

JOHN MACDONALD

**Diversification internationale et performance des S.I.C.A.V.
: une méthode et son application**

Journal de la société statistique de Paris, tome 114 (1973), p. 316-333

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1973__114__316_0

© Société de statistique de Paris, 1973, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

DIVERSIFICATION INTERNATIONALE ET PERFORMANCE DES S. I. C. A. V. : UNE MÉTHODE ET SON APPLICATION

The aim of this paper is to measure french S. I. C. A. V. performance which are an example of internationaly diversified portfolios. We show a model which allows us to estimate the performance of concerns the investments of which are made in two countries.

Das Ziel dieses Beitrages ist, die Leistung der französischen S. I. C. A. V., welche ein Modell eines Portefeuille verschiedener in-und ausländischer Werttitel ist, zu messen. Man widergab ein Modell welches ermöglicht die Leistungen der Investitions-Gesellschaften, deren Aktivum in zwei Ländern investiert ist, zu schätzen.

El fin de este articulo es de medir las representaciones de las S. I. C. A. V. francesas que constituyen un ejemplo de carteras diversificadas internacionalmente. Se ha presentado un modelo que permite evaluar el trabajo de las sociedades de inversion que tienen los activos invertidos en dos paises.

I — INTRODUCTION

Le but de cette recherche est de mesurer la performance des S. I. C. A. V. françaises qui constituent un exemple de portefeuilles diversifiés internationalement. Les fonds d'investissement français ou S. I. C. A. V. diffèrent des fonds mutuels américains par deux aspects importants.

D'abord, la grande majorité des S. I. C. A. V. détiennent à la fois des titres français et étrangers dans leur portefeuille avec la plus grande partie des titres étrangers constitués d'actions et d'obligations cotées à la Bourse de New York. Ensuite, la plupart d'entre elles ont été créées, et sont commercialisées et gérées par des banques françaises qui ont à la fois le caractère de banques d'affaires et de banques commerciales, ce qui est interdit aux U. S. A. depuis le Glass Steagall Banking Act de 1933 ⁽¹⁾. Aussi par rapport à d'autres investisseurs français, les banques françaises bénéficient d'avantages substantiels quant à leur capacité d'analyse financière et à leur accès aux informations sur les sociétés françaises. La mesure de la performance de la partie française de ces portefeuilles constitue un test direct de l'efficacité des marchés de capitaux en France ⁽²⁾.

Les avantages potentiels de la diversification internationale des portefeuilles d'actions ont fait l'objet de recherches considérables dans l'optique du schéma conceptuel Moyenne-Variance développé par Markowitz et Tobin ⁽³⁾.

1. En 1971, la Cour suprême des États-Unis réaffirmait l'importance de cette différence institutionnelle dans les deux pays avec l'arrêt Investment Company Institute V. S. The Comptroller of the Currency. Le jugement qui prévalut indiquait que les banques américaines ne devaient pas gérer de sociétés d'investissement qui seraient en concurrence directe avec l'industrie des fonds mutuels; il se fondait sur l'argument que, dans ce cas, les banques émettraient des actions ceci en violation du Glass-Steagall Act cf. [27].

2. Dans le schéma conceptuel de Fama, un test direct d'hypothèse d'efficacité des marchés de capitaux consiste à examiner la performance d'investissement d'individus ou d'institutions susceptibles d'avoir un accès privilégié aux informations.

3. Le schéma conceptuel imaginé par Markowitz [17] et Tobin [25] fut le point de départ de la fameuse théorie de l'équilibre des marchés de capitaux de Sharpe [21] et Lintner [16] qui est utilisée dans cette étude.

Les travaux publiés par Grubel, Levy et Sarnat montrent que les portefeuilles d'actions diversifiés internationalement de manière efficace et construits à partir de taux de rentabilité passés et de leur écart type par rapport aux indices de marché, produisent des résultats supérieurs aux portefeuilles nationaux (1). Dans l'optique du choix de portefeuille, ces résultats doivent être interprétés avec prudence du fait qu'il ne suffit pas d'utiliser les taux de rentabilité ex-post pour prouver que la diversification internationale est un bienfait.

La question importante qui se pose est de savoir si les portefeuilles efficaces (ex ante) diversifiés internationalement réalisent une performance supérieure aux portefeuilles efficaces composés de valeurs cotées sur un seul marché; à ce sujet, les résultats sont limités (2).

Les résultats dépendent en partie du degré effectif d'intégration des marchés de capitaux nationaux. Étant donné les empêchements qui existent actuellement quant à la diversification internationale (taxes spécifiques, contrôle des échanges, etc.) il semble que la réalité se situe entre les deux hypothèses suivantes : celle d'un marché totalement intégré où, selon le modèle d'équilibre des marchés financiers de Sharpe-Lintner, l'on s'attendrait à ce que les portefeuilles efficaces de valeurs mobilières appartenant à différents marchés se trouvent sur une même droite des marchés de capitaux (3); et celle des marchés totalement segmentés où l'on escompte une droite des marchés de capitaux pour chaque pays (4).

Dans les marchés totalement intégrés, un portefeuille qui détiendrait des actions de plus d'un pays ne gagnerait que sur le plan de la « diversification pure » du fait d'un accès à une partie plus large de l'univers des titres (5). L'hypothèse du marché segmenté implique des avantages potentiels d'investissement international qui vont au-delà de ceux qui sont associés à la diversification pure du fait que des ratios plus favorables de rentabilité escomptée-risque peuvent être obtenus sur des marchés étrangers. Dans les marchés de capitaux faiblement segmentés, l'achat d'actions étrangères est justifié à la fois par l'effet de diversification pure et les avantages de rentabilité et de risque. Quelle que soit l'hypothèse, marché intégré ou marché segmenté, les gérants de portefeuilles seront d'autant plus enclins à investir en dehors de leurs marchés nationaux qu'ils estiment pouvoir faire de meilleures prévisions sur la rentabilité des actions étrangères ou sur la partie non expliquée par le marché de la rentabilité de ces actions.

1. Grubel [10] a utilisé les taux de rentabilité mensuels des indices de marché, convertis en dollars au taux de change existant, pour 11 pays sur la période 1959-1967. Levy et Sarnat [15] ont utilisé les variations annuelles des indices de marché durant la période 1951-1967. Miller et Whitman [19] et Lee [13] ont utilisé le schéma Moyenne Variance pour l'analyse des portefeuilles d'obligations et des mouvements de capitaux.

2. Par exemple, Lessard [14] a démontré pour la période 1959-1968 que des portefeuilles efficaces ex ante composés de 30 valeurs d'Argentine, du Brésil, du Chili et de Colombie dominaient, par l'observation ultérieure des moyennes et écart types, les portefeuilles efficaces de valeurs construits ex ante et constitués de valeurs d'un seul pays.

3. Les portefeuilles efficaces ont une rentabilité espérée maximum à un certain niveau de risque. Cf. Sharpe [21], [23] et Lintner [16]. La droite d'équilibre des marchés de capitaux qui, dans la théorie de portefeuille de Moyenne Variance, représente un compromis linéaire entre la rentabilité espérée et l'écart type des portefeuilles efficaces, serait la même dans chaque pays s'il y avait intégration parfaite.

4. Cohn et Pringle [4] analysent l'effet possible de la disparition des contraintes à la liberté des capitaux sur la droite d'équilibre des marchés de capitaux.

5. Par « diversification pure », il faut entendre une diminution de la variance totale du taux de rentabilité espéré d'un portefeuille lorsqu'on ajoute une valeur mobilière à l'univers des investissements possibles laquelle n'est pas parfaitement corrélée avec le marché (partie II). Ainsi le ratio de la rentabilité espérée au risque total mesuré par la variance peut être accru en diversifiant internationalement; le ratio de la rentabilité espérée au risque non diversifiable ne peut pas être accru en investissant dans plus d'un des marchés parfaitement intégrés. Des preuves en faveur de l'hypothèse des marchés parfaitement intégrés sont présentées par Agmon [1].

Cet article présente un modèle qui permet d'évaluer la performance des sociétés d'investissement dont les actifs sont investis dans deux pays. On étudiera la mesure de la rentabilité des S. I. C. A. V., d'un portefeuille de marché et d'un investissement sans risque dans l'environnement français et l'on évaluera un échantillon de S. I. C. A. V. en utilisant des données mensuelles pendant la période 1964-1969. Les résultats suggèrent une capacité d'analyse supérieure par rapport à une stratégie d'investissement naïve de la plupart des sociétés d'investissement sur la partie de leur portefeuille investie en valeurs françaises. Cette constatation d'inefficacité du marché par un test direct d'hypothèses est cohérente avec les avantages que les banques françaises et leurs gérants de portefeuille semblent avoir eu pendant cette période quant à l'accès aux informations sur les sociétés.

II — LA MESURE DE LA PERFORMANCE D'UN PORTEFEUILLE MULTINATIONAL

Selon les hypothèses spécifiques au modèle d'évaluation des actifs financiers de Sharpe et Lintner, le taux de rentabilité escompté sur une période $E(R_i)$ sur un actif ou un portefeuille i , peut être représenté par l'équation suivante :

$$E(R_i) = R_f + B_i (E(R_m) - R_f) \quad (1)$$

où les symboles ont la signification suivante : R_f est le taux de rentabilité de l'investissement sans risque sur la période, $E(R_m)$ est le taux de rentabilité escompté du marché (portefeuille comprenant toutes les actions), et B_i constitue une mesure du risque non diversifiable. Dans un marché totalement intégré à l'échelon mondial, le « marché » peut être défini comme un portefeuille agrégé comprenant tous les actifs au taux de rentabilité incertain de toutes les nations, pondéré par leur valeur de marché dans une monnaie commune, et ajusté pour la comptabilisation double associée aux participations croisées et à la cotation de sociétés sur plusieurs marchés ⁽¹⁾.

Dans un monde où les marchés sont segmentés, R_m et B_i peuvent être définis uniquement par référence au marché national.

En appliquant le modèle d'évaluation des actifs financiers défini en ⁽¹⁾ à la mesure de la performance d'un portefeuille, Jensen a démontré en utilisant le modèle de marché et certaines approximations raisonnables, que la rentabilité d'un portefeuille peut être exprimée par rapport à la rentabilité réalisée, plutôt qu'attendue, du marché ⁽²⁾.

Selon cette représentation conceptuelle de la réalité, la mesure de la performance d_{ij} peut être définie de la façon suivante pour tout portefeuille i bien diversifié sur un marché j :

$$d_{ij} = R_{ij} - E(R_{ij}) = R_{ij} - [(R_f + B_{ij}(R_{mj} - R_f))] \quad (2)$$

Dans le cas d'une analyse multipériode, la rentabilité supplémentaire obtenue par un portefeuille i par rapport au taux de rentabilité de l'investissement sans risque R_f peut

1. Les capitalisations boursières des neuf principaux marchés financiers sont les suivantes (milliards de dollars) : États-Unis, NYSE 742; Londres, 254; Tokio, 58; E. U. American Exchange, 50; Allemagne (7 places) 29; Paris, 25; Amsterdam, 14; Milan, 13; Bruxelles, 7.

Ces chiffres reflètent la moyenne arithmétique des capitalisations boursières et des taux de change au début et à la fin de l'année 1971. Le total de 1 192 milliards, avec les 2/3 aux États Unis, inclut certains doubles emplois pour les valeurs cotées à la fois sur le NYSE, l'American Exchange et le marché de Londres, cf. [5].

2. Cf. Jensen [12].

s'exprimer en fonction de la mesure de performance d_{ij} , du risque non diversifiable B_{ij} et de la rentabilité R_{mj} du marché j pour chaque période t :

$$R_{ijt} - R_{ft} = d_{ij} + B_{ij} (R_{mjt} - R_{ft}) \quad (3)$$

Dans l'hypothèse d'un marché totalement intégré, les d_{ij} et B_{ij} d'un portefeuille diversifié internationalement peuvent être estimés par régression multiple, dans l'équation (3), des excédents de rentabilité du portefeuille sur le portefeuille mondial ⁽¹⁾. Dans l'hypothèse des marchés totalement segmentés, les portefeuilles diversifiés internationalement sont supposés ne pas exister.

Si l'on admet l'hypothèse de l'existence de marchés faiblement segmentés, le taux de rentabilité du portefeuille i dépend des proportions x_1 et x_2 investis sur les marchés 1 et 2 et des taux de rentabilité R_{m1} et R_{m2} ⁽²⁾.

$$\begin{aligned} R_{it} - R_{ft} &= x_1 (d_{i1} + B_{i1} (R_{m1t} - R_{ft})) + x_2 (d_{i2} (R_{m2t} - R_{ft})) \\ &= \Phi_i + B_{i1}^* (R_{m1t} - R_{ft}) + B_{i2}^* (R_{m2t} - R_{ft}) \end{aligned} \quad (4)$$

où $\Phi_i = x_1 d_{i1} + x_2 d_{i2} \quad (4 a)$

$$B_{i1}^* = x_1 B_{i1} \quad (4 b)$$

$$B_{i2}^* = x_2 B_{i2} \quad (4 c)$$

La nouvelle mesure de la performance du portefeuille Φ_i peut être estimée dans l'équation (4) en utilisant une équation de régression, à condition que les taux de rentabilité des marchés R_{m1} et R_{m2} soient indépendants, une hypothèse dont on reparlera dans la partie III de l'article, et qui semble satisfaite dans le cas des marchés de Paris et New York ⁽³⁾.

III — DONNÉES SUR LES TAUX DE RENTABILITÉ SUR LE MARCHÉ FRANÇAIS

L'échantillon des sociétés d'investissement françaises

En mars 1964, 40 ans après l'établissement du premier fonds mutuel américain, les S. I. C. A. V. ont été autorisées à vendre leurs actions aux investisseurs français. Le nombre des S. I. C. A. V. est passé de 7 en 1964 à 28 en 1969, date à laquelle elles totalisaient approximativement deux milliards de dollars d'actifs; 17 d'entre elles étaient des sociétés d'investissement diversifiées ayant en portefeuille, à la fois des actions françaises et étrangères et des obligations, et 11 étaient des sociétés d'investissement ayant pour objectif le rendement avec uniquement des obligations en portefeuille.

1. Des séries de taux de rentabilité d'un tel portefeuille agrégé ont été développés, postérieurement à cette recherche, par Solnik [24].

2. On a supposé que le taux d'intérêt de l'investissement sans risque était le même dans les deux pays. Les fractions de x_1 et x_2 peuvent varier selon les périodes. Dans cette étude on a supposé qu'ils étaient des paramètres, mesurés au milieu de l'intervalle de 28 mois indiqué dans les tables 4 et 5 et discuté dans les parties IV et V.

3. S'il existe effectivement un marché parfaitement intégré plutôt que des marchés segmentés, l'estimation de [4] est semblable à l'utilisation d'un modèle à indice unique à cause du manque d'informations sur les taux de rentabilité d'un portefeuille mondial. L'équation [4] peut être étendue à trois ou quatre marchés ou pays; cependant les coefficients pourraient être estimés selon les hypothèses habituelles de la régression à condition que les taux de rentabilité des marchés soient supposés indépendants.

Quelles que soient leurs objectifs d'investissement, les S. I. C. A. V. doivent investir au moins 30 % de leurs actifs en liquidités ou obligations françaises ⁽¹⁾. Au contraire des fonds américains, les S. I. C. A. V. peuvent distribuer à leurs actionnaires les plus-values réalisées à partir du moment où les réserves accumulées s'élèvent à la moitié du capital de la société d'investissement, le capital minimum de départ étant de 4 millions de dollars; les dividendes et intérêts sont distribués. L'échantillon utilisé dans cette étude comprend les portefeuilles des huit parmi les plus anciennes S. I. C. A. V., toutes diversifiées, parmi lesquelles 7 détiennent des actions étrangères et une (Sliva France) n'investit qu'en actions françaises. Trois des S. I. C. A. V. de l'échantillon ont été vendues le premier mois autorisé par la loi; les données utilisées remontent donc à avril 1964; les cinq autres S. I. C. A. V. ont été créés entre juin 1964 et mars 1966.

Des données mensuelles ont été rassemblées pour chacune des S. I. C. A. V. à partir du premier mois de leur création jusqu'à novembre 1969. Le taux de rentabilité de chaque société d'investissement est défini comme la variation de la valeur liquidative entre le début et à la fin de chaque mois, plus tous les versements en espèces effectués pendant le mois rapporté à la valeur liquidative du début du mois ⁽²⁾. Par valeur liquidative, il faut entendre la valeur de la part du fonds d'investissement.

Le taux de rentabilité de l'investissement sans risque en France

Le taux de rendement actuariel des obligations d'État est généralement utilisé comme taux d'investissement sans risque des investisseurs institutionnels pour chaque période de détention, c'est-à-dire un mois dans la présente étude ⁽³⁾.

Trois fois par mois, le Trésor français émet des bons du Trésor à 360 jours. Une fois qu'ils sont émis, ces bons ne font pas l'objet de transactions comme les bons du Trésor américain. Leurs détenteurs peuvent demander au Trésor leur remboursement anticipé au bout de 3 mois, ou peuvent en demander directement le remboursement à la Banque de France au bout de 9 mois. Les institutions financières peuvent échanger leurs bons du Trésor; cependant, les transactions en bons du Trésor dont la maturité est d'un mois sont

1. D'autres contraintes pèsent sur les S. I. C. A. V. : moins de 5 % des actifs peuvent être investis dans une seule émission à l'exception des émissions de l'État; elles ne peuvent avoir en portefeuille plus de 5 % du capital d'une société. La plupart des S. I. C. A. V. sont vendues avec des frais d'émission de 4,75 %.

2. La rentabilité des fonds sur la partie américaine de leur portefeuille a été affectée durant les quelques mois qui ont précédé le mois d'août 1969 par les anticipations d'une dévaluation du franc par rapport au dollar; aussi la dévaluation de 12 % qui eut lieu durant ce mois a souvent entraîné une perte plutôt qu'un gain sur les postes de valeurs américaines. Supposons, par exemple, qu'à l'époque, une société d'investissement désire acheter 1 000 actions de Syntex, action non cotée à Paris, à 30 dollars; les procédures de contrôle des changes en vigueur selon le système du par contre obligeaient d'acheter ces actions en versant et envoyant à New York des actions cotées sur le NYSE. Une S. I. C. A. V., par exemple, utilisera ses lignes de Royal Dutch, achetées initialement à Amsterdam.

Si une société d'investissement ne voulait pas vendre les valeurs qu'elle avait en portefeuille et qui étaient cotées à New York, elle pouvait acheter des actions IBM contre francs à Paris et les vendre contre dollars à New York. Supposons par exemple qu'IBM qui cotait 300 à New York était coté 1 725 F à Paris au lieu de 1 500 F ce qui représentait une dévaluation anticipée de 15 % par rapport au taux officiel de 5 F pour 1 dollar. Ainsi un investissement de 172 500 F en avril en actions IBM permettait d'acheter 100 actions à Paris, les revendre à New York pour acheter 1 000 actions Syntex, sans compter les commissions. Si au moment de la dévaluation de 12 % d'août, les actions Syntex cotaient encore 30 dollars à New York, leur valeur pour la société d'investissement aurait baissé à 168 000 F du fait de la disparition de l'incertitude quand au montant de la dévaluation. Selon cette procédure, l'achat d'actions étrangères coûtait trois commissions sans compter les frais d'envoi et d'assurance mais n'avait aucune influence sur la balance des paiements français. Après la dévaluation de 1969, ce système de contrôle des changes fut remplacé par celui de la devise titre, selon lequel jusqu'à la fin de 1971 des francs convertibles en dollars correspondaient à la valeur du franc officiel plus une décote.

3. Cf. Sharpe [22] et Jensen [12] par exemple.

peu fréquentes, et les taux à maturité d'un mois sur ces bons ne sont pas publiés. Les taux de rentabilité pour l'investissement sans risque pour une période d'un an peuvent être estimés à partir des taux actuariels à l'occasion de chaque émission du Trésor. Ces données ont été publiées depuis 1967 lorsque les émissions ont remplacé entièrement les ventes sous seing privé.

Le dépôt en compte bloqué constitue dans une banque française une alternative d'investissement sans risque à un mois possible (1). De tels dépôts dont le montant dépasse 20 000 dollars sont sujets à des négociations quant au taux d'intérêt versé qui ne sont pas publiques.

Les données sur les taux de rentabilité des comptes bloqués à un mois ont été rassemblées grâce à la coopération d'une banque parisienne en compulsant ses archives qui donnaient les taux accordés sur ces comptes bloqués lors de négociations pour chacun des mois de la durée de cette étude. Aussi, le taux de rentabilité de l'investissement sans risque R_f , utilisé dans toute cette étude, est le taux d'intérêt négocié par les grands investisseurs en France pour les comptes bloqués (2).

Le taux de rentabilité du marché

Les observations concernant le taux de rentabilité réalisé sur le marché français sont fondées sur l'indice de la Compagnie des agents de change (C. A. C.) qui est un indice journalier pondéré de 430 actions françaises négociées sur la Bourse de Paris (3). Le taux de rentabilité du marché est constitué par le pourcentage de changement dans l'indice C. A. C. entre le premier jour de transactions du mois du terme et le dernier jour auquel s'ajoute une estimation du taux de rendement mensuel des valeurs françaises pour le mois. Les observations concernant le taux de rentabilité du marché américain sont constituées par l'indice Standard and Poor's des 500 valeurs industrielles où la rentabilité est la somme du taux de variation de l'indice du début à la fin du mois plus un taux de rendement estimé (4).

Les relations entre les rentabilités du marché français et du marché américain.

Les taux de rentabilité mensuels de l'indice du marché français ne sont que faiblement corrélés avec les taux de rentabilité mensuels de l'indice du marché américain comme

1. Les dépôts dans les banques nationalisées françaises sont, bien entendu, garantis par le gouvernement.

2. Les résultats indiqués dans les tables 1 à 5 ont été obtenus en utilisant le taux d'intérêt versé sur compte bloqué aux déposants importants comme mesure de R_f . Des résultats similaires ont été obtenus en utilisant les taux des bons du Trésor émis par le ministère des Finances. Pour ce faire, on a supposé que chaque mois on avait un portefeuille de bons du Trésor achetés durant les deux mois précédents et utilisé comme taux mensuel la moyenne arithmétique des taux actuariels de cette série passée de bons du Trésor. Il faut noter que les taux réels de ces bons ne sont pas publiés après l'émission et que notre calcul ignore certains aspects de la structure des taux d'intérêt.

3. La composition des indices de marché des principales places financières est décrite dans Montier [19].

4. Le taux de rendement est donné chaque semaine par Standard and Poor's. Le taux de rendement du mois est la moyenne arithmétique des taux de rendement des quatre semaines, et s'exprime en pourcentage. Théoriquement les taux de rentabilité des actions américaines des sociétés d'investissement devraient être ajustés chaque mois pour les variations des taux de charge qui sont implicites dans l'observation des cours des actions cotées à la fois à New York et à Paris. (Cf. le renvoi [16]).

On a utilisé deux approximations : les équations de régression ont été estimées soit en supposant, du point de vue de l'investisseur français, que la dévaluation affectait le taux de rentabilité du Standard and Poor's des 500 en août 1969, soit que celui-ci n'était pas affecté. C'est cette dernière hypothèse qui a été retenue pour les résultats présentés dans les tables 1 à 5.

l'indique le coefficient de corrélation de 0,043 pour la période de 68 mois qui s'étend de 1964 à 1969 (1).

Nombre d'investisseurs institutionnels et d'autorités boursières partagent l'impression que les distributions des taux de rentabilité des deux marchés sont indépendantes (2).

Pour la période de 1966 à 1971, Solnik a trouvé des coefficients de corrélation de 0,050 et de 0,056 pour les taux de rentabilité des marchés français et américains, en utilisant des données bi-hebdomadaires et mensuelles (3).

Grubel et Fadner ont montré que les coefficients de corrélation des variations des cours d'action entre deux pays étaient une fonction croissante de la période de détention, du fait que les facteurs économiques à long terme, tel que le taux de croissance économique et le niveau général des prix relatifs exercent une influence croissante entre les pays (4).

Aussi, si des taux de rentabilité trimestriels ou annuels étaient utilisés, on obtiendrait sans doute des coefficients de corrélation positifs et plus élevés pour les indices des marchés français et américains.

IV — LA PERFORMANCE DES S. I. C. A. V. FRANÇAISES, 1964-1969

Les résultats de la régression pour l'estimation des coefficients des équations (3) et (4) sont indiqués dans les tables 1 à 4. La table 5 présente un résumé des diverses mesures

TABLE 1

Estimation de la performance (d) et du risque systématique (B₁) par rapport au marché français des sociétés d'investissement

Société d'investissement	Période d'observation	\bar{R} (a)	σ (b)	d	t-d	B ₁	t-B ₁	R ²
A. Épargne mobilière	(4-64 à 11-69)	0,00611	0,0222	0,00137	0,82	0,394	10,49	0,62
B. France Investissement	(4-66 à 11-69)	0,01101	0,0302	0,00224	0,61	0,476	6,07	0,51
C. France Placement	(7-64 à 11-69)	0,00705	0,0269	0,00171	0,63	0,364	5,99	0,36
D. Optima	(5-64 à 11-69)	0,00720	0,0221	0,00267	1,19	0,285	5,75	0,34
E. Silva France (c)	(4-65 à 11-69)	0,00650	0,0263	0,00095	0,58	0,546	14,31	0,79
F. Slivam	(4-64 à 11-69)	0,00676	0,0244	0,00203	0,96	0,391	8,29	0,51
G. Sogepar	(4-64 à 11-69)	0,00725	0,0229	0,00252	1,35	0,392	9,63	0,58
H. Soginter	(12-64 à 11-69)	0,01124	0,0253	0,00668	2,21	0,249	3,47	0,17
France : Indice C. A. C.	(4-64 à 11-69)	0,00584	0,0369					
U. S. A. : Indice S et P des 500	(4-64 à 11-69)	0,00624	0,0267					

Équation (3) du modèle :

$R_i - R_f = d_i + B_{i1}(R_{m1} - R_f) + e_i$, avec des observations mensuelles pour le calcul de la rentabilité des fonds R_i , de l'investissement sans risque R_f et du marché français R_{m1} (indice de la Compagnie des agents de change).

(a) Moyenne arithmétique des taux de rentabilité mensuels.

(b) Écart type des taux de rentabilité.

(c) Portefeuille investi exclusivement en valeurs françaises.

1. La régression des taux de rentabilité mensuels de l'indice de marché français (R_{m1}) sur les taux de rentabilité de l'indice Standard and Poor's (R_{m2}) durant la période 1964-1969 ne révèle aucune relation significative :

$$R_{m1} = 0,0004 + 0,0598 - R_{m2} + U \quad (R^2 = 0,0018)$$

$$(t = 0,97) \quad (t = 0,35)$$

2. Cf. par exemple, Rendu [20].

3. Cf. Solnik [24].

4. Cf. Grubel et Fadner [11]. Leurs résultats sont cohérents avec les résultats de Levy et Sarnat fondés sur les taux de rentabilité annuels de 1951 à 1967 et qui indiquent un coefficient de corrélation plus élevé de 0,34 entre les indices français et américains. Il faut noter cependant que les tests utilisant des données annuelles sont sujets à des problèmes de biais liés à la petite taille de l'échantillon, du fait que le nombre des observations servant à l'étude de corrélation est restreint.

de performance. Les rentabilités réalisées par chacune des S. I. C. A. V., du premier mois de leur création à novembre 1969, sont reliées de manière significative au taux de rentabilité du marché français, les coefficients de corrélation allant de 0,41 à 0,89 comme il est indiqué dans la table 1 (5). Sliva France qui, par son statut, n'investit qu'en actions françaises montre le degré de diversification nationale le plus élevé avec 79 % de la variance de son taux de rentabilité (R_2) expliqué par la rentabilité du marché, ce qui est légèrement inférieur à la moyenne de 85 % pour les fonds d'investissement américains (6). A l'autre extrême, le marché

TABLE 2

Estimation de la performance (Φ) et du risque systématique (B_1^* et B_2^*) par rapport au marché français et américain des sociétés d'investissement françaises

Société d'investissement	\bar{R} (a)	Φ	$t - \Phi$	B_1^*	$t - B_1^*$	B_2^*	$t - B_2^*$	R^2
A. Épargne mobilière	0,00611	0,00108	0,67	0,389	10,84	0,133	2,70	0,66
B. France Investissement	0,01101	0,00121	0,36	0,469	6,54	0,261	2,94	0,60
C. France Placement	0,00705	0,00104	0,47	0,346	7,04	0,386	5,88	0,58
D. Optima	0,00729	0,00218	1,06	0,277	6,12	0,229	3,68	0,44
E. Sliva France (b)	0,00650	0,00091	0,55	0,544	14,14	0,036	0,77	0,79
F. Slivam	0,00676	0,00152	0,80	0,363	8,98	0,233	3,98	0,60
G. Sogivar	0,00725	0,00223	1,27	0,388	9,87	0,132	2,46	0,61
H. Soginter	0,01124	0,00619	2,35	0,281	3,68	0,335	4,35	0,37

Equation (4) du modèle :

$R_t - R_f = \Phi_t + B_1^* t_1 (R_{m1} - R_f) + B_2^* t_2 (R_{m2} - R_f) + \epsilon_t$, avec des observations mensuelles pour le calcul de la rentabilité des fonds R_t , de l'investissement sans risque R_f , du marché français R_{m1} (indice de la Compagnie des agents de change) et du marché américain R_{m2} (indice Standard and Poor's des 500).

- (a) Moyenne arithmétique des taux de rentabilité mensuels.
- (b) Portefeuille investi exclusivement en valeurs françaises.

TABLE 3

Estimation de la performance (Φ) et du risque des sociétés d'investissement : période baissière du marché français, 1964-1967

Société d'investissement	Période d'observation (a)	\bar{R} (b)	σ (c)	Φ	$t - \Phi$	B_1^*	$t - B_1^*$	B_2^*	$t - B_2^*$	R^2
Épargne mobilière	(4-64 à 7-67)	0,00135	0,0183	-0,00081	-0,17	0,363	8,44	0,163	2,78	0,66
France Investissement	(4-66 à 7-67)	0,00055	0,0126	-0,00350	-0,84	0,330	2,37	0,158	1,06	0,45
France Placement	(7-64 à 7-67)	0,00108	0,0203	-0,00226	-1,03	0,318	5,96	0,350	4,99	0,60
Optima	(5-64 à 7-67)	0,00257	0,0157	-0,00007	-0,04	0,250	5,85	0,228	3,91	0,54
Sliva France (d)	(4-65 à 7-67)	0,00013	0,0228	0,00159	0,66	0,569	8,45	0,070	1,03	0,73
Slivam	(4-64 à 7-67)	0,00224	0,0211	0,00069	0,85	0,418	8,00	0,228	3,56	0,69
Sogivar	(4-64 à 7-67)	0,00270	0,0195	0,00133	0,71	0,392	8,77	0,144	2,35	0,67
Soginter	(12-64 à 7-67)	0,00476	0,0165	0,00151	0,65	0,151	2,26	0,332	4,77	0,46
France : indice C. A. C.	(4-64 à 7-67)	-0,00843	0,0411							
U. S. A. : indice S et P des 500	(4 64 à 7-67)	0,00736	0,0300							
France : taux sans risque	(4-64 à 7-67)	0,00350								

Equation (4) du modèle, voir table 2

- (a) De la création à fin août 1967.
- (b) Moyenne arithmétique des taux de rentabilité mensuels.
- (c) Écart type des taux de rentabilité mensuels.
- (d) Portefeuille investi exclusivement en valeurs françaises.

5. Les estimations des B_1 des sociétés d'investissement sont positivement significatifs à 0,95. R^2 est le carré du coefficient de corrélation, ajusté pour le nombre de degrés de liberté dans les tables 2 à 4.

6. Cf. Jensen [12] qui rapporte les résultats pour un échantillon de 115 fonds américains en utilisant les taux de rentabilité annuels de 1955 à 1964.

français n'explique que 17 % de la rentabilité de Soginter, ceci du fait que cette S. I. C. A. V. avait plus de la moitié de son portefeuille investi en actions étrangères durant la plus grande partie de cette période. Le risque non diversifiable B_i par rapport au marché français va de 0,25 à 0,55 pour les huit S. I. C. A. V., ce qui reflète à la fois la nécessité qu'elles ont d'avoir 30 % de leurs actifs investis en liquidités et obligations françaises, et la préférence pour l'investissement en actions étrangères dont les taux de rentabilité ne sont que peu significativement corrélés avec le taux de rentabilité du marché français.

TABLE 4

*Estimation de la performance (Φ) et du risque des sociétés d'investissement :
période haussière du marché français, 1967-1969*

Société d'investissement	Période d'observation	\bar{R} (a)	σ (b)	Φ	$t - \Phi$	B^*_1	$t - B^*_1$	B^*_2	$t - B^*_2$	R^2
A. Épargne mobilière	(8-67 à 11-69)	0,01290	0,0253	0,00223	0,69	0,416	6,08	0,093	1,04	0,63
B. France Investissement	(8-67 à 11-69)	0,01437	0,0332	0,00319	0,73	0,458	4,04	0,292	2,41	0,60
C. France Placement	(8-67 à 11-69)	0,01494	0,0320	0,00580	1,32	0,322	3,46	0,440	3,63	0,57
D. Optima	(8-67 à 11-69)	0,01365	0,0275	0,00503	1,11	0,278	2,87	0,235	1,87	0,37
E. Silva France (c)	(8-67 à 11-69)	0,01287	0,0280	0,00030	0,12	0,545	1,09	0,005	0,07	0,81
F. Sivvam	(8-67 à 11-69)	0,01322	0,0273	0,00402	1,00	0,319	3,74	0,273	2,45	0,20
G. Sogivar	(8-67 à 11-69)	0,01375	0,0256	0,00375	1,02	0,371	4,74	0,132	1,29	0,53
H. Soginter	(8-67 à 11-69)	0,01365	0,0309	0,01076	2,04	0,231	2,05	0,340	2,31	0,32
France : Indice C. A. C.	(8-67 à 11-69)	0,01908	0,0463							
U. S. A. : Indice S et P des 500	(8-67 à 11-69)	0,00425	0,0355							
France : Taux sans risque	(8-67 à 11-69)	0,00475								

Équation (4) du modèle, voir table 2

- (a) Moyenne arithmétique des taux mensuels.
(b) Écart type des taux mensuels.
(c) Portefeuille investi exclusivement en valeurs françaises.

TABLE 5

Comparaison des mesures de performance, 1967-1969

Société d'investissement	Mesure de Sharpe (a) $(\bar{R} - \bar{R}_f)/\sigma$	Mesure de Treynor (b) $(\bar{R} - \bar{R}_f)/B_i$	Mesure de Jensen (c) (d)	Mesure de McDonald (e) Φ	Ratio de la rentabilité ou risque non diversifiable en France (c) $(\bar{R} - \bar{R}_f)/\sigma r$	Estimation de d_1 Φ/σ_1
A. Épargne mobilière	0,322 (4) (f)	0,0187 (6)	0,00190 (7)	0,00223 (7)	0,403 (6)	0,00816
B. France Investissement	0,290 (7)	0,0185 (7)	0,00215 (6)	0,00319 (6)	0,398 (7)	0,00566
C. France Placement	0,319 (5)	0,0245 (3)	0,00421 (3)	0,00580 (2)	0,584 (2)	0,01073
D. Optima	0,324 (3)	0,0271 (2)	0,00419 (2)	0,00503 (3)	0,584 (2)	0,00906
E. Silva France	0,292 (8)	0,0150 (8)	0,00028 (8)	0,00030 (8)	0,323 (8)	0,00030
F. Sivvam	0,310 (6)	0,0234 (5)	0,00305 (5)	0,00402 (4)	0,485 (5)	0,00577
G. Sogivar	0,351 (2)	0,0226 (4)	0,00327 (4)	0,00375 (5)	0,487 (4)	0,00562
H. Soginter	0,450 (1)	0,0602 (1)	0,00955 (1)	0,01076 (1)	1,297 (1)	0,02375
Portefeuille du marché français	0,310	0,0143	0	0	0,310	
Période : Taux de rentabilité mensuels, août 1967 à novembre 1969.						

- (a) Voir l'explication du ratio rentabilité-variabilité dans Sharpe [23].
(b) Voir Treynor [12]. B_i a été estimé dans l'équation 3 en utilisant l'indice de marché français.
(c) Voir Jensen [12]. d_1 a été estimé dans l'équation 3 en utilisant l'indice de marché français.
(d) Voir table (4).
(e) Le coefficient de corrélation entre la rentabilité du fond et la rentabilité du marché français est r .
(f) Le classement des fonds est indiqué entre parenthèses.

La mesure de performance utilisée par Jensen, d , reflète l'excès de rentabilité par rapport à une stratégie d'investissement naïve de risque équivalent, B_1 , qui consisterait à répartir le portefeuille entre l'investissement dans l'indice, et l'investissement sans risque dans un compte bloqué ou en bons du Trésor. Chacune des huit sociétés d'investissement a un d estimé supérieur à zéro, alors que seulement 43 des 115 fonds mutuels américains utilisés par Jensen dans son échantillon pour la période 1955-1964 avait un d positif (1).

Cependant, la S. I. C. A. V. spécifiquement française, Sliva France a la plus petite valeur de d , environ 1 % par an.

Dans le modèle de double marché de l'équation (4) les excès de rentabilité des fonds sont régressés avec les excès de rentabilité des indices français et américains comme il est indiqué dans la table 2. L'indépendance des deux marchés pendant cette période se reflète dans les estimations de B par rapport au marché français, du fait que lorsqu'on ajoute le taux de rentabilité du marché américain comme variable indépendante, les estimations de B_1^* de la table 2 ne sont que légèrement différentes de celles de B_1 de la table 1.

La nouvelle mesure de performance Φ reflète l'excès de rentabilité par rapport à celle que l'on obtiendrait en divisant le portefeuille en deux parties : une fraction de x_1 avec une stratégie d'investissement naïve sur le marché français ayant un risque $B_1 = B_1^*/x_1$ tel qu'il est défini dans l'équation (4); une fraction $x_2 = 1 - x_1$ avec une stratégie d'investissement naïve sur le marché américain telle que $B_2 = B_2^*/x_2$ (2).

L'estimation de Φ est positive pour chacune des huit S. I. C. A. V. mais pas significativement différente de d dans aucun des cas. L'adjonction du taux de rentabilité réalisé sur le marché américain ajoute de zéro (dans le cas de la S. I. C. A. V. investie exclusivement en actions françaises, Sliva France) à 20 % au pourcentage de variance expliqué dans les taux de rentabilité des S. I. C. A. V.; dans le cas de Soginter et d'Optima, moins de la moitié de la variance totale de ces deux sociétés d'investissement est expliqué par l'évolution des indices des marchés français et américains, ce qui est une indication de la politique de diversification poursuivie par ces deux fonds dans plus d'une douzaine de pays (3).

De quelle manière l'estimation de Φ est-elle affectée par l'omission des variables de rentabilité d'autres marchés dans l'équation (4) pour des S. I. C. A. V. ayant des investissements en Angleterre, au Japon et dans d'autres pays? Si le taux de rentabilité du marché omis était corrélé de manière positive et parfaite avec les taux de rentabilité français et américains pendant cette période, l'intégralité de son effet se refléterait dans l'estimation de B_1^* ou B_2^* , s'il était parfaitement indépendant des taux de rentabilité réalisés sur les marchés français et américains, l'effet de marché omis se refléterait dans Φ . La recherche

1. Seule l'estimation de d de Soginter une valeur significativement supérieure à 0 au degré de confiance de 0,95. Le lecteur doit comparer les résultats des tables 1 à 3 avec prudence, du fait que la période d'observation pour chaque société d'investissement française dépend de sa date de création. Des comparaisons de performance pour une même période sont disponibles dans les tables 4 et 5. Seuls les S. I. C. A. V. qui ont investi en valeurs américaines avant que la dévaluation d'août 1969 fut anticipée ont profité du changement de parité, comme il est démontré dans le renvoi (2), p. 320.

2. Pour illustrer le problème de double marché, supposons qu'un portefeuille était investi selon $x_1 = x_2 = 0,5$ durant cette période et que nous avons estimé $B_1^* = 0,3$ et $B_2^* = 0,5$. Par conséquent nous avons $B_1 = 0,6$ et $B_2 = 1,0$ et la stratégie d'investissement naïve aurait consisté à diviser le portefeuille en deux avec 60 % de la première moitié investie dans le portefeuille de marché français à R_{m1} et 40 % en dépôts bancaires à R_f et la seconde moitié investie entièrement dans le marché américain à R_{m2} . Une estimation de Φ de 0,01 indique une performance de 1 % supérieure à celle qui aurait été réalisée avec la stratégie indiquée plus haut, du fait qu'à partir du Φ estimé, on ne peut apprécier l'importance relative de d_1 et de d_2 que l'on peut attribuer à chaque marché dans l'équation (4 a).

3. A la fin de 1968, par exemple, Soginter avait en portefeuille 50 lignes de quatorze pays et Optima 156 de 11 pays, chaque S. I. C. A. V. ayant approximativement deux tiers de son portefeuille en actions françaises et américaines.

effectuée tend à indiquer que les taux de rentabilité réalisés sur le marché de Londres et de Tokyo en utilisant des données mensuelles, sont corrélés positivement au taux de rentabilité du marché américain avec des coefficients de corrélation allant de 0,19 à 0,35 ⁽¹⁾.

Pendant la période 1967-1969, par exemple, le taux de rentabilité moyen de l'indice de Londres (Indice Financial Times des valeurs industrielles) a été à peu près équivalent à celui de l'indice américain tel qu'il est rapporté dans les tables 4 et 5 tandis que le taux de rentabilité moyen de l'indice du marché de Tokyo (Dow Jones) a été du même ordre de grandeur que celui du marché français, ce qui reflète une croissance appréciable du marché pendant cette période. Aussi, les investissements des S. I. C. A. V. françaises dans les actions japonaises se reflètent à la fois dans les estimations de B_2 et Φ , l'interprétation qui suit de Φ dépend en définitive de cette caractéristique quant à l'influence possible des marchés omis.

Les performances dans les marchés haussiers et dans les marchés baissiers en France

Les séries de données pour chaque S. I. C. A. V. ont été divisées en deux autour d'août 1967, de telle manière que les performances puissent être comparées pendant la période de marché baissier 1964-1967, et pendant la période de marché haussier 1967-1969, et aussi afin que la seconde période puisse constituer une période de comparaison uniforme et valable pour toutes les mesures de performance de la table 5. Les résultats concernant la période de marché baissier de la table 3 indiquent, qu'alors que les huit S. I. C. A. V. ont des taux de rentabilité positifs pendant ces périodes, seules quatre d'entre elles ont un Φ positif; aucune n'a un Φ supérieur à zéro de manière significative, ce qui veut dire qu'aucune S. I. C. A. V. n'a un excès de rentabilité significativement supérieur à la stratégie d'investissement naïve sur les deux marchés décrits plus haut qui produirait les mêmes B_1^* et B_2^* . Pour quatre S. I. C. A. V. (C, D, E et G), on ne peut rejeter l'hypothèse selon laquelle l'estimation du risque dans la période baissière B_1^* dans la table 3 est égale à l'estimation du risque dans la période haussière de la table 4; seulement trois S. I. C. A. V. (A, B et H) ont un B_1^* significativement inférieur en période de marché baissier ce qui indique une tentative de la part des gérants de portefeuille de réduire le risque non diversifiable sur la partie française de leur portefeuille dans un marché baissier ⁽²⁾.

Du fait que le pourcentage de variance expliqué par la rentabilité du marché français seulement a été plus élevé pendant la période de marché baissier que pendant la période de marché haussier dans 6 cas sur 8, il apparaît que les gérants n'ont généralement pas arbitré leur portefeuille en valeurs étrangères en anticipation d'un déclin du marché français ⁽³⁾.

La comparaison des mesures de performances, 1967-1969

Les tables 4 et 5 présentent des comparaisons de performances pour les 28 mois de la période 1967-1969.

1. Cf. par exemple, Agmon [1] pour la période 1961-1965 et Solnik [24] pour la période 1966-1971.
2. Un B_1 plus faible dans un marché boursier baissier n'implique pas forcément que les gérants de portefeuille ont été capables de prévoir le marché, du fait qu'ils peuvent n'avoir réagi qu'après coup à la chute des cours, et l'on pourrait s'attendre à ce que le B_1 d'un portefeuille non géré baisse du fait que les valeurs volatiles baissent plus que les valeurs moins volatiles ce qui change le poids de chaque valeur dans le portefeuille. Campanella [3] en conclut que les fonds mutuels américains n'ont pas été capables en général de prévoir les mouvements du marché durant la période 1960-1968.
3. Le pourcentage de variance expliqué uniquement par les variations du marché français est une mesure de degré de diversification dans les valeurs françaises.

Les mesures de risque total pour chacune des huit S. I. C. A. V. se situent dans une fourchette relativement étroite (0,0256 à 0,0332), et toutes ont montré des taux de rentabilité dont la variabilité était inférieure à celle des taux de rentabilité des indices français et américains. Toutes les S. I. C. A. V. ont réalisé pendant cette période un taux de rentabilité moyen inférieur à celui du marché français.

Le ratio de la rentabilité au risque de Sharpe qui est égal à l'excès de rentabilité du fonds divisé par l'écart-type des taux de rentabilité fournit une bonne mesure de performance pour un investisseur français ayant une proportion relativement grande de sa fortune investie dans l'une de ces sociétés d'investissement et où le risque total est plus important que la partie du risque non diversifiable. Le classement des S. I. C. A. V. selon ce ratio et qui se trouve dans la première colonne de la table 5 correspond à peu près à leur classement établi selon le degré de diversification sur le marché français, du fait que la S. I. C. A. V. nationale, Sliva France, est classée dernière, alors que la S. I. C. A. V. internationale, Soginter, est classée première.

Sharpe a trouvé des ratios de rentabilité-variabilité pour 34 fonds américains qui sont plus élevés que ceux des fonds français de l'échantillon, à l'exception de Soginter. Ces résultats sont cohérents avec la tendance passée qui a été constatée selon laquelle les taux de rentabilité du marché américain ont été plus élevés et moins variables que ceux du marché français ⁽¹⁾, si bien que toute chose étant égale par ailleurs, les S. I. C. A. V. investissant sur le marché américain devraient avoir une performance meilleure que celles investies uniquement sur le marché français. Comme il a été vu dans la première partie, l'investissement en valeurs mobilières en dehors de la France a deux effets positifs sur le ratio de rentabilité-variabilité $(\bar{R} - \bar{R}_f)/\sigma$: l'effet de « diversification pure », que l'on peut obtenir même sur des marchés de capitaux totalement intégrés ; et le ratio de rentabilité risque américain plus favorable, effet dont on pourrait s'attendre à ce qu'il persiste sur un marché des capitaux totalement intégré à condition que le marché français ait un risque total plus élevé et un risque non diversifiable plus faible que le segment américain de ce marché mondial.

Une mesure de la partie non diversifiable du risque est importante pour les portefeuilles des sociétés d'investissement bien diversifiées ou pour un investisseur qui détient seulement une partie de sa fortune dans une société d'investissement et qui ainsi diversifie au niveau individuel. Deux ratios de rentabilité au risque non diversifiable sont présentés dans la table 5. La mesure de Treynor donne un classement des S. I. C. A. V. françaises selon un ratio d'excès moyen de rentabilité à B_1 qui est à peu près similaire au classement établi selon l'indice de rentabilité-variabilité totale de Sharpe. Une mesure similaire qui est appropriée aux comparaisons internationales des performances des fonds mutuels est constituée par le ratio d'excès de rentabilité au risque total non diversifiable $(\bar{R} - \bar{R}_f)/\sigma_r$, qui est obtenu en divisant la mesure de Sharpe par le coefficient de corrélation r entre le fonds et le taux de rentabilité du marché français ou en divisant le ratio de Treynor par σ_{m_1} ⁽²⁾.

Comme il est montré dans la dernière colonne de la table 5, cette mesure donne les mêmes résultats que le classement selon la mesure de Treynor, mais reflète en plus la variabilité totale du marché. Le résultat surprenant est que le fonds classé le premier a un ratio de rentabilité à écart type non diversifiable qui est quatre fois supérieur à celui du fonds classé huitième.

1. Cf. table 1 et aussi Levy et Sarnat [13].

2. Rappelons que pour un fonds i , $B_1 = (\sigma_i r)/\sigma_{m_1}$, où σ_{m_1} est l'écart type des rentabilités du marché français.

Les estimations par la mesure de Jensen, d , et notre mesure pour double marché sont positives pour les 8 S. I. C. A. V. pendant cette période. Par exemple, en ce qui concerne Sliva France, qui n'investit qu'en valeurs françaises, une estimation de d proche de zéro indique que la même rentabilité aurait pu être obtenue, à supposer que les frais de gestion soient les mêmes, en répartissant le portefeuille à raison de 55 % (B_1) dans l'indice du marché français et 45 % en compte bloqué ou bons du Trésor; comme cette stratégie naïve aurait pu être sans doute poursuivie avec de très faibles frais de gestion, les résultats de la stratégie d'investissement naïve peuvent être considérés comme aussi bons, sinon meilleurs que les résultats effectifs durant cette période. Les résultats des tables 2, 3 et 4 tendent à indiquer que le modèle de marché unique qui a servi à estimer d et qui se trouve résumé dans l'équation (3), n'est pas adapté dans le cas de 7 fonds sur 8 où l'estimation de B_2 pour la rentabilité du marché américain n'est pas très significative. La mesure comparable de l'équation du modèle de double marché Φ produit un classement des performances très similaires au classement réalisé selon la valeur de d . Alors qu'il apparaît que Φ est supérieur à d pour chacun des fonds, on ne peut rejeter l'hypothèse que ces deux coefficients sont égaux dans chaque cas aux erreurs d'estimation près.

La dernière ligne de la table 5, « le portefeuille de marché français » représente un fonds fictif dont la composition serait identique à l'indice français pondéré par les capitalisations boursières en négligeant les coûts de transaction nécessaires pour maintenir identique la composition de ce portefeuille. Si la performance est mesurée par le ratio de la rentabilité à la variabilité totale, 7 des 8 fonds ont fait aussi bien ou mieux que ce fonds fictif pendant la période 1967-1969. Aussi, pour un investisseur qui désire une variance totale de son portefeuille inférieure à celle du marché et qui a une partie importante de sa fortune investie dans l'une de ces S. I. C. A. V., de telle sorte que la variance totale constitue pour lui une mesure de risque appropriée, la performance de ces 7 S. I. C. A. V. apparaît satisfaisante. Pour un investisseur français ayant une faible part de sa fortune investie dans une S. I. C. A. V., c'est-à-dire qui réalise personnellement la diversification de son portefeuille, les mesures de la rentabilité ajustées pour le risque non diversifiable (colonnes 2 et 5 de la table 5) pour les 8 fonds indiquent une performance supérieure par rapport au fonds imaginaire.

V — EST-CE QUE LES GÉRANTS DE PORTEFEUILLE ONT UNE CAPACITÉ D'ANALYSE DES VALEURS FRANÇAISES SUPÉRIEURE?

Plusieurs facteurs favorisent les banques françaises, et partant les gérants de portefeuille dans leur effort de prévision de la rentabilité future des titres français. Contrairement aux maisons de courtage américaines, les agents de change français ne donnent pas aux investisseurs privés et institutionnels de conseils fondés sur l'Analyse financière (1). L'absence d'une profession organisée d'Analystes financiers telle qu'elle existe aux U. S. A. est en partie la cause de l'avantage comparatif qu'ont les banques françaises pour l'analyse systématique des sociétés; aussi les banques, en tant que grands utilisateurs d'idées de recherche d'investissement ont d'importantes équipes internes d'analystes financiers. En

1. Un certain nombre d'investisseurs institutionnels financent des organisations d'analyse financière telles que Eurofinance. Les bilans et comptes d'exploitation mensuels des sociétés françaises sont facilement disponibles mais peu de sociétés cotées à Paris ont fourni des comptes consolidés durant la période 1964-1969 et peu d'entre elles publiaient leurs bénéfices par action autrement qu'une fois par an.

accord avec la réglementation française, les relations qui existent entre la partie commerciale de la banque et la partie investissement, donnent sans doute un avantage considérable aux banques dans leur rôle de gérants de portefeuille, alors qu'une telle utilisation interne d'informations qui ne sont pas disponibles au grand public sont prohibées aux États-Unis depuis le Glass-Steagall Act, la loi sur les marchés de valeurs mobilières de 1934, et des décisions de jurisprudence ultérieures. Pour la première fois, en 1967, la France a créé une Commission afin de contrôler les informations financières et les marchés financiers (1). Une loi importante sur les valeurs mobilières de décembre 1970 a réitéré les restrictions initiales qui existent sur l'utilisation des informations privilégiées, restrictions qui n'existaient pas pendant la période d'observation 1964-1969. Dans ce contexte, l'évaluation des performances des fonds mutuels peut être considérée comme un test direct d'hypothèse d'efficacité des marchés de capitaux.

On ne peut savoir exactement dans quelle mesure les fonds mutuels ont montré une capacité d'analyse supérieure des valeurs mobilières françaises, c'est-à-dire, déterminer si d_1 est positif dans l'équation (4 a) du fait que la rentabilité sur la partie investie en France des S. I. C. A. V. diversifiées internationalement n'est pas disponible. Afin de mesurer approximativement la contribution à la mesure de la performance Φ de la sélection des valeurs françaises, nous supposons que dans l'équation (4 a), d_2 est égal à zéro et que les contributions similaires des participations à d'autres marchés que le marché français (l'extension à (4 a) des termes d_3, d_4 , etc.), sont aussi égales à zéro. Les recherches faites sur les fonds mutuels par Sharpe [23], Jensen [12] et Friend, Blume et Crockett [7] suggèrent que les fonds américains ont été incapables de montrer des performances supérieures de manière répétée relativement à la rentabilité du marché et au risque de portefeuille systématique. Les positions les plus importantes en titres étrangers des S. I. C. A. V. françaises l'ont été en titres américains, et il est plausible de supposer qu'elles ne sont pas plus capables de prévoir les performances des valeurs individuelles que les fonds américains.

Aussi, $d_1 = \Phi/x_1$ dans l'équation (4 a). Les estimations de Φ sont données dans la table 4 pour la période 1967-1969, et la fraction des portefeuilles investie en actions et obligations françaises x_1 a été mesurée pour chaque fonds jusqu'au 31 décembre 1968 (2). L'éventail des valeurs de x_1 indique des fractions de 45 % des actifs en valeurs françaises; cette fraction est supposée être un paramètre pour chaque fonds durant la période 1967-1969 (3). Les estimations résultantes de d_1 sont indiquées dans la dernière colonne de la table 5. Trois des huit S. I. C. A. V. (C, D et H) ont une performance d_1 « supérieure » sur les valeurs françaises de 1 % par mois ou mieux, avec plus de 2 % par mois pour la meilleure, Soginter. Trois autres S. I. C. A. V. (B, F et G) ont des estimations d_1 supérieure à 1/2 % par mois. En définitive, six des huit S. I. C. A. V. montrent un d_1 sur la partie française de leur portefeuille de 6 à 28 % de taux de rentabilité en excès de celui qui était prévu compte tenu du risque systématique des valeurs françaises; les deux autres S. I. C. A. V. ont des estimations d_1 qui sont seulement légèrement supérieures à zéro.

Toutes les performances des S. I. C. A. V. ont été mesurées compte tenu des frais administratifs et des coûts de transaction. En tenant compte du fait que les commissions

1. La Commission des opérations de bourse (C. O. B.) est semblable à la Security and Exchange Commission américaine.

2. Les valeurs de x_1 ont été communiquées par l'A. S. F. I. à Paris; Épargne mobilière 0,706; France investissement 0,574; France Placement 0,540; Optima 0,555; Slira France 1,00; Slivam 0,699; Sogevor 0,668; Soginter 0,453.

3. La composition du portefeuille des sociétés d'investissement françaises considérées comme diversifiées était la suivante en 1968; 34 % d'actions françaises, 25 % d'obligations françaises et 9 % de liquidités et de prêts à court terme, pour un x_1 total de 0,68 à la fin de 1968.

moyennes s'élèvent à 1,2 % et que le taux de rotation moyen des portefeuilles est de 15 %, l'ajout des frais de transaction totaux accroîtrait les performances de 0,0036 par an ou 0,0003 par mois ⁽¹⁾. Les frais administratifs annuels ont varié entre 0,21 et 0,50 % des actifs avec une moyenne de 0,32 % pour l'ensemble de l'échantillon. L'effet conjoint des frais administratifs et des coûts de transaction a eu pour conséquence d'abaisser les estimations de rentabilité d et Φ d'en moyenne 0,00057 par mois ou 2/3 de 1 % par an. Ces résultats ne font que confirmer le fait que les gérants de portefeuille ont été en général des analystes financiers supérieurs en terme de prévision de rentabilité des valeurs mobilières françaises et aussi le fait que trois S. I. C. A. V., Soginter, France Placement et Optima ont obtenu des résultats étonnants durant la période 1967-1969. Afin de vérifier l'hypothèse selon laquelle les gérants de portefeuille auraient une capacité d'analyse supérieure à l'intérieur des organisations auxquelles ils appartiennent, l'auteur a interviewé des représentants des banques auxquelles appartiennent toutes les S. I. C. A. V. de l'échantillon. Les opinions quant à l'utilisation et à l'importance relative des informations privilégiées sur les sociétés sont variées. Dans une S. I. C. A. V. seulement, les relations bancaires avec les sociétés réduisent la liberté d'achat et de vente des actions de ces sociétés dans le portefeuille de la S. I. C. A. V. Plusieurs S. I. C. A. V. ont admis que les informations privilégiées étaient parfois disponibles sur les clients de la banque et sur d'autres sociétés, mais on précisait que l'horizon d'investissement relativement long et la faiblesse du volume des transactions de la plupart des actions françaises cotées rendait les opérations à court terme impossibles ⁽²⁾. Peu de sociétés françaises publient leurs résultats trimestriels et de ce fait les investisseurs rencontrent des difficultés pour mettre à jour leurs prévisions sur les variables financières qui influent sur le cours. L'avantage qu'auraient les sociétés d'investissements serait moins dû au fait que les sociétés donnent des informations privilégiées aux banques mais plutôt à leur contact fréquent ce qui permet aux analystes financiers travaillant dans les banques de recevoir des informations continues à l'inverse des investisseurs individuels.

Les résultats de cette étude suggèrent qu'à travers les S. I. C. A. V., les petits investisseurs ont profité en France durant la période 1964-1969 de l'avantage compétitif qu'ont les banques en matière d'analyse financière; avant 1964, seuls les possesseurs de gros portefeuilles profitaient de cette faveur en tant que clients des services de gestion de fortune. Aujourd'hui 3 % seulement de la population française possèdent des actions ou des parts de S. I. C. A. V. comparé à 15 % pour la population américaine, et cette différence est encore plus élevée si l'on inclue la fraction d'actions détenue par les fonds de retraite. Étant donné les pratiques actuelles d'information financière, la supériorité de la performance des fonds mutuels grâce au choix d'actions françaises a eu pour conséquence que les profits de portefeuille que l'on peut attribuer aux capacités d'analyse des banques et à l'accès aux informations ont été transférés en partie aux actionnaires de S. I. C. A. V. et principalement aux petits investisseurs.

En tant que principale Commission de régulation des marchés, la C. O. B. est consciente de la nécessité d'accélérer les flux d'informations des sociétés au public ⁽³⁾. La loi sur les

1. La commission de 1,2 % qui comprend 0,4 % à l'agent de change, 0,3 % d'impôts et 0,5 % de frais administratifs ne faisait pas l'objet d'un tarif dégressif selon l'importance des ordres durant la période.

2. Dans l'impossibilité de négocier des blocs comme c'est le cas à New York, les gérants de portefeuille français limitent leurs transactions sur une valeur à 20 % du volume moyen de transactions. Une demi-douzaine seulement d'actions françaises ont eu un volume moyen journalier de transactions supérieur à \$ 200 000; de ce fait constituer une ligne de 1 million de dollars peut demander un mois ou plus. Les négociations de bloc sont devenues plus fréquentes depuis cette étude.

3. Cf. Burgard [2] et les rapports annuels de la C. O. B. [5].

sociétés de 1970 indique qu'aucune personne, analyste, investisseur, professionnel ou banquier ne peut faire un usage personnel des informations privilégiées. L'interprétation de cette loi quant aux S. I. C. A. V. et à la gestion de fortune reste à faire. Il est peu probable que les contraintes juridiques ou réglementaires qui s'exercent sur des gérants de fonds changeront de manière fondamentale dans les quelques années à venir du fait que le souci principal des autorités semble être dirigé vers les initiés des entreprises.

VI — CONCLUSION

Le but de cette recherche était d'étudier la performance de huit des plus anciennes S. I. C. A. V. françaises du mois de leur création jusqu'en 1969. Les résultats suggèrent que ces fonds ont en général une rentabilité ajustée pour le risque supérieure. Constituant un des premiers tests d'efficacité de marché, en dehors du marché américain, cette étude confirme l'impression largement répandue parmi les investisseurs français que leur marché est inefficace quant à la rapidité et à l'ampleur de la circulation des informations qui influent sur les décisions d'investissement. Des études similaires s'appliquant aux fonds américains ont montré qu'à peu près la moitié des fonds avait une performance supérieure par rapport à une stratégie d'investissement naïve sur le marché américain. Les S. I. C. A. V. investies sur le marché américain durant la période 1964-1969 ont profité d'une rentabilité plus élevée à un certain degré de variance que la rentabilité qu'il eut été possible d'obtenir sur le marché français. Ex-post, les taux de rentabilité plus élevés obtenus sur le marché américain ont plus que compensé les coûts de transaction supplémentaires associés à l'investissement dans des valeurs mobilières étrangères. Rien ne permet d'affirmer que la capacité des gérants de portefeuille à prévoir les tendances générales de marché leur a permis d'effectuer des changements structurels dans les portefeuilles investis sur chaque pays. Les résultats indiquent que les S. I. C. A. V. ont généralement été capables d'obtenir une rentabilité supérieure par rapport à une stratégie d'investissement naïve de risque similaire sur la partie française de leur portefeuille, ce qui indique des capacités d'analyse supérieure des valeurs immobilières nationales et la position généralement avantageuse des banques françaises ainsi que des gérants de portefeuille de par l'accès qu'elles ont aux informations sur les sociétés françaises.

Les résultats indiquent que l'ensemble des S. I. C. A. V. offrait aux investisseurs un spectre relativement limité quant à leurs objectifs d'investissement, que ceci soit mesuré en terme de risque total ou de risque non diversifiable. Aucun portefeuille de fonds ne montre un risque total et une rentabilité globale supérieure au portefeuille de marché français pendant la période 1964-1969. Il est souhaitable que dans des marchés financiers efficaces les investisseurs institutionnels aient aussi peu de contraintes que possible quant à la formulation de leurs objectifs d'investissement et à leur politique de portefeuille ce qui inclut les objectifs de risque et que chaque investisseur soit libre de choisir, parmi un éventail de fonds, le portefeuille qui satisfasse ses préférences personnelles. En conséquence, il serait peu sage et superflu que le Gouvernement français maintienne l'obligation qu'ont les S. I. C. A. V. d'investir au moins 30 % de leurs actifs en obligations et liquidités françaises afin que certains fonds puissent définir et poursuivre une politique risque-rentabilité plus élevée, comparable aux sociétés d'investissement américaines axées sur la croissance. Ainsi, les S. I. C. A. V. qui maintiendraient les niveaux existant de risque global et non diver-

sifiable pourraient choisir des portefeuilles, en l'absence de la règle des 30 %, qui produiraient des taux de rentabilité escomptés aussi élevés ou plus élevés que ceux qui peuvent être obtenus avec les contraintes actuelles.

Durant la période d'étude, l'alternative des S. I. C. A. V. diversifiées internationalement résidait dans l'avantage comparatif qu'elles avaient quant aux informations sur les valeurs françaises d'une part et les avantages de diversification d'autre part, qui se sont manifestés par des taux de rentabilité escomptés plus élevés dans les valeurs américaines que dans les valeurs françaises pour un certain niveau de variance. Au fur et à mesure que la taille des sociétés d'investissement s'accroît, leur capacité à profiter des informations dont elles bénéficient sur les valeurs françaises dont les volumes de transactions sont faibles selon les critères des investisseurs, diminuera. Aussi les avantages d'exécution et de liquidité qu'apportent les échanges de blocs d'actions aux U. S. A. et en G.-B. ainsi que les avantages perçus en termes de rentabilité-risque pourraient entraîner les S. I. C. A. V. françaises à investir de plus en plus à l'étranger réduisant ainsi le pourcentage de leur portefeuille qu'elles ont en actions françaises et à contrecarrer en partie le désir des autorités officielles de canaliser l'épargne des petits investisseurs vers le marché boursier.

John MACDONALD

*Professeur associé de finance,
Graduate School of Business, Stanford University*

Traduction de B. Jacquillat

M. John MACDONALD remercie Patrice Mignon et Gilles Cahen-Salvadore pour leur contribution à la recherche et au traitement des informations.

Il remercie également Alan Kraus, Robert H. Litzenberger, William F. Sharpe, Bruno H. Solnik, Jacques-Henri Gougenheim et Richard A. Cohn pour leurs commentaires et suggestions.

Cette recherche fut financée par une bourse de la Fondation Dean Witter à l'Université de Stanford. L'aide à Paris fut offerte par les membres du C. E. S. A. et de l'Université de Paris.

Sa gratitude est grande pour B. Jacquillat, professeur assistant au C. E. S. A., dont l'intérêt pour cette recherche est allé jusqu'à la traduire.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Tamir AGMON, « The Relations between Equity Markets - A Study of Share Price Co-Movements in the U. S., U. K., Germany and Japan », *Journal of Finance* (à paraître).
- [2] J. J. BURGARD, « Comment améliorer l'information sur les sociétés », *Analyse financière*, n° 5, 2^e trimestre, 1971, pp. 1-7.
- [3] Frank B. CAMPANELLA, *The Measurement of Portfolio Risk Exposure*. Lexington, Mass : Lexington Books, 1972.
- [4] Richard A. COHN and John J. PRINGLE, « Some Implications of Imperfections in International Financial Markets », *Journal of Finance* (à paraître).
- [5] Commission des Opérations de Bourse. *Rapport au Président de la République*, France, 1971.
- [6] Eugène FAMA, « Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, XV, May 1970, pp. 383-423.

- [7] Irwin FRIEND, Marshall BLUME, and Jean CROCKETT, *Mutual Funds and Other Institutional Investors : A New Perspective*, New York : Mc Graw-Hill, 1970.
- [8] Georges GALLAIS-HAMONNO, *Les Sociétés d'investissement à capital variable (S. I. C. A. V.)*, Paris : Presses Universitaires de France, 1970.
- [9] Georges GALLAIS-HAMONNO, « La supériorité de la gestion collective de l'épargne mobilière : Analyse méthodologique et application aux S. I. C. A. V. », *Consommation*, n° 1, 1970.
- [10] Herbert G. GRUBEL, « Internationally Diversified Portfolios : Welfare Gains and Capital Flows », *American Economic Review*, LVII, December, 1968, pp. 1299-1314.
- [11] Herbert G. GRUBEL and Kenneth FADNER, « The Interdependence of International Equity Markets », *Journal of Finance*, XXVI, March 1971, pp. 89-94.
- [12] Michael C. JENSEN, « Risk, the Pricing of Capital Assets, and the Evaluation of Investment Portfolios », *Journal of Business*, XLII, April, 1969, pp. 167-247.
- [13] C. H. LEE, « A Stock-Adjustment Analysis of Capital Movements : The U. S. - Canadian Case », *Journal of Political Economy*, LXXVII, July-August, 1969.
- [14] Donald R. LESSARD, « Multinational Portfolio Diversification for Developing Countries » (Thèse de doctorat non publiée, Stanford University, 1970).
- [15] Haim LEVY and Marshall SARNAT, « International Diversification of Investment Portfolios », *American Economic Review*, LX, September 1970, pp. 668-675.
- [16] John LINTNER, « The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets », *Review of Economics and Statistics*, III, February, 1970, pp. 87-99.
- [17] Harry MARKOWITZ, « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, VII, March 1952, pp. 77-91.
- [18] Norman C. MILLER and Marina v. N. WHITMAN, « A Mean-Variance Analysis of United States Long-Term Portfolio Foreign Investment », *The Quarterly Journal of Economics*, LXXXIV, May 1970, pp. 175-192.
- [19] Bruno MONTIER, « Les indices boursiers dans le monde », *Analyse financière*, n° 1, 4^e trimestre, 1969, pp. 11-26.
- [20] Gabriel Rendu, « Évolution comparée de bourses de Paris et de New York », *Banque*, CCXCIV, March 1971, pp. 256-266.
- [25] William F. SHARPE, « Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *Journal of Finance*, XIX, September, 1964.
- [22] William F. SHARPE, « Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, XXXIX, Part 2, January, 1966, pp. 119-138.
- [23] William F. SHARPE, *Portfolio Theory and Capital Markets*, New York : Mc Graw-Hill, 1970.
- [24] Bruno H. SOLNIK, « European Capital Markets : Towards a Theory of an International Capital Market », Thèse de doctorat non publiée, M. I. T., August 1972.
- [25] James TOBIN, « Liquidity Preference as Behavior Towards Risk », *Review of Economic Studies*, XXV, February, 1958, pp. 65-86.
- [26] Jack L. TREYNOR, « How to Rate Management of Investment Funds », *Harvard Business Review*, XLIII, January-February, 1965, pp. 63-75.
- [27] *United States Law Week*, 29, April, 1971, pp. 4406-4414.