

*Drs. J. H. Altink, Drs. H. G. M. Coolen, Drs. T. Hauptmann,
Drs. W. Hensbergen en Drs. P. J. Stephan**

Toetsing van het CAPM voor de Nederlandse markt

1. Inleiding

Sinds het verschijnen van Markowitz' boek 'Portfolio selection' heeft zich in Amerika onder invloed van een aantal factoren een belangrijke ontwikkeling voorgedaan in de kennis rond het beleggingsproces. Onder deze factoren kunnen als twee zeer belangrijke worden vermeld:

- a het meer en meer ter beschikking komen van snelle rekenwerktuigen: de computers;
- b de ontwikkeling van uitgebreide en langjarige databases.

Op deze wijze konden theoretische concepties aan de werkelijkheid worden geverifieerd.

Ook in Nederland drong de kennis door van de nieuwe theoretische concepties. Op onze universiteiten en andere instituten wordt thans een generatie jonge mensen opgeleid, die in abstracto van wanten weet. Zij ziet zich evenwel geconfronteerd met de situatie van het vrijwel volledig ontbreken van feitenmateriaal om de kennis te toetsen.

Het is daarom een goede gedachte geweest van de MAB-redactie om in het voorliggend bijzonder nummer aandacht te vragen voor de toetsing van een in Amerika ontwikkeld waarderingsmodel op de Nederlandse aandelenmarkt. Op die wijze immers worden wij eraan herinnerd dat ten behoeve van de vooruitgang naast geestelijke inspanning ook moeizaam verzamelwerk vereist is.

In het hiernavolgende is het door Sharpe, Lintner & Mossin ontwikkelde CAPM voor de Nederlandse markt getoetst. In paragraaf 2 zal worden ingegaan op de methodiek. In paragraaf 3 wordt een beschrijving gegeven van het datamateriaal. Vervolgens worden in paragraaf 4 de resultaten besproken. Paragraaf 5 bevat tenslotte een samenvatting en conclusie.

2. Methodiek

De opbrengst van aandeel i in periode t kan in relatie tot de markt worden gezien door middel van de vergelijking:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (1)$$

Hierin staan R_{it} en R_{mt} voor de opbrengstvoeten van respectievelijk aandeel

i en de marktportefeuille in periode t , α_i en β_i voor de regressiecoëfficiënten, terwijl e_{it} staat voor de feitelijke afwijking in periode t ten opzichte van de regressielijn.

Voor elk aandeel in het onderzoek wordt nu een regressielijn geschat waardoor we per aandeel een schatting krijgen van het relatieve systematisch risico (β_i).

Het CAPM stelt dat deze β de enige risicofactor is die stelselmatig de verwachte opbrengst beïnvloedt:

$$E(R_i) = r_v + [E(R_m) - r_v]\beta_i \quad (2)$$

Hierin staan $E(R_i)$ en $E(R_m)$ voor de verwachte opbrengstvoeten op respectievelijk aandeel i en de marktindex, terwijl r_v staat voor de risicovrije opbrengstvoet. M.b.v. regressie-analyse wordt nu de relatie nagegaan tussen de onder (1) gevonden β 's van de in het onderzoek betrokken aandelen en de gemiddelde gerealiseerde opbrengstvoeten over de onderzochte periode van deze aandelen. Deze cross-sectie regressie betekent een test van het onder (2) gepostuleerde model m.b.v. gerealiseerde opbrengsten. Een en ander kan als volgt worden geformuleerd:

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + u_i \quad (3)$$

waarin $\bar{R}_i$ staat voor de gemiddelde opbrengstvoet van aandeel i over de onderzochte periode, γ_0 en γ_1 voor de regressie-coëfficiënten en u_i voor de residuele term ofwel de afwijking van aandeel i van de geobserveerde regressielijn. Hierbij behoort γ_0 een schatting te zijn van de risicovrije opbrengstvoet r_v en γ_1 van de term $(\bar{R}_m - r_v)$.

In de Verenigde Staten heeft Lintner¹ over de jaren 1954-1963 de geldigheid van het CAPM onderzocht op basis van jaarlijkse opbrengstvoeten van 301 aandelen en daarbij de volgende multiële regressie onderzocht:

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2 S_{ei}^2 + u_i \quad (4)$$

waarin naast eerder benoemde termen S_{ei}^2 staat voor de schatting van de residuele variantie, welke berekend wordt uit de afwijkingen welke de daadwerkelijke waarnemingen vertonen ten opzichte van de regressielijn onder (1). Lintner stelt nu dat, wil het CAPM geldigheid bezitten, γ_2 niet significant van nul mag afwijken, met andere woorden er mag geen relatie bestaan tussen de opbrengstvoet en de residuele variantie. De door Lintner verkregen resultaten wezen echter in een andere richting. Weliswaar kreeg hij een positieve relatie tussen $\bar{R}_i$ en β_i , zoals men volgens de theorie kan verwachten, echter de coëfficiënt γ_2 was positief en significant van nul afwijkend. Voor een verdere bespreking van diverse CAPM tests wordt verwezen naar Levy en Sarnat².

In het hiernavolgende zijn de vergelijkingen (3) en (4) getest voor de Nederlandse markt met behulp van AMRO-data. Gekozen zijn 10 elkaar overlappende perioden van 60 maanden, te beginnen op 1-1-1970 en eindigend op 31-12-1983, waarbij de eerste periode dus het tijdvak 1-1-1970

t/m 31-12-1974 bestrijkt, de tweede periode het tijdvak 1-1-1971 t/m 21-12-1975, etc.

3. Beschrijving datamateriaal

De maandopbrengsten van de fondsen werden als volgt berekend:

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} + D_{i,t}}{P_{i,t-1}}$$

waarbij $R_{i,t}$ = opbrengst van aandeel i in maand t
 $P_{i,t}$ = koers van aandeel i ultimo maand t
 $D_{i,t}$ = (contant) dividend uitgekeerd in maand t
 $P_{i,t-1}$ = koers van aandeel i ultimo maand t-1.

Bij de opbrengstberekening is tevens rekening gehouden met splits, stocks, bonussen, enz.

In de berekening werden ± 60 Nederlandse fondsen betrokken, variërend van 51 fondsen in de beginperiode tot 67 in latere perioden.

De β 's van de onderzochte fondsen zijn op twee manieren berekend, namelijk ten opzichte van een gewogen index en ten opzichte van een ongewogen index. Als gewogen index is de C.B.S.-beurswaarde index gehanteerd. De ongewogen index is telkens samengesteld uit de fondsen, die in de betrokken periode in de berekening werden meegenomen. De berekeningsperioden betroffen zoals vermeld steeds 60 maanden, en er werden 10 perioden onderzocht.

Voor het schatten van de vergelijkingen (3) en (4) uit de vorige paragraaf zijn als opbrengstgegevens de geometrisch gemiddelde maandopbrengsten over 60 maanden genomen. Voorts is het onderzoek uitgebreid door de opbrengstgegevens ook over 1 jaar te nemen, volgend op de 5-jaars-schattingsperiode van de β .

4. Resultaten

De eerste stap in het onderzoek is geweest het berekenen van de β -factoren voor de onderzochte fondsen op de manier, zoals in paragraaf 2 in vergelijking (1) is beschreven, zowel voor de gewogen index (C.B.S.-beurswaarde index) als voor de ongewogen index. Een vergelijking tussen de β 's berekend op beide indices wijst uit dat in het algemeen de ongewogen index een hogere verklaringskracht heeft. Dit blijkt uit consequent hogere R^2 - en t-waarden bij schattingen op basis van de ongewogen index. Een verklaring voor dit verschijnsel kan gevonden worden in de grote invloed, welke het aandeel Koninklijke Olie op de samenstelling van de beurswaarde-index heeft. Het gewicht van dit aandeel in de index varieert tussen 40 en 60 %, hetgeen tot gevolg heeft dat fluctuaties in deze index grotendeels veroorzaakt worden door fluctuaties in dit ene aandeel. De β -waarden voor Koninklijke Olie op basis van de gewogen index liggen daarom ook rond één met een zeer hoge verklaringskracht. Op basis van de ongewogen index is sprake van een afnemende β voor Koninklijke Olie in de tijd,

terwijl ook de verklaringskracht tot een zeer laag niveau daalt. De fluctuaties in de opbrengsten van het aandeel Koninklijke Olie worden veel meer bepaald door factoren, welke grotendeels hun oorsprong vinden buiten onze landsgrenzen. Door uit te gaan van een ongewogen index worden factoren, welke specifiek hun invloed hebben op Koninklijke Olie, geëlimineerd. Tussen de opbrengstbewegingen van beide indices bestaat een opvallend verschil, hetgeen geïllustreerd kan worden aan de hand van de correlatie-coëfficiënt tusen beide indices, welke over de tien onderzochte perioden daalt van 0.92 tot 0.69.

Ten aanzien van de stabiliteit van de individuele β -coëfficiënten in de tijd kan opgemerkt worden dat deze niet bijster groot is. Deze conclusie geldt zowel voor β 's, berekend ten opzichte van de ongewogen als ten opzichte van de gewogen index, zij het voor eerstgenoemde in iets mindere mate. Overigens komen diverse onderzoekers binnen de Amerikaanse markt tot soortgelijke conclusies³.

Een en ander kan geïllustreerd worden aan de hand van onderstaande tabel. Hierin zijn de resultaten weergegeven van een onderzoek naar de stabiliteit voor β , berekend zowel op de gewogen als op de ongewogen index. Hiertoe zijn de β 's per jaar in 5 klassen gerangschikt, waarbij de hoogste in klasse 1, de daaropvolgende in klasse 2, etc. Vervolgens is nagegaan hoeveel van de onderzochte β 's na een jaar in dezelfde klasse blijven. Dit percentage is per klasse in de tabel weergegeven.

	klasse				
	1	2	3	4	5
gewogen index	68.9	34.4	31.1	41.2	62.2
ongewogen index	65.6	38.9	44.4	50.0	76.7

Om de vergelijkingen (3) en (4) te schatten voor de Nederlandse markt werden de gevonden β -coëfficiënten en de gemiddelde maandopbrengsten van de in het onderzoek opgenomen fondsen tegen elkaar afgezet. Uit de uitgevoerde regressie-analyses resulteerden een aantal coëfficiënten en statistische toetsen welke in 4 tabellen zijn weergegeven (tabellen A1 en A2, B1 en B2).

Bij eerste beschouwing valt op de negatieve hellingshoek (γ_1) van de risico-opbrengst lijn (zie tabel A1 en A2).

TABEL A1

INDEX: GEWOGEN

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + u_i \quad i = 1, \dots, n$$

PERIODE	γ_0	$t(\gamma_0)$	γ_1	$t(\gamma_1)$	R^2	MARKT
1970-1974	1.517	3.030	-1.234	-2.584	0.120	-20.87%
1971-1975	1.799	4.559	-1.170	-2.874	0.144	26.25%
1972-1976	1.317	3.774	-0.811	-2.215	0.091	42.61%
1973-1977	0.540	1.318	-0.657	-1.429	0.040	17.75%
1974-1978	0.939	2.145	-0.637	-1.298	0.033	47.34%
1975-1979	0.679	1.525	-0.327	-0.649	0.007	110.05%
1976-1980	0.730	1.940	-1.224	-2.673	0.100	67.74%
1977-1981	0.068	0.208	-0.239	-0.539	0.005	58.12%
1978-1982	0.748	2.335	-0.709	-1.674	0.041	82.09%
1979-1983	1.203	3.923	-0.420	-1.059	0.017	174.51%

TABEL A2

INDEX: ONGEWOGEN

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_i + u_i \quad i = 1, \dots, n$$

PERIODE	γ_0	$t(\gamma_0)$	γ_1	$t(\gamma_1)$	R^2	MARKT
1970-1974	1.278	2.379	-1.037	-1.943	0.072	26.06%
1971-1975	1.455	3.296	-0.781	-1.759	0.059	58.65%
1972-1976	1.102	2.975	-0.562	-1.488	0.043	42.87%
1973-1977	1.170	2.697	-1.250	-2.832	0.141	-4.98%
1974-1978	1.803	4.895	-1.513	-4.002	0.243	21.70%
1975-1979	1.639	4.066	-1.416	-3.273	0.147	22.51%
1976-1980	1.820	5.897	-2.280	-7.104	0.441	-9.60%
1977-1981	1.182	3.857	-1.458	-4.542	0.244	-4.67%
1978-1982	1.498	5.201	-1.392	-4.664	0.251	10.40%
1979-1983	1.896	6.489	-1.116	-3.647	0.170	75.17%

Zowel bij de berekening op basis van de gewogen index als bij de berekening op basis van de ongewogen index is dit het geval. Uit de statistische toetsen kan worden afgeleid dat γ_1 bij de gewogen index in vier van de tien gevallen significant negatief is (t -waarde < -2) en bij de ongewogen index in zeven van de tien gevallen.

Het CAPM stelt dat bij de onder (2) geformuleerde security market line (SML) de afsnijding met de verticale as gevormd wordt door de risicovrije opbrengstvoet. Het lijkt dus zinvol om na te gaan in hoeverre de gevonden constanten in (3) zich verhouden tot de in de onderzochte perioden geobserveerde risicovrije opbrengstvoeten. Indien de gewogen index als uitgangspunt wordt genomen is de constante term in zes van de tien perioden significant verschillend van 0; bij de ongewogen index in alle tien onderzochte perioden. Als maatstaf voor de risicovrije voet is de gemiddelde rentevoet genomen op 3-maands schatkistpapier over de onderzochte perioden. In onderstaande tabel is dat afgezet tegenover de gevonden constanten γ_0 .

periode t/m	3-maands schatkistpapier	γ_0 gewogen index	γ_0 ongewogen index
1974	5.38	20.13	16.46
1975	5.18	23.86	18.93
1976	5.55	17.00	14.06
1977	5.81	6.68	14.98
1978	6.35	11.87	23.92
1979	7.72	8.46	21.54
1980	8.59	9.12	24.16
1981	9.44	8.82	15.14
1982	9.65	9.35	19.53
1983	8.98	15.46	25.28

Hieruit blijkt dat de γ_0 -waarden zowel qua hoogte als qua ontwikkeling weinig verband houden met de gekozen risicovrije rentevoet. De hoge γ_0 -waarden hebben te maken met het feit dat de hellingshoek van de gevonden regressielijn overwegend negatief is.

De verklaringskracht van het model, af te leiden uit de gevonden R^2 -waarden, is in het geval dat wordt uitgegaan van de gewogen index bijzonder laag en verbetert in sterke mate indien de ongewogen index als uitgangspunt wordt genomen. De hier gevonden R^2 -waarden steken zeker niet ongunstig af bij de waarden, gevonden in vergelijkbare Amerikaanse onderzoeken zoals bijvoorbeeld Miller en Scholes⁴. Wel verschilt de verklaringskracht sterk van periode tot periode.

Concluderend kan gesteld worden dat het beschreven model een zekere verklaringskracht bezit, echter dat met een redelijke mate van waarschijnlijkheid de hellingshoek negatief is. Dit resultaat bevreemdt waar in het geval van een gerealiseerd positief marktresultaat een positieve coëfficiënt verwacht kan worden. Voorts lijkt een relatie tussen γ_0 en de risicovrije rentevoet te ontbreken. Ook hier geldt dat dergelijke resultaten in de Verenigde Staten zijn gevonden. In het uitgebreide onderzoek van Black, Jensen en Scholes⁵ wordt voor de gehele periode weliswaar een positief verband gevonden, doch in diverse sub-perioden was sprake van een onverwachte negatieve hellingshoek, met name in de laatste door hen onderzochte periode van 1957 t/m 1965.

Naar analogie met een onderzoek van Lintner⁶ is ook gekeken naar een mogelijke relatie tussen de opbrengst en het specifiek risico. Zoals in paragraaf 1 is gesteld moet volgens de uitgangspunten van het CAPM een dergelijke relatie niet kunnen bestaan. Met andere woorden, de coëfficiënt van de variantie van de storingstermen (γ_2) mag niet significant van nul afwijken. Hier is de onder (4) genoemde multiële regressie uitgevoerd, waarbij als verklarende variabelen naast de β 's van de verschillende fondsen ook de varianties van de residuen (S^2_{ei}) zijn opgenomen. Zoals uit de tabellen B1 en B2 blijkt is de coëfficiënt voor deze term, in het geval dat wordt uitgegaan van de gewogen index, in zes van de tien gevallen significant afwijkend van nul. Als wordt uitgegaan van de ongewogen index is hiervan slechts in twee van de tien gevallen sprake. Dit vindt eveneens zijn weerslag in de verklaringskracht van het model, welke bij de gewogen

index in het algemeen sterk verbetert (met name in de laatste jaren). Bij de ongewogen index is dit nauwelijks het geval. Hierbij moet wel worden aangetekend dat het aantal malen dat de γ_1 significant van nul afwijkt ten opzichte van de eerdere (simpele) regressie zowel bij de gewogen als de ongewogen index minder wordt (ongewogen: van 7 naar 5; gewogen: van 4 naar 3). De oorzaak hiervan moet gezocht worden in de correlatie tussen de verklarende variabelen (multicollineariteit).

Bij het aanvullend onderzoek met opbrengstgegevens over 1 jaar, waarvan de resultaten terwille van de ruimte achterwege zijn gelaten, bleek een duidelijke verlaging van de verklaringskracht (R^2). Het teken van de coëfficiënten was evenwel vaker in overeenstemming met de verwachtingen.

TABEL B1

INDEX: GEWOGEN

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2S^2_{ei} + u_i \qquad i = 1, \dots, n$$

PERIODE	γ_0	$t(\gamma_0)$	γ_1	$t(\gamma_1)$	γ_2	$t(\gamma_2)$	R^2	MARKT
1970-1974	1.490	2.453	-1.273	-2.485	0.002	0.209	0.121	-20.87%
1971-1975	1.785	3.893	-1.173	-2.863	0.000	0.069	0.144	26.25%
1972-1976	1.303	3.284	-0.814	-2.215	0.000	0.077	0.091	42.61%
1973-1977	1.390	3.235	-0.805	-1.907	-0.019	-3.150	0.202	17.75%
1974-1978	1.252	3.129	-0.165	-0.385	-0.018	-4.472	0.309	47.34%
1975-1979	0.881	1.897	-0.099	-0.196	-0.011	-1.903	0.062	110.05%
1976-1980	1.150	3.011	-0.292	-0.688	-0.025	-5.171	0.366	67.74%
1977-1981	0.507	1.533	0.621	1.532	-0.019	-5.252	0.304	58.12%
1978-1982	1.032	2.920	0.195	0.468	-0.015	-4.595	0.276	82.09%
1979-1983	1.456	4.172	0.664	1.671	-0.016	-5.097	0.298	174.51%

TABEL B2

INDEX: ONGEWOGEN

$$\bar{R}_i = \gamma_0 + \gamma_1\beta_i + \gamma_2S^2_{ei} + u_i \qquad i = 1, \dots, n$$

PERIODE	γ_0	$t(\gamma_0)$	γ_1	$t(\gamma_1)$	γ_2	$t(\gamma_2)$	R^2	MARKT
1970-1974	1.315	2.033	-0.970	-1.691	-0.003	-0.318	0.073	26.06%
1971-1975	1.613	3.217	-0.726	-1.628	-0.006	-0.830	0.072	58.65%
1972-1976	1.165	2.778	-0.544	-1.431	-0.002	-0.384	0.046	42.87%
1973-1977	1.616	3.450	-1.192	-2.815	-0.015	-2.130	0.213	-4.98%
1974-1978	1.741	3.513	-0.876	-1.889	-0.016	-2.191	0.309	21.70%
1975-1979	1.614	3.300	-1.583	-3.226	0.005	0.771	0.154	22.51%
1976-1980	1.823	4.095	-2.257	-5.477	-0.001	-0.089	0.441	-9.60%
1977-1981	1.204	2.565	-1.087	-2.501	-0.008	-1.252	0.262	-4.67%
1978-1982	1.505	3.327	-0.949	-2.306	-0.008	-1.537	0.277	10.40%
1979-1983	1.928	4.394	-0.621	-1.548	-0.009	-1.849	0.211	75.17%

5. Samenvatting en conclusie

In dit artikel wordt verslag gedaan van de resultaten van een onderzoek naar de geldigheid van het CAPM voor de Nederlandse markt. Hiertoe werden allereerst de bèta-coëfficiënten van ongeveer 60 fondsen berekend t.o.v. zowel een gewogen als een ongewogen marktindex over 10 perioden van 60 maanden. Ondermeer op grond van de statistische eigenschappen bij deze berekeningen wordt de ongewogen index door ons als meest relevant

beschouwd. Vervolgens werden de gemiddelde gerealiseerde opbrengsten van de fondsen gerelateerd aan de hoogte van de β 's om te onderzoeken of het lopen van een hoger systematisch risico ook beloond wordt in de vorm van een hogere opbrengst.

Hierbij kon worden geconcludeerd dat in een aanzienlijk aantal gevallen, met name bij de ongewogen index de coëfficiënt van β significant van 0 verschilt. De relatie tussen het risico en de opbrengst over de onderzochte periode was echter meestal negatief. Een negatieve relatie tussen risico en opbrengst hoeft niet in tegenspraak te zijn met het CAPM. Wanneer namelijk historische opbrengsten gebruikt worden over een periode waarin de opbrengsten van de marktindex negatief zijn, zullen volgens het CAPM de fondsen met de hoogste β 's de laagste opbrengsten hebben.

In het Nederlandse geval kan dit echter niet de volledige verklaring zijn, daar in de 10 onderzochte perioden de markt bij de ongewogen index in 7 gevallen een positief en in 3 gevallen een negatief resultaat vertoonde. Bij de gewogen index waren deze aantallen resp. 9 en 1.

De verklaring voor het gevonden resultaat ligt vermoedelijk meer in het feit dat, vooral door de sterk opgelopen inflatie, de rente in de 70-er jaren tot zeer grote hoogte steeg. Vele ondernemingen, zoals Volker Stevin, Holec, RSV en enige hypotheekbanken, kwamen onder andere hierdoor in grote problemen. Deze fondsen zorgden in het datamateriaal dan ook voor grote uitschieters (hoge β 's en negatieve opbrengsten), welke met name door het gebruik van de OLS-schattingmethode grote invloed hadden. Het vermoeden bestaat dat vóór de 70-er jaren de relatie tussen opbrengst en risico wel vaker positief was. Bij een incidenteel onderzoek werd dit ook in lichte mate bevestigd (zij het dat de gevonden coëfficiënten niet significant waren).

Overigens zijn er in meer onderzoeken onverwachte verbanden gevonden. In het grote onderzoek van Black, Jensen en Scholes⁸ werden voor de Amerikaanse markt in de latere subperioden (t/m 1965) ook negatieve relaties gevonden bij positieve indexontwikkeling. Met recenter datamateriaal (over 1968 t/m 1974) voor de Amerikaanse markt verkregen Schallheim en Demagistris⁶ eenzelfde resultaat.

Ook voor de Franse markt vonden Hawawini, Michel en Viallet⁷ over de periode 1969 t/m 1979 een negatief verband bij een positieve indexontwikkeling.

Evenals in de andere onderzoeken moest voor de constante (γ_0) in de risico-opbrengst-lijn geconstateerd worden dat deze weinig verband heeft met de risicovrije rentevoet. Zowel de hoogte als de ontwikkeling van de gevonden coëfficiënten verschilden sterk van de gebruikte rentevoet.

Om te onderzoeken of er naast systematische ook andere invloeden stelselmatig inwerken op de opbrengsten van de fondsen, is ook het specifieke risico van elk der fondsen als verklarende variabele opgenomen (zie tabel B). De resultaten hiermee verschilden sterk tussen de gebruikte indices. Bij de ongewogen index kreeg deze variabele in slechts 2 van de 10 gevallen een significant van 0 verschillende coëfficiënt. Dit is in tegenstelling tot de resultaten van het onderzoek van Lintner¹, die in veel gevallen een significante coëfficiënt vond.

Overigens maakt ook de hoge correlatie die in de meeste perioden in het Nederlandse onderzoek bestond tussen de twee verklarende variabelen (bêta en specifiek risico) dit model minder geschikt.

Bij het vergelijkbare onderzoek met opbrengstgegevens over één jaar was de verklaringskracht lager, maar waren de coëfficiënten in het algemeen meer bevredigend.

Noten

* Drs. H. G. M. Coolen en Drs. P. J. Stephan vormen de leiding van de afdeling Beleggings-research van de Amro Bank te Amsterdam. De overige auteurs zijn medewerkers van boven-genoemde afdeling.

1 Zie Lintner en ook Levy & Sarnat, blz. 491

2 Zie Levy & Sarnat, blz. 489

3 Zie Foster, blz. 267

4 Zie Levy & Sarnat, blz. 493

5 Zie Black, Jensen & Scholes en ook Hagin, blz. 202

6 Zie Levy & Sarnat, blz. 491

7 Zie Hagin, blz. 202

8 Zie Hawawini, Michel & Viallet, blz. 347

9 Zie Hawawini, Michel & Viallet, blz. 342

Literatuur

Black, F., Jensen, M. C., Scholes, M., 1972, The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests in: Studies in the Theory of Capital Markets, New York Praeger Publishing Co.

Foster, G., 1979, Financial Statement Analysis, 1e druk, Prentice-Hall Inc.

Hagin, R. L., 1978, The Dow Jones-Irwin Guide to Modern Portfolio Theory, 1e druk, Dow Jones-Irwin.

Hawawini, G. A., Michel, P. A. en Viallet, C. J., 1983, An Assessment of the Risk and Return of French Common Stocks, Journal of Business Finance & Accounting 10, 3 (1983).

Levy, H. en Sarnat, M., 1984, Portfolio and Investment Selection: Theory and Practice, 2e druk, Prentice-Hall International, Inc.

Lintner, J., 1965, Security Prices and Risk: The Theory of Comparative Analysis of AT&T and Leading Industrials, paper presented at the Conference on the Economics of Regulated Public Utilities, Chicago.