

Drs. A. B. Dorsman en Drs. J. van der Hilst***

De bèta's van 52 fondsen op de Amsterdamse Effectenbeurs

1. Inleiding

In de moderne financieringstheorie neemt het Capital Asset Pricing Model, hierna genoemd het CAPM, een belangrijke plaats in. In deze theorie wordt een verband gelegd tussen het verwachte rendement op een belegging (bijvoorbeeld op een belegging in een aandeel) en het risico op deze belegging. Ten aanzien van het risico geldt dat niet het gehele risico van belang is. Het risico is te splitsen in twee componenten, te weten het systematische risico en het niet-systematische risico. In het CAPM wordt verondersteld dat alleen voor het systematische risico een vergoeding wordt gegeven. Een maatstaf voor het systematische risico is de zogenaamde bèta. De bèta van een fonds is gedefinieerd als de covariantie van het rendement van dit fonds met het rendement van de gehele markt gedeeld door de variantie van het marktrendement. Dit betekent dat de bèta de samenhang weergeeft die bestaat tussen de rendementsontwikkeling van de totale markt en die van het desbetreffende fonds. Een bèta van bijvoorbeeld twee wil in dit verband zeggen dat als het verwachte rendement van de markt met $x\%$ stijgt of daalt, het verwachte rendement op een belegging in het desbetreffende fonds met tweemaal $x\%$ stijgt respectievelijk daalt. Het verwachte rendement van een fonds zal in de evenwichtssituatie tevens het minimaal geëiste rendement zijn. Het is dus langs deze weg mogelijk om het minimaal geëiste rendement van de eigen vermogenverschaffers te bepalen.

Om fondsbèta's te schatten maken wij gebruik van het verleden. Indien nu de bèta stationair is, dat wil zeggen onafhankelijk van de beschouwde periode, kan deze bèta gebruikt worden bij het voorspellen. In dit onderzoek worden daarom bèta's gepubliceerd die berekend zijn over verschillende jaren. Het is dan mogelijk om na te gaan in hoeverre er sprake is van stationariteit.

Een andere eis die aan de bèta wordt opgelegd is dat deze parameter stabiel moet zijn. Hieronder wordt verstaan dat de bèta onafhankelijk is van het gebruikte interval (dag of week). In Dorsman en Van der Hilst (1984a) wordt op deze laatste eis nader ingegaan. Wel zijn in de appendix fondsbèta's opgenomen die op daggegevens zijn gebaseerd.

* *Wetenschappelijk medewerker bij de leerstoelgroep Financiering in de faculteit der Economische Wetenschappen van de Universiteit van Amsterdam.*

** *Wetenschappelijk medewerker bij de vakgroep Ondernemingsfinanciering van de Katholieke Hogeschool Tilburg.*

Een afgeleide van het CAPM is het marktmodel. Dit model luidt:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Hier is r_{it} het rendement van fonds i over periode t ;
 r_{mt} het rendement van de marktportefeuille over periode t ;
 ε_{it} de storingsterm van fonds i over periode t ;
 α_i en β_i parameters.

In vergelijking (1) is het rendement van fonds i over periode t de te verklaren variabele en is het rendement van de marktportefeuille over periode t de verklarende variabele.

Op analoge wijze kan een relatie worden beschreven tussen het rendement op een portefeuille p , r_p , en het rendement op de marktportefeuille.

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{mt} + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

met
$$\alpha_p = \sum_{i=1}^N w_i \alpha_i \text{ en } \beta_p = \sum_{i=1}^N w_i \beta_i$$

Hier is N het aantal in portefeuille p opgenomen fondsen;
 w_i de fractie van het vermogen die aan het begin van periode t in fonds i is belegd.

Wanneer β_i constant is dan geldt voor het risico, gemeten door middel van de variantie:

$$\text{var } r_{it} = \beta_i^2 \text{ var } r_{mt} + \text{var } \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Het risico kan blijkbaar worden gesplitst in $\beta_i^2 \text{ var } r_{mt}$, het systematische risico en $\text{var } \varepsilon_{it}$, het niet-systematische risico.

Elgers & Murray (1982, blz. 359-360) merken op dat in de theorie de marktportefeuille alle risicodragende beleggingsobjecten gewogen naar hun marktwaarde omvat. Foster (1978, blz. 43) trekt hieruit de conclusie dat de naar beurswaarde gewogen indices de voorkeur verdienen boven de ongewogen indices. Elgers & Murray stellen echter dat de totale waarde en de samenstelling van de 'echte' marktportefeuille niet bekend is, zodat er geen voorkeur voor een ongewogen of voor een naar beurswaarde gewogen 'proxy' a priori kan worden uitgesproken.

Voor de Amsterdamse Effectenbeurs zijn twee indices ontwikkeld, te weten de ANP-CBS beursindex en de beurswaarde-index. De ANP-CBS beursindex bevat 52 Nederlandse fondsen, die in zes groepen zijn onderverdeeld. Deze groepen zijn: Internationals, Industrie, Scheep- en Luchtvaart, Bankwezen, Verzekeringswezen en Handel en Diversen. Per groep wordt het ongewogen gemiddelde van de koersen bepaald en uitgedrukt in procenten van het corresponderende jaargemiddelde van het basisjaar (1970). De ANP-CBS beursindex wordt verkregen door het gewogen gemiddelde van de zes groe-

pen te nemen. De wegingscoëfficiënten zijn ontleend aan de reële omzetten ter beurze van alle in de index opgenomen fondsen uit het basisjaar. Voor lange termijn analyse is de ANP-CBS beursindex niet geschikt. Als nadeel kan onder andere de methode van weging worden genoemd. Voorts kan in de loop der tijd de verhouding tussen de reële omzetten van de groepen onderling veranderen, zodat het gebruik van de reële omzetten uit 1970 bij de berekening van de ANP-CBS beursindex kan leiden tot een onjuiste beeldvorming over het koersgedrag op de Amsterdamse Effectenbeurs.

De tweede index is de beurswaarde-index. De beurswaarde-index bevat *alle* fondsen waarvan de aandelen op de courante markt van de Amsterdamse Effectenbeurs zijn genoteerd. Deze index is in zes groepen onderverdeeld. De groepsindeling wijkt af van die van de ANP-CBS beursindex. De beurswaarde-index is een indicator voor de ontwikkeling van de totale beurswaarde van alle courante fondsen op de Amsterdamse Effectenbeurs. Een nadeel van de beurswaarde-index is onder andere dat met de opbrengsten van dividenden en claims geen rekening wordt gehouden. Voor een uitgebreidere bespreking van de ANP-CBS beursindex en de beurswaarde-index verwijzen wij naar Dorsman & Van der Hilst (1984).

In deze studie zal een nieuwe index, de TAM, worden gebruikt. Deze nieuwe index is uit theoretisch oogpunt beter dan de reeds bestaande indices op de Amsterdamse Effectenbeurs. De TAM wordt naar beurswaarde gewogen samengesteld en met de opbrengsten van dividenden en claims wordt volledig rekening gehouden. Het doel van deze studie is te onderzoeken of de fondsbèta's uit formule (1), waarbij de TAM de functie van de marktpor-
tefeuille vervult, stationair zijn.

2. Data en indeling van het bezoek

In dit onderzoek zijn de dagelijkse slotkoersen en weekkoersen van de 52 in de ANP CBS beursindex van donderdag genomen¹. De beschouwde periode loopt van januari 1975 tot en met december 1981. De daggegevens waren slechts voor de periode januari 1979 tot en met december 1981 beschikbaar. De rendementen worden in dit onderzoek als volgt gedefinieerd:

$$r_{it} = \ln(P_{it} + D_{it}) - \ln(P_{i,t-1}) \quad (4)$$

Hier is P_{it} de koers van aandeel i aan het eind van periode t , gecorrigeerd voor bonusuitkeringen, stockdividenden, split-ups, etc.;

$P_{i,t-1}$ de koers van aandeel i aan het eind van periode $t-1$;

D_{it} het contante dividend dat op aandeel i in periode t is ontvangen;

r_{it} het rendement van aandeel i over periode t .

Voor een rechtvaardiging van het gebruik van de eerste verschillen van de logaritmen van de koersen volstaan wij hier met te verwijzen naar Fama (1965, blz. 45-46) en Granger en Morgenstern (1970, blz. 107-108).

Voor het schatten van de fondsbèta is het noodzakelijk dat over een goede marktindex beschikt wordt. Zoals in de inleiding al is opgemerkt kunnen de ANP-CBS beursindex en de beurswaarde-index voor een onderzoek als het onderhavige niet worden gebruikt. De in dit onderzoek gebruikte marktindex wordt beschreven in par. 3. Met behulp van deze index worden de bèta's geschat. Deze bèta's worden in par. 4 gepresenteerd. In navolging van Sharpe & Cooper (1972) worden de fondsen in 10 risicoklassen ingedeeld. Risicoklasse 1 bevat de fondsen met de laagste fondsbèta's en risicoklasse 10 de fondsen met de hoogste fondsbèta's. De veranderingen in de risicoklassen worden in par. 5 onderzocht. Dit artikel wordt afgesloten met par. 6 waarin een samenvatting en enkele conclusies waartoe ons onderzoek heeft geleid zijn opgenomen.

3. De marktindex

In een eerder artikel, Dorsman en Van der Hilst (1984), hebben wij een nieuwe index voor de Amsterdamse Effectenbeurs beschreven. Deze index werd aangeduid met de Tilburg-Amsterdam Marktindex, hierna genoemd TAM. De fondsen die in de TAM zijn opgenomen zijn dezelfde als waaruit de ANP-CBS beursindex bestaat. Bij de berekening van de TAM wordt met dividenden en andere rechten die verkregen worden uit het bezit van de desbetreffende aandelen rekening gehouden. Naast de TAM is ook een ongewogen index, de TAM-O onderscheiden. In de TAM-O zijn de fondsen ongewogen opgenomen.

De TAM wordt nu als volgt gedefinieerd:

$$TAM(t) = \left(1 + \sum_{i=1}^{52} w_{it} r_{it}\right) TAM(t-1) \quad (5)$$

met $TAM(0) = 100$.

Hier is	$TAM(t)$	de waarde van de TAM aan het eind van periode t ;
	$TAM(t-1)$	de waarde van de TAM aan het eind van periode $t-1$;
	r_{it}	het rendement van fonds i over periode t ;
	w_{it}	de fractie die de beurswaarde van fonds i uitmaakt van de totale beurswaarde van alle in de TAM opgenomen fondsen aan het eind van periode $t-1$.

Op analoge wijze geldt voor de TAM-O

$$TAM-O(t) = \left(1 + \frac{1}{M} \sum_{i=1}^{52} r_{it}\right) TAM-O(t-1) \quad (6)$$

De beurswaarde van de in de TAM voorkomende fondsen was op 1-1-1975 74% en op 31-12-1981 76% van de totale beurswaarde van alle courante fondsen, die op de Amsterdamse Effectenbeurs verhandeld werden. Wanneer beleggingsmaatschappijen buiten beschouwing worden gelaten, nemen deze percentages toe tot 88 respectievelijk 92.

Over de periode 1975-1981 geeft de TAM een andere ontwikkeling te zien dan de ANP-CBS beursindex. Het jaarlijks gemiddelde rendement op de TAM (berekend op basis van weekgegevens) is over de beschouwde periode +13,3%, terwijl dit percentage voor de ANP-CBS beursindex slechts 1,0 is. In tegenstelling tot deze twee indices geeft de TAM-O over de beschouwde periode een negatieve ontwikkeling aan. Het jaarlijks gemiddelde rendement op de TAM-O is -1,0%. De verschillende indices geven over 1975-1981 een totaal verschillende koersontwikkeling aan. Ook de correlatie-coëfficiënten tussen de indices zijn erg laag. Zo was over de beschouwde periode de correlatie-coëfficiënt voor de TAM en de ANP-CBS beursindex slechts 0,165.

4. De bèta's

Voor weekgegevens zijn in tabel 1 zowel voor de totale periode als voor de afzonderlijke jaren de geschatte fondsbèta's opgenomen van de 52 in de TAM voorkomende fondsen. Deze geschatte bèta's zijn berekend door uit te gaan van vergelijking (1), waarbij de TAM als marktportefeuille werd beschouwd. In tabel 1 zijn de fondsen in groepen ingedeeld. De gehanteerde indeling is dezelfde als die van het ANP-CBS beursindex. De bèta's die voor de groepen zijn berekend zijn de ongewogen gemiddelden van de bèta's van de fondsen uit de desbetreffende groepen.

Uit tabel 1 blijkt dat voor de afzonderlijke jaren 1975, 1976, . . . , 1981 zeven keer een negatieve bèta voorkwam, te weten in 1977 voor Gamma, in 1980 voor Twentsche Kabel en in 1981 voor Desseaux, HBG, KBB, Pont en Wyers. Dit betekent dat 1,9% (7/520) van de geschatte jaarlijkse fondsbèta's voor weekgegevens negatief zijn. Dit komt overeen met de resultaten van Levy (1971, tabel 1). Deze auteur vond voor de NYSE voor 1,7% (83/5000) van de geschatte fondsbèta's een negatieve waarde. Altman, Jacquillat & Lévassieur (1974) vonden voor de Franse aandelenmarkt bij 7,7% (194/2528) van de geschatte bèta's een waarde kleiner dan nul.

Bezien wij voor de afzonderlijke jaren de groepsbèta's, dan blijken deze in te liggen tussen 0,15 (voor de groep Verzekeringswezen in 1981) en 1,33 (voor de groep Scheep- en Luchtvaart in 1978). Opvallend zijn de lage waarden van de fonds- en groepsbèta's die voor 1981 worden gevonden. Een mogelijke verklaring hiervoor zou de nawerking van de tweede oliecrisis in 1979 kunnen zijn.

TABEL 1 De fondsbèta's, gebaseerd op weekbasis, van 52 fondsen, berekend voor de periode 1975-1981 en voor de afzonderlijke jaren.

<i>fonds</i>	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1975-1981
<i>Internationals</i>	1,05	1,18	1,15	1,24	0,99	0,85	0,68	0,97
Akzo	1,33	1,39	1,43	1,71	0,97*	0,85	0,10	1,01
Hoogovens	0,84	1,16	1,06	1,46	1,01	0,76	0,47	0,87
Kon. Olie	1,34	1,11*	1,08	1,09	1,24	1,32	1,59*	1,31
Philips	0,94	1,21	1,42	1,19	0,75	0,65	0,58	0,88
Unilever	0,81	1,01	0,77	0,75	0,97	0,67	0,66	0,80

<i>fonds</i>	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1975-1981
<i>Scheep- en Luchtvaart</i>	0,67	0,82	0,75	1,33	0,74	0,57	0,59	0,71
Nedlloyd	0,69	0,42	0,51	0,80	0,87	0,33	0,43	0,53
van Ommeren	0,57	0,64	0,77	1,66	0,26*	0,79	0,48	0,66
KLM	0,76	1,41	0,96	1,52	1,09	0,59	0,87	0,94
<i>Bankwezen</i>	0,81	0,60	0,46	0,48	0,54	0,50	0,22	0,52
ABN	0,61	0,70	0,40	0,50	0,52	0,70	0,22	0,55
Amro	1,00	0,47*	0,58	0,69	0,70	0,45	0,25	0,60
NMB	0,83	0,63	0,40	0,24	0,72	0,54	0,23	0,56
Slavenburg	0,46	0,46	0,12	0,64	0,22	0,31	0,16	0,36
<i>Verzekeringswezen</i>	0,44	0,58	0,69	0,94	0,72	0,57	0,15	0,51
Amev	0,58	0,73	0,77	1,06	0,99	0,90	0,02*	0,64
Amfas	0,18	0,46	0,75	1,24	0,59*	0,36	0,37	0,44
Ennia	0,21	0,48	0,49	0,63	0,65	0,44	0,07*	0,36
Nat. Nederlanden	0,79	0,63	0,76	0,81	0,64	0,58	0,14	0,60
<i>Industrie</i>	0,71	0,79	0,82	1,00	0,85	0,58	0,33	0,66
ACF	0,31	0,51	0,50	1,01	0,47	0,81	0,33	0,53
van Berkel	0,74	0,67	0,12	0,99	0,55	0,97	1,11	0,80
Bols	0,75	0,75	2,13	1,04*	0,68	0,55	0,60	0,76
BosKalis	0,80	0,55	0,52	0,99	0,74	0,85	0,14*	0,65
Bredero V.B.	1,07	0,68	0,79	1,06	0,65	1,19	0,43*	0,85
Bührmann-T.	0,62	0,40	0,62	0,79	0,42	0,71	0,36	0,55
Caland Holdings	0,51	0,60	1,15	0,73	1,41	0,53	0,23	0,59
Desseaux	0,84	0,80	1,15	0,61	0,08	0,07	-0,19	0,44
Fokker	0,82	0,57	0,54	0,45	0,76	0,27	0,50	0,58
Gamma	0,29	0,86	-0,16	1,04	0,85	0,45	0,29	0,49
Gist Brocades	0,78	0,87	1,21	0,87	1,56	0,97	0,31	0,84
Heineken	0,92	0,88	1,04	0,99	0,96	0,58	0,32	0,76
Holec	0,92	0,97	0,87	1,46	1,98	0,65*	0,13	0,84
HBG	0,80	0,48	0,98	0,72	0,76	0,26	-0,05	0,49
KNP	0,82	1,19	0,69	1,06	1,06	0,43	0,23	0,64
Meneba	0,73	0,77	0,30	1,85*	0,51*	0,51	0,11	0,62
Naarden	1,20	1,34	1,49	1,34	1,66	0,36	0,66	1,01
Nijverdal t. Cate	0,42	0,90	1,13	1,61	0,78	0,41	0,06	0,56
Nutricia	0,33	0,60	0,69	0,91	0,43	1,00	0,38	0,59
Océ v. d. Grinten	1,01	0,66	0,71	0,87	0,88	0,77	0,04	0,69
RSV	0,72	1,24	1,08	1,16	0,84	0,82	0,63	0,87
Twentsche Kabel	0,49	0,93	0,16*	0,17	0,17	-0,05	0,20	0,33
VMF	0,59	0,97	1,01	1,96	1,52	0,47	0,73	0,85
Wessanen	0,56	0,81	0,95	0,34	0,72	0,39	0,42	0,56
<i>Handel en Diversen</i>	0,69	0,68	0,72	0,95	0,81	0,63	0,17	0,61
Ahold	0,93	0,77	0,79	0,97	0,65	0,30	0,20	0,63
Ceteco	0,78	0,54	0,68	0,80	0,59	0,74	0,46	0,64
Deli	0,51	0,29	0,23	0,84	0,35	0,42	0,56	0,45
Hagemeyer	1,13	0,82	0,34	0,96	2,11	0,79	0,44	0,89
Int. Muller	0,68	1,07	1,13	0,83	1,23	0,82	0,25	0,75
Kluwer	0,57	0,43	0,48	1,10	1,16	0,42*	0,02	0,49
KBB	0,71	0,47	0,61	0,80	0,51	0,82	-0,53	0,47
Ogem	0,63	0,91	1,04	1,06	0,19	0,74	0,72	0,73
Pakhoed	0,61	0,90	1,80	2,06	1,56	0,76	0,80	0,96
Pont	0,63	0,48	0,42	0,50	0,46	0,10	-0,27	0,30
VNU	0,70	0,81	0,75	0,92	0,82	0,53	0,40	0,66
Wyers	0,38	0,61	0,31	0,51	0,14	1,10	-1,05	0,29

* Betekent dat de desbetreffende fondsbèta significant (bij een onbetrouwbaarheid van 5%) verschillend is van de fondsbèta uit het voorafgaande jaar.

Voor de totale periode varieert de fondsbèta tussen nauwere grenzen dan voor de afzonderlijke jaren. De laagste waarde wordt gevonden voor Wyers, 0,29, en de hoogste waarde voor Kon. Olie, 1,31. Ook de groepsbèta's nemen voor de totale periode minder extreme waarden aan dan voor de afzonderlijke jaren. De kleinste waarde van de groepsbèta's voor de totale periode wordt gevonden bij de groep Verzekeringswezen, 0,51, en de grootste waarde bij de groep Internationals, 0,97.

De fondsbèta's die gebaseerd zijn op daggegevens zijn opgenomen in de appendix. Er waren alleen voor de periode 1979-1981 daggegevens beschikbaar. Voor daggegevens waren, op twee uitzonderingen (1,3%) na, alle geschatte fondsbèta's positief. Deze uitzonderingen betroffen in beide gevallen het fonds Twentsche Kabel. Voor dit fonds was de geschatte bèta voor 1979 -0,10 en voor 1981 -0,00. Voor daggegevens variëren de groepsbèta's tussen 0,23 (voor de groep Verzekeringswezen in 1981) en 1,16 (voor de groep Internationals in 1979). Evenals voor weekgegevens blijkt voor daggegevens dat over het algemeen de fonds- en groepsbèta's voor 1981 lager zijn dan voor de andere jaren. Voor daggegevens zijn de verschillen echter niet zo extreem als voor weekgegevens.

De door ons gevonden schattingen van de fondsbèta's verschillen per fonds en per jaar. In tabel 2 is voor weekgegevens per jaar een frequentieverdeling van de fondsbèta's gegeven. Hiertoe zijn de fondsbèta's naar opklimmende waarde gerangschikt. Zo wordt voor periode t de laagste waarde van de fondsbèta's met β_t^1 en de hoogste waarde van de fondsbèta's met β_t^{52} aangegeven. Uit tabel 2 blijkt dat de geschatte fondsbèta's variëren van -1,05 (voor Wyers in 1981) tot 2,13 (voor Bols in 1977). In de tweede kolom van tabel 2 is per jaar het rekenkundige gemiddelde van de geschatte fondsbèta's gegeven. Evenals uit tabel 1 blijkt ook hier dat voor 1981 de geschatte fondsbèta's over het algemeen veel lager zijn dan voor de andere jaren. De mediaan, dit is het rekenkundige gemiddelde van β_t^{26} en β_t^{27} , neemt in 1981 de kleinste waarde aan (0,315) en in 1978 de grootste waarde (0,965). Bezien wij alle voor de afzonderlijke jaren geschatte fondsbèta's dan is het gemiddelde 0,72 en de mediaan 0,69. Levy (1971) vond voor de NYSE voor de jaren 1961 tot en met 1970 een hogere mediaan, te weten 0,976. Dit verschil kan verklaard worden door de hoge waarden van bèta voor Kon. Olie, die voor de afzonderlijke jaren 1975, 1976, . . . , 1981 gevonden zijn. De fondsbèta voor Kon. Olie was voor die jaren respectievelijk 1,34, 1,11, 1,08, 1,09, 1,25, 1,32 en 1,59. Door de hoge beurswaarde van Kon. Olie is het gewogen gemiddelde van de overige fondsbèta's kleiner dan één. De mediaan die Altman, Jacquillat en Lévassieur (1974) voor de Franse aandelenmarkt voor de periode 1964-1971 vonden, 0,70, komt zeer goed overeen met de door ons gevonden waarde.

TABEL 2 Een frequentieverdeling van de geschatte fondsbèta's, gebaseerd op weekgegevens voor de totale periode en voor de afzonderlijke jaren.

<i>periode</i>	<i>gemiddelde jaarbèta</i>	β_t^1	β_t^{11}	β_t^{11}	β_t^{16}	β_t^{27}	β_t^{32}	β_t^{42}	β_t^{52}
1975-1981	0,66	0,29	0,49	0,59	0,63	0,64	0,66	0,85	1,31
1975	0,72	0,18	0,51	0,63	0,72	0,73	0,78	0,92	1,34
1976	0,77	0,29	0,48	0,64	0,73	0,75	0,81	0,97	1,41
1977	0,79	-0,16	0,42	0,68	0,75	0,76	0,79	1,08	2,13
1978	0,99	0,17	0,69	0,84	0,96	0,97	1,04	1,24	2,06
1979	0,81	0,08	0,47	0,65	0,74	0,75	0,84	1,09	2,11
1980	0,61	-0,05	0,39	0,53	0,58	0,59	0,71	0,82	1,32
1981	0,32	-1,05	0,10	0,23	0,31	0,32	0,40	0,58	1,59
gemiddelde*	0,72	-0,08	0,44	0,60	0,68	0,70	0,77	0,96	1,71

* Dit is het gemiddelde van de afzonderlijke jaren.

De substantiële bijdrage van Kon. Olie in de TAM kan een versturende werking hebben. De met behulp van de TAM berekende bèta van fonds *i* zal voor een niet te verwaarlozen gedeelte bepaald worden door de correlatie tussen de koersontwikkeling van fonds *i* en de koersontwikkeling van Kon. Olie. Om de invloed van Kon. Olie op de fondsbèta's te bepalen zijn deze fondsbèta's voor de periode 1975-1981 opnieuw geschat. Als marktportefeuille werd nu de TAM exclusief Kon. Olie genomen. De aldus geschatte fondsbèta's blijken voor alle fondsen hoger te zijn dan de geschatte fondsbèta's, die verkregen zijn met behulp van de TAM als marktportefeuille. Dit is een logisch gevolg van het reeds eerder geconstateerde feit dat de fondsbèta van Kon. Olie, geschat met de TAM inclusief Kon. Olie als marktportefeuille, veel groter dan één is. Door Kon. Olie uit de marktportefeuille weg te laten leidt dit automatisch tot een toeneming van het gemiddelde van de geschatte fondsbèta's van de overige fondsen.

Belangrijker dan de vraag welke invloed het weglaten van Kon. Olie op de grootte van iedere fondsbèta heeft is de vraag welke invloed het weglaten van Kon. Olie uit de TAM heeft op de ordening naar grootte van de verschillende fondsbèta's. Immers op basis van een ordinaal verschil in grootte van de fondsbèta's noemt men het ene fonds riskanter dan het andere. Om een indruk te krijgen van de invloed van het al dan niet opnemen van Kon. Olie in de TAM op de ordening naar grootte van de fondsbèta's maakten wij gebruik van de Spearman rangorde correlatiecoëfficiënt. Voor de periode 1975-1981 was de Spearman rangorde correlatiecoëfficiënt tussen de fondsbèta's gebaseerd op de TAM inclusief Kon. Olie en de fondsbèta's gebaseerd op de TAM exclusief Kon. Olie 0,812. Dit is significant bij een onbetrouwbaarheid van 1%. Wij kunnen dan ook concluderen dat de substantiële bijdrage van Kon. Olie in de TAM geen versturende invloed heeft op de ordening naar grootte van de fondsbèta's.

5. De stationariteit van de bèta

In de inleiding vermeldden wij reeds dat wanneer de fondsbèta constant is het risico van het desbetreffende fonds in een systematisch en in een niet-systematisch risico kan worden opgesplitst. Is de fondsbèta niet constant, maar bijvoorbeeld een random coëfficiënt, dan geldt:

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i r_{mt} + \eta_{it} \quad (7)$$

met $\eta_{it} = (\beta_{it} - \beta_i) r_{mt} + \varepsilon_{it}$
 en $E\beta_{it} = \beta_i$

In dat geval is

$$\varepsilon_{it} = \eta_{it} + (\beta_{it} - \beta_i) r_{mt} \quad (8)$$

De storingsterm ε_{it} is dan afhankelijk van het markttrendement, r_{mt} . Een gedeelte van de variantie van ε_{it} wordt dan verklaard door de variantie van het markttrendement. In het geval dat β een random coëfficiënt is blijkt een gedeelte van het risico dat als niet-systematisch is aangeduid toch systematisch te zijn. Naarmate β meer stationair is, zal dit 'in elkaar overlopen' van de verschillende risico's qua omvang kleiner zijn.

Fabozzi & Francis (1978, blz. 113) noemen vier factoren die de veranderingen in de parameters α_i en β_i kunnen verklaren. Deze factoren zijn:

1. marktfactoren : zoals bull market-bear market²;
2. macro-economische factoren : zoals prijscontrole en inflatie;
3. micro-economische factoren : zoals dividendveranderingen en herziene verwachtingen van de managers;
4. politieke factoren : zoals verkiezingen.

Bij de samenstelling van een portefeuille is niet zo zeer de stationariteit van de fondsbèta's van belang maar de stationariteit van de portefeuillebèta. De portefeuillebèta is een (al dan niet gewogen) gemiddelde van de bèta van de in de portefeuille opgenomen fondsen. Zijn de fondsbèta's stationair, dan zal ook het (gewogen) gemiddelde stationair zijn. De portefeuillebèta kan echter ook stationair zijn, wanneer de bèta's van de onderliggende fondsen niet stationair zijn. Het is immers mogelijk dat een toeneming van een fondsbèta gecompenseerd wordt door een daling van een bèta van een ander in de portefeuille opgenomen fonds, zodat per saldo het gemiddelde, de portefeuillebèta, niet verandert. Voor beleggers van goed-gediversificeerde portefeuilles is de stationariteit van de portefeuillebèta belangrijker dan de stationariteit van de fondsbèta's. Altman, Jacquillat & Levasseur (1974) menen dat de veranderingen in risicoklassen tussen de fondsen niet onbelangrijk zijn voor met name de schattingen van de vermogenskostenvoet van de ondernemingen (cost of capital), de transactiekosten voor bepaalde dynamische strategieën en voor niet-goed gediversificeerde aandelenportefeuilles.

Om de veranderingen in risicoklassen tussen de verschillende fondsen te onderzoeken zijn in navolging van Sharpe & Cooper (1972) en Altman,

Jacquillat & Levasseur (1974) tien portefeuilles geconstrueerd. De constructie van deze portefeuilles is gebaseerd op de jaarschattingen van de fondsbèta's. Aan het eind van jaar t wordt portefeuille 1 (risicoklasse 1) ongewogen samengesteld uit de 10% fondsen met de laagste bèta's. In risicoklasse 2 zijn de volgende 10% fondsen opgenomen, etc. De fondsen met de hoogste jaarbèta's over jaar t zijn het eind van jaar t opgenomen in risicoklasse 10. In tabel 3 is het aantal ondernemingen, dat in jaar t+5 in dezelfde risicoklasse en in dezelfde of aangrenzende risicoklasse(n) als in jaar t voorkomt, uitgedrukt als percentage van het aantal ondernemingen in de desbetreffende risicoklasse aan het eind van jaar t.

TABEL 3 Het percentage van de ondernemingen in dezelfde risicoklasse en in dezelfde of in de aangrenzende risicoklasse(n) in jaar t en de jaren t+1 en t+5.

<i>Risicoklasse in jaar t</i>	<i>In dezelfde risicoklasse</i>		<i>In dezelfde of in een aangrenzende risico- klasse</i>	
	<i>jaar t+1</i>	<i>jaar t+5</i>	<i>jaar t+1</i>	<i>jaar t+5</i>
1	31,3	0,0	43,8	18,2
2	3,3	18,2	40,0	72,7
3	3,5	37,5	31,0	37,5
4	12,9	9,1	41,9	36,4
5	23,5	9,1	50,0	18,2
6	16,7	16,7	44,4	41,7
7	11,1	11,1	25,9	33,3
8	12,1	0,0	54,6	20,0
9	6,9	9,1	41,4	27,3
10	35,5	30,0	45,2	60,0
rekenkundig gemiddelde	15,7	14,1	41,8	36,5

Uit tabel 3 blijkt dat rekenkundige gemiddelde van het percentage van de ondernemingen die in jaar t en de jaren t+1 en t+5 in dezelfde risicoklassen zitten respectievelijk 15,7% en 14,1% te bedragen. Wanneer men ook de aangrenzende risicoklassen in de beschouwing betreft dan stijgen deze percentages tot respectievelijk 41,8 en 36,5. Bezien wij deze percentages per risicoklasse dan blijkt voor jaar t+1 het aantal ondernemingen dat in dezelfde risicoklasse zit als in jaar t te variëren van 3,3% (voor risicoklasse 2) tot 25,5% (voor risicoklasse 10). Voor ondernemingen in dezelfde of in de aanliggende risicoklassen is het laagste percentage 25,9 (voor risicoklasse 7) en het hoogste percentage 54,6 (voor risicoklasse 8).

Voor de vergelijking tussen jaar t en jaar t+5 beschikken wij slechts over twee groepen waarnemingen, te weten 1975-1980 en 1976-1981. Zoals reeds eerder opgemerkt vertoont het jaar 1981, en in mindere mate het jaar 1980, een afwijkend gedrag ten opzichte van de andere jaren. Aan de gegevens uit tabel 3 mogen daarom slechts zeer voorzichtig conclusies worden getrokken met betrekking tot de risicoklassen voor jaar t en jaar t+5. Het percentage van de ondernemingen die in jaar t en jaar t+5 in dezelfde

risicoklasse zit varieert van 0,0% (voor risicoklasse 1 en 8) tot 37,5% (voor risicoklasse 3). Trekt men ook de aangrenzende risicoklassen in de beschouwing dan fluctueert dit percentage tussen 18,2% (voor risicoklasse 1 en 5) en 72,7% (voor risicoklasse 2).

Altman, Jacquillat & Levasseur (1974) berekenden voor de verschillende risicoklassen het percentage van de fondsen in dezelfde risicoklasse en in dezelfde risicoklasse of in de aanliggende risicoklasse(n) in jaar t en de jaren $t+1$ en $t+5$. De rekenkundige gemiddelde percentages die deze acteurs vonden waren respectievelijk 18,5%, 19,0%, 46,6% en 45,1%. Deze percentages zijn met name voor jaar $t+5$, iets hoger dan die wij gevonden hebben. Altman, Jacquillat & Levasseur vonden dat voor de extreme risicoklassen (1, 2, 9 en 10) de ondernemingen vaker in dezelfde en in dezelfde of aanliggende risicoklassen in de opeenvolgende jaren bleven. De conclusie van Altman, Jacquillat & Levasseur ten aanzien van de minder grote mutaties bij de extreme risicoklassen wordt door tabel 3 ten dele bevestigd. Uit deze tabel blijkt dat voor jaar $t+1$ de berekende percentages voor de risicoklassen 1 en 10 hoger en voor de klassen 2 en 9 lager zijn dan het desbetreffende gemiddelde van alle risicoklassen. Voor $t+5$ blijken voor de risicoklassen 2 en 10 deze percentages hoger te zijn dan het vergelijkbare gemiddelde van alle risicoklassen, terwijl voor de risicoklassen 1 en 9 deze percentages lager zijn dan het vergelijkbare gemiddelde. Voor de gemiddelden van de risicoklassen 1 en 2 en de gemiddelden voor risicoklassen 9 en 10 voor zowel jaar $t+1$ als jaar $t+5$ van de percentages van de ondernemingen die in dezelfde risicoklassen als ook in de aanliggende risicoklassen zitten geldt evenwel dat deze gemiddelden groter zijn dan de vergelijkbare gemiddelden over alle risicoklassen.

Baesel (1974) onderzocht de stationariteit van de fondsbèta's voor 160 NYSE genoteerde ondernemingen over de periode januari 1950 tot en met december 1967. In deze studie werd gebruik gemaakt van maandgegevens. Baesel onderscheidde 5 risicoklassen en constateerde voor periode t en periode $t+1$ overgangsmatrices. Baesel trok de conclusie dat extreme bèta's meer stationair zijn dan de bèta's uit andere risicoklassen. Alexander & Chervany (1980) brachten hiertegen in dat Baesel geen rekening heeft gehouden met het feit dat extreme bèta's niet twee, doch slechts één richting op kunnen en wel naar $\beta = 1$.

Pogue & Solnik (1974) en Altman, Jacquillat & Levasseur (1974) laten zien dat wanneer het berekeningsinterval groter wordt, de gemiddelde fondsbèta toeneemt. Het rekenkundige gemiddelde van de fondsbèta's, gebaseerd op daggegevens is voor 1979, 1980 en 1981 respectievelijk 0,71, 0,55 en 0,46. Voor weekgegevens is het gemiddelde van de fondsbèta's respectievelijk 0,82, 0,61 en 0,32. Voor 1979 en 1980 neemt de gemiddelde fondsbèta toe wanneer in plaats van daggegevens weekgegevens worden gebruikt, terwijl dit voor 1981 niet het geval is. Zoals reeds eerder geconstateerd, blijkt ook hier voor het jaar 1981 een afwijking van het verwachte patroon.

6. Samenvatting en conclusie

Het onderzoek naar de efficiëntie van de Amsterdamse aandelenmarkt

beperkt zich meestal tot de zwakke variant. Voor onderzoek naar de semi-stringente en de stringente variant van de efficiënte-markt hypothese is een theoretisch model nodig, dat een relatie beschrijft tussen het rendement van een fonds en het rendement van de marktportefeuille. Een dergelijk model is het marktmodel. Aan het gebruik van de ANP-CBS beursindex en de beurswaarde index om als marktportefeuille te fungeren zijn een aantal bezwaren verbonden. De ANP-CBS beursindex is niet geschikt voor lange termijn analyses en bij de beurswaarde index wordt niet gecorrigeerd voor contante uitkeringen. Deze bezwaren gelden niet voor de TAM. De TAM is een naar beurswaarde gewogen index, die bestaat uit 52 fondsen.

Een voorwaarde voor het gebruik van het marktmodel bij onderzoek naar de semi-stringente en de stringente variant van de efficiënte-markt hypothese is de stationariteit van de β . Voor de periode 1975-1981 zijn voor de 52 in de TAM opgenomen fondsen voor ieder jaar afzonderlijk de fonds- β 's geschat. Voor daggegevens is hetzelfde gedaan voor de periode 1979-1981. De fonds- β 's blijken voor de beschouwde periode niet stationair te zijn. Bezien wij de jaarlijkse frequentieverdeling van de fonds- β 's dan vallen de bijzonder lage waarden van de fonds- β 's voor 1981 op. Vergelijking met de studies van Levy (1971) voor de NYSE en Altman, Jacquillat & Levasseur (1974) voor de Franse aandelenmarkt leert dat de gevonden resultaten ten aanzien van de stationariteit en de frequentieverdeling van de fonds- β 's niet noemenswaardig afwijken van de resultaten die voor de NYSE en de Franse aandelenmarkt gevonden zijn.

Ondanks het niet-stationair zijn van de fonds- β 's is het mogelijk dat de fondsen in dezelfde risicoklassen blijven. Om dit te onderzoeken zijn tien portefeuilles geconstrueerd. In de eerste portefeuille zijn de fondsen met de laagste fonds- β 's opgenomen, in de tweede portefeuille de fondsen met de daarop volgende fonds- β 's, enz. In portefeuille 10 zijn derhalve de fondsen met de hoogste fonds- β 's opgenomen. Het percentage van de fondsen die in jaar $t+1$ en jaar $t+5$ in dezelfde risicoklasse zitten als in jaar t is gemiddeld 15,7 respectievelijk 14,1. Betreft men ook nog in jaar $t+1$ en jaar $t+5$ de aangrenzende risicoklassen in de beschouwing dan nemen deze percentages toe tot 41,8 en 36,5. De percentages die Altman, Jacquillat & Levasseur voor de Franse aandelenmarkt vonden waren iets groter. Een mogelijke verklaring voor dit verschil zou kunnen zijn dat in de door Altman, Jacquillat & Levasseur beschouwde periode, 1964-1971, de ontwikkeling op de aandelenmarkten gelijkmatiger was dan in de periode 1975-1981, waarin de gevolgen van twee oliecrises moesten worden verwerkt.

In dit artikel is een aanzet gegeven van het onderzoek naar de stationariteit van de β . Voor fonds- β 's blijkt er van stationariteit geen sprake te zijn. De voor de Amsterdamse aandelenmarkt gevonden resultaten komen min of meer overeen met de resultaten die voor andere aandelenmarkten zijn gevonden.

Noten

1 De daggegevens zijn ons door het CBS ter beschikking gesteld. Wij danken Mw R. Timmermans en de Hr E. F. Rietzschel voor hun bijdrage in het op tape beschikbaar stellen van de dagkoersen.

De weekgegevens zijn ontleend aan de databank van Van der Hilst, werkzaam op de Katholieke Hogeschool Tilburg. Met dank aan de heer M. Tossiant, student-assistent bij de vakgroep Ondernemingsfinanciering te Tilburg, voor de assistentie bij het programmeren.

2 Wanneer de koersen over een periode de neiging hebben om te stijgen dan noemt men de markt bullish. Een markt wordt bearish genoemd wanneer de koersen een dalende neiging vertonen.

Geraadpleegde literatuur

- Alexander, G. J. en Chervany, N. C., 'On the estimation and stability of beta', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 15, no. 1, maart 1980, blz. 123-137.
- Altman, E. I., Jacquillat, B. en Lévassieur, M., 'Comparative analysis of risk measures: France and the United States', *Journal of Finance*, vol. 29, 1974, blz. 1495-1511.
- Baesel, J. B., 'On the assessment of risk: some further considerations', *Journal of Finance*, vol. 29, 1974, blz. 1491-1494.
- Dorsman, A. B. en Van der Hilst, J., 'Een nieuwe marktindex voor aandelen', *Economisch Statistische Berichten*, 16-5-1984, blz. 452-453.
- Dorsman, A. B. en Van der Hilst, J., 'De invloed van het berekeningsinterval en de beurswaarde op de fondsbèta's', verschijnt in de Finbel-bundel 1984, 1984a.
- Elgers, P. T. en Murray, D., 'The impact of the choice of the market index on the empirical evaluation of accounting risk measures', *Accounting Review*, vol. 57, no. 2, april 1982, blz. 358-375.
- Fabozzi, F. J. en Francis, J. C., 'Beta as a random coefficient', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 13, no. 1, maart 1978, blz. 101-116.
- Fama, E. F., 'The behavior of stock market prices', *Journal of Business*, vol. 38, 1965, blz. 34-105.
- Foster, F., 'Asset pricing models: further tests', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, maart 1978, blz. 39-52.
- Granger, C. W. J. en Morgenstern, O., *Predictability of stock market prices*, Heath-Lexington Book, Lexington, Mass., 1970.
- Levy, R. A., 'On the short-term stationarity of beta coefficients', *Financial Analysts Journal*, nov.-dec. 1971, blz. 55-62.
- Pogue, G. A. en Solnik, B. H., 'The market model applied to European common stocks: some empirical results', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol. 9, no. 4, december 1974, blz. 917-944.
- Sharpe, W. F. en Cooper, G. M., 'Risk-return classes of New York Stock Exchange common stocks', *Financial Analysts Journal*, maart-april 1972, blz. 46-54.

Appendix

TABEL A De fondsbèta's, gebaseerd op dagbasis, van 52 fondsen, berekend voor de periode 1979-1981 en voor de afzonderlijke jaren alsmede de fondsbèta's op weekbasis voor de periode 1979-1981.

fonds	1979	1980	1981	1979-1981 dag	1979-1981 week
<i>Internationals</i>	1,16	0,88	0,96	0,96	0,80
Akzo	1,49	0,88*	0,88	0,98	0,57
Hoogovens	1,54	0,89*	0,87	0,99	0,67
Kon. Olie	1,17	1,37*	1,45	1,37	1,41
Philips	0,91	0,70*	0,92*	0,83	0,61
Unilever	0,69	0,55*	0,67	0,63	0,72

<i>fonds</i>	1979	1980	1981	1979-1981 dag	1979-1981 week
<i>Scheep- en Luchtvaart</i>	1,01	0,69	0,85	0,82	0,60
Nedlloyd	0,82	0,53	0,49	0,56	0,46
van Ommeren	0,89	0,61	0,64	0,67	0,58
KLM	1,33	0,93*	1,43*	1,22	0,76
<i>Bankwezen</i>	0,42	0,45	0,38	0,42	0,40
ABN	0,42	0,59*	0,28*	0,42	0,48
Amro	0,66	0,58	0,42	0,52	0,41
NMB	0,43	0,44	0,23*	0,35	0,46
Slavenburg	0,16	0,20	0,60*	0,37	0,26
<i>Verzekeringswezen</i>	0,48	0,44	0,23	0,36	0,44
Amev	0,54	0,53	0,18*	0,38	0,58
Amfas	0,44	0,41	0,27	0,35	0,42
Ennia	0,49	0,40	0,20*	0,33	0,34
Nat. Nederlanden	0,44	0,41	0,28*	0,36	0,43
<i>Industrie</i>	0,70	0,51	0,42	0,50	0,53
ACF	0,42	0,56	0,50	0,51	0,56
van Berkel	0,44	0,47	0,67	0,55	0,94
Bols	0,70	0,49	0,52	0,54	0,58
BosKalis	0,62	0,55	0,43	0,51	0,56
Bredero V.B.	0,50	0,60	0,27*	0,44	0,80
Bührmann-T.	0,60	0,42	0,24	0,37	0,54
Caland Holdings	0,87	0,56	0,72	0,68	0,57
Desseaux	0,27	0,25	0,14	0,20	-0,03
Fokker	0,51	0,27	0,56	0,44	0,46
Gamma	0,86	0,29*	0,29	0,39	0,46
Gist Brocades	1,16	0,73*	0,53	0,72	0,83
Heineken	0,80	0,99	0,72	0,84	0,55
Holec	0,99	0,76	0,45	0,66	0,68
HBG	0,61	0,45	0,18*	0,36	0,23
KNP	0,87	0,44	0,30	0,45	0,29
Meneba	0,43	0,37	0,48	0,43	0,35
Naarden	1,39	0,43*	0,55	0,65	0,71
Nijverdal t. Cate	0,53	0,38	0,16	0,31	0,31
Nutricia	0,53	0,83	0,43	0,60	0,66
Océ v. d. Grinten	0,52	0,46	0,54	0,50	0,51
RSV	1,37	0,96	0,39	0,78	0,76
Twentsche Kabel	-0,10	0,04	-0,00*	-0,00	0,09
VMF	1,04	0,41*	0,61	0,61	0,75
Wessanen	0,75	0,46	0,30	0,44	0,46
<i>Handel en Diversen</i>	0,67	0,55	0,36	0,49	0,48
Ahold	0,69	0,59	0,44	0,54	0,33
Ceteco	0,34	0,51	0,51	0,48	0,59
Deli	0,53	0,53	0,46	0,50	0,45
Hagemeyer	1,38	0,66	0,46	0,69	0,89
Int. Müller	0,72	0,64	0,48	0,58	0,66
Kluwer	0,52	0,46	0,13*	0,32	0,41
KBB	0,54	0,52	0,08*	0,33	0,25
Ogem	0,78	0,59	0,49	0,58	0,64
Pakhoed	1,59	0,76*	0,88	0,96	0,90
Pont	0,22	0,33	0,10	0,21	0,01
VNU	0,63	0,54	0,29*	0,45	0,54
Wyers	0,07	0,50	0,04	0,22	0,10

* Betekent dat de desbetreffende fondsbèta significant (bij een onbetrouwbaarheid van 5%) verschillend is van de fondsbèta uit het voorafgaande jaar.