

Het integraal kwantificeren van valutarisico's

Mei 1999

R.T.A. de Haas *

Trefwoorden: Belegging, risicobeheer, statistiek

1. Inleiding

Met betrekking tot de vraag of het afdekken van valutarisico's nuttig is, kunnen in de financieel-economische literatuur grofweg twee visies worden onderscheiden. Zo stelt de neoklassieke stroming dat internationale financiële markten volledig geïntegreerd zijn en evenwichtsmechanismen zoals de koopkrachtpariteit en het internationale Fishereffect hun werk doen¹. Zowel de nationale markten als de verbindingen ertussen zijn efficiënt en tenderen op korte termijn naar een evenwicht, waardoor valutakoersen een *random walk* volgen². In een dergelijke wereld is het afdekken van valutaposities onnodig: wanneer iemand steeds weer een open valutapositie inneemt zullen de lange termijn winsten en verliezen elkaar opheffen. Een tweede visie stelt juist dat financiële markten relatief gesegmenteerd zijn, onder andere als gevolg van transactiekosten en juridische belemmeringen. Hierdoor kunnen reële wisselkoersrisico's ontstaan³. De stabiliteit van valutamarkten wordt bovendien in twijfel getrokken: valutakoersen kunnen gedurende langdurige perioden afwijken van de onderliggende economische ontwikkeling ten gevolge van kuddegedrag en het bestaan van conventies onder beleggers en beleidsmakers. Het valutarisico valt, ten gevolge van een gebrek aan efficiëntie op de internationale kapitaal- en valutamarkten, niet volledig weg te diversificeren. Internationale diversificatie verminderd binnen deze tweede visie het totale risico, waarbij verdere risicoreductie bereikt kan worden door het afdekken van valuta-*exposures*. De mate waarin sprake is van één van beide visies is een empirische kwestie. Hoewel de internationale financiële markten de afgelopen twee decennia steeds efficiënter zijn geworden, is een volledige inte-

gratie nog niet bereikt. Bij het nemen van beslissingen over internationale diversificatie en de wenselijkheid van afdekken spelen nog steeds de specifieke kenmerken van de markten waarop wordt geopereerd mee, evenals de doelstellingen en de beleggingshorizon van de betreffende belegger.

In de financieel-economische praktijk blijkt er op verschillende wijzen met valutarisico's te worden omgesprongen. Uit onderzoek blijkt bijvoorbeeld dat pensioenfondsen, die in toenemende mate hun effectenportefeuille internationaliseren, hun valutabeleid vaak baseren op bepaalde vuistregels (Smit, 1994, pp. 59-60). Hierbij wordt "het" valutarisico consequent niet of slechts voor een bepaald percentage afgedekt. Vaak wordt als argument aangevoerd dat het lange termijnkarakter van veel institutionele beleggingen valutaschommelingen minder belangrijk zou maken. Toch kan het voor bijvoorbeeld een pensioenfonds belangrijk zijn om in grote lijnen inzicht te hebben in de *valuta-exposures* binnen de beleggingsportefeuille. Ten eerste omdat, zoals hiervoor beschreven, ook op lange termijn reële wisselkoersrisico's kunnen bestaan. Ten tweede dienen pensioenfondsen steeds voldoende vermogen aan te houden tegenover de (toekomstige) verplichtingen (dekkingsgraad). Wanneer een pensioenfonds aan omvangrijke valutaschommelingen bloot staat en tegelijkertijd een stabiele dekkingsgraad wenst, betekent dit dat de pensioenpremies een relatief sterke fluctuatie zullen vertonen. Pensioenfondsen zouden er echter ook voor kunnen kiezen om meer inzicht te krijgen in de aanwezige valutarisico's, zodat de portefeuillesamenstelling eventueel aangepast kan worden of te grote risico's afgedekt kunnen worden. Een eerste vereiste voor een dergelijk inzicht is naar mijn mening dat het begrip "valutarisico" zowel het economisch als het translatierisico omvat. Dit onderscheid zal van wezenlijk belang blijken voor een integrale kwantificatie van valutarisico's.

* Sectie Strategie van het Directoraat Toezicht van De Nederlandsche Bank. Het artikel is op persoonlijke titel geschreven.

In de rest van dit artikel zal worden ingegaan op een relatief eenvoudige statistische methode waarmee lange termijnbeleggers een indruk kunnen krijgen van de omvang van de gelopen valutarisico's. In paragraaf 2 zal eerst het onderscheid tussen translatie- en economisch valutarisico worden toegelicht. Vervolgens wordt in paragraaf 3 de bedoelde methode beschreven. Daarna zal in paragraaf 4 worden ingegaan op eigen empirisch onderzoek naar de valutagevoeligheid van enkele aandelenindices. Tenslotte besluit paragraaf 5 met de belangrijkste conclusies.

2. Translatierisico en economisch risico

In dit artikel wordt een onderscheid gemaakt tussen twee componenten van het valutarisico: het translatierisico en het economisch risico. Met translatierisico of omrekenrisico wordt bedoeld dat onzekerheid omtrent de toekomstige wisselkoers tot uitdrukking komt in onzekerheid omtrent de guldenwaarde van een bepaald buitenlands activum, waarvan de waarde in buitenlandse valuta-eenheden constant wordt verondersteld⁴. Bij veel beleggingen geldt echter dat niet alleen de toekomstige guldenwaarde, maar ook de toekomstige waarde uitgedrukt in *buitenlandse* valuta-eenheden onbekend is. Het economisch risico kan nu worden gedefinieerd als de onzekerheid die ontstaat omtrent de waarde van een buitenlands activum uitgedrukt in *buitenlandse* valuta-eenheden, als gevolg van onzekerheid omtrent de toekomstige wisselkoers. Stel bijvoorbeeld dat een Nederlander een aandeel koopt van een Amerikaans bedrijf dat voornamelijk exporteert naar Nederland en factureert in dollars. De resultaten van dit bedrijf en daarmee de beurskoers van het aandeel zullen in belangrijke mate afhangen van de dollar/guldenwisselkoers. Een sterke dollar zal door het bedrijf en beleggers als negatief worden ervaren en een sterke gulden als positief. Er zal met andere woorden sprake zijn van een negatieve correlatie tussen de dollarkoers en de winstontwikkeling van het bedrijf en daarmee de dollarwaarde van het Amerikaanse aandeel. Fluctuaties in de *dollarwaarde* van het aandeel ten gevolge van wisselkoersonzekerheid behoren voor de Nederlander tot het eco-

nomisch valutarisico. Echter, een hogere dollarkoers heeft voor de Nederlandse belegger ook een voordeel: het Amerikaanse aandelenbezit wordt tegen een hogere koers *omgerekend* naar guldens. Economische risico en translatierisico kunnen elkaar zo (gedeeltelijk) opheffen, er is dan sprake van een zogenoemde natuurlijke *hedge*, maar ook juist versterken.

Terwijl het valutarisico een objectief kenmerk is van een bepaalde valuta, is het valuta-*exposure* afhankelijk van de omvang en de valutadenominatie van de beleggingen van een bepaald persoon. Het betreft de omvang van het deel van de activa en/of passiva waarover valutarisico wordt gelopen. Wanneer het valuta-*exposure* bekend is, kan worden besloten om dit *exposure* af te dekken (*hedgen*). De omvang van de *hedge* dient zodanig gekozen te worden dat de toekomstige guldenwaarde van een bepaalde belegging statistisch onafhankelijk wordt van fluctuaties in de betreffende wisselkoers. Dit kan door een bedrag af te dekken dat gelijk is aan het berekende *exposure*. De waarde van een activum dat aldus afgedekt is, zal nog steeds een bepaalde variantie vertonen, maar deze variantie is onafhankelijk van fluctuaties in de betreffende wisselkoers.

Het bovenstaande impliceert dat een *hedge* gelijk aan het nominale bedrag in buitenlandse valuta-eenheden alleen wenselijk is indien er zekerheid bestaat omtrent de toekomstige waarde van het buitenlandse activum uitgedrukt in buitenlandse valuta-eenheden. Zo kan een dollardeposito van USD 100 perfect afgedekt worden door USD 100 *forward* te verkopen. Het is echter maar de vraag welke omvang een *hedge* moet hebben bij het afdekken van een activum waarvan de toekomstige marktwaarde uitgedrukt in buitenlandse valuta-eenheden onzeker is, zoals buitenlandse aandelen of onroerend goed. Zolang er onvoldoende inzicht is in de omvang van het economisch risico, met andere woorden, in hoeverre er sprake is van correlatie tussen de wisselkoers en de waarde uitgedrukt in buitenlandse valuta-eenheden, kan er geen antwoord worden gegeven op de vraag of en hoeveel er moet worden afgedekt. Het afdekken van een Amerikaans aandeel van USD 100 met een *forward*verkoop van USD 100

betekent dat men impliciet aanneemt dat de beurskoers statistisch onafhankelijk is van de dollar/guldenwisselkoers. Een dergelijke aanname is gevaarlijk. Wanneer er sprake is van een natuurlijke *hedge* kan een dergelijke synthetische *hedge* juist risico creëren! Uit het voorgaande blijkt kortom de noodzaak van een statistische kwantificering van het *totale* valutarisico waarbij niet alleen met het translatierisico maar ook met het economisch risico rekening wordt gehouden.

3. Het meten van valutarisico's met behulp van meervoudige regressie-analyse

De statistische methode die in dit artikel centraal staat, kwantificeert de invloed van verschillende wisselkoersen op de guldenwaarde van een activum of activaportefeuille met behulp van meervoudige regressie-analyse⁵. Het totale wisselkoerse*exposure* wordt aldus gedefinieerd als een set van regressiecoëfficiënten. Dit betekent dat een regressievergelijking de guldenprijs van een bepaald activum of van een bepaalde activaportefeuille verdeelt in een deel dat lineair afhankelijk is van de wisselkoers (β *wisselkoers) en daardoor in principe afgedekt zou kunnen worden en een deel dat statistisch onafhankelijk is van de wisselkoers en daardoor niet afgedekt kan worden (de constante α en de restterm ϵ)⁶. Het afdekken van het *exposure* met de regressiemethode sluit dus in principe het totale wisselkoersrisico uit: β meet de som van het translatie-*exposure* en het economisch *exposure*⁷. Stel bijvoorbeeld dat de volgende vergelijking wordt geschat met behulp van maandelijks data:

$$(1) \quad S\&P = \mathbf{a} + \mathbf{b} * S_{NLG/USD} + \mathbf{g} * S_{NLG/JPY} + \mathbf{e}$$

Deze vergelijking drukt de gevoeligheid uit van de S&P-index, een Amerikaanse aandelenindex, voor de ontwikkeling van de Amerikaanse dollar en de Japanse yen. Hierbij is de S&P uitgedrukt in gulden en zijn de wisselkoersen uitgedrukt in het aantal gulden per dollar respectievelijk yen. Voor de variabelen wordt de natuurlijke logaritme van de eerste verschillen

genomen, zodat β en γ als elasticiteiten kunnen worden geïnterpreteerd. Een appreciatie van de dollar met 1% leidt bijvoorbeeld tot een verwachte stijging van de S&P-index met $\beta\%$. Stel nu dat een β geschat wordt van 1,5 en een γ van 0,4. Wanneer er geen sprake is van economische *exposures*, wordt een β en γ verwacht van respectievelijk 1 en 0⁸. De waarde 1,5 impliceert dus dat er sprake is van een economisch *exposure* ter grootte van 0,5 waardoor het translatie-*exposure* (per definitie gelijk aan 1 voor de eigen valuta) wordt versterkt. Op gelijke wijze impliceert een γ van 0,4 een economisch yen-*exposure*. Wanneer nu voor NLG 100 is belegd in de S&P-index, kan het totale valutarisico in theorie worden afgedekt door het *forward* verkopen van $1,5 * \text{NLG } 100 = \text{NLG } 150$ aan dollars en voor $0,4 * \text{NLG } 100 = \text{NLG } 40$ aan yen.

De beschreven methode is reeds eerder in empirisch onderzoek toegepast. Een onderzoek door Adler & Jorion (1992) voor de periode 1974 t/m 1989 laat zien dat de aandelenmarkten van Japan en Canada super-nominaal ($\beta > 1$) zijn met betrekking tot de eigen valuta (zie ook Adler & Simon, 1986). Bovendien blijken de Japanse, Nederlandse, Britse en Amerikaanse aandelenmarkten ook significant bloot te staan aan sommige andere wisselkoersen. Eigen empirisch onderzoek over een meer recente periode, dat in de volgende paragraaf wordt behandeld, lijkt dit beeld voor een aantal belangrijke buitenlandse aandelenindices te bevestigen.

4. Eigen empirisch onderzoek

4.1 Onderzoeksmethodologie

Voor het empirisch onderzoek zijn aandelenindices gekozen uit landen waarin Nederlandse institutionele beleggers relatief actief zijn. De selectie omvat de S&P 500-index (Noord-Amerika), de AEX-index (Nederland), de CAC 40-index (Frankrijk), de Nikkei 225-index (Japan) en de FTSE 100-index (Groot-Brittannië). Voor elke index zijn één of meerdere β -

gressies uitgevoerd, waarbij is gekeken in welke mate de ontwikkeling ervan afhankelijk is van bepaalde wisselkoersen. Deze regressies zijn zowel op basis van maand- als kwartaalcijfers over de periode 1988-1998 verricht. Alle variabelen zijn hierbij uitgedrukt als de natuurlijke logaritme van de eerste verschillen. Het gevolg hiervan is dat de gevonden bèta's gelijk zijn aan elasticiteiten⁹. Binnen de totale periode is bovendien over verschillende deelperioden geschat, waardoor een eerste inzicht werd verkregen in de mate van stabiliteit van de geschatte relaties. Ook werden er enkele schattingen uitgevoerd voor een fictieve aandelenportefeuille. Hieruit bleek dat internationale diversificatie grosso modo leidt tot afnemende valutarisico's. Zo bleken vooral de dollar- en yenexposures aanmerkelijk kleiner te zijn dan werd verwacht. Het geschatte pondenexposure was echter groter dan verwacht. De correlaties tussen de verschillende wisselkoersen en aandelenmarkten hebben er blijkbaar voor gezorgd dat het pondenexposure in de portefeuille hoger is dan de gewogen som van de afzonderlijke pondenexposures van de indices waaruit de portefeuille is samengesteld. Een uitvoerige behandeling van deze empirische resultaten valt buiten het bestek van dit artikel. Alle vergelijkingen zijn tenslotte getest op stationairiteit door middel van stabiliteitstoetsen, zoals de Chow-breakpointtoets.

Bij de schattingen met als afhankelijke variabele de AEX-index of de CAC-index is er geen sprake van een "eigen" denominatievaluta als onafhankelijke variabele. Immers, het opnemen van een "gulden/guldenwisselkoers" in het eerste geval zou inhoudelijk onzinnig zijn terwijl het opnemen van de gulden/frank-wisselkoers in het geval van de CAC-index niet zinnig blijkt als gevolg van de slechts minieme fluctuaties in deze wisselkoers. Dit laatste is het gevolg van het feit dat beide valuta's een groot deel van de steekproefperiode waren opgenomen in het ERM. In de regressieschattingen voor de AEX- en de CAC-index is er bijgevolg voor geen enkele wisselkoers sprake van translatierisico.

4.2 Statistische resultaten

In tabel 1 worden per index twee regressiespecificaties gegeven: één geschat met maandelijkse data (M) en één met kwartaaldata (K). Een dubbele/enkele asterix geeft aan dat er sprake is van 5/10%-betrouwbaarheid. Bij sommige specificaties zijn niet alle drie de wisselkoersen als verklarende variabele in de schatting opgenomen. Dit is het gevolg van het feit dat bij sommige regressieschattingen het weglaten van een bepaalde valuta de significantie van de overige verklarende valuta's, alsmede de totale verklaringskracht van de schatting in belangrijke mate bevorderde. Na een korte bespreking zal worden ingegaan op de praktische toepasbaarheid van deze resultaten.

Tabel A. Schattingsresultaten

	AEX (M)	AEX (K)	CAC (M)	CAC (K)	FTSE (M)	FTSE (K)	S&P (M)	S&P (K)	NIKKEI (M)	NIKKEI (K)
Constate	0,01**	0,04**	0,01**	0,03**	0,01**	0,02**	0,01**	0,03**	-0,03	-0,01
USD	0,45**	0,75**	0,61**	0,78**	0,32**	0,52**	1,08	1,36**	-0,23	
JPY					0,20				1,29	1,43*
GBP	0,50**	0,67**	0,25	0,41	0,93	1,08	0,21		0,63**	0,34
R ²	0,18	0,46	0,12	0,33	0,34	0,58	0,52	0,65	0,26	0,48
Prob(F)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,15	0,03	0,06	0,09

De resultaten met betrekking tot de AEX-index laten een significant beeld zien waaruit een sterke afhankelijkheid van zowel de dollar- als de pondontwikkeling blijkt. Dit betekent dat beleggen in de AEX-index het “kopen” van een relatief groot valuta-*exposure* impliceert. Hoe kunnen de gevonden regressiecoëfficiënten nu worden geïnterpreteerd? Wanneer we kijken naar de kwartaalschatting betekent de USD-coëfficiënt van 0,75 dat verwacht wordt dat een appreciatie van de dollar met 1% gepaard gaat met een waardestijging van de index (in gulden!) van 0,75%. Wanneer voor NLG 100 in de AEX is belegd, kan dit dollarrisico in princi-

pe worden afgedekt door het driemaands *forward* verkopen van een hoeveelheid dollars ter waarde van $100 * 0,75 = \text{NLG } 75$. Bij een koers van 2 NLG/USD dienen dus USD 37,5 *forward* te worden verkocht. De overige coëfficiënten kunnen op een analoge wijze worden geïnterpreteerd.

Ook bij de schattingen voor de CAC-index is er sprake van een significante afhankelijkheid van de dollar, zelfs nog groter dan bij de AEX-index. Bovendien is er sprake van een redelijk groot, hoewel insignificant, ponden*exposure*. Bij de schattingen voor de FTSE-index vallen de lage en insignificante ponden*beta*'s op. Wel blijkt er sprake te zijn van een significant dollar*exposure* en bij de schatting met maanddata een, hoewel insignificant, yen*exposure*. Uit een statistische toets bleek echter dat de yen geen significante bijdrage levert aan de verklaring van de variantie van de FTSE-index. Overigens was het yen*exposure* op een termijn van drie maanden dermate insignificant dat de kwartaalschatting zonder yen-variabele is uitgevoerd. Uit de vergelijkingen met betrekking tot de S&P500-index komt zowel een dollar- als een ponden*exposure* naar voren, waarbij geldt dat er een dollar*exposure* aanwezig is dat groter is dan louter het translatie-*exposure*: er is sprake van supernominaliteit. Dit betekent feitelijk dat bij het beleggen van een bepaald bedrag in de S&P-index meer dollar*exposure* wordt “gekocht” dan wanneer een even groot bedrag zou worden belegd in een Amerikaans deposito. Uit de schatting met maanddata blijkt er bovendien sprake te zijn van een ponden*exposure*. Opgemerkt dient te worden dat de gevonden regressiecoëfficiënten weinig significant zijn, de resultaten moeten dan ook met de nodige voorzichtigheid worden geïnterpreteerd. Tenslotte zijn er nog de regressieschattingen voor de Nikkei-index. Hieruit blijkt een redelijk constant en bij de maandschatting bovendien significant ponden*exposure*. Bovendien geven de beide vergelijkingen aan dat er zeer waarschijnlijk sprake is van enig economisch yen*exposure*: ook de Nikkei lijkt hiermee supernominaal van aard. De significantie van de betreffende coëfficiënten is echter gering.

De vergelijkingen zijn met behulp van Chow-toetsen gecontroleerd op stabiliteit. Hieruit bleek dat alle vergelijkingen stabiel waren, behalve die voor de FTSE-index en de Nikkei-index. Bij de eerstgenoemde index lag een duidelijke structuurbreuk bij september 1992, toen het Britse pond sterk devalueerde (EMS-crisis). Herschattingen over een meer recente periode bevestigen echter het geschetste beeld: de FTSE-index heeft te maken met een *aanzienlijke* natuurlijke ponden*hedge* en een significant dollar-*exposure*. De natuurlijke *hedge* impliceert dat bij het beleggen van een bepaald bedrag in de FTSE-index minder ponden*exposure* wordt gelopen dan wanneer eenzelfde bedrag op een Brits deposito zou worden gestald. Herschattingen voor de Nikkei-index bleken niet te leiden tot stabielere schattingen.

4.3 Enkele kanttekeningen

Bij een toepassing van de beschreven methode dienen een aantal statistische randvoorwaarden in de gaten te worden gehouden. Ten eerste is uit de eigen schattingen reeds gebleken dat de coëfficiënten niet allemaal aan de formele betrouwbaarheidscriteria voldoen. Toch zijn de resultaten vaak betrouwbaar genoeg om er globale informatie uit te verkrijgen omtrent de gewenste richting en omvang van eventuele afdekstrategieën. Daarnaast is het belangrijk dat de regressiecoëfficiënten regelmatig op basis van nieuwe informatie herberekend worden, zodat de stabiliteit ervan in de gaten wordt gehouden. Indien noodzakelijk kunnen *hedge*-transacties zo tijdig worden aangepast¹⁰. Bovendien moet bedacht worden dat de gebruikte techniek *backward looking* is en in die hoedanigheid veronderstelt dat de toekomst zich min of meer ontwikkelt als het verleden. In het geval van economische schokken zoals de EMS-crisis in 1992 of de introductie van de euro, kan het voorkomen dat geschatte coëfficiënten niet langer een goed beeld geven van de *exposures*. Het blijft daarom noodzaak om in aanvulling op de reguliere *exposure*-berekening stress-scenario's uit te voeren, waarin crises en de daarmee gepaard

gaande veranderingen in de onderliggende relaties kunnen worden gesimuleerd.

Een met het voorgaande samenhangend probleem is dat een steekproefperiode gekozen moet worden op basis waarvan de regressiecoëfficiënten worden geschat. Hierbij doet zich een afruil voor tussen de betrouwbaarheid en de voorspelkracht van de geschatte vergelijking. Wanneer een zeer lange steekproefperiode wordt gekozen, zorgt de grote hoeveelheid data voor een relatief betrouwbaar inzicht in de lange termijnrelaties. De doelstelling van de geschatte vergelijkingen is echter om te dienen als een voorspellend beleidsinstrument. Wanneer voorspellingen over de eerstvolgende drie maanden worden gedaan met behulp van een *backward looking* techniek, zal het opnemen van heel oude gegevens binnen de dataset de voorspelkracht verminderen. Oude verbanden tussen bijvoorbeeld wisselkoersen en indices, die alleen in een bepaalde economische omgeving golden, bijvoorbeeld een bepaald wisselkoersstelsel, worden dan ten onrechte meegenomen bij de bepaling van het toekomstige valuta-*exposure*. Een oplossing voor dit probleem zou kunnen zijn om iedere maand de regressiecoëfficiënten te schatten op basis van een voortschrijdende periode van bijvoorbeeld 5 jaar. De dataset wordt dan iedere maand met nieuwe data uitgebreid, terwijl de oudste maanddata afvallen. Op deze manier vernieuwt de dataset zich als het ware vanzelf en is er toch sprake van genoeg waarnemingen om betrouwbare resultaten te garanderen. Ook bij deze methode geldt echter dat indien een fundamentele verandering in de economische omgeving plaatsvindt, de dataset “*overnight*” verouderd kan zijn. Als duidelijk is dat er om de een of andere reden een permanente omslag heeft plaatsgevonden in de onderzochte relaties, kunnen de oude data niet langer gebruikt worden om op betrouwbare wijze toekomstige *exposures* te schatten.

4.4 De praktische toepasbaarheid

Welke praktische mogelijkheden biedt de hierboven beschreven en toegepaste methode nu? Nederlandse institutionele beleggers hebben na de invoering van de (girale) euro en de daarmee wegvallende intra-Europese wisselkoersen de hoeveelheid valuta-*exposures* in belangrijke mate zien afnemen. Het gros van de valuta-*exposures* bestaat daarmee uit dollar-, ponden- en yen-*exposures*, waarbij de “eigen” valuta niet langer de gulden is, maar de euro. Het gevolg van deze ontwikkeling is dat het gebruik van de beschreven methode aantrekkelijker is geworden: eventuele multicollineariteitsproblemen in verband met sterke correlaties tussen verschillende Europese wisselkoersen zijn sterk gereduceerd. Met behulp van één regressievergelijking kan de gevoeligheid van een bepaald aandeel, een bepaalde index of een bepaalde effectenportefeuille voor dollar-, yen-, en pondenwisselkoers worden gemeten. Zo kan bijvoorbeeld inzicht worden verkregen in hoeverre een portefeuille bijdraagt aan een adequate diversificatie van valutarisico's of in hoeverre bepaalde aandelenbeleggingen worden gekenmerkt door een natuurlijke *hedge* tegen schommelingen in de eigen denominatievaluta. Wanneer omvangrijke en significante valuta-*exposures* worden geschat, kan op basis van deze schattingsresultaten een indicatie worden verkregen omtrent de omvang van een eventuele afdekstrategie.

5. Conclusies

In dit artikel is ingegaan op het statistisch kwantificeren van valutarisico's met behulp van meervoudige regressie-analyse. Centraal punt van deze methode is dat, teneinde een *integrale* kwantificering van valutarisico's te bereiken, zowel het translatierisico als het economisch valutarisico gemeten dient te worden. Uit eigen empirisch onderzoek met behulp van deze methode bleek onder meer een sterke dollar- en pondengevoeligheid van de AEX-index, een opvallend hoog dollarrisico verbonden aan beleggingen in de Franse CAC-index, een super-

nominale S&P- en Nikkei-index en een FTSE-index die werd gekenmerkt door een natuurlijke *hedge*.

Institutionele beleggers met een beleggingsbeleid dat gericht is op het afdekken van valutarisico's door middel van standaardpercentages hebben slechts oog voor translatierisico's en negeren daarmee de economische valutarisico's. De in dit artikel gepresenteerde methode en de daarmee afgeleide resultaten impliceren dat een dergelijk beleggingsbeleid een onvolledig en in sommige gevallen zelfs apert fout beeld kan scheppen van de totale omvang van de aanwezige valutarisico's.

Literatuur

Adler, M. en B. Dumas, (1983), International portfolio choice and corporation finance: a synthesis, *Journal of Finance*, vol. 38, no. 3, pp. 925-984.

Adler, M. en B. Dumas, (1984), Exposure to Currency Risk: Definition and Measurement, *Financial Management*, vol. 13, no. 2, pp. 41-50.

Adler, M., en P. Jorion, (1992), Universal currency hedges for global portfolios, *Journal of Portfolio Management*, vol. 18, no. 4, pp. 28-35.

Adler, M. en D. Simon, (1986), Exchange risk surprises in international portfolios, *Journal of Portfolio Management*, vol.12, no. 2, pp. 44-52.

Brealey, R. en S. Meyers, (1981), *Principles of Corporate Finance*, McGraw-Hill, New York.

Calvet, R.L., (1981), A synthesis of foreign direct investment theories and theories of the multinational firm, *Journal of International Business Studies*, vol. 12, no. 1, pp. 43-59.

Dufey, G. en I. Giddy, (1978), *The International Money Market*, Prentice Hall, Englewood Cliffs.

Dumas, B., (1994), Short- and long-term hedging for the corporation, Discussion Paper no. 1083, NBER.

Eaker, M., (1977), Teaching international finance - an economist's perspective, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.12, no. 4, pp. 607-608.

Krueger, A.O., (1983), *Exchange Rate Determination*, Cambridge University Press.

Smit, A.M., (1994), Portefeuillesamenstelling en het valutarisico van pensioenfondsen, NIBE-katern 25, Amsterdam.

Noten

¹ Het internationale Fishereffect houdt in dat zwakke valuta's zullen samengaan met hoge rentevoeten, zodat het renteververschil de verwachte wisselkoersverandering compenseert.

² Zie omtrent de neoklassieke stroming onder andere: Dufey & Giddy (1978) en Brealey & Myers (1981).

³ Zie omtrent deze tweede visie bijvoorbeeld: Eaker (1977), Calvet (1981) en Krueger (1983).

⁴ Voor het gemak zal in de rest van dit artikel steeds worden aangenomen dat de Nederlandse gulden de "eigen valuta" is.

⁵ Zie onder meer Adler & Dumas (1983 en 1984), Adler & Simon (1986), Adler & Jorion (1992) en Dumas (1994).

⁶ Uit het feit dat de activumwaarde (afhankelijke variabele) is uitgedrukt in guldens en de wisselkoers(en) (onafhankelijke variabelen) als guldens per eenheid buitenlandse valuta, volgt dat het *exposure* (de regressiecoëfficiënt) is uitgedrukt in eenheden buitenlandse valuta. Wanneer echter zowel de afhankelijke als de onafhankelijke variabelen worden uitgedrukt als (logaritmische) eerste verschillen, dan worden deze variabelen dimensieloos. Het resultaat hiervan is dat ook β dimensieloos wordt en geïnterpreteerd kan worden als een elasticiteit.

⁷ Indien β is uitgedrukt in eenheden buitenlandse valuta dan bestaat de optimale *hedge* uit een *forward* verkoop van een hoeveelheid buitenlandse valuta gelijk aan β . Indien β is uitgedrukt als een elasticiteit (doordat de afhankelijke en onafhankelijke variabelen niet in niveaus maar in verschillen zijn opgenomen) dan dient de *hedge* gelijk te zijn aan een hoeveelheid buitenlandse valuta ter grootte van: (β *de waarde van de portfolio in guldens) / spotkoers.

⁸ Bij toetsing van de significantie van de geschatte regressiecoëfficiënten geldt als nulhypothese dat er geen sprake is van economisch *exposure*. Voor de "eigen" valuta, in het geval van een Amerikaanse index de dollar, toetst men daarom of de geschatte coëfficiënt significant afwijkt van 1. Men verwacht immers alleen een translatie-*exposure* te vinden. Voor de overige valuta-coëfficiënten toetst men of deze significant afwijken van 0, bij deze valuta's is immers per definitie geen translatie-*exposure* mogelijk.

⁹ Het gebruik van natuurlijk logaritmische mutaties in plaats van eenvoudige procentuele mutaties leidt slechts tot zeer geringe afwijkingen in de gevonden regressiecoëfficiënten.

¹⁰ Bovendien zouden steeds de valutarisico's verbonden aan de totale portefeuille berekend moeten worden en niet, zoals in dit artikel is gebeurd, van de individuele indices.