

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

JEAN-JACQUES ROSA

CHRISTIAN FERRY

Les performances des SICAV, une réévaluation

Journal de la société statistique de Paris, tome 117 (1976), p. 319-333

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1976__117__319_0

© Société de statistique de Paris, 1976, 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/>

LES PERFORMANCES DES SICAV, UNE RÉÉVALUATION

Jean-Jacques ROSA

Professeur d'économie et de finance (Université de Paris II et Institut orléanais de finance)

et Christian FERRY

chargé de cours à la Faculté de sciences économiques et de gestion de Dijon

L'analyse récente des performances des SICAV par Mac-Donald repose sur l'extension d'un modèle d'évaluation des actifs financiers aux portefeuilles internationaux. Les développements de la théorie des marchés financiers permettent d'apprécier l'analyse théorique et empirique de Mac-Donald et de lui substituer une approche internationale. Son application montre que les six SICAV les plus anciennes n'ont pas fait mieux que le marché sur la période 1965-1973. En outre, les auteurs mettent en évidence que les rendements des SICAV sont décrits statistiquement par un processus multi-national de génération des rendements.

The recent performance analysis of SICAV by Mc Donald is based on the extension of an evaluation model of financial assets to international portfolios. The development of the theory of financial markets allow us to appreciate the theoretical and practical analysis of Mc Donald and to substitute an international approach for it. Its application shows that the six more ancient SICAV did not better than the market over 1965-1973. Besides, the authors show up that SICAV's performance is statistically described by a multinational yield generation process.

Die Analyse der Rentabilität der SICAV durch Mac-Donald beruht auf der Extrapolation eines Modells zur Schätzung der Aktiva von internationalen Portefeuilles. Die Entwicklungen der Theorien über die Geldmärkte gestatten die theoretische und auf der Erfahrung beruhenden Analyse von Mac-Donald zu würdigen und sie durch eine internationale Annäherung zu ersetzen. Ihre Anwendung zeigt, dass die sechs ältesten SICAV sich nicht besser gehalten haben als der Geldmarkt in der Periode von 1965-1973. Die Verfasser beweisen im übrigen sehr klar, dass die pekuniären Ergebnisse der SICAV statistisch gesehen von der internationalen Entwicklung des Geldmarktes abhängig sind.

I — INTRODUCTION

Les performances des SICAV les plus anciennes ont été analysées récemment par Mac-Donald (1973) dans ce journal. Bien que la méthodologie de la mesure des performances soit bien connue dans le cadre conceptuel du modèle national d'évaluation des actifs financiers (C. A. P. M.) (1), la tâche est bien plus délicate dans un contexte international qui s'imposait du fait de la diversification géographique des portefeuilles de ces SICAV. Comme nous allons le voir ci-dessous, le degré d'intégration des marchés financiers nationaux est d'une importance prépondérante pour situer le travail de Mac-Donald et l'élargir.

Tout en acceptant l'hypothèse de marchés nationaux segmentés, Mac-Donald (1973, pp. 1162-1164) en rejette néanmoins la version la plus rigoureuse : celle qui élimine l'existence de portefeuilles internationaux. Il admet alors « a small number of portfolios with access as price takers to two markets, them characterized as weakly segmented »... (Mac-Donald 1973, p. 1163). Sous cette hypothèse, il développe une mesure généralisée de Jensen (1968).

Pour n'importe quel marché j , une mesure de Jensen d_{ij} peut être définie pour un portefeuille quelconque de la manière suivante :

$$\begin{aligned} d_{ij} &= R_{ij} - E(R_{ij}) \\ &= R_{ij} - (R_f + B_{ij})(R_{mj} - R_f) \end{aligned} \quad (1)$$

lorsque $E(R_{ij})$ est remplacé par sa valeur, donnée par le modèle national d'évaluation des actifs financiers de Sharpe-Lintner-Mossin. Dans un contexte multipériodique, la relation entre l'excès de rendement du portefeuille ij calculé à partir du taux de profit de l'actif sans risque R_f et l'excès de rendement du portefeuille du marché j , R_{mj} , définit à la fois la mesure de la performance d_{ij} et le risque non diversifiable B_{ij} , pour chaque période t (Jensen 1968, et Mac-Donald 1973, p. 1163).

$$R_{ijt} - R_{ft} = d_{ij} + B_{ij}(R_{mjt} - R_{ft}) \quad (2)$$

Le rendement d'un portefeuille i , diversifié sur deux marchés nationaux, dépend des proportions x_1 et x_2 de la capitalisation boursière du portefeuille, investies sur les marchés 1 et 2 (Mac-Donald 1973, p. 1164) :

$$\begin{aligned} R_{it} - R_{ft} &= x_1(d_{i1} + B_{i1}(R_{m1t} - R_{ft})) + x_2(d_{i2} + B_{i2}(R_{m2t} - R_{ft})) \\ &= \varnothing_t + B_{i1}(R_{m1t} - R_{ft}) + B_{i2}(R_{m2t} - R_{ft}) \end{aligned} \quad (3)$$

avec :

R_{m1t} et R_{m2t} les rendements respectifs des portefeuilles des marchés 1 et 2, au temps t .

R_{ft} le rendement en t de l'actif sans risque supposé être identique sur les deux marchés.

$$\varnothing_t = x_1 \cdot d_{i1} + x_2 \cdot d_{i2}$$

$$B_{i1} : x_1 \cdot B_{i1}$$

$$B_{i2} : x_2 \cdot B_{i2}$$

\varnothing_t est la mesure généralisée de Jensen, utilisée principalement par Mac Donald pour évaluer les performances des SIVAC les plus anciennes.

1. Pour les mesures des performances voir Treynor (1965), Treynor et Mazuy (1968), Sharpe (1966), Jensen (1968) et Fama (1972). Pour le modèle d'évaluation (Capital Asset Pricing Model), voir Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966).

De toute évidence, la méthode adoptée par Mac-Donald est ad hoc et apparaît seulement comme une approximation de la véritable mesure de la performance puisque plusieurs composantes nationales des portefeuilles des SICAV sont négligées. De plus, il serait souhaitable de lever l'hypothèse d'un taux de profit R_f de l'actif sans risque unique sur un marché international.

Bien que le coût de ces simplifications soit *a priori* faible dans le cas des SICAV analysés (1), elles limitent la validité de la mesure de Mac-Donald (2) aux portefeuilles considérés.

Or il est possible d'arriver à une formulation générale et correcte de la mesure de la performance, qui inclut la mesure de Mac-Donald comme un cas particulier. Cette approche, qui repose sur le modèle international d'évaluation des actifs financiers de B. Solnik (1972) (3) répond aux critiques précédentes et fournit un cadre conceptuel adéquat pour analyser les performances des portefeuilles internationaux. Elles sera exposée dans la section II de ce travail et sera appliquée à la mesure des performances des SICAV, de 1965 à 1973, dans la troisième et dernière section.

II — UNE APPROCHE INTERNATIONALE DE LA MESURE DES PERFORMANCES DES PORTEFEUILLES

Bruno Solnik (1972) a développé un modèle d'équilibre financier international qui décrit le fonctionnement efficient du marché mondial. Cette analyse repose sur un certain nombre d'hypothèses (Solnik 1972, p. 27) :

- Perfection des marchés de capitaux;
- Les investissements maximisent l'utilité espérée de leur consommation, éprouvent une aversion pour le risque et font les mêmes anticipations des futurs rendements boursiers et cambiaires;
- Les échanges ont lieu de façon continue dans le temps;
- Un actif sans risque existe sur chaque marché national;
- Les ventes à découvert sont illimitées.

Dans ce cadre, en admettant l'indépendance des rendements boursiers et cambiaires, le rendement espéré d'une valeur du marché national p est fonction de sa contribution au risque total du marché mondial (Solnik, 1972, pp. 44-45) :

$$E(\tilde{R}_{ip}) = R_{fp} + \frac{E(\tilde{R}_m) - R_{fm}}{\text{Var}(\tilde{R}_m)} \cdot \text{cov}(\tilde{R}_{ip}, \tilde{R}_m) \quad (4)$$

avec : R_{fp} le rendement de l'actif sans risque du marché national p

$E(\tilde{R}_m)$ le rendement espéré du portefeuille mondial des titres

R_{fm} le rendement du portefeuille mondial d'actifs sans risque (dont la composition géographique est la même que celle du portefeuille mondial des titres).

Ferry (1974) aboutit à la même expression dans un modèle unipériode, en abandonnant l'hypothèse d'indépendance des rendements boursiers et cambiaires, mais en supposant que les opérateurs se comportent comme de purs investisseurs.

1. Du fait de l'importance des valeurs françaises et américaines dans leurs portefeuilles (Mac-Donald 1973, p. 1 173).

2. Remarquons que Mac-Donald a conscience de ces problèmes (1973, note 14, p. 1164) mais un manque de données ne lui a, sans doute, pas permis de les résoudre.

3. I. A. P. M. : International Asset Pricing Model.

L'équation (3) de Mac-Donald peut être retrouvée à partir de (4) si on suppose réalisé un processus national de génération des rendements suggéré par Solnik (1972, pp. 109-110) et caractérisé par :

$$\tilde{R}_{i,p}(t) = a_{i,p} + b_{i,p} \cdot \tilde{R}_p(t) + \tilde{e}_{i,p}(t) \quad (5)$$

et

$$\tilde{R}_p(t) = a_p + b_{pm} \cdot \tilde{R}_m(t) + \tilde{e}_p(t) \quad (6)$$

avec :

$\tilde{R}_{i,p}(t)$ le rendement ex post de la valeur i du marché national p au temps t , avec $i = 1 \dots I$

$\tilde{R}_m(t)$ le rendement ex post du facteur mondial, approximé par le rendement du portefeuille du marché mondial

et en supposant réalisées les contraintes habituelles sur les résidus et les variables explicatives de (5) et (6).

Solnik (1972, pp. 110 à 113) a montré que (4), (5) et (6) impliquent :

$$R_{i,p}(t) - R_{f,p}(t) = b_{i,p} \cdot (\tilde{R}_p(t) - R_{f,p}(t)) + \tilde{e}_{i,p}(t) \quad (7)$$

avec :

$R_{f,p}(t)$ le rendement de l'actif sans risque du marché p au temps t .

Le rendement ex post d'un portefeuille multinational q , $R_q(t)$, caractérisé par une série de pondérations x_{ip} , est égal à :

$$\tilde{R}_q(t) = \sum_p \sum_i x_{i,p} \cdot \tilde{R}_{i,p}(t)$$

D'après (7) :

$$\tilde{R}_q(t) = \sum_p \sum_i x_{i,p} \cdot R_{f,p}(t) + \sum_p \sum_i x_{i,p} \cdot b_{i,p} \cdot (\tilde{R}_p(t) - R_{f,p}(t)) + \sum_p \sum_i x_{i,p} \cdot \tilde{e}_{i,p}(t)$$

En posant : $x_{ip} = x_i^p \cdot x_p$

avec :

x_{ip} le poids de la valeur i dans le portefeuille q $\left(\sum_p \sum_i x_{i,p} = 1\right)$

x_i^p le poids de i dans la composante nationale p du portefeuille q $\left(\sum_i x_i^p = 1\right)$

x_p le poids de la composante nationale p dans le portefeuille q , $\left(\sum_p x_p = 1\right)$

On obtient :

$$\begin{aligned} \sum_p \sum_i x_{i,p} \cdot R_{f,p}(t) &= \sum_p x_p \cdot R_{f,p}(t) \cdot \sum_i x_i^p = R_{fq}(t) \\ \sum_p \sum_i x_{i,p} \cdot b_{i,p} \cdot (\tilde{R}_p(t) - R_{f,p}(t)) &= \sum_p x_p \cdot \left(\sum_i x_i^p \cdot b_{i,p}\right) \cdot (\tilde{R}_p(t) - R_{f,p}(t)) \\ &= \sum_p b_{qp} \cdot (\tilde{R}_p(t) - R_{f,p}(t)) \end{aligned}$$

b_{qp} , étant la volatilité du portefeuille q par rapport au marché national p .

$$\sum_p \sum_i x_{i,p} \cdot \tilde{e}_{i,p}(t) = \sum_p x_p \cdot \left(\sum_i x_i^p \cdot \tilde{e}_{i,p}(t)\right) = \tilde{e}_q(t)$$

D'où on peut écrire :

$$\tilde{R}_{q(t)} - R_{fq(t)} = \sum_p b_{qp} \cdot (\tilde{R}_{p(t)} - R_{fp(t)}) + \tilde{e}_{q(t)} \quad (8)$$

En introduisant la mesure α_q de Jensen dans l'équation précédente, on retrouve la relation testée par Mac-Donald (1973, p. 1164) (notre équation 3) sous une forme plus générale :

$$\tilde{R}_{q(t)} - R_{fq(t)} = \alpha_q + \sum_p b_{qp} \cdot (\tilde{R}_{p(t)} - R_{fp(t)}) + \tilde{u}_{q(t)} \quad (9)$$

avec :

$$\tilde{e}_{q(t)} = \alpha_q + \tilde{u}_{q(t)}; E(\tilde{u}_{q(t)}) = 0$$

Cette justification *a posteriori* de l'équation (3) repose sur des hypothèses différentes de celles admises par Mac-Donald.

Mais la relation (9) est plus générale dans la mesure où elle prend en compte tous les différents marchés p , sur lesquels est investi le portefeuille de la SICAV concernée. La restriction de la mesure de Mac-Donald aux seuls marchés français et américains peut diverger l'estimation α_q de sa vraie valeur.

Comme le note Mac Donald (1973, p. 1173), si les rendements des marchés omis sont positivement et parfaitement corrélés avec les rendements des marchés pris en compte, l'effet de ces omissions se reflétera dans l'estimation des volatilités b_{qp} . Mais s'ils sont parfaitement indépendants, l'influence des rendements des marchés omis se portera sur la mesure α_q de la performance. Dans ce cas, la comparaison des SICAV, à partir de cet indice, n'aura plus une signification financière rigoureuse, principalement lorsque les structures géographiques des portefeuilles seront très différentes.

En outre, il faut noter que la prime de risque du portefeuille $\tilde{R}_{q(t)} - R_{fq(t)}$ est calculée à partir du rendement d'un portefeuille d'actifs sans risque nationaux, $R_{fq(t)}$, dont la diversification géographique est identique à celle du portefeuille q considéré (voir ci-dessus). Sur ce point, à nouveau, notre formulation est plus générale et plus rigoureuse que celle de Mac-Donald, restreinte à un seul rendement d'actif sans risque commun aux deux seuls marchés américain et français.

Enfin un problème supplémentaire est soulevé par le fait que le processus national de génération des rendements (éq. 5 et 6) n'est pas la seule hypothèse compatible avec la relation (4) d'équilibre entre le rendement et le risque des actifs risqués, sur un marché financier international. D'autres types de processus peuvent être envisagés. Ils supposent, en particulier, une action directe d'un facteur mondial sur les rendements des actifs financiers risqués. Aussi faut-il s'interroger sur la mesure généralisée de Jensen, dans le cadre du processus mondial et mixte suggéré par Solnik (1972, pp. 88 et 118) ⁽¹⁾.

Le processus mondial est caractérisé par :

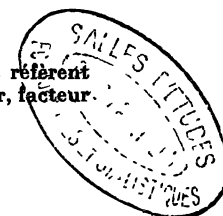
$$\tilde{R}_{q(t)} = \alpha_q + b_{qm} \cdot \tilde{R}_{m(t)} + \tilde{e}_{qm(t)} \quad (10)$$

avec les contraintes habituelles sur $\tilde{R}_{m(t)}$ et $\tilde{e}_{qm(t)}$.

D'après (4) et (10) on obtient (Solnik 1972, p. 89) :

$$\tilde{R}_{q(t)} - R_{fq(t)} = b_{qm} \cdot (\tilde{R}_{m(t)} - R_{fm(t)}) + \tilde{e}_{qm(t)}$$

1. Les qualificatifs : national, mondial et mixte, associés aux divers processus considérés, se réfèrent à la nature des facteurs explicatifs des rendements réalisés *des valeurs* : facteur national dans le premier, facteur mondial dans le second, facteurs national et mondial dans le processus mixte.



D'où l'équation de base de la mesure de Jensen devient alors :

$$\tilde{R}_q(t) - R_{fq(t)} = \alpha'_q + b_{qm} \cdot (\tilde{R}_m(t) - R_{fm(t)}) + \tilde{u}_{qm}(t) \quad (11)$$

avec : $\tilde{e}_{qm}(t) = \alpha'_q + \tilde{u}_{qm}(t); E(\tilde{u}_{qm}(t)) = 0$

Le processus mixte est caractérisé par :

$$\tilde{R}_p(t) = a_p + b_{pm} \cdot \tilde{R}_m(t) + \tilde{e}_p(t) \quad (6)$$

$$\text{et : } \tilde{R}_{ip}(t) = c_{ip} + b_{ip}^m \cdot \tilde{R}_m(t) + b_{ip}^q \cdot \tilde{e}_p(t) + v_{ip}(t) \quad (12)$$

avec les contraintes habituelles.

D'après (1), (6), (12), on obtient d'après Solnik (1972, p. 120) :

$$\tilde{R}_{ip}(t) - R_{fq(t)} = d_{ip}^m (\tilde{R}_m(t) - R_{fm(t)}) + b_{ip}^p (\tilde{R}_p(t) - R_{fp(t)}) + v_{ip}(t)$$

avec (1) : $d_{ip}^m = b_{ip}^m - b_{ip}^p \cdot b_{pm}$

Par la démonstration analogue à celle développée dans le cas de la structure nationale (voir ci-dessus), le rendement réalisé d'un portefeuille multinational q est égal à (Ferry, 1974, p. 204) :

$$\tilde{R}_q(t) = \sum_p \sum_i x_{ip} \cdot \tilde{R}_{ip}(t)$$

$$\tilde{R}_q(t) - R_{fq(t)} = d_{qm} \cdot (R_m(t) - R_{fm(t)}) + \sum_p b_{qp}^p \cdot (\tilde{R}_p(t) - R_{fp(t)}) + \tilde{v}_q(t) \quad (13)$$

D'où, en introduisant la mesure de Jensen :

$$\tilde{R}_q(t) - R_{fq(t)} = \alpha_q + b_{qm} \cdot (\tilde{R}_m(t) - R_{fm(t)}) + \sum_p b_{qp}^p \cdot (R_p(t) - R_{fp(t)}) + \tilde{v}_q(t) \quad (14)$$

avec : $\tilde{v}_q(t) = \alpha_q'' + \tilde{w}_q(t); E(\tilde{w}_q(t)) = 0$

Les équations (11) et (14) montrent que la relation de Mac-Donald (3) (ou même 9) a un domaine de validité limité à l'hypothèse d'un processus national des rendements. En particulier, la comparaison des équations (9), (11) et (14) montre clairement qu'il n'y a aucune raison pour que les mesures de la performances α_q , α'_q et α''_q soient égales.

En résumé, trois sources possibles d'erreurs de spécification peuvent altérer les mesures de Mac-Donald :

a) l'omission des rendements de certains marchés nationaux, dont certaines valeurs sont détenues par les SICAV;

b) l'omission des processus de génération des rendements réalisés qui font intervenir le rendement du marché mondial;

c) l'omission des rendements de certains actifs sans risques nationaux qui composent $R_{fq(t)}$.

Pour saisir l'importance qualitative de ces erreurs, il faut remarquer que la mesure initiale de Jensen (1968) a une valeur absolue *per se* : elle permet de savoir si le portefeuille étudié a, ou n'a pas, battu le marché (ou les marchés). Elle est donc bien plus qu'un simple critère de classification des portefeuilles. Et même si l'ordre de rangement des SICAV n'est pas altéré par les erreurs précédentes, celles-ci remettent en cause l'utilisation cardinale de la mesure généralisée de Jensen.

1. Dans le cas du processus national (éq. 7) : $d_{ip}^m = 0$ (Solnik, 1972, pp. 115-117).

L'estimation des relations (9), (11) et (14) devrait nous permettre de réévaluer la performance des SICAV dans les différents cadres d'analyse, évoqués précédemment, et d'obtenir certaines indications sur le processus de génération qui sous-tend les distributions des rendements réalisés par les portefeuilles des SICAV.

III — LES PERFORMANCES DES SICAV (1965-1973)

L'analyse de Mac-Donald repose sur deux applications du modèle national d'évaluation des actifs financiers (C. A. P. M.), l'une au marché français, l'autre, composite, aux marchés français et américains. Cette dernière a été présentée dans la première section de ce travail et rattachée à une version simplifiée du modèle international (I. A. P. M.) par le biais du processus national de génération des rendements, dans la seconde section. Chaque application peut être biaisée par rapport aux versions complètes du modèle international, dérivées des trois hypothèses sur le processus de génération.

Aussi, afin d'apprécier l'intensité de ces divergences, dues à des spécifications incomplètes ou incorrectes du modèle, nous avons, dans un premier temps, testé différentes relations sur les mêmes périodes que Mac-Donald : 1965-1967 ; 1967-1969 ; 1965-1969. Outre les deux versions de Mac-Donald (éq. 2 et 3) testées à partir de nos propres données, nous n'avons estimé que trois types d'équations, choisis sous la contrainte des données disponibles :

1. une application du modèle national, au marché américain, qui est le pendant de l'application française (éq. 2) de Mac-Donald ;

2. une version simplifiée du modèle international, dérivée du processus national réduit à une seule variable explicative : le rendement du marché français. Cependant, le taux de l'actif sans risque des SICAV est calculé rigoureusement en fonction de la distribution géographique de leur portefeuille. La relation testée est donc une simplification de la formulation exacte de l'équation (9).

3. Une version complète du modèle international, dérivée d'un processus mondial de génération des rendements et exprimée par l'équation (11).

Le choix de ces relations a été motivé par la volonté de calculer le taux de rentabilité de l'actif sans risque conformément aux conclusions du modèle international. En conséquence, nous devons connaître la distribution géographique de chaque portefeuille, qui n'est disponible que sur une base trimestrielle et non pas mensuelle (1)... Il n'était dès lors plus possible de tester les versions complètes des équations (9) et (14) sur les périodes d'analyse retenues, par Mac-Donald, car les degrés de liberté étaient fortement restreints par notre usage de données trimestrielles.

Pour compléter cette première étape de l'analyse empirique et nous libérer de la contrainte précédente, nous avons testé dans un deuxième temps sur la période 1965-1973, les trois versions complètes du modèle international (éq. 9, 11 et 14). Les deux relations de Mac-Donald (éq. 2 et 3) ont été, à nouveau, estimées sur ces mêmes années afin d'apprécier l'importance des divergences entre les diverses mesures des performances. Enfin, nous avons repris l'analyse sur 1965-1973 de l'application américaine du modèle national (CAPM) et de la version française du modèle international (IAPM).

1. Voir annexe 1 : « Données ».

En résumé, les deux étapes des tests sont ⁽¹⁾ :

1. *Sur les périodes 1965-1967; 1967-1969; 1965-1969*

A. Version française du modèle national (éq. 2 — Mac Donald, V. E. ⁽²⁾) : le rendement du marché français);

B. Version américaine du modèle national (éq. 2 — Rosa, Ferry, V. E. : le rendement du marché américain);

C. Version simplifiée du modèle international (éq. 3 — Mac Donald; Rosa, Ferry, V. E. : les rendements du marché français et américain);

D. Version mondiale du modèle international (éq. 11 — Rosa, Ferry, V. E. : le rendement du marché mondial);

E. Version française du modèle international (éq. 9 — Rosa, Ferry, V. E. : le rendement du marché français).

2. *Sur la période 1965-1973*

F. Version française du modèle national (voir A);

G. Version américaine du modèle national (voir B);

H. Version simplifiée du modèle international (voir C);

I. Version mondiale du modèle international (voir D);

J. Version nationale du modèle international (éq. 9 — Rosa, Ferry, V. E. : les rendements de tous les marchés concernés);

K. Version mixte du modèle international (éq. 14 — Rosa, Ferry, V. E. : les rendements des marchés mondial et nationaux concernés).

Les résultats des tests D et E sont indiqués dans les tableaux I (I-1 à I-6). Le tableau I-7 permet de comparer le rangement des SICAV étudiés à partir de la mesure de Jensen estimée dans les tests A, B, C, D, E de la première étape.

Les tableaux I mettent en évidence un meilleur ajustement de la version française du modèle international (test E) que celui de la version mondiale (test D), sur chaque période, en dépit de coefficients de détermination R^2 très faibles dans les deux cas (D et E) sur la période 1967-1969. Les pentes des régressions (\hat{b}) sont généralement significatives dans la version française (E), mais pas dans la spécification mondiale (D). Ces deux remarques permettent de penser que les portefeuilles des SICAV sont mieux diversifiés nationalement qu'internationalement.

La valeur moyenne de ces pentes (\hat{b}) est nettement inférieure à l'unité, ce qui indique que les sociétés détiennent des portefeuilles assez peu volatiles; une confirmation de conclusions similaires d'autres études. Une explication partielle de ce fait se trouve être « l'obligation des obligations » (30 %), imposée aux SICAV par la réglementation. Il est intéressant de noter que les rendements des SICAV sont corrélés négativement à l'indice mondial sur la période 1965-1969 (test D), de même d'ailleurs que sur la période 1965-1973 (test J). Cependant les coefficients \hat{b} ne sont pas significativement différents de zéro à un niveau de confiance de 95 %.

1. Dans la liste qui suit, la référence au modèle national implique un taux d'actif sans risque national : celle au modèle international, une moyenne pondérée des taux nationaux.

2. V. E. = Variable(s) explicative(s).

Le classement des SICAV à partir de la mesure α des performances est identique selon les spécifications estimées, C, D, E sur les périodes 1965-1967 et 1967-1969 (tableau I-7). Cependant sur les années 1965-1969, excepté pour le premier et le dernier fonds (respectivement SOGINTER et ÉPARGNE MOBILIÈRE), des différences significatives apparaissent dans le rangement des SICAV, à partir des tests A, B, C, D, E. Le coefficient de Kendall a une valeur très basse : 0,41. Comme les versions A, B, C et E sont incomplètes, des doutes planent sur la validité des classements des SICAV auxquels elles aboutissent. En outre, comme nous l'avons remarqué dans la section précédente, la valeur absolue des coefficients α , dans A, B, C et E, ne peuvent, en toute rigueur, impliquer que les SICAV ont, ou n'ont pas, battu le(s) marché(s).

Les résultats de la seconde série de tests sont présentés dans les tableaux II (II-1 à II-7).

L'examen des coefficients R^2 et F indique que la version simplifiée du modèle international (test H) a le pouvoir explicatif le plus important. La spécification « américaine » du modèle national et celle mondiale du modèle international (tests G et I) sont les moins satisfaisantes. La version française du modèle national (test F), dont les coefficients R^2 et F sont intéressants, présente, en outre, les valeurs des t de la mesure $\hat{\alpha}$ de Jensen les plus élevées. Cependant, même dans cette version, les coefficients $\hat{\alpha}$ ne sont pas significativement différents de zéro. Les spécifications nationale et mixte du modèle international (tests J et K) présentent les plus hauts coefficients de détermination R^2 , mais les valeurs de F sont plus élevées pour J. La haute corrélation entre l'indice mondial et l'indice américain pourrait expliquer ces résultats. Ainsi, l'intégration de l'indice mondial dans le test K serait redondante, n'améliorerait pas les R^2 , mais affaiblirait la significativité globale de la régression.

Les résultats de cette seconde étape nous permettent de tirer des conclusions concernant d'une part les performances des fonds, d'autre part le processus de génération des rendements.

Il est remarquable que, pour les versions complètes les mieux ajustées (J et K), de même que pour les tests F et H, $\hat{\alpha}$ n'est généralement pas significativement différent de zéro. En conséquence, il est permis d'affirmer ⁽¹⁾ que les SICAV n'ont pas fait mieux que le marché; une conclusion contraire à celle tirée par Mac Donald (1973, p. 1178) de ses estimations, alors que ses mesures ont un niveau de significativité statistique très bas (voir les t de Mac Donald 1973, pp. 1168 à 1172) ⁽²⁾.

Notre tableau II-7 montre que les classements des SICAV à partir des tests F, G, I, J et K sont très similaires (le coefficient de Kendall est égal à 0,90 ⁽³⁾). Ce résultat ne nous permet pas d'affirmer que le rangement des fonds est remis en cause par les divergences apparues entre les versions simplifiées et les spécifications correctes des modèles.

Enfin, la prise en compte des différents processus de génération des rendements ne remet pas en cause le classement des fonds à partir de la mesure α des performances. Il est remarquable que les rendements des SICAV sur la période 1965-1973 soient décrits statistiquement le mieux par un processus multi-national de génération des rendements (traduit dans l'équation 9, et de façon incomplète dans l'équation 3 — tests J et H).

1. En considérant, une fois encore, les versions *complètes* des modèles.

2. G. et F. GALLAIS-HAMONNO (1970) tirent des conclusions analogues à celles de Mac-Donald. Leurs approches sont cependant très différentes.

3. Ce résultat s'explique peut-être par le fait que les mesures dans leur ensemble, ne sont pas significativement différentes de zéro.

Les auteurs remercient spécialement MM. Bruno Montier et Jean-Pierre Boisivon qui leur ont permis de bénéficier de la banque de données et du temps de calcul de la Chambre syndicale des agents de change.

Capital international a fourni gracieusement les indices boursiers des différents pays, de même que l'indice mondial. Ils en remercient en particulier M^{me} Sikorski.

Ils remercient également les étudiants du Séminaire de finance du D. E. A. d'Orléans qui ont consacré une séance à ce texte. Georges GALLAIS-HAMONNO a formulé d'intéressantes suggestions et critiques qui ont été retenues dans la version définitive de cet article. Les erreurs ou imperfections qui peuvent subsister ne sauraient toutefois être imputées qu'aux auteurs.

ANNEXE I

DONNÉES

L'échantillon des Sociétés inclut six SICAV ⁽¹⁾ parmi les plus anciennes. Les données trimestrielles ont été rassemblées pour la période 1965-I à 1973-IV. Pour chaque fonds, le taux continu de rentabilité a été calculé trimestriellement. Les distributions géographiques de portefeuilles ont aussi été collectées.

Les taux d'actifs sans risque sont généralement les rendements des bons du trésor à trois mois.

Les taux continus de rendements des marchés ont été calculés trimestriellement.

Les indices mondiaux et nationaux ont été réunis à partir de divers numéros de « Capital International Perspective ».

1. Épargne Mobilière, France Placement, Optima, Slivam, Sogever, Soginter.

TABLEAU I

Estimation des performances des fonds (α) et du risque (b)

1965-1969

	α	$t(\alpha)$	b	$t(b)$	R^2	S^2	F
--	----------	-------------	-----	--------	-------	-------	---

Tableau I-1 : 1965-1969 — D. Version mondiale du modèle international

a) Épargne mobilière	0,0057	0,44	- 0,0341	- 1,41	0,12	0,0023	1,00
b) France Placement	0,0105	0,75	- 0,0277	- 1,04	0,07	0,0028	0,54
c) Optima	0,0103	0,79	- 0,0250	- 1,00	0,06	0,0025	0,50
d) Slivam	0,0061	0,54	- 0,0214	- 1,01	0,06	0,0018	0,51
e) Sogear	0,0057	0,49	0,2294	1,13	0,08	0,0057	0,64
f) Soginter	0,0287	2,20	- 0,0532	- 2,31	0,27	0,0021	2,68

Tableau I-2 : 1965-1969 — E. Version française du modèle international

a) Épargne mobilière	- 0,0058	- 0,85	0,4713	6,11	0,72	0,0007	18,69
b) France Placement	0,0014	0,13	0,3608	2,87	0,37	0,0019	4,14
c) Optima	0,0014	0,13	0,3302	2,80	0,36	0,0017	3,93
d) Slivam	- 0,0005	- 0,06	0,2871	2,87	0,37	0,0012	4,13
e) Sogear	- 0,0004	- 0,05	0,4253	5,55	0,68	0,0007	15,43
f) Soginter	0,0151	1,24	0,2633	1,89	0,20	0,0023	1,80

Tableau I-3 : 1965-1967 — D. Version mondiale du modèle international

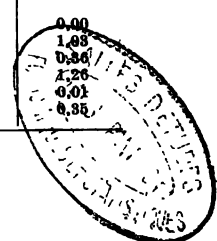
a) Épargne mobilière	- 0,0108	- 0,57	0,3369	1,19	0,22	0,0025	0,70
b) France Placement	- 0,0130	- 0,82	0,4108	1,72	0,37	0,0017	1,49
c) Optima	- 0,0069	- 0,58	0,3266	1,83	0,40	0,0010	1,87
d) Slivam	- 0,0054	- 0,33	0,3569	1,46	0,30	0,0018	1,07
e) Sogear	- 0,0046	- 0,26	0,3590	1,39	0,28	0,0020	0,97
f) Soginter	0,0013	0,08	0,4828	2,20	0,49	0,0015	2,42

Tableau I-4 : 1965-1967 — E. Version française du modèle international

a) Épargne mobilière	- 0,0002	- 0,02	0,4958	4,65	0,81	0,0006	10,81
b) France Placement	- 0,0026	- 0,31	0,4738	5,12	0,83	0,0004	13,10
c) Optima	0,0003	0,03	0,3316	3,46	0,70	0,0005	5,98
d) Slivam	0,0044	0,45	0,4365	4,01	0,76	0,0006	8,03
e) Sogear	0,0057	0,61	0,4665	4,44	0,79	0,0006	9,87
f) Soginter	0,0083	0,47	0,2869	1,44	0,29	0,0020	1,04

Tableau I-5 : 1967-1969 — D. Version mondiale du modèle international

a) Épargne mobilière	0,0090	0,49	- 0,0070	- 0,01	0,000	0,0028	0,00
b) France Placement	0,0280	1,48	0,5215	1,44	0,22	0,0027	1,48
c) Optima	0,0201	1,00	0,3532	0,85	0,09	0,0035	0,36
d) Slivam	0,0131	1,04	0,4119	1,59	0,26	0,0014	1,26
e) Sogear	0,0121	0,73	0,0634	0,18	0,004	0,0024	0,01
f) Soginter	0,0346	1,87	0,3209	0,84	0,09	0,0030	0,35



	α	$t(\alpha)$	b	$t(b)$	R^2	S^2	F
Tableau I-6 : 1967-1969 — E. Version française du modèle international							
a) Épargne mobilière	-0,0002	-0,02	0,4698	3,79	0,67	0,0009	7,19
b) France Placement	0,0160	0,85	0,2252	1,00	0,12	0,0030	0,50
c) Optima	0,0091	0,49	0,3197	1,45	0,23	0,0029	1,05
d) Slivam	0,0060	0,43	0,1653	1,00	0,12	0,0016	0,50
e) Sogever	0,0043	0,41	0,4104	3,31	0,61	0,0009	5,48
f) Soginter	0,0270	1,46	0,2074	0,94	0,11	0,0030	0,44

Tableau I-7 — Classement des SICAV selon l'estimation de leurs performances
(W = Coef. de Kendall)

Périodes Tests	1965-1967 — Marché baissier en France; W = 1,00			1967-1969 — Marché haussier en France; W = 1,00		
	(C)	(D)	(E)	(C)	(D)	(E)
a) Épargne mobilière	5	5	5	6	6	6
b) France Placement	6	6	6	2	2	2
c) Optima	4	4	4	3	3	3
d) Slivam	3	3	3	2	2	2
e) Sogever	2	2	2	5	5	5
f) Soginter	1	1	1	1	1	1

Période Tests	1965-1969 W = 0,41				
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)
a) Épargne mobilière	6	3	5	5	6
b) France Placement	5	4	6	2	2
c) Optima	2	5	3	3	2
d) Slivam	4	6	4	4	5
e) Sogever	3	2	2	5	4
f) Soginter	1	1	1	1	1

TABLEAU II

Estimation des performances des fonds (α) et du risque (b)
(1965-1973)

	α	$t(\alpha)$	b	$t(b)$	R^2	S^2	F
Tableau II-1 : 1965-1973 — F. Version française du modèle national							
a) Épargne mobilière	-0,0083	-1,59	0,4835	7,80	0,67	0,0008	30,45
b) France Placement	-0,0109	-1,34	0,4448	4,63	0,42	0,0020	10,73
c) Optima	-0,0104	-1,42	0,3945	4,51	0,41	0,0017	10,18
d) Slivam	-0,0113	-1,66	0,2761	3,43	0,28	0,0014	5,88
e) Sogever	-0,0079	-1,28	0,4495	6,10	0,56	0,0012	18,62
f) Soginter	-0,0033	-0,32	0,3344	2,76	0,20	0,0032	3,81

Tableau II-2 : 1965-1973 — G. Version américaine du modèle national

a) Épargne mobilière	-0,0026	-0,32	0,2744	2,60	0,18	0,0021	3,39
b) France Placement	-0,0045	-0,50	0,4160	3,72	0,32	0,0024	6,93
c) Optima	-0,0048	-0,59	0,3610	3,52	0,30	0,0020	6,22
d) Slivam	-0,0069	-1,03	0,3052	3,58	0,30	0,0014	6,41
e) Sogever	-0,0019	-0,24	0,3534	3,54	0,30	0,0019	6,27
f) Soginter	0,0028	0,31	0,4890	4,27	0,38	0,0025	9,14

Tableau II-3 : 1965-1973 — H. Version simplifiée du modèle international

	α	$t(\alpha)$	b_F	$t(b_F)$	b_{US}	$t(b_{US})$	R^2	S^2	F
a) Épargne mobilière	0,003	0,08	0,4824	11,01	0,2884	5,18	0,84	0,0004	51,82
b) France Placement	-0,0016	-0,27	0,4358	6,29	0,3790	5,21	0,71	0,0010	23,59
c) Optima	-0,0022	-0,41	0,3896	6,01	0,3319	4,88	0,69	0,0009	21,20
d) Slivam	-0,0051	-0,96	0,2735	4,35	0,2866	4,34	0,58	0,0008	13,40
e) Sogivar	0,0010	0,25	0,4475	10,07	0,3217	6,90	0,84	0,0004	52,60
f) Soginter	0,0052	0,68	0,3272	3,63	0,4649	4,92	0,58	0,0017	13,22

Tableau II-4 : 1965-1973 — I. Version mondiale du modèle international

	α	$t(\alpha)$	b	$t(b)$	R^2	S^2	F
a) Épargne mobilière	-0,0015	-0,16	-0,0199	-0,82	0,02	0,0025	0,38
b) France Placement	-0,0055	-0,51	-0,0058	-0,20	0,001	0,0035	0,02
c) Optima	-0,0052	-0,53	-0,0048	-0,18	0,001	0,0028	0,01
d) Slivam	-0,0079	-0,97	-0,0053	-0,24	0,002	0,0019	0,03
e) Sogivar	-0,0015	-0,20	0,4583	4,17	0,37	0,0017	3,72
f) Soginter	0,0025	0,21	-0,0235	-0,78	0,02	0,0039	0,30

Tableau II-5 — Estimations des performances des fonds (α) et du risque (b)
1965-1973

Test J. : Version nationale du modèle international

	a		b		c	
	Épargne mobilière		France Placement		Optima	
α	0,0041 (0,94)		-0,0023 (-0,37)		-0,0012 (-0,19)	
b. France	0,5883 (7,58)		0,3993 (3,97)		0,4010 (3,90)	
b. Germany	0,0465 (0,63)		0,0186 (0,18)		0,0591 (0,56)	
b. Belgium	-0,1589 (-1,59)		-0,3783 (-2,68)		-0,3333 (-2,81)	
b. Italy	0,0262 (0,55)		0,0470 (0,70)		0,0628 (0,92)	
b. Netherlands	0,0884 (1,03)		0,1629 (1,34)		0,0158 (0,12)	
b. U. K.	0,0620 (0,97)		0,0844 (0,94)		0,0466 (0,50)	
b. Switzerland	-0,1336 (-1,32)		0,1259 (0,87)		0,0745 (0,50)	
b. Canada	-0,0693 (-0,51)		0,3187 (1,66)		0,2806 (1,43)	
b. U. S. A.	0,2995 (2,14)		0,0253 (0,12)		0,0991 (0,48)	
b. Japan	0,0213 (0,51)		0,0347 (0,59)		0,0066 (0,10)	
R^2	0,88		0,83		0,78	
S^2	0,0004		0,0008		0,0009	
F	14,56		9,16		6,69	

	d		e		f	
	Slivam		Sogivar		Soginter	
α	-0,0062 (-1,13)		0,0017 (0,46)		0,0044 (0,53)	
b. France	0,3777 (4,15)		0,4990 (7,99)		0,2831 (2,08)	
b. Germany	-0,1409 (-1,51)		0,1019 (1,59)		0,2044 (1,46)	
b. Belgium	-0,4004 (-3,13)		-0,2646 (-3,01)		-0,3295 (-1,72)	
b. Italy	0,0191 (0,31)		-0,0019 (-0,04)		0,0376 (0,41)	
b. Netherlands	0,1896 (1,73)		0,0473 (0,62)		0,0768 (0,46)	
b. U. K.	0,0606 (0,74)		-0,0111 (-0,19)		0,0249 (0,20)	
b. Switzerland	0,1383 (1,06)		-0,0114 (-0,12)		0,0059 (0,03)	
b. Canada	0,0190 (0,10)		0,0378 (0,31)		0,1533 (0,59)	
b. U. S. A.	0,2588 (1,44)		0,2804 (2,27)		0,2198 (0,81)	
b. Japan	0,0262 (0,49)		0,0293 (0,80)		0,1223 (1,54)	
R^2	0,75		0,91		0,73	
S^2	0,0007		0,0003		0,0015	
F	5,71		20,07		5,01	

() : t de Student.

Tableau II-6 — *Estimations des performances des fonds (a) et du risque (b)*

1965-1973

Test K : Version mixte du modèle international

	a Épargne mobilière	b France Placement	c Optima
α	0,0020 (0,45)	- 0,0046 (- 0,82)	- 0,0093 (- 0,53)
b. World	- 0,3847 (- 0,42)	1,6434 (1,42)	0,2480 (0,19)
b. France	0,5368 (6,72)	0,4666 (4,59)	0,4132 (3,65)
b. Germany	0,0674 (0,74)	- 0,0697 (- 0,60)	0,0470 (0,36)
b. Belgium	- 0,1953 (- 1,74)	- 0,4944 (- 3,47)	- 0,3878 (- 2,44)
b. Italy	0,0239 (0,42)	- 0,0168 (- 0,23)	0,0454 (0,57)
b. Netherlands	0,1225 (1,30)	0,1220 (1,02)	0,0216 (0,16)
b. U. K.	0,0923 (0,79)	0,0992 (- 0,67)	0,0132 (0,08)
b. Switzerland	- 0,1296 (- 1,24)	0,1240 (0,93)	0,0756 (0,51)
b. Canada	- 0,0193 (- 0,10)	0,1287 (0,57)	0,2645 (1,05)
b. U. S. A.	0,5514 (0,96)	- 0,9635 (- 1,31)	- 0,0439 (- 0,05)
b. Japan	0,0323 (0,57)	- 0,0382 (- 0,53)	- 0,0094 (- 0,11)
R ²	0,88	0,86	0,79
S ²	0,0004	0,0007	0,0009
F	12,35	10,02	6,03

	d Slivam	e Sogever	f Soginter
α	- 0,0071 (- 1,28)	0,0011 (0,27)	0,0029 (0,34)
b. World	0,5290 (0,46)	- 0,2953 (- 0,36)	0,1850 (0,10)
b. France	0,4041 (4,04)	0,4969 (7,01)	0,2965 (1,95)
b. Germany	- 0,1712 (- 1,50)	0,1195 (1,48)	0,1947 (1,12)
b. Belgium	- 0,4665 (- 3,32)	- 0,3007 (- 3,02)	- 0,3911 (- 1,83)
b. Italy	- 0,0112 (- 0,15)	- 0,0065 (- 0,13)	0,0151 (0,14)
b. Netherlands	0,1847 (1,57)	0,0788 (0,94)	0,0928 (0,52)
b. U. K.	- 0,0068 (- 0,04)	0,0098 (0,09)	- 0,0035 (- 0,01)
b. Switzerland	0,1403 (1,07)	- 0,0118 (- 0,12)	0,0082 (0,04)
b. Canada	- 0,0382 (- 0,17)	0,0855 (0,54)	0,1556 (0,46)
b. U. S. A.	- 0,0506 (- 0,07)	0,4713 (0,92)	0,1076 (0,09)
b. Japan	- 0,0014 (- 0,01)	0,0352 (0,70)	0,1091 (1,02)
R ²	0,76	0,91	0,73
S ²	0,0007	0,0004	0,0016
F	5,21	16,82	4,40

() : t de Student.

Tableau II-7 — *Classement des SICAV selon l'estimation de leurs performances*

1965-1973

	F	G	H	I	J	K
a) Épargne mobilière	3	3	3	2	2	2
b) France Placement	5	4	4	5	5	5
c) Optima	4	5	5	4	4	4
d) Slivam	6	6	6	6	6	6
e) Sogever	2	2	2	3	3	3
f) Soginter	1	1	1	1	1	1

Coefficient de Kendall : W = 0,90.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] FAMA, 1972. — Components of investment performance. *Journal of Finance*, vol. 27, juin 1972, pp. 551 à 567.
- [2] FERRY, 1974. — *La diversification internationale des portefeuilles*. Thèse de Doctorat d'État. Université de Dijon, oct. 1974 (non publiée).
- [3] GALLAIS HAMONNO G. et F., 1970. — La supériorité de la gestion collective de l'épargne mobilière : Analyse méthodologique et applications aux SICAV. *Revue Consommation*, 1970-1.
- [4] JENSEN, 1968. — The performance of Mutual Funds in the period 1945-1964 : *Journal of Finance*, may 1968.
- [5] LINTNER, 1965. — *Security prices, risks and maximal gains from diversification*. *Journal of Finance*, vol. 20, n° 4, déc. 1965.
- [6] MAC-DONALD, 1973. — Diversification internationale et performance des SICAV : une méthode et son application. *Journal de la Société de Statistique de Paris, 1973-4*, publiée également dans le *Journal of Finance*, vol. 28, n° 5, déc. 1973, pp. 1161 à 1180
- [7] MOSSIN, 1966. — Equilibrium in a Capital Asset Market. *Econometrica*, oct. 1966, pp. 768 à 783
- [8] SHARPE, 1964. — Capital Asset Prices : a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, vol. 19, sept. 1964, pp. 425 à 442.
- [9] SHARPE, 1966. — Mutual-Funds Performance. *Journal of Business*, vol. 39, n° 1, part. II, jan. 1966.
- [10] SOLNIK, 1972. — *European Capital Markets; Towards a theory of an international capital market*, ph. D., MIT, August 1972, repris dans le livre de B. Solnik *European Capital Markets*, Lexington Books, 1973.
- [11] TREYNOR, 1965. — How to rate management of investment funds. *Harvard Business Review*, fév. 1965, vol. 43.
- [12] TREYNOR et MAZUY, 1966. — Can the mutual-funds outguess the market. *Harvard Business Review*, juil.-août 1966, vol. 44, n° 4.