INTERNATIONALE DIVERSIFICATIE IN AANDELENPORTEFEUILLES

door Drs. H. G. Eijgenhuijsen, Drs. L. J. de Man, Drs. B. Smeenk

I. Inleiding

Verschillende overwegingen zijn denkbaar, op grond waarvan beleggers kunnen besluiten hun aandelenportefeuille internationaal te spreiden. Zo kunnen naast nationale (stel Nederlandse) aandelen ook buitenlandse waarden in portefeuille worden opgenomen, omdat bij de belegger de verwachting leeft dat hij aldus voor een gegeven risiconiveau van de portefeuille een hoger rendement (procentuele waardeverandering) zal realiseren dan met een portefeuille die uitsluitend uit Nederlandse aandelen bestaat. Dit vermoeden impliceert, dat het mogelijk wordt geoordeeld het rendementsverloop op verschillende beurzen in belangrijke mate te voorzien. Waarschijnlijk wordt deze vermeende voorspellingskwaliteit in de realiteit dikwijls overschat. De uitkomsten van studies, waarin m.b.v. verklarende modellen is getracht toekomstige koersbewegingen te voorspellen, zijn in het algemeen bijzonder teleurstellend geweest.[1]) Een tweede motief om aandelenportefeuilles internationaal te spreiden is risicoreduktie en onze aandacht zal geheel aan dit motief voor internationale diversificatie zijn gewijd. Zoals bekend, vertonen de koersen van aandelen uit één land de neiging in dezelfde richting te fluctueren, vanwege de omstandigheid dat de betrokken ondernemingen in belangrijke mate onderworpen zijn aan dezelfde economische invloeden. Dit fenomeen vormt een belemmering voor effectieve diversificatie. Zou daarentegen tussen de koersfluctuaties op verschillende beurzen slechts een geringe samenhang worden voorzien, dan kan internationale diversificatie het mitigeren van fluctuaties in de waarde van de aandelenportefeuille belangrijk vereenvoudigen.

In de wetenschappelijke literatuur zijn empirische studies over internationaal beleggen tamelijk nieuw. Voor zover ons bekend, verscheen de eerste studie hierover aan het einde van 1968.[2]) Vooral Solnik[3]) is op dit terrein aktief (geweest). Hij ontwikkelde en testte nieuwe modellen op het gebied van internationaal beleggen. Bij het samenstellen van een internationale aandelenportefeuille kan het accent gelegd worden op spreiding naar land; ook kan de nadruk worden gelegd op spreiding naar bedrijfstak. Volgens Solnik (1974)[3]) leidt landenspreiding tot minder risico dan spreiding naar bedrijfstak. In sommige studies worden de rendementen in de verschillende landen in de lokale valuta uitgedrukt. Met wisselkoersveranderingen wordt aldus geen rekening gehouden. Er zijn aanwijzingen, dat zulks niet tot enorme verschillen

[1]) Zie bijv. de volgende twee artikelen, waarin een uitgebreide literatuuropgave: J.G. McDonald & A.E. Osborne Jr., Forecasting the market return on common stocks, Journal of Business Finance & Accounting, summer 1974, vol. 1, no 2, pp. 217-237; M.S. Rozeff, The money supply and the stock market, Financial Analysts Journal, sept./okt. 1975, p. 18 e.v.

[2]) H.G. Grubel, Internationally diversified portfolios: Welfare gains and capital flows, The American Economic Review, dec. 1968, pp. 1299-1314. Zie verder: R.A. Brealey & C. Pyle, Bibliography of finance and investment, Elek Books, 1973.

[3]) B.H. Solnik, European capital markets, Lexington, Mass., 1973. Van dezelfde auteur vermelden wij nog: Why not diversify internationally rather than domestically? , Financial Analysts Journal, juli/aug. 1974, pp. 48-54.

leidt in de samenhang tussen de rendementen van de verschillende beurzen.[4])

Het voorliggende artikel is als volgt opgebouwd:
Allereerst vindt een korte theoretische beschouwing plaats (par. II.). Daarop aansluitend wordt in par. III. informatie verschaft over de opzet en omvang van ons empirisch onderzoek. Het belangrijkste verschil tussen onze studie en de meeste andere op dit terrein is, dat wij een lange periode (25 jaar) in een aantal subperioden hebben verdeeld en resultaten in de onderhavige perioden hebben geanalyseerd. De onderzoekresultaten worden vervolgens in par. IV. vermeld. Het artikel wordt afgerond met het trekken van enige conclusies en het vermelden van enkele vraagstukken die o.i. nadere studie vereisen (par. V.).

II. Internationale spreiding in aandelenportefeuilles; ex ante/ex post

In theoretische beschouwingen over het beleggingsvraagstuk is het gebruikelijk te veronderstellen, dat beleggers zich in het algemeen rationeel en risicoavers gedragen. Vanuit deze conceptie worden zij geacht te streven naar een maximaal portefeuille-rendement, gegeven een bepaald risico-niveau of omgekeerd naar een zo laag mogelijk risico voor elk gewenst portefeuille-rendement. Op dit uitgangspunt is het door Markowitz in de vijftiger jaren ontwikkelde portefeuilleselectiemodel gebaseerd.[5]) Het is nuttig om het vraagstuk van internationale spreiding in aandelenportefeuilles te analyseren, in het licht van de waardevolle bijdrage van deze auteur tot de theorie van portefeuillediversificatie. Om de analyse niet al te zeer te compliceren, wordt er van uit gegaan, dat het belegbare vermogen over de aandelen van slechts twee landen (A en B) kan worden gespreid. Bovendien is de veronderstelling gemaakt, dat uitsluitend belegd kan worden in geaggregeerde objecten, t.w. de aandelenmarktindex van land A en/of die van land B.

Ex ante beschouwd kan het rendement en risico van een portefeuille, welke is samengesteld uit beleggingen in deze beide aandelenmarktindices, worden weergegeven met resp. de verwachtingswaarde en de standaarddeviatie van het portefeuille-rendement.

De verwachtingswaarde of het verwachte rendement van de internationale portefeuille ($E(r_p)$) is de gewogen som van de verwachte rendementen op de beide aandelenmarktindices (resp. $E(r_a)$ en $E(r_b)$), waarbij de wegingscoëfficiënten (X_a en X_b) worden gevormd door het gedeelte van de portefeuille, dat in elk van de betrokken indexen is belegd.
In symbolen:

$$E(r_p) = X_a.E(r_a) + X_b.E(r_b)$$

[4]) Vgl. O.M. Joy, D.B. Panton, F.K. Reilly & S.A. Martin, Comovements of major international equity markets. Deze studie is gepresenteerd op een congres, in juli 1974 georganiseerd door het Int. Institute of Management te Garmisch Partenkirchen.

[5]) H.M. Markowitz, Portfolio selection: Efficient diversification of investments, John Wiley, New York, 1959.

Het risico van de desbetreffende portefeuille kan daarentegen in de regel niet worden beschouwd als zonder meer een gewogen gemiddelde van de voor elk der beide aandelenmarktindices geschatte variantie van het rendement (resp. S_a^2 en S_b^2). Ook dient rekening te worden gehouden met de mate van samenhang of covariantie tussen het rendementsverloop op beide indexen ($cov_{a,b}$). Aangetoond kan worden, dat bij belegging in elk der twee genoemde marktindices de standaarddeviatie van het portefeuille-rendement (S_p) gelijk is aan:[6])

$$S_p = \sqrt{X_a^2.S_a^2 + X_b^2.S_b^2 + 2\,X_a.X_b.cov_{a,b}}$$

Aangezien uit de statistiek bekend is, dat de uitdrukking $cov_{a,b}$ is aan te merken als het produkt van de correlatiecoëfficiënt tussen de opeenvolgende rendementsuitkomsten op de beide aandelenmarktindices ($R_{a,b}$) en de resp. standaarddeviaties S_a en S_b, kan vgl. (2) ook als volgt worden geschreven:

$$S_p = \sqrt{X_a^2.S_a^2 + X_b^2.S_b^2 + 2\,X_a.X_b.R_{a,b}.S_a.S_b}$$

Duidelijk blijkt uit vgl. (3) de betekenis voor het portefeuillerisico van $R_{a,b}$, d.w.z. van de mate waarin het verwachte rendementsverloop op beide aandelenmarktindices statistisch (on)afhankelijk is van elkaar. Het risicoreducerend effect van internationale diversificatie in de beleggingsportefeuille zal toenemen, naarmate de waarde $R_{a,b}$ geringer is. In geval van een perfect positieve correlatie tussen r_a en r_b (d.w.z. $R_{a,b} = 1$), zal in het geheel geen sprake kunnen zijn van risicovermindering door diversificatie. Het verwachte rendementsverloop voor de beide indices zal alsdan immers volkomen synchroon plaatsvinden en een wederzijdse compensatie van rendementsfluctuaties is niet mogelijk. Zouden daarentegen de verwachte rendementen op de beide aandelenmarkten perfect negatief zijn gecorreleerd ($R_{a,b} = -1$), dan zal van diversificatie het sterkste risicoreducerend effect uitgaan. Het is dan zelfs mogelijk een zodanige portefeuille-samenstelling te kiezen, waarvoor het risico geheel ontbreekt.[7]) Meer overeenkomstig de realiteit lijkt het te veronderstellen, dat r_a en r_b imperfect zijn gecorreleerd ($-1 < R_{a,b} < +1$). Ook dan verdient internationale diversificatie aanbeveling, aangezien daaruit portefeuilles resulteren die uit het oogpunt van de relatie tussen rendement en risico beleggingen in slechts één der beide landen domineren. Dit kan worden geïllustreerd met behulp van het nu volgende voorbeeld.

Stel dat bij een beleggingsinstelling omtrent rendement en risico de volgende verwachtingen bestaan:

---

[6]) Voor een afleiding van deze formule kan, behalve naar het in noot 5 genoemde werk, worden verwezen naar bijv. H. Levy & M. Sarnat, Investment & Portfolio analysis, New York 1972, hoofdstuk 10.

[7]) Het gedeelte van het vermogen dat wordt belegd in de aandelenmarktindex van land A, zal dan moeten overeenstemmen met de relatieve standaarddeviatie van de aandelenmarktindex van land B.

aandelenindex land	*E(r)*	*S*
A	8%	15%
B	8%	15%

Voorts bestaat het vermoeden dat r_a en r_b in de toekomstige periode die wordt overzien slechts in zeer bescheiden mate gelijkgericht zullen fluctueren, hetgeen tot uitdrukking wordt gebracht in $R_{a,b} = .3$.

De beleggingsinstelling heeft besloten om de belegbare gelden fifty/fifty te bestemmen voor de aankoop van de aandelen, die deel uitmaken van de aandelenmarktindex van land A en B.

Ofschoon bij deze strategie het verwachte portefeuillerendement gelijk is aan $E(r_a) = E(r_b)$, valt blijkens formule (3) in het portefeuillerisico - vergeleken met een belegging in slechts één van de beide landenindices - een niet onbelangrijke daling van bijna 20% te constateren (12,1% versus 15%).

De afgelopen jaren is m.b.t. het vraagstuk van internationale diversificatie een begin gemaakt met empirisch onderzoek. Ex post gegevens omtrent rendement en risico op marktindex-„portefeuilles" zijn daarbij aan een analyse onderworpen. Uit de verkregen resultaten is door sommigen wel de conclusie getrokken, dat het in de regel aanbeveling verdient aandelenportefeuilles internationaal te spreiden.[8]) Bij het interpreteren van de betrokken onderzoekuitkomsten is evenwel voorzichtigheid geboden. Bedacht moet worden, dat de aantrekkelijkheid van internationale diversificatie op ex post basis nog niet behoeft te betekenen, dat bedoelde beleggingsstrategie in het algemeen ook ex ante navolging verdient. Er is slechts een aanwijzing verkregen omtrent de potentiële voordelen van internationale diversificatie die de belegger had kunnen realiseren, indien hij o.m. met betrekking tot de aard en mate van samenhang tussen marktindexrendementen de beschikking zou hebben gehad over perfecte informatie. Het vraagstuk van de wenselijkheid van (ex ante) internationale diversificatie geeft dan ook aanleiding tot het formuleren van een tweetal voorwaarden.

In de eerste plaats dienen voor een zinvolle internationale diversificatie de marktindexrendementen van onderscheiden landen minder dan perfect (pos.) gecorreleerd te zijn.[9]) Teneinde evenwel de potentiële voordelen van internationale diversificatie te realiseren, is het niet voldoende wanneer slechts aan deze voorwaarde is voldaan. Ook zal de belegger in staat moeten zijn om ex ante te schatten, hoe en in welke mate de rendementsbewegingen van de verschillende nationale aandelenmarktindexen in de toekomst met elkaar samenhangen. Aan deze tweede voorwaarde zou o.m. zijn voldaan, indien voornoemde samenhangen in de tijd (betrekkelijk) stabiel blijken te zijn of indien een betrouwbare voorspelling terzake mogelijk is, bijv. op basis van één of meer leidende indicatoren.

---

[8]) Zie bijv. H. Levy & M. Sarnat, International diversification of investment portfolios, The American Economic Review, sept. 1970, pp. 668-675.

[9]) Wij merken op, dat deze uitspraak los moet worden gezien van het verloop van de indifferentiecurven van de belegger.

Er kunnen omstandigheden zijn, die aanleiding geven tot het vermoeden, dat in de realiteit de koersvorming op sommige nationale aandelenmarkten zich enigermate geïsoleerd van andere beurzen ontwikkelt. Hierbij valt o.m. te denken aan:

- verschillende economische en politieke invloeden.
- het ontbreken van voldoende betrouwbare of gedetailleerde beleggingsrelevante informatie omtrent buitenlandse ondernemingen.
- geringe verhandelbaarheid van aandelen op sommige buitenlandse beurzen.
- verbodsbepalingen vanwege buitenlandse overheden om binnenlandse aandelen rechtstreeks aan niet-ingezetenen te verkopen.
- fiscale restricties op het terrein van internationale kapitaalbewegingen.

Daarenboven is er nog als extra probleem bij het internationaal spreiden van aandelenportefeuilles het risico van wisselkoersmutaties. Hiertegen kan de belegger zich eventueel indekken door gelijktijdig met de aandelentransaktie een termijnaffaire in de betrokken vreemde valuta af te sluiten.

III. Opzet en omvang van het empirisch onderzoek

Het is de bedoeling om in par. IV. verslag te doen van de uitkomsten van een empirisch onderzoek, dat is ingesteld naar de samenhang in het rendementsverloop op een aantal belangrijke aandelenmarkten in de wereld. Met deze studie is beoogd om inzicht te verwerven in de structuur van genoemde samenhangen over een aaneengesloten langdurige tijdsperiode en de veranderingen te analyseren, die zich in deze interrelaties hebben gemanifesteerd gedurende een aantal opeenvolgende meerjarige subperioden. Wij hebben onderzocht of uit het niveau van de correlatiecoëfficiënten tussen de landenindex-rendementen een significante positieve trendbeweging is te bespeuren. Dit is zowel nagegaan voor de gemiddelde samenhang van alle landenparen in elk van de onderscheiden subperioden als ook voor de individuele landenparen.

Daarop aansluitend is de in de literatuur gesuggereerde hypothese getoetst, of bij een gedrukt koersverloop ter beurze van New York een sterkere (pos.) samenhang in de rendementsfluctuaties van de verschillende landenindices valt waar te nemen dan bij een optimistische stemming op Wall Street.[10])

Tenslotte wordt nog het resultaat van een onderzoek vermeld, waarbij getracht is om met behulp van multipele regressie-analyses een eerste indruk te verkrijgen van de landenindex(en), die het aandelenkoersverloop op de Amsterdamse beurs het sterkst resp. het zwakst hebben verklaard gedurende verschillende perioden.

Zoals uit het bovenstaande blijkt, is het verrichte onderzoek tamelijk fundamenteel van aard in de zin, dat daarmee materiaal wordt aangedragen op basis waarvan wellicht hypothesen zijn te stellen omtrent de oorzaken van de geobserveerde samenhangen en de veranderingen die daarin zijn opgetreden.

---

[10]) F.K. Reilly, Some Evidence Regarding a Segmented Stock Market, Journal of Finance, juni 1972, pp. 607-625.

Over de periode 1950-1975 zijn voor 8 landen de maandnoteringen van aandelenkoersindices verzameld. Deze landen zijn: Canada, Verenigde Staten van Amerika, Japan, Engeland, West-Duitsland, Frankrijk, Italië en Nederland.[11]) Onze nationale aandelenmarkt is in het onderzoek vertegenwoordigd door de ANP-CBS index Algemeen en de sectorindex Industrie is daaraan toegevoegd.

Behoudens een enkele uitzondering is elk van de indexcijfers te beschouwen als een gemiddelde van een aantal gedurende een maand tot stand gekomen waarden. Ook is bij de opbouw van de meeste indices op een of andere wijze een wegingsprocedure toegepast met het aantal uitstaande aandelen.[12]) Voor alle landenindices zijn procentuele maandelijkse koersveranderingen berekend overeenkomstig de formule:

$$r_{i(t)} = \frac{P_{i(t)} - P_{i(t-1)}}{P_{i(t-1)}}$$

IV. De onderzoekresultaten

Voor de verschillende landenindices zijn in onderstaand overzicht, dat betrekking heeft op de periode 1955-1975, de correlatiematrix, het rekenkundig gemiddelde maandrendement ($\bar{r}$) en de standaarddeviatie van de maandelijkse indexrendementen (S) samengebracht.[13])

Tabel 1: Correlatiematrix, gemiddeld maandrendement en standaarddeviatie (periode 1955 - 1975)

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9		$\bar{r}$ (in procenten)	S (in procenten)
x_1	1.00									x_1 = USA	.33	3.32
x_2	.44	1.00								x_2 = Engeland	.16	4.51
x_3	.78	.46	1.00							x_3 = Canada	.41	3.71
x_4	.34	.26	.28	1.00						x_4 = W. Duitsland	.56	4.17
x_5	.30	.22	.25	.31	1.00					x_5 = Frankrijk	.32	5.06
x_6	.24	.20	.19	.39	.22	1.00				x_6 = Italië	.29	4.98
x_7	.19	.21	.30	.23	.08	.16	1.00			x_7 = Japan	1.08	4.29
x_8	.61	.41	.55	.60	.39	.35	.27	1.00		x_8 = Nederland (Alg.)	.35	4.13
x_9	.51	.35	.49	.59	.33	.35	.34	.92	1.00	x_9 = Nederland (Ind.)	.49	4.18

11) De maandnoteringen van de buitenlandse aandelenkoersindices zijn ontleend aan Business Conditions Digest, met name het nummer dec. 1973. Informatie over de aard van de indices kan worden gevonden in Business Conditions Digest Technical Paper 9: „Indexes of industrial production, consumerprices, and stockprices for seven countries". Het betreft hier publikaties van het Amerikaanse „department of commerce".

12) De Franse index is gebaseerd op de aandelenkoersen van de laatste vrijdag van de maand en het indexcijfer is dus niet te beschouwen als een maandgemiddelde. De Japanse index is waarschijnlijk niet gewogen met het aantal uitstaande aandelen.

13) De genoemde tijdsruimte is korter dan de volledige onderzoekperiode, aangezien het computerprogramma dat ons ter beschikking stond cijferreeksen over een langere periode niet kon verwerken.

Ofschoon er enkele relatief hoge correlatiecoëfficiënten blijken voor te komen, is de gemiddelde correlatiecoëfficiënt laag ($\bar{R}$ = .33, excl. Nederland (Ind.)). Het is echter opvallend, dat met name de correlatiecoëfficiënten van Nederland (Alg.) met enige andere landen relatief hoog zijn.

Onderzocht is of uit het niveau van de correlatiecoëfficiënten tussen de landenindexrendementen in de periode 1950-1975 een significante positieve trendbeweging is te bespeuren. De totale periode is daartoe verdeeld in vijf 5-jarige sub-perioden. De correlatiematrix, het gemiddelde maandrendement en de standaarddeviatie van de landenindexrendementen voor elk van deze perioden zijn in een appendix opgenomen.

Met behulp van een lineaire regressieanalyse zou een trendmatig verloop aangetoond kunnen worden. Daar er evenwel aanwijzingen zijn, dat in dit geval niet voldaan kan worden aan de vooronderstellingen van het lineair regressiemodel, is de aanwezigheid van een positieve tennd van de correlatiecoëfficiënten tussen de landenindexrendementen getoetst door middel van de verdelingsvrije „Mann-Kendall test for trend".

Om na te gaan of er een positieve trend valt te onderkennen in de gemiddelde samenhang van alle landenparen, werd voor elke periode de gemiddelde correlatiecoëfficiënt voor alle 28 landenparen berekend. Dit leverde de volgende resultaten op:

periode:	1950-1955	1955-1960	1960-1965	1965-1970	1970-1975
$\bar{R}$:	.25	.22	.32	.25	.44

Toepassing van de zojuist genoemde test op bovenstaande data levert een zgn. „S-statistic" waarde van 5. Wil van een significante trend sprake zijn, dan dient deze „statistic" (bij n = 5 en een 95% betrouwbaarheidsgebied) minstens een waarde 8 te hebben, m.a.w. in deze historische reeks komt geen significante trend naar voren.[14])

Ook voor de *individuele* landenparen is onderzocht of er een significante positieve trendmatige beweging van de correlatiecoëfficiënten bestaat. Van alle 28 landenparen vertonen slechts de volgende een significante positieve trend:

USA-Japan
Engeland-Japan
Canada-Japan
West Duitsland-Japan
Nederland (Alg.)-Japan
Nederland (Alg.)-Canada
Nederland (Alg.)-West Duitsland

[14]) De nul-hypothese luidt: er is geen trend in de gemiddelde samenhang tussen de indexrendementen van alle landenparen. De alternatieve hypothese luidt: er is een positieve trend in de gemiddelde samenhang tussen de indexrendementen van alle landenparen.

Juist t.a.v. de resultaten met betrekking tot Japan dient men sceptisch te zijn en wel om tenminste twee redenen. Ten eerste kan het „ware" patroon in de tijdreeks verstoord zijn, doordat in de tijdreeks het cijfer van de aandelenkoersindex is afgerond. Ofschoon dit voor bijna alle landenindices geldt, kan het speciaal voor Japan zeer storend gewerkt hebben. De Japanse aandelenkoersindex begon nl. op het zeer lage niveau van 3, welk niveau gevolgd werd door 4. Het rendement is dus 33.33%. Indien 3 staat voor 3.49 en 4 voor 3.51, dan zou het correcte rendement evenwel .57% zijn! De tweede reden is, dat ten gevolge van een verandering in de Japanse index, de periode 1970 t/m 1974 steeds een relatief (d.w.z. ten opzichte van de voorgaande perioden) hoge correlatiecoëfficiënt laat zien, hetgeen de uitslag van deze toets aanzienlijk kan hebben beïnvloed.

Vervolgens is nagegaan of de hypothese juist is, dat de samenhang in de rendementsfluctuaties van de verschillende landenindices sterker is bij een gedrukt koersverloop op Wall Street dan bij een optimistische stemming aldaar.

Hiertoe is de periode 1950-1975 in 10 sub-perioden verdeeld; 5 perioden die gekenmerkt worden door een stijgende Amerikaanse beurs en 5 perioden met een dalende beurs. Als opgaande en neerwaartse perioden zijn vastgesteld:[15])

Perioden met „stijgende" beurs		*Perioden met „dalende" beurs*	
1/ 1 '50 t/m 30/ 6 '56	(1)	1/ 7 '56 t/m 30/11 '57	(6)
1/12 '57 t/m 30/11 '61	(2)	1/12 '61 t/m 31/ 5 '62	(7)
1/ 6 '62 t/m 31/12 '65	(3)	1/ 1 '66 t/m 30/ 9 '66	(8)
1/10 '66 t/m 30/11 '68	(4)	1/12 '68 t/m 31/ 5 '70	(9)
1/ 6 '70 t/m 31/ 1 '73	(5)	1/ 2 '73 t/m 30/ 9 '74	(10)

Allereerst is weer voor elke periode de gemiddelde samenhang van alle landenparen berekend met behulp van de gemiddelde correlatiecoëfficiënt. Voor de diverse perioden blijken de volgende waarden te gelden:

Periode	$\bar{R}$	Periode	$\bar{R}$
(1)	.23	(6)	.18
(2)	.23	(7)	.37
(3)	.33	(8)	.38
(4)	.17	(9)	.51
(5)	.33	(10)	.44

De betrokken correlatiecoëfficiënt blijkt (met uitzondering van periode 6) in de perioden met een gedrukt koersverloop groter te zijn dan in de perioden die gekenmerkt worden door een stijgend koersverloop.

[15]) In navolging van Levy definiëren wij een opgaande (neerwaartse) periode van Standard & Poor 500 als een periode, waarin de index toenam (daalde) met tenminste 15%, niet onderbroken door een beweging van 15% of meer in tegengestelde richting.
Vgl. R.A. Levy, Beta coefficients as predictors of return, Financial Analysts Journal, jan./febr. 1974, met name p. 66.

Gebruikmakend van de (verdelingsvrije) „Wilcoxon test" is onderzocht, of men uit voorgaande uitkomsten zou kunnen concluderen, dat bij een dalende USA-markt de gemiddelde samenhang tussen alle landenparen sterker is geweest dan bij een stijgende markt.[16]) Wil het resultaat significant zijn, dan dient de zgn. „Q-statistic" minstens een waarde 17 te hebben (bij $n_1 = n_2 = 5$ en een 95% betrouwbaarheidsgebied). De Q-waarde in ons onderzoek = 17.[17]) Deze uitkomst bevestigt aldus de zojuist geformuleerde hypothese.

Ook voor de *individuele* landenparen is de „Wilcoxon test" toegepast. Bij een betrouwbaarheidsgebied van 95% blijken de volgende landenparen significant:

USA-Engeland	met Q = 21
USA-Canada	met Q = 20
USA-Frankrijk	met Q = 19
USA-Nederland (Alg.)	met Q = 19
Engeland-Canada	met Q = 21
Engeland-Frankrijk	met Q = 18
Engeland-Nederland	met Q = 25
Canada-Frankrijk	met Q = 23
Canada-Nederland	met Q = 21
W. Duitsland-Japan	met Q = 17

Tenslotte verdient nog het volgende de aandacht. Voortbouwend op het hier gepresenteerde onderzoek, is door anderen ondermeer nagegaan, in hoeverre het rendement op de Nederlandse aandelenmarkt verklaard kon worden uit de aandelenindexrendementen van de op pag. 317 genoemde landen (uitgezonderd Japan).[18]) Voor verschillende perioden blijken Canada en West-Duitsland als belangrijkste verklarende variabelen naar voren te komen, terwijl Frankrijk en Italië als minst verklarende variabelen functioneren. In alle uitgevoerde multipele regressie-analyses trad evenwel enige multikollineariteit op, zodat het niet mogelijk is om uit de gevonden resultaten betrouwbare conclusies te trekken. De betrokken resultaten geven echter wel een indicatie dat internationale diversificatie van de aandelenportefeuille over de landen Frankrijk en Italië voor de Nederlandse belegger gunstig kan zijn geweest uit het oogpunt van risicospreiding.

V. Enige conclusies en mogelijkheden voor verder onderzoek

In het verloop van de gemiddelde correlatiecoëfficiënten van de onderzochte landenparen is geen significante trend aangetroffen. De gedachte dat aande-

16) De nul-hypothese luidt: er is geen samenhang tussen de aard van de periode en de hoogte van de gemiddelde correlatiecoëfficiënt. De alternatieve hypothese is: bij een dalende USA-markt is de correlatiecoëfficiënt gemiddeld groter dan bij een stijgende USA-markt.

17) Zonder Japan blijkt de Q-waarde ook significant te zijn (Q = 21).

18) Het onderzoek is verricht door de heren H. Kasper en A. Klaassen, beiden als student-assistent verbonden aan de Economische Faculteit der Vrije Universiteit.

lenbeurzen over het algemeen steeds meer gaan samenhangen, lijkt aldus als onjuist te moeten worden beschouwd.

Voor een aantal individuele landenparen is wel een stijgende trend in de samenhang tussen de aandelenindexrendementen waargenomen. Dit geldt bijv. voor de relatie tussen Nederland (Alg.) en West-Duitsland.

Ook is gebleken, dat bij een dalende Amerikaanse beurs de gemiddelde correlatiecoëfficiënt van de onderzochte landen in doorsnee groter was dan bij een stijgende Amerikaanse beurs. Pessimisme op Wall Street ging dus samen met een grotere samenhang tussen de beurzen (ceteris paribus meer risico) dan bij een optimistische stemming aldaar.

De samenhang tussen de aandelenindexrendementen van de verschillende landen was - gemeten met de correlatiecoëfficiënt - voor vrijwel elke onderzochte periode het grootst tussen de Verenigde Staten en Canada. Zo bezien, ging beleggen in deze beide landen met minder risicospreiding gepaard dan een belegging in twee andere landen.

Interessant voor de Nederlandse belegger is ook de hoogte van de correlatiecoëfficiënten van Frankrijk resp. West-Duitsland met andere landen in het verleden, alsmede de waargenomen positieve trend in de samenhang tussen de aandelenindexrendementen van West-Duitsland en Nederland. Wellicht dat ook in de toekomst het beleggen in Frankrijk uit het oogpunt van risico aantrekkelijker (lagere correlatie) zal zijn dan in West-Duitsland.[19])

Verschillende aspecten van hetgeen hiervoor over internationale spreiding van aandelenportefeuilles ter sprake is gebracht, lijken voor nader onderzoek in aanmerking te komen. De volgende vraagstukken kunnen worden genoemd:

- Wat is de invloed van de omstandigheid, dat beursindices in de onderscheiden landen vaak verschillend zijn samengesteld en in de loop van de tijd naar constructie veranderen?
- Hoe worden de samenhangen tussen de beursindices, wanneer in plaats van maandcijfers bijv. kwartaalcijfers worden gebruikt?
- In hoeverre worden de getrokken conclusies beïnvloed door de gekozen onderzoekperiode van 25 jaar en de verdeling daarvan in sub-perioden?
- Kan een bevredigende verklaring worden gegeven voor de (veranderende) samenhang tussen de aandelenindexrendementen van de in het onderzoek betrokken landen? Gaat een stijgende samenhang tussen de beursindices van twee landen wellicht gepaard met een toenemende samenhang tussen macro-economische variabelen van beide landen, zoals veranderingen in het volume van de industriële produktie, wijzigingen in de inflatiegraad?

---

19) Wij vermeldden reeds de stijgende trend in de samenhang van Nederland (Alg.) en W. Duitsland, terwijl de samenhang tussen Nederland (Alg.) en Frankrijk vrijwel geen trend vertoont. In de laatste drie sub-perioden van 5 jaar ligt de correlatie van Nederland (Alg.) met W. Duitsland boven die van Nederland (Alg.) met Frankrijk.

Het niveau van de gemiddelde correlatie van W. Duitsland met andere landen lijkt meer te stijgen dan de gemiddelde correlatie van Frankrijk met andere landen. In elk van de laatste vier sub-perioden van 5 jaar was de gemiddelde correlatie van W. Duitsland met andere landen hoger dan de gemiddelde correlatie van Frankrijk met andere landen.

Appendix

Correlatiematrix, gemiddeld maandelijks rendement en standaarddeviatie landenindexrendementen voor de 5-jarige subperioden.

Periode 1950 t/m 1954

Correlatiematrix

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9		$\bar{r}$ (in procenten)	S (in procenten)
x_1	1.00									x_1 = USA	1.29	2.68
x_2	.32	1.00								x_2 = Engeland	1.02	3.87
x_3	.79	.40	1.00							x_3 = Canada	1.12	3.88
x_4	.09	.10	.17	1.00						x_4 = W. Duitsland	2.08	5.35
x_5	.51	.22	.53	.25	1.00					x_5 = Frankrijk	2.15	5.17
x_6	.25	−.05	.28	.22	.25	1.00				x_6 = Italië	1.22	3.57
x_7	.00	.00	.07	−.05	.06	.35	1.00			x_7 = Japan	2.05	8.58
x_8	.53	.38	.46	.22	.43	.25	.08	1.00		x_8 = Nederland (Alg.)	.69	2.75
x_9	.51	.38	.42	.21	.42	.30	.03	.93	1.00	x_9 = Nederland (Ind.)	.61	2.36

Periode 1955 t/m 1959

Correlatiematrix

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9		$\bar{r}$ (in procenten)	S (in procenten)
x_1	1.00									x_1 = USA	.92	3.07
x_2	.28	1.00								x_2 = Engeland	1.03	4.94
x_3	.73	.43	1.00							x_3 = Canada	.68	3.86
x_4	.20	.20	.13	1.00						x_4 = W. Duitsland	1.98	4.30
x_5	.29	.26	.12	.15	1.00					x_5 = Frankrijk	1.17	5.73
x_6	.22	.13	.11	.33	.09	1.00				x_6 = Italië	1.54	3.98
x_7	−.12	−.01	−.04	.11	−.25	.10	1.00			x_7 = Japan	1.74	3.56
x_8	.65	.38	.50	.41	.44	.36	−.11	1.00		x_8 = Nederland (Alg.)	1.19	4.14
x_9	.54	.37	.38	.50	.38	.42	−.03	.86	1.00	x_9 = Nederland (Ind.)	1.07	3.65

Periode 1960 t/m 1964

Correlatiematrix

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9		$\bar{r}$ (in procenten)	S (in procenten)
x_1	1.00									x_1 = USA	.64	3.07
x_2	.40	1.00								x_2 = Engeland	.13	3.39
x_3	.81	.39	1.00							x_3 = Canada	.85	3.33
x_4	.44	.22	.28	1.00						x_4 = W. Duitsland	.30	4.84
x_5	.45	.24	.29	.33	1.00					x_5 = Frankrijk	.02	4.74
x_6	.24	.14	.20	.57	.17	1.00				x_6 = Italië	−.32	5.80
x_7	.05	.05	.24	.09	.09	.13	1.00			x_7 = Japan	.58	4.75
x_8	.72	.35	.52	.64	.39	.44	.12	1.00		x_8 = Nederland (Alg.)	.33	3.91
x_9	.56	.31	.42	.60	.35	.49	.18	.91	1.00	x_9 = Nederland (Ind.)	.57	4.05

m a b blz. 322

Periode 1965 t/m 1969

Correlatiematrix

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9		$\bar{r}$ (in procenten)	S (in procenten)
x_1	1.00									x_1 = USA	.18	2.83
x_2	.36	1.00								x_2 = Engeland	.67	3.63
x_3	.79	.45	1.00							x_3 = Canada	.35	3.00
x_4	.16	.12	.25	1.00						x_4 = W. Duitsland	.51	3.17
x_5	.15	—.03	.25	.25	1.00					x_5 = Frankrijk	.34	4.58
x_6	.07	.04	.16	.09	.41	1.00				x_6 = Italië	.57	4.13
x_7	.12	.22	.27	.12	.09	.13	1.00			x_7 = Japan	1.12	3.68
x_8	.59	.47	.57	.51	.20	.12	.13	1.00		x_8 = Nederland (Alg.)	.25	3.34
x_9	.53	.35	.58	.46	.13	.04	.23	.88	1.00	x_9 = Nederland (Ind.)	.40	3.22

Periode 1970 t/m 1974

Correlatiematrix

	x_1	x_2	x_3	x_4	x_5	x_6	x_7	x_8	x_9		$\bar{r}$ (in procenten)	S (in procenten)
x_1	1.00									x_1 = USA	—.43	4.01
x_2	.59	1.00								x_2 = Engeland	—1.21	5.43
x_3	.80	.53	1.00							x_3 = Canada	—.24	4.40
x_4	.43	.36	.45	1.00						x_4 = W. Duitsland	—.54	3.80
x_5	.28	.28	.35	.47	1.00					x_5 = Frankrijk	—.23	5.01
x_6	.31	.32	.26	.30	.20	1.00				x_6 = Italië	—.63	5.45
x_7	.48	.43	.57	.53	.32	.19	1.00			x_7 = Japan	.89	4.91
x_8	.49	.42	.57	.80	.45	.36	.68	1.00		x_8 = Nederland (Alg.)	—.36	4.82
x_9	.45	.36	.56	.76	.40	.34	.68	.98	1.00	x_9 = Nederland (Ind.)	—.08	5.38