verwachtingen systematisch falen. Dit is echter niet de richting die de empirische literatuur heeft gekozen. In tegenstelling tot wat in de literatuur aannemelijk wordt gevonden lijkt dit echter wel een aantrekkelijke optie voor een deel van de afwijkingen.

APPENDIX

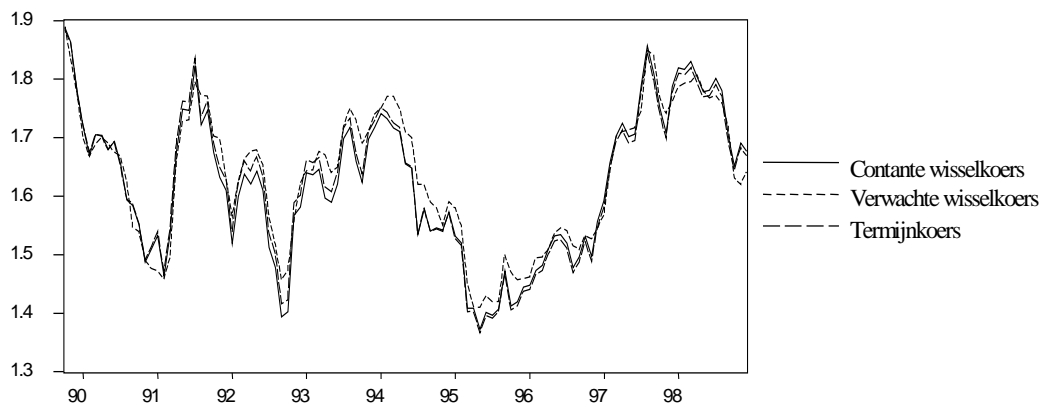
Figuur 1 Daadwerkelijke wisselkoersverandering, termijnpremie en verwachte wisselkoersverandering DM/USD 3-maands



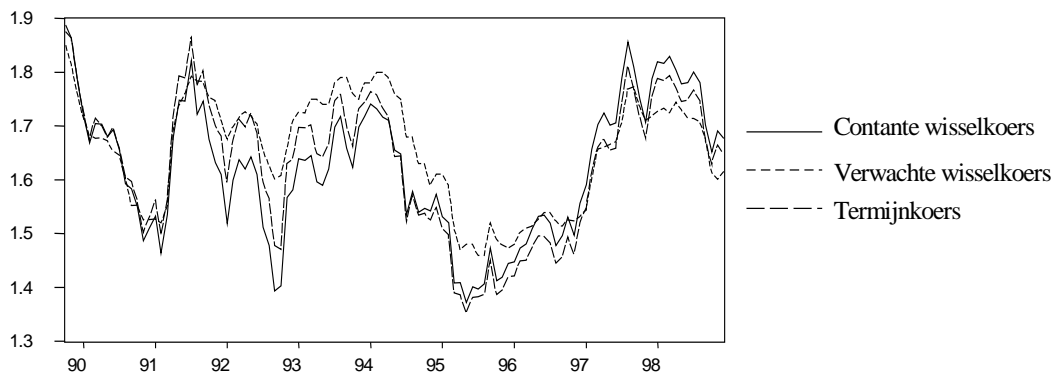
Figuur 2 Daadwerkelijke wisselkoersverandering, termijnpremie en verwachte wisselkoersverandering DM/USD 12-maands



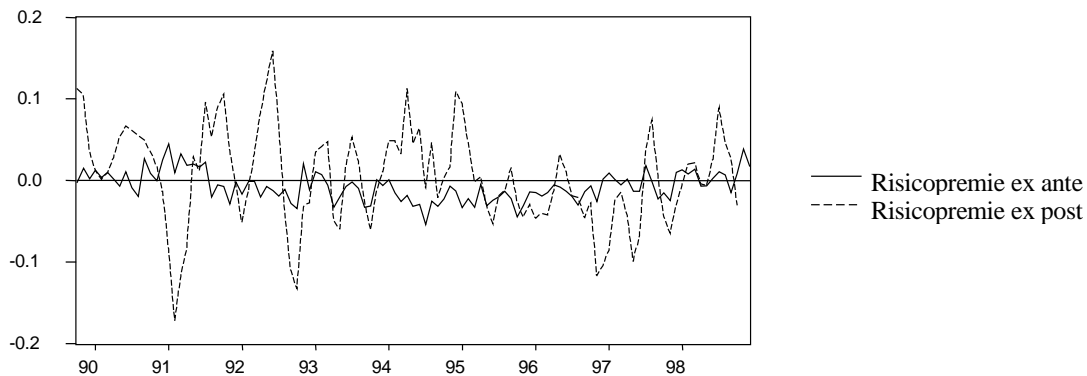
Figuur 3 Contante wisselkoers, verwachte wisselkoers en termijnkoers DM/USD 3-maands



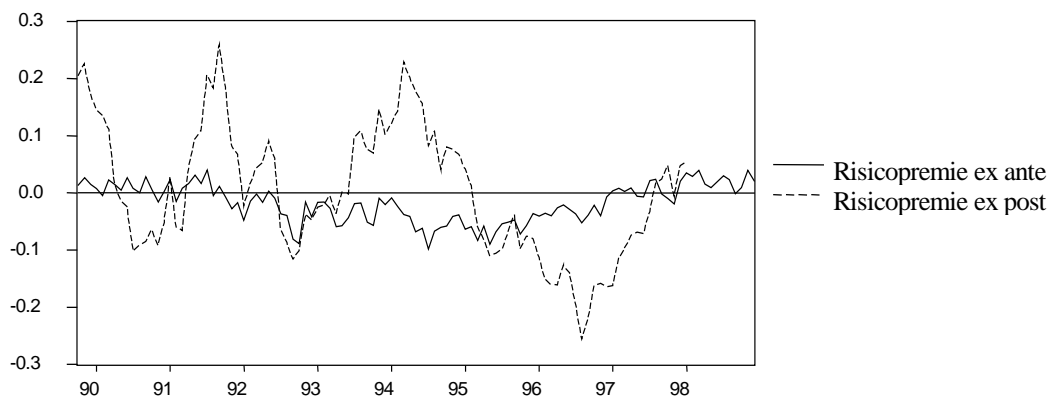
Figuur 4 Contante wisselkoers, verwachte wisselkoers en termijenkoers
DM/USD 12-maands



Figuur 5 Risicopremie ex ante en ex post
DM/USD 3-maands



Figuur 6 Risicopremie ex ante en ex post
DM/USD 12-maands



GERAADPLEEGDE LITERATUUR

Baillie, R.T. en W.P. Osterberg, 1997, Central bank intervention and risk in the forward market, *Journal of International Economics*, 43, pp. 483-497.

Baillie, R.T. en W.P. Osterberg, 1997, Why do central banks intervene? *Journal of International Money and Finance*, 16, (6), pp. 909-919.

Berk, J.M., 1998, *The preparation of monetary policy: essays on a multi model approach*, Proefschrift, Rijksuniversiteit Groningen.

Brealey, R.A. en S.C. Myers, 1996, *Principles of Corporate Finance*, New York, McGraw-Hill.

Chinn, M.D. en R.A. Meese, R.A., 1995, Banking on currency forecasts: How predictable is change in money? *Journal of International Economics*, 38, pp. 161-178.

De Castro, F. en A. Novales, 1997, The joint dynamics of spot and forward exchange rates, *Documento de Trabajo 9715*, Banco de España..

Enders, W., 1995, *Applied econometric time series*, John Wiley & Sons, New York.

Engel, C., 1995, The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence, *NBER Working Paper 5312*.

Fama, E.F., 1984, Forward and spot exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, 14, pp. 319-338.

Fase, M.M.G., 1981, *Op het Breukvlak van Macro- en Micro-economie*, Leiden/Antwerpen, Stenfert Kroese.

Fase, M.M.G., 1997, De risicopremie op aandelen in de Europese Unie, *Maandschrift Economie 61*, dec. 1997, pp. 474-483.

Fase, M.M.G. en van L.A. Geijlswijk, 1995, De Fisher-hypothese en wisselkoersen in de kopgroep van de EMU, *Maandschrift Economie 59*, nr. 6, pp. 53-65.

Fase, M.M.G. en E. Shtrasburg, 1997, Indexeringen en Inflatierisico in de EMU, *Economische en Statistische Berichten 82*, nr. 4116, pp. 604-607.

Flood, R.P. en A.K. Rose, 1994, Fixes: of the forward discount puzzle, *CEPR Discussion Paper 1090*.

Frankel, J.A. en K.A. Froot, 1987, Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations, *American Economic Review*, 77, pp. 133-153.

Frankel, J.A. en K.A. Froot, 1990, Exchange rate forecasting techniques, survey data, and implications for the foreign exchange market, *NBER Working Paper 3470*.

Frankel, J.A. en A.K. Rose, 1995, Empirical Research on Nominal Exchange Rates, in Grossman & Rogoff (ed.) *Handbook of International Economics*, Elsevier Science, Amsterdam.

Friedman, M., 1953, *The methodology of Positive Economics* in Friedman, Essays in positive economics University of Chicago, Chicago pp. 3-43.

Froot, K.A. en J.A. Frankel, 1989, Forward Discount bias: Is it an Exchange risk premium? *Quarterly Journal of Economics*, February 1989, pp. 139-161.

Grauwe, P. de en H. Dewachter, 1993, A Chaotic Model of the Exchange Rate: the role of fundamentalists and chartists, *Open Economies Review*, 4, pp. 351-379.

Grauwe P. de , H. Dewachter en M. Embrechts, 1993, *Exchange rate theory: chaotic models of foreign exchange markets*, Blackwell Publishers, Oxford.

Grauwe, P. de, 1996, *International Money Postwar Trends and Theories*, Oxford University.

Lewis, K.K., 1995, Puzzles in international financial markets, in Grossman & Rogoff (ed.) *Handbook of International Economics*, Elsevier Science, Amsterdam.

McCallum, B.T., 1994, A reconsideration of the uncovered interest parity relationship, *Journal of Monetary Economics* 33, pp.105-132.

McCallum, B.T., 1996, *International Monetary Economics*, Oxford University Press.

Meese, R.A. en K.R. Rogoff, 1983, Empirical experience rate models of the seventies: do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, 14, pp.3-24.

Meredith, G. en M.D. Chinn, 1998, Long-horizon uncovered interest rate parity, *NBER Working Paper*, 6797.

Obstfeld, M., 1987, Peso Problems, Bubbles, and Risk in the Empirical Assesment of Exchange-Rate Behavior, *NBER Working Paper* 2203.

Osler, C.L. en J.A. Carlson, 1996, Rational Speculators and Exchange Rate Volatility, *FRBNY Staff Reports* 13, 1996.

Pigott, C., 1993, International Interest Rate Convergence: A Survey of the Issues and Evidence, *FRBNY Quarterly Review*, 18, pp. 24-37.

Rose, A.K., 1996, Explaining exchange rate volatility: an empirical analysis of 'the holy trinity' of monetary independence, fixed exchange rates, and capital mobility, *Journal of International Money and Finance*, 15, (6), pp. 925-945.

Shone, R., 1997, *Economic dynamics : phase diagrams and their economic application*, Cambridge University Press, Cambridge.

Sjöö, B., 1992, Do PPP and UIP hold in the long run? *Gothenburg Studies in Financial Economics* 8.

Tanner, E., 1998, Deviations from uncovered interest parity: a global guide to where the action is, *IMF Working Paper* 117.

Verschoor, W.F.C., 1993, *Forward exchange market dynamics: An empirical analyses of expectations, risk and innovations in forward foreign exchange*, Proefschrift, Rijksuniversiteit Limburg, Maastricht.

Vilmunen, J., 1998, Macroeconomic effects of looming policy shifts: non falsified expectations and peso problems, *Bank of Finland Discussion Papers* 13/98.

Vlaar, P.J.G., 1994, *Exchange rates and risk premia within the European monetary system*, Proefschrift, Rijksuniversiteit Limburg, Maastricht.

Vlaar, P.J.G. en F.C. Palm, 1997, Inflation differentials and excess returns in the European Monetary System, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 7, pp.1-20

Wei, S.J. en J. Kim, 1997, The big players in the foreign exchange market: do they trade on information or noise? *NBER Working paper* 6256.