TUSSEN DAMRAK EN DE REST VAN DE WERELD

een statistische analyse van het koersbeloop op de internationale aandelenmarkten in 1971-1976

*door Prof. Dr. M. M. G. Fase en Drs. E. W. van den Berg**

Inleiding

Het lijdt geen twijfel dat het koersbeloop op de verschillende aandelenmarkten in de wereld onderling samenhangt. Minder duidelijk is in welke mate een dergelijke parallelliteit zich systematisch voordoet. In vele studies wordt de internationale kapitaalmarkt opgevat als een naar land gesegmenteerde markt: de nationale kapitaalmarkt wordt dan gezien als een grotendeels op zichzelf staande markt waarop invloeden van buitenaf gemakshalve worden verwaarloosd. Hiertegenover staat de opvatting, vooral verdedigd in de meer abstracte beschouwingen, dat de internationale kapitaalmarkt zich voordoet als een internationale volkomen markt. Het aantrekkelijke van deze benadering is dat ze aansluit op de gangbare theoretische analyse waarin de markt zich niets aantrekt van de landsgrenzen. Evenwel kunnen tal van marktonvolkomenheden (het bestaan van valutaire of politieke blokken, belemmeringen met betrekking tot het vrije kapitaalverkeer e.d.) worden aangevoerd ter ondersteuning van de hypothese van de gesegmenteerde markt. Kennis van de mate van samenhang kan van belang zijn voor de belegger die streeft naar maximering van zijn opbrengst bij een voor hem aanvaardbaar risico. Het valt buiten de doelstelling van ons onderzoek dit aspect verder uit te werken. We volstaan met een verwijzing naar de uitnemende uiteenzetting ter zake door Eijgenhuijsen (1977).

In het volgende wordt aandacht geschonken aan de samenhang tussen het beloop van de aandelenkoersen in Nederland en in een tiental andere financiële centra in de wereld. Deze studie beweegt zich dus op een beperkter terrein dan de internationale kapitaalmarkt, die zowel de primaire markt (emissie-activiteit) als de secundaire markt (transacties in aandelen en obligaties) omvat. De beperking tot de aandelenmarkt wordt evenwel gerechtvaardigd door de omstandigheid dat de internationalisatie van de emissiemarkt vooral tot uiting komt op de obligatiemarkt, terwijl de toegenomen internationale verhandelbaarheid vooral van grote betekenis zou zijn geweest voor de aandelenmarkt. Het behoeft geen betoog dat een internationaal verweven secundaire markt mede de verhandelbaarheid ten goede komt en daardoor het micro-economische liquiditeitsgehalte van het aandeel verhoogt. Voor de onderneming betekent dit dat wellicht gemakkelijker risicodragend vermogen kan worden verkregen dan in geval van een duidelijk geïsoleerde markt met een relatief gering aantal deelnemers.

Er zijn verschillende manieren om de internationale verwevenheid van de aandelenmarkt te onderzoeken. Een eerste benadering is een kwalitatieve, welke bij voorbeeld recentelijk werd beproefd in een publikatie van de Kredietbank (1978). In het desbetreffende artikel wordt beschreven dat het toegenomen aantal noteringen van buitenlandse fondsen op een veertiental nationale effectenbeurzen

* Gaarne betuigen we onze dank aan de heren W. F. Schoevaart van de Amro Bank en J. J. van der Weyden voor hun hulp bij het verzamelen van de gegevens en aan de heer F. J. J. S. van de Gevel voor zijn assistentie bij het „plotten" van Figuur 1. Drs. Huijser en drs. Van Wijk zijn we erkentelijk voor hun commentaar op een eerdere versie van dit artikel.

duidt op een voortschrijdende internationalisering van de verschillende aandelenmarkten. Deze trend is bevorderd door de vereenvoudiging in de vormvereisten voor notering op een aantal effectenbeurzen, alsmede het streven van de Europese Commissie om de verschillende nationale effectenmarkten transparanter te maken.

In de onderhavige studie wordt een meer kwantitatieve benadering gevolgd, waarbij met behulp van een statistische analyse wordt getracht inzicht te verwerven in de onderlinge samenhang. In dit opzicht vertoont onze analyse enige verwantschap met de studies van Pais en Van Dorsser (1963), Pais (1967) en Agmon (1972), waarop aan het slot van dit artikel nog wordt teruggekomen[1]). De probleemstelling is dezelfde als die van een tweetal studies door Fase (1973; 1976) waarin de verwevenheid van de Nederlandse geld- en kapitaalmarkt resp. de samenhang tussen een tiental nationale geldmarkten voorwerp van onderzoek was.

Onze analyse maakt gebruik van gangbare indexcijfers van het koersbeloop in de belangrijkste financiële centra. De beschouwde tijdreeks omvat de weekmiddenkoersen[2]) voor de periode 1971-1976. De beschouwde landen zijn: Nederland, Verenigd Koninkrijk, Verenigde Staten, België, Frankrijk, Japan, Canada, Australië, Zwitserland, West-Duitsland en Italië. Een beschrijving van de gebezigde indexcijfers is vermeld in Bijlage I[3]).

Tot slot vermelden we dat men kan opwerpen dat een analyse van de rendementen relevanter zou zijn dan een analyse van de aandelenkoersen. Hiertegen kan men inbrengen dat het rendement niet alleen wordt bepaald door het dividend, maar ook door koersfluctuaties. Aangezien het dividend veelal weinig variatie vertoont is er weinig op tegen de aandacht vooral op de koers te richten.

De statistische analyse

Om te onderzoeken of de internationale aandelenmarkt al dan niet uiteenvalt in gesegmenteerde nationale deelmarkten hebben we drie methodische paden bewandeld. In volgorde van afnemende aanschouwelijkheid zijn deze: de grafische inspectie, een analyse met principale componenten en de regressiemethode. Omdat halverwege de referentieperiode, en wel in maart 1973, het stelsel van vaste wisselkoersen ten opzichte van de dollar definitief werd verlaten, hebben we - om de invloed van deze beslissing in de beschouwing te betrekken - voor de regressie- en hoofdcomponentenanalyse het onderzoek herhaald door bovendien twee afzonderlijke deelperioden te beschouwen met maart 1973 als scheidslijn.

1. Grafische inspectie

De ervaring leert dat een grafiek een verhelderend en zinvol hulpmiddel kan zijn voor een globale analyse van de gebezigde gegevens alvorens met een meer geavanceerde numerieke analyse te beginnen. Daarom is om te beginnen in Figuur 1 het beloop van de aandelenindices van de beschouwde landen voor de gehele

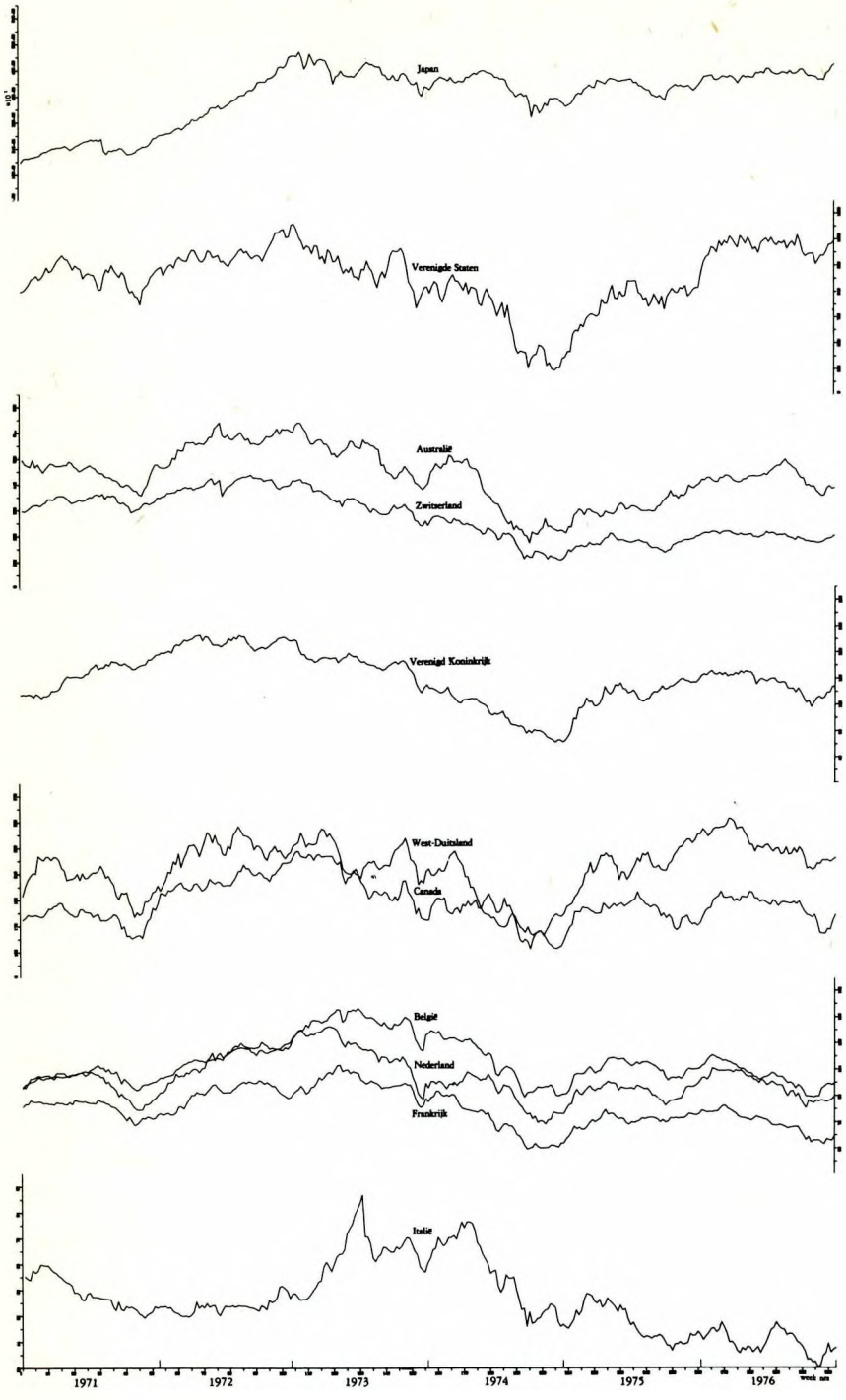
---

[1]) Nadat dit artikel reeds was voltooid maakten prof. dr. H. C. Wytzes en drs. L. J. de Man ons opmerkzaam op de eveneens verwante onderzoekingen door de Generale Bankmaatschappij (1973) en Ripley (1973). Op beide studies komen we in het volgende terug.

[2]) Dit is de notering van woensdag. In de gevallen dat de beurs op woensdag gesloten was, is de notering van de voorafgaande dinsdag gebezigd.

[3]) In het bestek van dit artikel worden de bestaande indexcijfers gebruikt. Dit betekent niet dat in onze opvatting de constructie van alternatieve indices geen mogelijkheden tot verder onderzoek zou bieden. Zie hiervoor b.v. Fase (1976), Feeney en Hester (1967), King (1966) of Wolf (1978).

Figuur 1
Het koersbeloop van 11 aandelenindices, 1971-1976 (weekcijfers)



periode 1971-1976 grafisch weergegeven. De figuur toont aan dat het beloop tussen de landen inderdaad veel overeenkomst vertoont. Dit wordt nader gepreciseerd door de intercorrelaties, welke zijn samengevat in Tabel 1, te bezien. Duidelijk is dat de samenhang wisselt per land: de lage intercorrelaties bij Japan vallen het meest op, maar ook de correlaties bij de Westduitse en Italiaanse beursindices zijn frappant. Het beeld uit Figuur 1 wordt hierdoor enigszins gerelativeerd.

Een interessante vraag is of voor het gemeenschappelijke beloop een verklaring valt te geven. Indien we ons richten op de lange-termijnontwikkeling van *de* aandelenkoersen spelen vooral de mondiale economische verwachtingen een rol van betekenis. Hiervoor kunnen zowel reële als monetaire grootheden worden gebruikt. Als reële indicator van de wereldeconomie zou bij voorbeeld de procentuele mutatie van het voor seizoen gecorrigeerde volume van de wereldinvoer genomen kunnen worden (ontleend aan International Financial Statistics). Dit is een kwartaalcijfer, terwijl de in Figuur 1 uitgebeelde aandelenkoersen weekcijfers zijn. Hoewel dit verschil in periodicering niet geheel zonder belang is, wordt een grafische vergelijking tussen de gebezigde indicator - weergegeven in Figuur 2 (blz. 180) - en het koersbeloop vooral bemoeilijkt doordat dit laatste door een veelheid van curven wordt weergegeven (vgl. Figuur 1). Hetzelfde bezwaar geldt indien we een vergelijking willen maken tussen een monetaire indicator en het koersbeloop. Het ligt daarom voor de hand één tijdreeks te construeren welke representatief is voor het koersbeloop op de verschillende beurzen. De principale componentenanalyse is hiervoor in veel gevallen een nuttig hulpmiddel.

Tabel 1: Correlatiematrix van de 11 aandelenindices (oorspronkelijke cijfers, gehele periode)

	Nederland	*Verenigd Koninkrijk*	*Verenigde Staten*	*België*	*Frankrijk*	*Japan*	*Canada*	*Australië*	*Zwitserland*	*West-Duitsland*	*Italië*
Nederland	1										
Verenigd Koninkrijk	0,72	1									
Verenigde Staten	0,63	0,76	1								
België	0,80	0,47	0,33	1							
Frankrijk	0,89	0,74	0,53	0,84	1						
Japan	0,31	–0,05	0,18	0,48	0,09	1					
Canada	0,81	0,60	0,56	0,88	0,81	0,46	1				
Australië	0,81	0,84	0,78	0,57	0,80	0,06	0,72	1			
Zwitserland	0,74	0,85	0,59	0,47	0,79	–0,27	0,58	0,86	1		
West-Duitsland	0,52	0,58	0,71	0,12	0,34	0,19	0,26	0,50	0,32	1	
Italië	0,43	0,10	–0,06	0,71	0,61	0,03	0,56	0,33	0,37	–0,40	1

2. Principale componentenanalyse

Een principale componentenanalyse is een techniek om het beloop van een groot aantal reeksen samen te vatten in één of enkele reeksen, die principale componenten of hoofdcomponenten genoemd worden. Dit gebeurt op zodanige wijze

dat de eerste hoofdcomponent een zo groot mogelijk deel van de totale variatie beschrijft en elke volgende hoofdcomponent hetzelfde doet voor het nog resterende deel van de variatie. Het is de bedoeling aldus met zo weinig mogelijk hoofdcomponenten het grootste deel van de gemeenschappelijke fluctuaties te beschrijven[4]). De gebruikte gegevens zijn dezelfde als uitgebeeld in Figuur 1. Om te beginnen zijn voor de gehele periode (6 januari 1971 - 29 december 1976) de hoofdcomponenten berekend, waarbij is uitgegaan van de correlatiematrix (d.w.z. de variantie-covariantiematrix van de gestandaardiseerde waarden). In Tabel 2 is het procentuele aandeel van de eerste drie hoofdcomponenten in de totale variatie vermeld. Hieruit blijkt dat de eerste drie hoofdcomponenten te zamen ruim 90% van de totale variatie beschrijven. Voor de beide deelperioden ligt dit percentage iets hoger, zij het dat met name in de eerste deelperiode de eerste hoofdcomponent een aanzienlijk groter deel voor zijn rekening heeft genomen. De belangrijkste gevolgtrekking die we hieraan kunnen verbinden is dat de beschouwde aandelenindices inderdaad een grote mate van onderlinge afhankelijkheid bezitten. Hierbij is in de eerste deelperiode de eerste hoofdcomponent aanzienlijk groter dan in de tweede deelperiode. Deze laatste wordt, zoals bekend, gekarakteriseerd door grote valutaire onzekerheid.

Tabel 2: Procentueel aandeel van de eerste drie hoofdcomponenten in de totale variatie van 11 aandelenindices voor de gehele periode en de beide deelperioden a)

	gehele periode	*eerste deelperiode*	*tweede deelperiode*
eerste hoofdcomponent	58,7	78,9	66,4
tweede hoofdcomponent	18,7	10,7	22,0
derde hoofdcomponent	13,4	4,6	5,2

a) resp. 2 juni 1971 7 februari 1973 en 4 april 1973 - 29 december 1976.

Een interessante vraag is in hoeverre de verschillende hoofdcomponenten benoemd kunnen worden, vooral omdat hun relatieve aandeel nogal wisselt. Vooropgesteld dat het benoemen van hoofdcomponenten een enigszins speculatieve bezigheid is, wagen we niettemin een poging. Een leidraad daarbij vormen de zogenaamde factorladingen die zijn samengevat in Tabel 3. De factorladingen in deze tabel, genoteerd als α_{ij} met j = 1, 2, 3 voor het nummer van de hoofdcomponent, mogen - zoals uiteengezet is in Bijlage II - worden opgevat als de enkelvoudige correlatiecoëfficiënten van de desbetreffende koersindex met de beschouwde hoofdcomponent.

[4]) In Bijlage II wordt een beknopte uiteenzetting gegeven van de techniek van de hoofdcomponentenanalyse, waarnaar de belangstellende lezer zij verwezen.

Tabel 3: De factorladingen van de eerste drie hoofdcomponenten van de aandelenindices

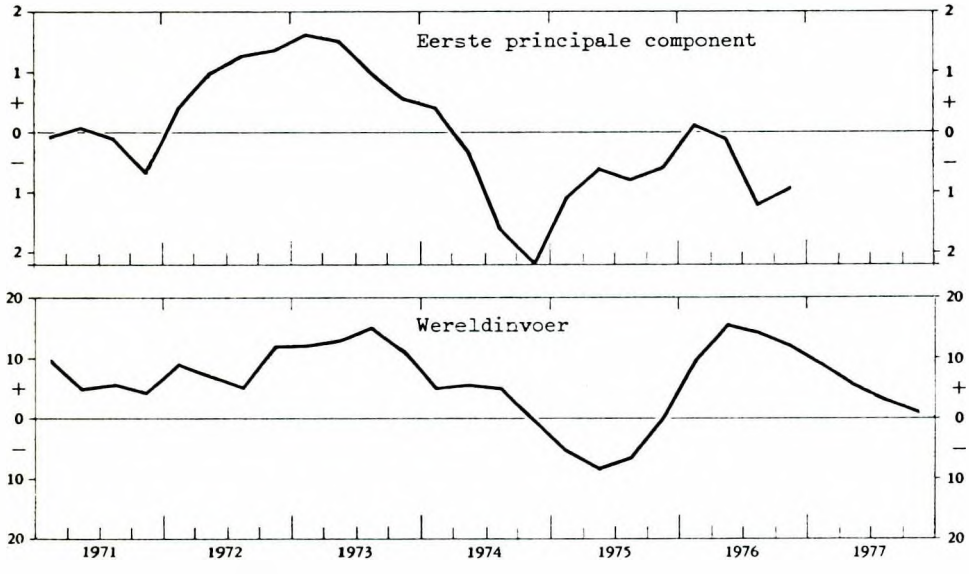
i *aandelenindex*	*gehele periode*			*eerste deelperiode*			*tweede deelperiode*		
	α_{i1}	α_{i2}	α_{i3}	α_{i1}	α_{i2}	α_{i3}	α_{i1}	α_{i2}	α_{i3}
1. Nederland	,94	,05	,11	,97	,14	,14	,93	–,01	–,18
2. Verenigd Koninkrijk	,85	–,37	–,18	,79	–,45	–,31	,88	,35	–,20
3. Verenigde Staten	,74	–,50	,16	,91	,13	–,31	,67	,67	,20
4. België	,80	,53	,21	,96	,14	,07	,89	–,40	–,16
5. Frankrijk	,93	,19	–,15	,89	,01	,40	,94	–,22	–,24
6. Japan	,22	,25	,92	,93	,14	–,16	,73	,40	,45
7. Canada	,87	,30	,22	,96	–,07	–,17	,90	–,24	,05
8. Australië	,92	–,18	–,14	,97	–,09	–,06	,90	,16	,20
9. Zwitserland	,83	–,14	–,49	,94	–,20	,18	,96	–,20	,03
10. West-Duitsland	,50	–,71	,34	,93	–,16	,20	,27	,88	–,33
11. Italië	,45	,80	–,28	,34	,91	–,06	,61	–,76	,11

De tabel laat zien dat voor de eerste hoofdcomponent in de gehele periode vier van de elf factorladingen lager dan 0,75 zijn, waarbij vooral die van Japan met 0,22 bijzonder laag is. Voorts zijn de ladingen voor de Westduitse en Italiaanse noteringen relatief klein. Vatten we de eerste hoofdcomponent op als indicator van het koersbeloop op de internationale aandelenmarkt, dan betekent dit dat vooral de Japanse notering en in geringere mate die in West-Duitsland en Italië, een nogal afwijkend patroon vertonen. Wat de beide laatste landen betreft, valt op dat de factorlading van de tweede hoofdcomponent juist daar het grootst is, zij het met tegengesteld teken. De verleiding is groot de tweede hoofdcomponent in verband te brengen met de wisselkoersontwikkeling, al is dit wel een speculatieve bezigheid. Opvallend is voorts dat Japan als enige een hoge factorlading scoort bij de derde hoofdcomponent, op enige afstand gevolgd door Zwitserland. Betrekken we evenwel de factorladingen voor de beide onderscheiden deelperioden in de beschouwing dan verdwijnt veel van de boven gesignaleerde systematiek. In de eerste deelperiode vertoont alleen Italië nog een lage factorlading voor de eerste hoofdcomponent; in de tweede deelperiode voegt West-Duitsland zich hierbij. Opvallend is wel dat dit telkens gepaard gaat met hoge factorladingen voor de tweede hoofdcomponent. Bij de derde hoofdcomponent dringt zich voor de deelperioden in het geheel geen vermeldenswaard patroon op. Dit resultaat doet vermoeden dat het optreden van vertragingen ten gevolge van de tijdsverschillen op de verschillende beurzen van weinig belang is.

Beschouwen we de eerste hoofdcomponent als index voor het internationale koersbeloop dan wordt het mogelijk nader in te gaan op de vraag met welke indicatoren dit koersbeloop samenhang vertoont. Hiertoe zijn in Figuur 2 zowel kwartaalcijfers van de eerste hoofdcomponent als procentuele mutaties van de seizoenvrije wereldinvoer in beeld gebracht. De figuur suggereert dat het internationale koersbeloop 2 à 3 kwartalen voorloopt op mutaties in de wereldinvoer. Berekening van de enkelvoudige correlatiecoëfficiënten ondersteunt dit vermoeden. Bij een vertraging van de wereldhandel met twee kwartalen bedraagt de cor-

relatiecoëfficiënt 0,64; bij drie kwartalen vertraging is hij 0,53. Een soortgelijk resultaat, zij het met een iets kortere vertraging, wordt verkregen met procentuele mutaties in de industriële produktie van de OESO-landen. Correlatieberekeningen met maandcijfers van de wereldgeldhoeveelheid (ontleend aan IFS; vóór 1974 geen cijfers beschikbaar) brengen geen duidelijke vertragingsstructuur aan het licht. Onvertraagd wordt tussen de eerste hoofdcomponent en de seizoenvrije procentuele mutatie in de wereldgeldhoeveelheid een correlatiecoëfficiënt van 0,42 verkregen; bij één periode vertraging wordt een ongeveer even grote waarde verkregen.

Figuur 2
Eerste principale component en volume van de wereldinvoer (seizoenvrije procentuele mutaties), 1971-1977



Het behoeft geen betoog dat met bovenstaande eenvoudige correlatieberekeningen geen verklaring wordt verschaft van het beloop van *de* aandelenkoersen. Voor zover het echter aannemelijk is dat de ontwikkeling van de conjunctuur vroeg of laat ook zijn neerslag vindt in het koersbeloop ondersteunt het voorgaande de keuze van de eerste hoofdcomponent als koersindex. Thans rest nog de vraag in hoeverre het koersbeloop in Amsterdam wordt bepaald door de koersontwikkeling elders op de wereld. Voor de beantwoording van deze vraag is gebruik gemaakt van regressie-analyse.

3. Regressie-analyse
Geschat is een aantal varianten van de volgende meervoudige regressie-vergelijking:

$$y_t = \sum_{i=1}^{10} \beta_i \, x_{i_t} + \text{constante}$$

met y_t de aandelennotering of een transformatie daarvan in Nederland op tijdstip t; x_{it} de notering of transformatie daarvan in land i (uitgezonderd Nederland) op tijdstip t; β_i de bijbehorende regressiecoëfficiënt.

Om te beginnen is regressie gedaan op de oorspronkelijke indices; de uitkomsten daarvan zijn weergegeven in de eerste drie kolommen van Tabel 4. Voor de gehele periode blijken drie van de tien regressiecoëfficiënten niet significant te zijn; eveneens drie coëfficiënten nemen een aan de verwachting tegengesteld teken aan (Verenigd Koninkrijk, Canada en Australië). Voor Australië is de (negatieve) coëfficiënt niet significant.

De tweedeling met de valutacrisis van maart 1973 als breekpunt brengt een duidelijke verandering in de regressieresultaten teweeg. Het aantal niet-significante coëfficiënten stijgt, terwijl in de tweede deelperiode de helft van de regressiecoëfficiënten het verkeerde teken bezit. De meerderheid hiervan is niet significant. Per saldo zijn alleen de tekens van België, Frankrijk, Japan en West-Duitsland onveranderlijk conform de verwachting; voor de overige landen is het teken negatief, dan wel wisselend. Opvallend is de zeer zwakke invloed van New York op Amsterdam, die weinig afwijkt van de, overigens wel significante, invloed van Tokio op Amsterdam. Deze uitkomsten veranderen niet noemenswaardig wanneer de regressie wordt gedaan met de logaritmen van de oorspronkelijke waarden. We laten deze schattingen hier dan ook onvermeld.

De $\bar{R}^2$ van de drie regressies is hoog en de Durbin-Watson toetsgrootheid wijst op positieve autocorrelatie van de residuen.

Teneinde deze positieve autocorrelatie te reduceren hebben wij de regressievergelijking herschat na transformatie van de variabelen tot eerste verschillen, waarbij wegens de sterk uiteenlopende schaal van de gebezigde aandelenindices een herleiding tot procentuele mutaties heeft plaatsgevonden. (In feite is gerekend met eerste verschillen van de natuurlijke logaritmen van de oorspronkelijke waarden.) De uitkomsten van deze schatting staan vermeld in het tweede drietal kolommen in Tabel 4. Het teken van het Verenigd Koninkrijk is niet langer negatief, in tegenstelling tot het teken van de coëfficiënt van Australië. Opnieuw is de invloed van Wall Street op de Nederlandse aandelenindex insignificant. België en Frankrijk vertonen de verwachte en, met uitzondering van de eerste deelperiode, significante positieve correlatie. Japan heeft, evenals Canada, een duidelijke samenhang met het Damrak. Dit geldt tevens voor West-Duitsland en, in iets mindere mate, voor Zwitserland. De coëfficiënt van Italië is nu in geen der (deel)perioden significant.

Markant is de divergentie tussen de uitkomsten van de eerste deelperiode en de tweede deelperiode. De waarde van de regressiecoëfficiënt en zijn t-waarde is voor België in de tweede deelperiode een veelvoud van de uitkomsten in de eerste deelperiode. Voor West-Duitsland geldt hetzelfde, zij het dat het verschil tussen de deelperioden minder opvallend is. Een verklaring voor dit patroon is wellicht de samenwerking op valutair gebied. Ten opzichte van België en West-Duitsland handhaafde Nederland gedurende de gehele referentieperiode vaste wisselkoersen. Tegenover de US $ was dit alleen in de eerste deelperiode het geval.

Wegens de hoge positieve autocorrelatie van de residuen is zowel de regressie op oorspronkelijke cijfers als op de logaritmen daarvan herschat voor de gehele periode onder de veronderstelling van eerste-orde-autocorrelatie. De uitkomsten van deze gegeneraliseerde kleinste-kwadratenschatting (GLS) voor logaritmen

Tabel 4: Schattingsuitkomsten van verschillende regressievergelijkingen met de Nederlandse algemene aandelenindex als te verklaren variabele (voor de gehele periode en de beide deelperioden)

verklarende variabelen x_i	*oorspronkelijke cijfers*			*procentuele mutaties*			*GLS op logaritmen*
	71/76	*71/73*	*73/76*	*71/76*	*71/73*	*73/76*	*71/76*
Verenigd Koninkrijk	–0,100 (6,1)	–0,118 (4,4)	–0,070 (2,3)	0,094 (3,2)	0,144 (1,7)	0,092 (2,7)	0,094 (3,4)
Verenigde Staten	0,005 (1,0)	0,000 (0,0)	–0,008 (0,9)	0,043 (0,8)	0,113 (0,9)	0,023 (0,3)	0,038 (0,8)
België	0,390 (5,5)	0,540 (5,3)	0,393 (3,7)	0,360 (4,9)	0,135 (0,8)	0,432 (4,7)	0,362 (5,0)
Frankrijk	0,208 (2,8)	0,170 (1,7)	0,229 (1,9)	0,137 (2,4)	0,126 (1,2)	0,150 (2,1)	0,145 (2,6)
Japan	0,004 (6,7)	0,001 (1,4)	0,008 (5,3)	0,094 (2,5)	0,144 (2,2)	0,088 (1,7)	0,094 (2,7)
Canada	–0,077 (2,7)	0,049 (0,9)	–0,071 (1,7)	0,144 (2,0)	0,096 (0,7)	0,145 (1,6)	0,143 (2,1)
Australië	–0,010 (1,4)	0,035 (2,4)	–0,023 (2,6)	–0,107 (2,9)	–0,015 (0,2)	–0,133 (3,0)	–0,097 (2,7)
Zwitserland	0,128 (14,2)	–0,012 (0,4)	0,140 (6,1)	0,083 (1,6)	0,212 (2,2)	0,050 (0,8)	0,102 (2,3)
West-Duitsland	0,200 (9,7)	0,236 (4,7)	0,166 (6,2)	0,220 (4,1)	0,142 (1,7)	0,231 (3,1)	0,208 (4,0)
Italië	0,014 (0,2)	0,358 (2,2)	–0,098 (1,2)	–0,020 (0,6)	0,095 (1,1)	–0,043 (1,0)	–0,017 (0,5)
Constante	–30,970 (7,5)	–45,123 (4,2)	–30,985 (4,3)	–0,005 (0,5)	–0,003 (0,2)	–0,007 (0,6)	–1,058 (2,6)
$\bar{R}^2$	0,94	0,98	0,92	0,45	0,38	0,47	0,51
Durbin-Watson	0,36	1,11	0,38	2,37	2,49	2,30	2,30 $\hat{\rho} = 0{,}94$

Tussen haakjes staan t-waarden; de eerste deelperiode loopt van 2 juni 1971 - 7 februari 1973; de tweede van 4 april 1973 - 29 december 1976; de kritische t-waarde bij een tweezijdige overschrijdingskans van 5% bedraagt ongeveer 1,9.

zijn vermeld in de laatste kolom van Tabel 4. De geschatte waarde van de eerste-orde-autocorrelatiecoëfficiënt $\hat{\rho}$ van 0,94 vormt achteraf een globale rechtvaardiging voor onze schatting met eerste verschillen van logaritmen.

Tot slot resten nog twee interessante vragen. In de eerste plaats kan men zich afvragen of er niet met vertragingen rekening gehouden moet worden. Gelet op het gebruikte materiaal van weekmiddencijfers menen wij van niet. Immers, er is geen reden aan te nemen dat de koersen in Amsterdam met een week vertraging op die van elders zouden reageren. Vertraagde reacties zouden alleen voortvloeien uit het tijdsverschil tussen de beschouwde beurzen. In beginsel is dit op eenvoudige wijze te onderzoeken, door naast de koersen op woensdagen ook de koersen van bij voorbeeld dinsdagen en donderdagen in de beschouwing te betrekken. Gegeven de omvang van het benodigde additionele databestand hebben we van dit experiment afgezien. Hiertoe is des te meer reden omdat we reeds bij onze hoofdcomponentenanalyse weinig aanwijzingen vonden voor de invloed van de tijdsverschillen.

Een tweede verfijning die kan worden aangebracht is de analyse te herhalen met de ANP-CBS-index van internationals als te verklaren variabele. Dit is gedaan voor de gehele periode en de deelperioden. De schattingsuitkomsten voor procentuele mutaties zijn samengebracht in Tabel 5. (blz. 184)
De tabel laat zien dat, indien geschat wordt met de Nederlandse aandelenindex van internationals als te verklaren variabele i.p.v. de algemene index, de uitkomst niet noemenswaard verandert. Zelfs de regressieresultaten ten opzichte van de Verenigde Staten vertonen geen verbetering. Ook hier valt op dat in de tweede deelperiode de regressiecoëfficiënt en bijbehorende t-waarde van de indices van België en West-Duitsland hoger zijn dan in de eerste deelperiode.

Vergelijking met eerder onderzoek

Met onze studie vergelijkbare onderzoekingen werden, voor zover ons bekend, verricht door Pais en Van Dorsser (1963), Pais (1967), Agmon (1972), de Generale Bankmaatschappij (1973) en Ripley (1973). In hun analyse van de weekmiddenkoersen te New York en Amsterdam in 1962 constateren Pais en Van Dorsser op basis van een enkelvoudige regressie-analyse, dat een koerswijziging in New York (Dow Jones) van één punt gepaard gaat met een verandering in de ANP-CBS-index (algemeen) van ongeveer 2/3 punt. Voor de deelgroep internationals werd een aanzienlijk sterkere samenhang gevonden. Zij menen dan ook dat de koersfluctuaties op het Damrak dikwijls herleid kunnen worden tot reacties op de stemming in Wall Street.

In een artikel uit 1967 breidt Pais de eerdere analyse uit door voor 1966 naast Wall Street ook de koersontwikkeling op een aantal belangrijke Europese aandelenmarkten in de beschouwing te betrekken. Het betreft hier de aandelenmarkten van België, Frankrijk, Zwitserland, Engeland en West-Duitsland. Naast de algemene ANP-CBS-aandelenindex worden eveneens indices voor deelgroepen als internationals, handel, industrie e.d. geanalyseerd. Pais vindt een belangrijke en significante invloed van de Amerikaanse koers op de koersvorming op het Damrak, vooral met betrekking tot de zgn. internationals. Daarnaast wordt ook een significante samenhang gevonden met de beurs van Engeland en West-Duitsland.

Ook Agmon bedient zich in zijn analyse van de regressietechniek, waarbij hij met maandultimocijfers onderzoekt in hoeverre koersfluctuaties in Wall Street in de periode 1961-1966 het koersbeloop in het Verenigd Koninkrijk, West-Duitsland en Japan verklaren. Hij vindt dat het koersbeloop in Duitsland zeer nauw met

Tabel 5: Schattingsuitkomsten met de Nederlandse aandelenindex van internationals als te verklaren variabele (voor de gehele periode en de beide deelperioden)

Verklarende variabele x_t	*Procentuele mutaties*		
	71/76	*71/73*	*73/76*
Verenigd Koninkrijk	0,135 (4,0)	0,292 (3,2)	0,116 (3,0)
Verenigde Staten	0,043 (0,7)	0,115 (0,9)	–0,000 (0,0)
België	0,377 (4,4)	0,113 (0,7)	0,464 (4,4)
Frankrijk	0,131 (2,0)	0,004 (0,0)	0,174 (2,0)
Japan	0,106 (2,4)	0,165 (2,3)	0,122 (2,1)
Canada	0,112 (1,4)	0,015 (0,1)	0,148 (1,4)
Australië	–0,097 (2,3)	0,010 (0,1)	–0,125 (2,5)
Zwitserland	0,116 (2,0)	0,237 (2,3)	0,083 (1,1)
West-Duitsland	0,234 (3,8)	0,193 (2,1)	0,238 (2,8)
Italië	–0,044 (1,1)	0,107 (1,2)	–0,081 (1,7)
Constante	–0,008 (0,7)	–0,022 (1,2)	–0,005 (0,3)
$\bar{R}^2$	0,41	0,39	0,44
Durbin-Watson	2,41	2,49	2,33

Tussen haakjes staan t-waarden; de eerste deelperiode loopt van 2 juni 1971 - 7 februari 1973; de tweede van 4 april 1973 - 29 december 1976; de kritische t-waarde bij een tweezijdige overschrijdingskans van 5% bedraagt ongeveer 1,9.

dat in de Verenigde Staten samenhangt, terwijl met betrekking tot het Verenigd Koninkrijk en Japan een iets zwakkere samenhang blijkt te bestaan. Agmon concludeert dat de hypothese dat voor de onderzochte landen de aandelenmarkt één internationale markt vormt, in redelijke mate steun vindt bij zijn empirische bevindingen. Hierbij dient wel bedacht te worden dat Agmon's analyse, evenals die van Pais en Van Dorsser en van Pais, betrekking heeft op (een deel van) de jaren

zestig toen er, anders dan in de jaren zeventig, een grote mate van valutarust heerste.

In een vermoedelijk uit 1973 stammende studie van de Generale Bankmaatschappij wordt onder meer een hoofdcomponentenanalyse verricht op de aandelenkoersen in een achttal landen. De analyse heeft betrekking op procentuele mutaties van de maandcijfers van de koersen over de periode 1958-1971. De eerste hoofdcomponent verklaart ongeveer 40%, terwijl de tweede hoofdcomponent zo'n 14% voor zijn rekening neemt. Deze percentages liggen lager dan in onze studie, hetgeen onder andere een gevolg is van het feit dat men, anders dan in ons onderzoek, niet met de oorspronkelijke waarden van de koersen heeft gerekend. Deze werkwijze wordt niet nader toegelicht, evenmin als een terloops toegepaste correctie voor wisselkoersverschillen. De grafiek van het koersbeloop suggereert overigens geen trend en daarmee vervalt een argument voor de analyse met procentuele mutaties van de aandelenkoersen. De studie stelt vast dat er duidelijk een internationale beursfactor valt aan te wijzen en poogt met behulp daarvan het koersbeloop in Brussel te verklaren.

Ripley voert een factoranalyse uit op maandkoersen van 19 landen over de periode 1960-1970. Bij haar analyse van de procentuele mutaties in de koers vindt zij dat de eerste factor bijna 50% van de variatie voor zijn rekening neemt. Wegens het, ook naar onze mening, principiële verschil tussen de hoofdcomponenten- en de factoranalyse, is adequate vertaling van Ripley's resultaat in termen van onze analyse lastig. Dit verschil tussen beide methoden is dat de hoofdcomponentenanalyse zich primair richt op de gemeenschappelijke delen in de variantie, terwijl de factoranalyse veel meer op de covariantie en correlatie is georiënteerd (zie Lawley en Maxwell, 1971).

Onze impliciete opvatting dat bij weekmiddencijfers mag worden aangenomen dat de aandelenkoersen in de tijd ongecorreleerd zijn (random walk hypothese) vindt steun in een studie van Solnik (1973). Solnik toetst de random walk hypothese voor acht Europese aandelenmarkten die, met uitzondering van Zweden, mede begrepen zijn in ons onderzoek.

Slotopmerkingen en conclusies

Het voorgaande bevat een statistische analyse van de samenhang tussen aandelenindices van 11 landen. Deze analyse draagt een beschrijvend karakter en is geen poging het beloop van de aandelenkoersen te verklaren uit marktomstandigheden. De onderhavige analyse is verricht in het besef dat op grond van empirisch economisch onderzoek zelden beslissende conclusies kunnen worden getrokken ten gunste van de ene theorie en tegen de andere theorie, eenvoudig omdat keiharde toetsingscriteria ontbreken. Dit betekent niet dat elk empirisch onderzoek per se onbeslist eindigt. Immers, ook hier zijn de woorden van De Groot (1971), dat de verrassende wending in de wetenschappelijke praktijk spontaan wordt genomen, van toepassing. De verlangde beslissing wordt - om nogmaals met De Groot te spreken - gedelegeerd aan het forum van de wetenschap, waarbinnen een grote mate van eensgezindheid heerst over de spelregels.

Wij menen dat uit het hier gerapporteerde onderzoek de volgende conclusies mogen worden getrokken.

1. De grafische verkenning en de principale componentenanalyse laten zien dat er inderdaad een duidelijke samenhang bestaat tussen het koersbeloop op de verschillende aandelenmarkten. Deze samenhang laat zich met behulp van de hoofdcomponententechniek kwantificeren. Het feit dat de eerste hoofdcomponent 60 à 80% (afhankelijk van de referentieperiode) van de totale variatie beschrijft, rechtvaardigt wellicht deze op te vatten als een index voor het mondiale beursklimaat.

2. De resultaten van de regressie-analyse maken duidelijk dat Wall Street in de beschouwde perioden niet domineert in de beschrijving van het koersbeloop op het Damrak. Dit geldt zowel voor de algemene index van Nederlandse aandelen als voor de aandelenindex van internationals. Deze bevinding weerspreekt derhalve de, bij voorbeeld onder financiële journalisten, wijd verbreide opvatting dat de Amsterdamse effectenbeurs *systematisch,* maar met vertraging, reageert op het gebeuren in Wall Street. Evenmin bevestigt dit resultaat de conclusie van eerdere Nederlandse studies dat de stemming in Wall Street bepalend is voor het koersbeloop op het Damrak.

3. De uitkomsten van zowel de hoofdcomponentenanalyse als de regressie-analyse geven geen steun aan de hypothese van één internationale aandelenmarkt. De onderscheiden nationale markten zijn vermoedelijk nog steeds enigermate gesegmenteerd, het streven naar internationalisering ten spijt.

4. De resultaten voor de deelperioden vertonen duidelijk verschillen en vormen een aanwijzing voor het vermoeden dat de gevonden samenhang wisselt met de tijdsomstandigheden. Zo is de coëfficiënt en de significantie daarvan van de Amerikaanse index in de periode van vaste wisselkoersen groter dan daarna. Voor de indices van België en West-Duitsland geldt precies het omgekeerde. Vermoedelijk speelt hier het Europese valuta-arrangement (de slang) een rol van betekenis. Ons vermoeden dat de samenhang tussen de indices wisselt met de beschouwde periode vindt steun bij de uitkomsten van een aantal andere studies, die zowel naar referentieperiode als naar uitkomst afwijken van ons onderzoek.

BIJLAGE I: GEBEZIGDE BEURSINDICES

Nederland	:	ANP-CBS-index „Algemeen" en „Internationals" uit het „Financieele Dagblad" (1970 = 100)
Verenigd Koninkrijk	:	„All Share Index" uit de „Financial Times"
Verenigde Staten	:	Dow-Jones index „Industrie" uit het „Financieele Dagblad"
België	:	„General Share Index" uit de „Financial Times" (1958 = 100)
Frankrijk	:	CAC „Indice Général" uit de „Agence Economique Financière" (ultimo 1961 = 100)
Japan	:	„Industrial Shares Index" uit de „Financial Times"
Canada	:	„Industrial Shares Index" uit de „Financial Times"
Australië	:	„All Ordinary Index" uit de „Financial Times"
Zwitserland	:	Index „Industrie" van de Swiss Bank Corporation. Afkomstig uit de „Financial Times" (ultimo 1958 = 100)
West-Duitsland	:	Index „Algemeen" uit de „Frankfurter Allgemeine Zeitung" (1958 = 100)
Italië	:	Index „Algemeen" uit „Il Sole 24 ore" (1938 = 100)

m a b blz. 186