



**Performance des fonds de couverture, moments supérieurs  
et risque non linéaire**

Alain Coën<sup>†</sup>

François-Éric Racicot, LRSP<sup>††</sup>

Raymond Théoret<sup>†††</sup>

<sup>†</sup> Professeur agrégé, Université du Québec (Montréal), (UQAM), 315 Ste-Catherine est, Montréal, Québec, Canada, H3X 2X2. Courriel: [coen.alain@uqam.ca](mailto:coen.alain@uqam.ca). Tél.: (514) 987-3000 poste 5680. Chercheur associé, Chaire d'information financière et organisationnelle, ESG-UQAM.

<sup>††</sup> Professeur agrégé, Université du Québec (Outaouais), (UQO), 283 Boul. Alexandre Taché, Gatineau, Québec, Canada, J8X 3X7. Courriel: [francoiseric.racicot@uqo.ca](mailto:francoiseric.racicot@uqo.ca). Tél.: (819) 595-3900 poste 1727. Chercheur associé, Chaire d'information financière et organisationnelle, ESG-UQAM.

<sup>†††</sup> Professeur titulaire, Université du Québec (Montréal), (UQAM), 315 Ste-Catherine est, Montréal, Québec, Canada, H3X 2X2. Courriel: [theoret.raymond@uqam.ca](mailto:theoret.raymond@uqam.ca). Tél.: (514) 987-3000 poste 4417. Chercheur associé, Chaire d'information financière et organisationnelle, ESG-UQAM.

## Résumé

### Performance des fonds de couverture, moments supérieurs et risque non linéaire

Dans cet article, nous recourons à un nouvel ensemble d'instruments pour corriger les erreurs de spécification qui pourraient être présentes dans le modèle de Fama et French. Ces instruments sont constitués par les moments supérieurs des variables explicatives du modèle analysé. Nous appliquons nos méthodes d'estimation à 20 indices de fonds de couverture. Nous montrons que les moments supérieurs performant beaucoup mieux que les instruments classiques pour identifier et corriger les erreurs de spécification. Il appert que l'estimation du modèle sur les données agrégées des fonds ne renferme que peu d'erreurs de spécification mais elles sont beaucoup plus apparentes lorsque l'on considère les stratégies individuelles des fonds de couverture. Il en résulte que notre méthode peut s'avérer utile pour éliminer les biais lors de l'analyse de la performance des fonds, notamment du côté de l'alpha de Jensen. Pour mieux corroborer nos résultats, nous comparons notre technique de correction des erreurs de spécification à une autre qui est souvent utilisée: la technique des alphas et des bêtas conditionnels. Cette section nous permet d'élucider un puzzle présent dans la littérature ayant trait au comportement du bêta conditionnel en fonction de la prime de risque du marché.

Mots-clés: Évaluation des actifs, sélection de portefeuille; erreurs de spécification; moments supérieurs; variables instrumentales; alpha et bêta conditionnels.  
Classification JEL: C13; C19; C49; G12; G31.

## Abstract

### Hedge Fund Performance, Higher Moments and Non-Linear Risk

In this paper, we use a new set of instruments for identifying and correcting specification errors that may contaminate the estimation of the Fama and French model. These instruments are the higher moments of the explanatory variables in the Fama and French model. We apply our technique to the returns of 20 hedge fund indices. We show that higher moments perform better than classical ones for removing specification errors. It appears that specification errors are quite rare at the level of the pooled indices but they are more apparent for the individual strategies. Our method may thus be useful to remove the biases in the analysis of the performance of funds, especially for the alpha of Jensen. We compare our correction method to another which is quite used for discarding specification errors: the technique of conditional alphas and betas. This section allows us to elucidate a puzzle in the literature concerning the behaviour of the conditional beta in function of the market risk premium.

Key words: Asset Pricing; Portfolio Selection; Specification Errors; Higher moments; instrumental variables; conditional alpha and beta.  
JEL classification: C13; C19; C49; G12; G31.

## **Performance des fonds de couverture, moments supérieurs et risque non linéaire**

### **1. Introduction**

Le but de cet article consiste à étudier les erreurs de spécification à l'intérieur du modèle de Fama et French. Ces erreurs peuvent biaiser l'estimation de l'alpha de Jensen, qui s'avère particulièrement important s'agissant de la sélection des titres d'un portefeuille, et peuvent également donner lieu à une surestimation ou à une sous-estimation de l'exposition des rendements du portefeuille aux divers facteurs de risque qui constituent le modèle de Fama et French. Il est important d'éliminer de tels biais dans ledit modèle de sorte qu'un gestionnaire puisse prendre des décisions éclairées à la suite de l'estimation d'un tel modèle.

La littérature financière a détecté plusieurs sources d'erreurs de spécification dans le modèle de Fama et French. Pour plusieurs auteurs (Harvey et Siddique (2000); Dittmar(2002); Chung, Johnson et Schill (2006)), ces erreurs seraient dues à l'omission, dans l'analyse des rendements, des co-moments d'ordre supérieur des facteurs. Pour d'autres (Ferson et Schadt (1996), Christophersen, Ferson et Glassman (1998) and Ferson et Qian (2004)), de telles erreurs de spécification seraient reliées au caractère conditionnel de l'alpha et du bêta ou à l'absence d'un facteur important, telle la prime d'illiquidité (Chan et Faff (2005)). Dans le contexte des fonds de couverture, qui font l'objet de cet article, l'une des conséquences d'erreurs de spécification dans le modèle de Fama et French serait une surestimation de l'alpha de ces fonds, considéré comme un rendement absolu ou une mesure globale de leur performance au plan de la sélection des titres<sup>1</sup>.

Certes, les erreurs de spécification peuvent être dues à plusieurs causes selon la théorie économétrique. Selon Spencer et Berk (1981), ces causes seraient: l'omission de variables explicatives pertinentes, les erreurs sur les variables, un niveau d'agrégation

---

<sup>1</sup> Contrairement aux études ayant trait aux fonds de couverture qui font état d'un alpha positif substantiel à la suite de l'estimation du CAPM ou du modèle de Fama et French, les études antérieures sur les fonds mutuels étaient quasi-unanimes à l'endroit d'un alpha nul ou même négatif après avoir estimé leurs rendements à l'aide des mêmes modèles.

inapproprié des données, la simultanéité ou une forme fonctionnelle incorrecte. Dans le cas particulier des fonds de couverture, ces erreurs peuvent être attribuables au biais de sélection ou au biais dit «de survie»<sup>2</sup>. Les travaux de recherche ont tenté de modifier le modèle de Fama et French pour d'éventuelles erreurs de spécification sans vraiment se soucier d'identifier ces erreurs ou d'effectuer des tests pour les détecter. Cet article vise à combler cette lacune.

Dans la littérature économétrique, les erreurs de spécification se traduisent par une absence d'orthogonalité entre les variables explicatives d'un modèle et son terme d'innovation. Ce problème peut être identifié à l'aide d'un test d'Hausman et remédié en recourant à des instruments appropriés. Tel que mentionné par Watson (2003), une telle approche s'avère plutôt rare en finance. Il existe quelques articles sur l'estimation de modèles financiers à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) qui requiert l'emploi d'instruments mais les auteurs semblent habituellement peu préoccupés par le choix d'instruments judicieux<sup>3</sup>. Ce choix est pourtant fondamental s'agissant de la bonne performance d'un processus d'estimation. Watson (2003) suggère le recours aux facteurs de Chen-Roll-Ross (1986) comme instruments susceptibles d'éliminer les erreurs de spécification et Ferson et Qian (2004) favorisent également le recours à des variables macro-économiques dans le cadre de l'estimation de modèles conditionnels. Mais il y a sûrement place à amélioration.

Dans cet article, nous poursuivons les études ayant trait aux erreurs de spécification dans le cadre du modèle de Fama et French en utilisant les méthodes habituelles pour corriger ces erreurs: la méthode des doubles moindres carrés (TSLS) et celle des moments généralisés (GMM). L'originalité de notre exercice repose sur le choix d'instruments s'inspirant de la littérature récente sur la théorie des risques financiers, qui se fonde sur les moments et co-

---

<sup>2</sup> On parle également du biais dû au «backfilling», c'est-à-dire le biais qui découle de la reconstitution de l'historique d'une série lors de son introduction dans une base de données.

<sup>3</sup> Sur l'estimation de modèles financiers par la méthode du GMM, on peut se référer à : Hansen et Singleton [1982], Hansen et Jagannathan [1997]; Cochrane [2001]; Jagannathan et Wang [1996].

moments supérieurs des rendements, voire même sur les cumulants et co-cumulants d'ordre supérieur<sup>4</sup>. Nous relierons cette littérature financière aux travaux économétriques de Dagenais et Dagenais (1997)<sup>5</sup> qui ont été transposés aux applications financières par Racicot (2003)<sup>6</sup>. Nous proposons les moments supérieurs comme instruments pour mettre en œuvre les méthodes TSLS et GMM (méthodes IV<sup>7</sup>). Nous comparons nos résultats à ceux obtenus par les moindres carrés ordinaires et les méthodes IV qui font appel à des instruments classiques, c'est-à-dire des variables prédéterminées du modèle ou des variables macroéconomiques tels les facteurs de Chen-Roll-Ross (1986) qui sont généralement utilisés pour purger le modèle de Fama et French de ses erreurs de spécification.

Cet article s'organise comme suit. Dans la section 2, nous justifions notre choix d'instruments pour corriger le modèle de Fama et French de ses erreurs de spécification. A la section 3, nous examinons la présence d'erreurs de spécification dans le modèle de Fama et French en recourant à des méthodes IV qui utilisent comme instruments les moments supérieurs des rendements. L'échantillon que nous utilisons pour effectuer nos régressions est composé des rendements mensuels de 20 indices des fonds de couverture américains «Greenwich Van». Finalement, à la section 4, nous comparons notre méthode de correction des erreurs de spécification à une autre proposée à cette fin dans la littérature: le modèle conditionnel de l'alpha et du bêta. Cette section nous permet d'apporter une solution à un puzzle présent dans la littérature, à l'effet qu'un gestionnaire de portefeuille augmenterait son bêta lorsque la prime de risque du marché diminue, un comportement jugé pervers par Ferson et Schadt (1996).

---

<sup>4</sup> On consultera sur ce sujet Malevergne et Sornette (2005).

<sup>5</sup> Voir aussi: Durbin (1954) et Pal (1980).

<sup>6</sup> Voir aussi: Racicot et Théoret (2004), chapitre 15, pour des programmes EViews et Gauss sur la construction de nos variables instrumentales; Coën, Racicot et Théoret (2006a); Racicot, Théoret et Coën (2006); Coën, Racicot et Théoret (2006b).

<sup>7</sup> IV pour *instrumental variables*.

## 2. Le choix des instruments pour estimer la version augmentée du modèle de Fama et French (F&F)<sup>8</sup>

Le modèle F&F augmenté est strictement un modèle empirique qui s'écrit comme suit:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3HML_t + \beta_4UMD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

avec  $R_{pt} - R_{ft}$  : le rendement excédentaire d'un portefeuille,  $R_{ft}$  étant le taux sans risque;  $R_{mt} - R_{ft}$  : la prime de risque du marché;  $SMB$ : un portefeuille qui duplique «l'anomalie» dite de la petite firme, qui est en compte («long») dans les rendements des petites firmes sélectionnées et à découvert («short») dans les rendements de certaines grosses firmes;  $HML$ : un portefeuille qui duplique «l'anomalie» dite de l'action à revenus<sup>9</sup>, et qui est en compte dans les rendements d'actions des firmes sélectionnées qui disposent d'un ratio élevé (valeur aux livres / valeur marchande) et à découvert dans des actions choisies pour lesquelles ce ratio est faible;  $UMD$ : un portefeuille qui duplique «l'anomalie» dite du momentum ou de la persistance des rendements, et qui est en compte dans les rendements d'actions sélectionnées qui ont une tendance persistante à la hausse et à découvert dans des actions sélectionnées qui ont une tendance persistante à la baisse.

Pour expliquer le rendement d'une action ou d'un portefeuille d'actions, le modèle F&F ajoute à l'unique facteur du CAPM, soit la prime de risque du marché, trois autres facteurs qui sont censés représenter des anomalies de marché: l'anomalie de la petite firme, l'anomalie du ratio de la valeur aux livres d'une action à sa valeur marchande et l'anomalie du momentum<sup>10</sup>.

Nous postulons que l'équation (1) renferme des erreurs de spécification qui peuvent être dues aux causes évoquées précédemment. A la suite de ces erreurs, les facteurs de risque

---

<sup>8</sup> Cette section se fonde sur les articles suivants: Racicot et Théoret (2006), Racicot, Théoret et Coën (2006); Coën, Racicot and Théoret (2006a); Dubé, Gignac and Racicot (2006), Coën, Racicot and Théoret (2006b). Le modèle de Fama et French est présenté dans: Fama et French (1992, 1993 et 1997).

<sup>9</sup> Par opposition à l'action de croissance, dont le rendement repose majoritairement sur le gain de capital et non sur le dividende.

<sup>10</sup> Le modèle original de F&F ne comportait que les deux premières anomalies. L'anomalie du momentum, qui est due à Jegadeesh et Titman (1993) et à Carhart (1997), ne fut introduite que subséquemment, pour constituer la version augmentée du modèle F&F.

deviennent endogènes et la condition d'orthogonalité entre ces facteurs de risque et le terme d'innovation dans l'équation (1) est violée: les estimateurs des coefficients de l'équation sont dès lors biaisés et non convergents. Pour décanter ces coefficients de leurs biais, nous devons dans un premier temps régresser les variables indépendantes sur des instruments. Le problème repose sur le choix d'instruments appropriés.

Il est certes difficile de trouver des instruments valables pour les rendements excédentaires des portefeuilles dupliquants que sont les facteurs *SMB*, *HML* et *UMD*. Étant en compte («long») dans certaines actions et à découvert («short») dans d'autres, leurs flux monétaires s'assimilent à ceux des fonds de couverture. Par conséquent, ces rendements n'obtempèrent pas à la distribution normale. Les modèles traditionnels d'évaluation des actifs financiers, tel le CAPM, ne sont valides que si les rendements des portefeuilles analysés sont normaux. Si nous utilisons le CAPM en dépit de la non-normalité des rendements, la prime de risque sera corrélée avec l'innovation du modèle de marché et l'alpha de Jensen, soit la constante de la régression qui est une mesure de la performance du gestionnaire de portefeuille, sera biaisé. Il ne peut plus dès lors être utilisé comme mesure de la performance exceptionnelle d'un portefeuille.

Quand les rendements des titres ou des portefeuilles dévient de la loi normale comme c'est le cas pour les portefeuilles dupliquants ou les portefeuilles de fonds de couverture, les moments supérieurs des rendements ne sauraient être négligés. Dans de telles situations, les investisseurs sont très préoccupés par l'éventualité d'un événement rare qui peut même se traduire par le dépôt du bilan. Le risque dit «de queue épaisse» relié à la distribution des rendements doit donc être intégré dans l'analyse des rendements espérés quand l'hypothèse de normalité est violée. Selon Chung, Johnson et Schill (2006), on doit recourir à l'ensemble des moments supérieurs pour décrire les queues d'une distribution non normale.

Pour prendre en compte la non-normalité des rendements, Samuelson (1970), Rubinstein (1973) et Kraus et Litzenberger (1976) ont développé le CAPM à n-moments. Rubinstein (1973) a proposé la forme suivante pour le CAPM à n-moments recourant à l'hypothèse d'investisseurs identiques ou d'attentes homogènes:

$$E(R_i) = R_f + \sum_{j=2}^n \lambda_j b_{ij} \quad (2)$$

avec  $E(R_i)$ , le rendement espéré d'une action ou d'un portefeuille et  $R_f$ , le taux sans risque.

Dans l'équation (2),  $b_{ij}$  est le co-moment systématique d'ordre  $j$  entre  $R_i$  et  $R_m$ , le rendement du portefeuille du marché.  $\lambda_j$  est une mesure de marché du degré d'aversion au risque à l'endroit du co-moment d'ordre  $j$ . Pour bien comprendre l'équation (2), rappelons que dans le CAPM, seul le risque systématique est rémunéré par le marché, qui est mesuré par le co-moment d'ordre 2, c'est-à-dire la covariance entre le rendement d'un portefeuille et celui du marché. Le risque non systématique n'est pas rémunéré puisqu'il est diversifiable. Par conséquent, le risque n'est pas mesuré directement par les moments mais bien par les co-moments systématiques. Scott et Hovarth (1980) ont montré que les investisseurs entretenaient une préférence positive à l'endroit des moments impairs, tels l'espérance et l'asymétrie positive, et une préférence négative pour les moments pairs, tel le leptokurtisme.

Les travaux effectués sur le CAPM à n-moments durant la première moitié des années 1970 ne furent réactivés que dans la seconde moitié des années 1990. Et les chercheurs étaient alors davantage préoccupés par l'asymétrie de la distribution des rendements que par son leptokurtisme même si ce dernier semble plus important que l'asymétrie pour des rendements non normaux. Mais ces carences dans l'analyse empirique du CAPM à n-moments ont été comblées depuis.

Plusieurs auteurs ont contribué à l'élaboration du CAPM à n-moments<sup>11</sup>. Rubinstein (1973), Ingersoll (1975, 1987), Kraus et Litzenberger (1976), Lim (1989), Gamba et Rossi

---

<sup>11</sup> Pour une bonne présentation du CAPM à n-moments, voir: Lhabitant (2004) et Ranaldo et Favre (2003).



(1998) et Harvey et Sidiq (2000) ont développé la spécification théorique du CAPM à trois moments. Hwang et Satchell (1999) et Dittmar (2002) ont construit des modèles incorporant un terme de co-kurtosis. Les études sur le CAPM à trois et quatre moments sont nombreuses bien que le CAPM à trois moments semble encore jouir d'une prédilection dans la littérature en dépit de l'importance du leptokurtisme dans la configuration de rendements non normaux. Ces études ont donné lieu aux modèles de marché quadratique et cubique, respectivement les versions empiriques du CAPM à trois et à quatre moments. La version empirique du CAPM à quatre moments, également connue sous le nom de modèle cubique, s'écrit comme suit:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + \beta_p (R_{mt} - R_{ft}) + \gamma_p (R_{mt} - R_{ft})^2 + \delta_p (R_{mt} - R_{ft})^3 + \varepsilon_t \quad (3)$$

Le coefficient  $\gamma_p$  est l'exposition du portefeuille à la co-asymétrie alors que le coefficient  $\delta_p$  est l'exposition au co-kurtosis. En vertu de la version empirique du CAPM à quatre moments donnée par l'équation (3), les moments supérieurs sont des puissances de rendements.

La littérature a déterminé que les moments supérieurs étaient fort pertinents pour expliquer des rendements non-gaussiens<sup>12</sup>. Nous pouvons par conséquent utiliser les puissances des variables explicatives retardées de l'équation (1) comme instruments pour corriger le modèle de F&F de ses erreurs de spécification. Retournons par exemple à la variable *HML*, que nous voulons corriger du problème d'erreurs de spécification. Dans la première étape des régressions, cette variable sera régressée sur:

$$\widehat{HML}_t = f(F_{it-1}, F_{it-1}^2, F_{it-1}^3, \dots, F_{it-1}^5, \dots) \quad (4)$$

où  $F_i$  sont les variables explicatives dans l'équation de F&F (équation 1), incluant *HML*. Elles tiennent lieu des moments supérieurs de ces variables.  $F_{it-1}^2$  représente l'asymétrie du facteur  $F_i$ ;  $F_{it-1}^3$ , son leptokurtisme, et ainsi de suite. Les variables qui apparaissent à droite de l'équation (4) seront donc utilisées comme instruments.

<sup>12</sup> Voir, par exemple: Chung, Johnson et Schill (2006).

### **3. Résultats empiriques et analyse**

#### **3.1 Description de l'échantillon**

Notre échantillon de rendements de fonds de couverture comprend les rendements mensuels de 20 indices des fonds de couverture américains «Greenwich Van» (GV), classifiés par stratégies ou regroupements de stratégies. Ces indices seront présentés au tableau 2. La période d'observation s'étire de janvier 1995 à novembre 2005, pour un total de 131 observations. Les facteurs de risque qui apparaissent dans l'équation de F&F, - c'est-à-dire la prime de risque de marché et les trois portefeuilles dupliquants: *SMB*, *HML* et *UMD*, - sont pour leur part tirés du site *Web* de French<sup>13</sup>. Nous avons utilisé entre autres instruments les facteurs de Chen-Roll-Ross (1986): la production industrielle et l'indice des prix à la consommation exprimés en taux de croissance mensuelle et annuelle; l'écart de rendement entre les obligations à long terme et à court terme; l'écart de rendement entre les obligations corporatives BBB et AAA et finalement le taux de rendement du dividende de l'indice S&P500. Ces facteurs sont extraits des bases du *Federal Reserve Bulletin* et de la *Federal Reserve Bank of St-Louis*.

#### **3.2 Un survol des données de l'échantillon**

Nous pouvons jeter un premier coup d'œil sur notre échantillon de fonds de couverture en consultant le tableau 1, qui fournit les statistiques du fonds «moyen». À 11,6%, le rendement annualisé moyen de cet échantillon est somme toute élevé et son écart type s'avère relativement modéré. Mais il est bien connu que l'écart type est une mesure acceptable du risque seulement si le risque est faible ou dans des conditions très spécifiques. Autrement, nous devons prendre en compte les moments supérieurs de la distribution des rendements

---

<sup>13</sup> L'adresse électronique du site *Web* de French est la suivante:  
[http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data\\_library.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html).

excédentaires<sup>14</sup>. L'asymétrie du fonds moyen est voisine de zéro mais le leptokurtisme moyen, à hauteur de 6,5, s'avère important, le niveau de leptokurtisme associé à la distribution gaussienne étant de 3. À l'évidence, un grand nombre de stratégies de fonds de couverture investis dans des actions font montre de flux monétaires qui s'apparentent à ceux d'une position à découvert dans une option de vente sur l'indice du marché<sup>15</sup>, et sont par conséquent exposés à un risque associé à la «queue gauche» de la distribution des rendements. Or, ce risque est ignoré dans le cadre de l'analyse moyenne-variance, une analyse pourtant encore très en vogue. De ce leptokurtisme important, il résulte que les événements rares sont plus fréquents que ceux associés à une distribution normale et que les non-linéarités des flux monétaires sont omniprésentes. Incidemment, 19 fonds sur 20 font montre d'un leptokurtisme qui excède 3 et 17 affichent une distribution non gaussienne des rendements selon le test de Jarque-Béra.

**Tableau 1** Statistiques descriptives des rendements de l'échantillon des 20 indices de fonds de couverture\*

	Niveau	Écart-type
Rendement moyen (mensuel %)	0.967	2.68
Rendement médian (mensuel %)	0.98	0.43
Rendement maximal (mensuel %)	24.90	
Rendement minimal (mensuel %)	-24.30	
Asymétrie	0.27	0.82
Leptokurtisme	6.53	2.64
Jarque-Béra	160.2	582.35
p-value	0.07	0.30
Nombre de fonds avec leptokurtisme > 3	19	
Nombre de fonds avec rendements non gaussiens	17	

\* Les statistiques sont des moyennes sur l'échantillon des 20 fonds. L'écart-type est calculé sur l'ensemble de l'échantillon des 20 fonds.

Le tableau 2 présente les stratégies analysées dans cet article qui représentent autant de portefeuilles de fonds de couverture. Ces fonds sont classés par le  $R^2$  associé à la régression

<sup>14</sup> Le rendement excédentaire est le rendement observé auquel on soustrait le taux d'intérêt sans risque.

<sup>15</sup> Une position à découvert dans une option de vente comporte un risque de pertes substantielles, quoique rares. Voir, par exemple, Agarwal et Naik (2004) pour cette approche.

OLS (moindres carrés ordinaires) du modèle de F&F. Comme le mentionnent Kat et Miffre (2006), certaines stratégies sont beaucoup moins sensibles aux facteurs de risque qui constituent le modèle de F&F. Les stratégies de contrats à terme ou de titres à revenus fixes sont de celles-là. Par contre, le modèle de F&F dispose d'un pouvoir explicatif très important pour d'autres stratégies: stratégie dite agressive, stratégie des titres à revenus, stratégie *long-short* et stratégie de ventes à découvert.

**Tableau 2** Classification des indices GV par ordre croissant du  $R^2$  associé à l'estimation du modèle de F&F\*

Symbole (indice)	bêta	R <sup>2</sup> aj.	Rendement mensuel	Écart-type
			moyen (%)	
FUTURES( futures index)	0.00	0.02	1.03	3.51
DTG (directional trading group)	0.16	0.14	0.94	2.30
MNA (market neutral arbitrage)	0.09	0.24	0.89	0.94
INC (fixed income)	0.15	0.30	0.68	1.17
MACRO (macro)	0.31	0.36	0.64	2.79
EMN (equity market neutral)	0.11	0.43	1.03	1.24
DS (distressed securities)	0.15	0.45	1.09	1.40
EM (emerging markets)	0.74	0.48	0.87	5.03
SPECG (special strategies)	0.57	0.53	0.82	3.58
MNG (market neutral group)	0.16	0.61	0.99	1.13
MT (market timing)	0.33	0.62	0.98	2.61
ED (event driven)	0.28	0.73	1.09	1.73
OI (opportunity index)	0.40	0.74	1.31	2.93
SS (special situations)	0.35	0.75	1.09	2.03
MSI (multi-strategy index)	0.40	0.75	1.03	2.29
HF (hedge funds global index)	0.37	0.80	1.06	2.17
SHORTS (short selling index)	-0.97	0.83	-0.08	6.43
LSG (long-short index)	0.46	0.85	1.24	2.72
VA (value index)	0.54	0.86	1.35	3.00
AG (aggressive growth)	0.69	0.86	1.30	4.54
<b>Moyenne</b>	<b>0.26</b>	<b>0.57</b>	<b>0.97</b>	<b>2.68</b>

\* Nous n'avons pas traduit les stratégies pour ne pas créer de confusion.

Exprimés en valeur absolue, les bêtas des indices qui apparaissent au tableau 2 se situent dans un intervalle s'étirant de 0 et 0,97 bien que leur niveau moyen, à hauteur de 0,26, s'avère très inférieur à 1 en raison de la vocation même des fonds de couverture qui consiste à couvrir une partie du risque de marché. Seule la stratégie des vendeurs à découvert présente un bêta négatif. Cette stratégie est très exposée à l'indice du marché puisque son bêta se situe près de -1. L'écart-type des rendements de cette stratégie s'avère d'ailleurs le plus important

parmi les stratégies sous revue au tableau 2. Les autres stratégies qui sont le plus exposées au marché sont: stratégie des fonds qui investissent dans les marchés émergents, stratégie des fonds dits «agressifs», stratégies spéciales, stratégie des titres à revenus et stratégie *long-short*.

### 3.3 Le choix des instruments

Tel que mentionné précédemment, le choix des instruments est fondamental dans la mise en œuvre des méthodes IV. Mais généralement, les études empiriques en finance ne s'y attardent pas. Nous examinons deux groupes de variables instrumentales mentionnés auparavant sur notre échantillon couvrant la période 1995-2005: les instruments classiques et les moments supérieurs.

Les instruments classiques sont les facteurs de Chen-Roll-Ross (1986) et les variables explicatives du modèle F&F retardées d'une période. La régression des variables endogènes du modèle sur ces instruments apparaît au tableau 3. Le  $R^2$  de ces régressions n'excède pas 0,10. A l'évidence, ces instruments sont très peu performants.

**Tableau 3**  $R^2$  et  $R^2$  ajusté des régressions des variables endogènes du modèle de Fama et French sur les variables instrumentales constituées par les instruments classiques

	$R^2$	$R^2$ aj.
$r_m - r_f$	0.09	0.01
<b>SMB</b>	0.08	0.00
<b>HML</b>	0.10	0.02
<b>UMD</b>	0.06	0.00

Le tableau 4 ajoute aux instruments classiques les moments supérieurs des variables explicatives jusqu'au cinquième ordre. On note que le  $R^2$  de ces régressions s'améliore considérablement. Certes, nous devons expliquer les rendements du portefeuille de marché et des portefeuilles dupliquants et il est toujours ardu de traduire par un modèle des rendements

stochastiques par nature. Au vu du  $R^2$  compris entre 0,35 et 0,49, nous pouvons considérer comme instruments satisfaisants les moments supérieurs des facteurs de risque.

**Tableau 4**  $R^2$  et  $R^2$  ajusté des régressions des variables endogènes du modèle de Fama et French sur les variables instrumentales constituées par les instruments classiques et les moments supérieurs

	$R^2$	$R^2$ aj.
$r_m - r_f$	0.36	0.13
<b>SMB</b>	0.35	0.11
<b>HML</b>	0.49	0.31
<b>UMD</b>	0.41	0.20

### 3.4 Le choix des méthodes de correction des erreurs de spécification

Pour l'évaluation subséquente des erreurs de spécification, la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) servira de point de référence pour estimer l'équation (1). Trois méthodes classiques IV (variables instrumentales) utilisant comme instruments les variables prédéterminées du modèle et les facteurs de Chen-Roll-Ross sont envisagées: la méthode des doubles moindres carrés (TSLS clas.), le GMM non itéré (GMM clas. nit) et le GMM itéré (GMM clas. it). S'agissant de la méthode GMM, nous utilisons comme matrice de pondération la matrice Newey-West. En parallèle avec ces estimations, nous effectuons les versions à moments supérieurs du TSLS ainsi que de chaque catégorie de GMM. Les moments supérieurs retenus sont les variables explicatives du modèle retardées d'une période jusqu'à la cinquième puissance.

**Tableau 5**  $R^2$ ,  $R^2$  ajusté et J-stat des régressions sur les 20 indices GV\*

	$R^2$ aj.	DW	J-stat	J-stat aj.	p-value (J)
<b>OLS</b>	0.57	1.54			
<b>TOLS clas.</b>	0.29	1.72			
<b>TOLS-hm</b>	0.54	1.57			
<b>GMM clas. nit</b>	0.20	1.72	0.05	6.50	0.29
<b>GMM clas. it</b>	0.20	1.74	0.03	3.90	0.55
<b>GMM-hm nit</b>	0.54	1.57	0.14	18.20	0.83
<b>GMM-hm it</b>	0.39	1.68	0.12	15.60	0.93
<b>Moyenne générale</b>	0.39	1.65			

\* Ce tableau donne le  $R^2$  ajusté ( $R^2$  aj.), la statistique Durbin-Watson associée à chaque méthode d'estimation utilisée et la statistique J (J-stat) associée aux estimations GMM suridentifiées. La statistique J ajustée (J-stat aj.) est la statistique J multipliée par le nombre d'observations, produit qui suit une distribution chi-carré. Si la p-value de la statistique J est supérieure à 0,05, on ne peut alors rejeter le test de suridentification au seuil de signification de 5%. Les instruments semblent alors appropriés. Sept méthodes d'estimation apparaissent dans le tableau: 1) OLS: les moindres carrés ordinaires; 2) TOLS clas., un double moindres carrés classique qui utilise comme instruments les valeurs retardées des variables explicatives et les facteurs économiques et financiers Chen-Roll-Ross (instruments classiques); 3) TOLS-hm, qui en plus des instruments considérés pour le TOLS clas. utilise également comme instruments les moments supérieurs des variables explicatives retardées d'une période jusqu'au cinquième ordre; 4) GMM clas. nit, un GMM non itéré recourant à des instruments classiques; 5) GMM clas. it., un GMM utilisant des instruments classiques et itéré selon la méthode de Newey-West; 6) GMM-hm nit, un GMM non-itéré utilisant comme instruments les instruments classiques et les moments supérieurs, jusqu'au cinquième ordre, des variables explicatives retardées d'une période; 7) GMM-hm it, un GMM à moments supérieurs itéré selon la méthode de Newey-West.

Avant de poursuivre nos travaux statistiques, nous éliminons d'emblée les méthodes d'estimation qui se révèlent médiocres ou moins performantes. Le tableau 5 fournit les  $R^2$  ajustés et les statistiques DW moyens des régressions des 20 indices selon les sept méthodes d'estimation envisagées. Nous notons que les instruments classiques se traduisent par des résultats insatisfaisants en termes des  $R^2$  ajustés. Cette statistique est seulement de 0,29 pour les TOLS classique et de 0,20 pour le GMM classique non itéré. Le GMM itéré, qu'il soit classique ou non, fait montre également d'un faible  $R^2$  ajusté en comparaison avec la méthode OLS. Selon Chan et Faff (2005), le GMM itéré doit être utilisé avec circonspection. Incidemment, il n'y aurait aucun avantage à effectuer plus de deux itérations.

Les méthodes du TOLS à moments supérieurs et du GMM non itéré à moments supérieurs affichent pour leur part une bonne performance en regard de la méthode OLS, leur  $R^2$  ajusté se chiffrant à 0,54 en regard de 0,57 s'agissant de la méthode OLS. Et en conformité avec la p-value de la statistique J qui apparaît au tableau 5, les instruments choisis pour mettre en œuvre le GMM non itéré à moments supérieurs semblent pertinents. Par conséquent, pour

les estimations qui suivent, nous ne retenons que les méthodes suivantes: OLS, TSLS à moments supérieurs et GMM non itéré à moments supérieurs.

### 3.5 Correction des erreurs de spécification dans le modèle de F&F

Le tableau 6 prend acte des statistiques moyennes des estimations du modèle de F&F sur les 20 indices GV selon les trois méthodes d'estimation retenues. La constante, soit l'alpha de Jensen, ne diminue pas à la suite de la correction des erreurs de spécification par les deux méthodes IV comme on pourrait l'anticiper sur la base de recherches antérieures. Ce résultat peut s'expliquer par le caractère très agrégé des données qui se retrouvent au tableau 6. À 4,9% selon la méthode du GMM à moments supérieurs, le rendement exceptionnel annualisé des fonds de couverture s'avère important au cours de la période 1995-2005. Et ce rendement «absolu» est fortement significatif quelle que soit la méthode d'estimation retenue.

**Tableau 6** Moyennes des régressions des 20 indices GV, 1995-2005\*

		OLS	TSLS-hm	GMM-hm nit	Moyenne
<b>coef</b>	<b>c</b>	0.373	0.408	0.407	0.396
	<b>Rm-Rf</b>	0.265	0.227	0.220	0.237
	<b>SMB</b>	0.160	0.167	0.172	0.167
	<b>HML</b>	0.059	0.052	0.044	0.051
	<b>UMD</b>	0.049	0.040	0.044	0.044
	<b>t-stat</b>	<b>c</b>	3.46	3.15	5.84
<b>Rm-Rf</b>		10.13	5.37	12.10	9.20
<b>SMB</b>		5.94	3.53	7.36	5.61
<b>HML</b>		1.98	1.37	3.24	2.19
<b>UMD</b>		2.72	1.71	4.52	2.99
<b>R<sup>2</sup> aj.</b>		0.57	0.54	0.54	0.55
<b>DW</b>	1.54	1.57	1.57	1.56	
<b>J-stat</b>			0.14		
<b>p-value</b>					
<b>(J-stat)</b>			0.83		

Si la p-value de la statistique J est supérieure à 0,05 dans les estimations GMM, on ne peut rejeter le test de surendification au seuil de signification de 5%. Les instruments semblent alors valables. C'est le cas dans ce tableau. Les méthodes d'estimation sont expliquées au tableau 5. Les statistiques t sont en valeur absolue.



Les trois méthodes d'estimation du tableau 6 classent les facteurs de risque dans le même ordre. Par ordre décroissant d'importance, on a:  $R_m - R_f$ , *SMB*, *HML* et *UMD*. Cet ordonnancement se retrouve dans plusieurs études sur les fonds de couverture comme celles de Agarwal et Naik (2000), Mitchell et Pulvino (2001), Capocci et Hübner (2004), Agarwal et Naik (2004) et Kat et Miffre (2006) bien que, comme nous le mentionnerons incessamment, l'ordonnancement des facteurs soit fortement conditionné par la stratégie du fonds de couverture<sup>16</sup>. L'impact du facteur *UMD* s'avère faible dans la plupart des analyses. Les quatre facteurs de risque sont significatifs au seuil de 5% dans les méthodes OLS et GMM tandis que les facteurs *HML* et *UMD* ne le sont pas dans la méthode TSLS.

En exceptant les fonds qui vendent à découvert, les fonds de couverture ont une prédilection pour les actions des petites entreprises à en juger par leur exposition au facteur *SMB*<sup>17</sup>. Encore une fois, Agarwal et Naik (2004) et Capocci et Hübner (2004) abondent dans le même sens. Peu de fonds font montre d'un découvert sur le facteur *HML*<sup>18</sup>, les fonds dits agressifs et les fonds synchronisant le marché constituant des exceptions à ce titre. Il s'ensuit que les fonds de couverture manifestent une nette préférence pour les titres à revenus. Peu de fonds adoptent également une position dite «contraire» en regard du marché<sup>19</sup>. Les fonds qui vendent à découvert sont le principal dissident à ce chapitre, le coefficient associé à *UMD* se chiffrant à -0,205 dans l'estimation GMM.

---

<sup>16</sup> Nous devons ici faire une mise en garde. Les moyennes qui apparaissent au tableau 6 sont calculées sur des valeurs relatives et non sur des valeurs absolues. Or, certains fonds sont à découvert sur les facteurs de risque. La moyenne relative a donc tendance à sous-estimer l'incidence d'un facteur de risque. Cependant, il n'en résulte aucun changement de l'impact relatif des facteurs de risque sur notre période d'observation. Par ailleurs, les titres qui ont un bêta négatif réduisent le risque mesuré par la variance du rendement dans un portefeuille diversifié. La question est complexe.

<sup>17</sup> Selon Agarwal et Naik (2004), cela est dû au fait que le secteur des actions des petites entreprises est peu étudié et, par conséquent, est susceptible de contenir davantage de titres sous-évalués.

<sup>18</sup> Les firmes dont le ratio de la valeur aux livres à la valeur marchande est important présentent des occasions d'affaires pour les fonds de couverture en ce sens que ces firmes ont davantage de probabilité d'être en détresse ou d'être la cible d'une acquisition.

<sup>19</sup> Adopter une approche contraire au marché signifie acheter des actions perdantes et vendre des actions gagnantes. Cette attitude peut se justifier quand les actions perdantes sont sous-évaluées et les actions gagnantes, surévaluées.

En vertu du GMM, les catégories de fonds les plus exposées au marché sont les suivantes: fonds dits «agressifs», fonds émergents, fonds de titres à revenus, fonds «long-short». Par ailleurs, les fonds qui préfèrent nettement détenir des actions de petites firmes sont les suivants: fonds émergents, fonds dits «agressifs», fonds événementiels et fonds de situations spéciales. Par ailleurs, les fonds qui préfèrent les titres à revenus s'adonnent à des stratégies très spécialisées: fonds vendeurs à découvert, fonds de marchés émergents et fonds de situations spéciales.

Selon le tableau 6, le bêta moyen des 20 indices semble surestimé par la méthode OLS qui lui attribue un niveau de 0,265. Il serait plutôt de l'ordre de 0,225 selon les méthodes IV. Par ailleurs, l'impact du facteur *SMB* serait quelque peu sous-estimé. Il serait de l'ordre de 0,17 au lieu du niveau de 0,16 que lui donne la technique OLS. Les méthodes IV ne semblent pas déceler d'erreurs de spécification du côté des deux autres facteurs de risque, soit *HML* et *UMD*. Il reste qu'au niveau d'agrégation élevé des 20 indices, le problème d'erreurs de spécification s'avère peu important. L'effet de diversification dilue de telles erreurs.

Il est bien connu que le calcul de la moyenne de coefficients ou de tests peut donner lieu à des biais. Pour mieux corroborer nos résultats, nous avons donc refait les régressions du tableau 6 sur les données regroupées («pooled») des 20 indices de même que sur l'indice global (*benchmark*) des fonds de couverture GV. Les résultats sont colligés au tableau 7. Les coefficients estimés par les méthodes OLS et TSLS ne subissent aucune altération à la suite de ces nouvelles régressions mais les statistiques t sont plus élevées dans la méthode des données regroupées qu'au tableau 6. Par exemple, le facteur *UMD* n'était pas significatif au seuil de 5% lorsque l'on calculait la simple moyenne des statistiques t des 20 indices obtenues par la méthode TSLS. Ce facteur le devient en utilisant la même technique d'estimation sur les données regroupées. Toutefois, ce facteur n'est plus significatif lorsque l'on passe du tableau 6 (calcul de la moyenne des régressions sur les 20 indices) au tableau 7 (données regroupées)

pour la méthode GMM. En regroupant le 20 indices, on constate au tableau 7 que l'impact de la prime de risque du marché semble toujours surestimé alors que celui du facteur *SMB* ne semble plus sous-estimé comme c'était le cas au tableau 6 où l'on s'intéressait à la moyenne des coefficients.

**Tableau 7 Régressions des 20 indices regroupés («pooled») et de l'indice global des fonds de couverture GV, 1995-2005\***

\* Les statistiques t sont en valeur absolue.

		Données regroupées des 20 indices				Indice global GV			
		OLS	TSLs-hm	GMM-hm nit	Moyenne	OLS	TSLs-hm	GMM-hm nit	Moyenne
<b>coef</b>	<b>c</b>	0.373	0.408	0.408	0.397	0.393	0.399	0.394	0.395
	<b>Rm-Rf</b>	0.265	0.227	0.189	0.227	0.369	0.356	0.339	0.355
	<b>SMB</b>	0.160	0.167	0.159	0.162	0.204	0.184	0.182	0.190
	<b>HML</b>	0.059	0.052	0.069	0.060	0.030	0.051	0.041	0.041
	<b>UMD</b>	0.049	0.040	0.003	0.031	0.053	0.053	0.049	0.052
<b>t-stat</b>	<b>c</b>	6.53	6.39	8.71	7.21	4.28	3.83	6.34	4.81
	<b>Rm-Rf</b>	17.89	8.60	7.07	11.19	15.55	8.26	17.50	13.77
	<b>SMB</b>	10.79	7.02	8.71	8.84	8.57	4.74	9.76	7.69
	<b>HML</b>	3.07	1.86	3.34	2.76	0.99	1.14	2.45	1.52
	<b>UMD</b>	4.80	2.61	0.18	2.53	3.26	2.13	4.84	3.41
<b>R<sup>2</sup> aj</b>		0.20	0.20	0.18	0.19	0.80	0.79	0.79	0.79
<b>DW</b>		1.67	1.67	1.67	1.67	1.34	1.29	1.29	1.31

Au tableau 7, on note également que l'alpha de Jensen reste quasi-fixe d'une méthode d'estimation à l'autre et oscille autour de la barre des 4,8% en rythme annuel. Il s'avère également significatif au seuil de 1%. Encore une fois, l'agrégation des données a pour effet de diluer les erreurs de spécification en raison de l'effet de diversification. Toujours selon le tableau 7, l'impact de la prime de risque du marché et celui du facteur *SMB* sur l'indice global seraient surestimés. Le niveau du coefficient estimé pour le facteur *SMB* par la technique OLS est en effet plus élevé du côté de l'indice global que de celui des données regroupées des 20 indices, ce qui peut expliquer la surestimation de ce coefficient dans l'estimation OLS de l'indice composé.

En résumé, les erreurs de spécification apparaissent peu importantes lorsque l'on se situe au niveau du regroupement des 20 indices GV. Comme nous l'avons expliqué, cela serait dû à un effet de diversification des erreurs. Il importe donc d'examiner le phénomène des

erreurs de spécification à un niveau moins agrégé, c'est-à-dire celui des stratégies. À cet effet, le tableau 8 fournit, pour chacune des stratégies analysées, les écarts entre les coefficients estimés par les techniques OLS et GMM. On retrouve dans ce tableau l'alpha de Jensen et les deux principaux facteurs de risque de notre étude, soit la prime de risque de marché et le facteur *SMB*. Le seuil à partir duquel un écart est jugé appréciable est ici fixé à 0,05.

**Tableau 8** *Écarts entre les coefficients estimés selon les méthodes OLS et GMM, 1995-2005\**

	c	Rm-Rf	SMB
AG	<b>0.33</b>	<i>-0.10</i>	0.02
DS	-0.04	0.01	<i>-0.05</i>
DTG	<i>-0.21</i>	<b>0.15</b>	0.02
ED	<i>-0.09</i>	0.02	0.00
EM	<i>-0.16</i>	<i>0.12</i>	<i>-0.20</i>
EMN	0.00	0.00	-0.03
FUTURES	<i>-0.18</i>	<b>0.22</b>	0.00
HF	0.00	0.03	0.02
INC	<i>-0.12</i>	<b>0.07</b>	-0.02
LSG	0.04	0.01	<b>0.07</b>
MACRO	<b>0.06</b>	0.04	-0.03
MNA	-0.02	0.04	0.02
MNG	-0.03	0.03	0.01
MSI	<i>0.07</i>	-0.04	-0.04
MT	<i>-0.13</i>	<b>0.08</b>	0.02
OI	0.11	0.01	<i>0.07</i>
SHORTS	<i>-0.16</i>	<b>0.09</b>	<i>-0.11</i>
SPECG	<i>-0.12</i>	<b>0.08</b>	<i>-0.13</i>
SS	<i>-0.07</i>	0.00	0.01
VA	0.02	0.03	<b>0.08</b>

\* Les écarts supérieurs à 0,05 sont en caractères gras. Ces écarts sont en italique lorsque les coefficients correspondants sont significatifs dans la méthode GMM.

Comme on peut le constater au tableau 8, les erreurs de spécification sont plus importantes au niveau des stratégies qu'au plan des données regroupées ou de l'indice global des fonds de couverture, ce qui nous conforte dans nos attentes. 60% des stratégies analysées comportent une erreur de spécification appréciable au niveau de l'alpha de Jensen. L'alpha de Jensen est le plus souvent sous-estimé par la technique OLS et les écarts sont calculés très souvent sur des coefficients significatifs. Par exemple, l'alpha de Jensen des fonds qui vendent à découvert serait sous-estimé à hauteur de 0,16% à taux mensuel, ce qui constitue une sous-estimation d'envergure. Somme toute, les erreurs de spécification du côté de l'alpha de Jensen

sont assez fréquentes pour biaiser fortement l'analyse de la performance des fonds de couverture.

Le tableau 8 révèle par ailleurs que 40% des stratégies analysées voient leur bêta sensiblement biaisé par des erreurs de spécification. Celui-ci est le plus souvent surestimé par la méthode OLS. La stratégie qui souffre de la plus forte surestimation est celle des contrats à terme avec un écart de 0,22% entre le coefficient OLS et le coefficient GMM. Finalement, l'impact du facteur *SMB* est sensiblement sous-estimé pour environ 40% des fonds. Par conséquent, il importe de désagréger les données si l'on veut déceler les erreurs de spécification.

#### **4. Erreurs de spécification et modèles conditionnels**

Certains chercheurs ont proposé une autre avenue pour corriger les erreurs de spécification dans les modèles financiers, et notamment le CAPM et le modèle de F&F. Selon Ferson et Schadt (1996), Christopherson, Ferson et Glassman (1998), Ferson et Qian (2004) et Kat et Miffre (2006), ces erreurs de spécification seraient reliées au caractère conditionnel de l'alpha et du bêta. Les stratégies des fonds de couverture ne sont pas statiques mais bien dynamiques. Ces fonds conditionnent leur alpha et leur bêta à de l'information publique. Cette information doit donc être prise en compte lorsque l'on estime le CAPM ou le modèle de F&F. L'argument avancé par ces auteurs est qu'une stratégie qui ne recourt qu'à l'information publique ne doit pas générer une performance supérieure. Certes, s'il n'y avait aucune inefficience de marché, l'alpha de Jensen devrait être nul. Par conséquent, l'alpha de Jensen doit diminuer à la suite de l'introduction d'information publique dans le modèle de F&F et cela indique alors la présence d'erreurs de spécification dans le modèle non conditionnel de F&F. À l'instar des variables instrumentales, l'information publique devrait atténuer les erreurs de

spécification dans le modèle de F&F. La prise en compte de l'information publique est en soi une technique de correction de telles erreurs.

Le but de cette section est donc d'introduire de l'information publique dans l'estimation du modèle de F&F et de constater si le modèle conditionnel ainsi construit corrige bien les erreurs de spécification. Mais auparavant, il importe de rappeler la structure générale des modèles conditionnels.

Supposons qu'un fonds de couverture ait de l'information publique sur une variable désignée par  $I_t$ . Au temps  $t$ , il connaît  $I_{t-1}$ . L'alpha de Jensen et le bêta sont conditionnels à cette information:

$$\alpha_t = \alpha_0 + \varphi_0 I_{t-1} \quad (5)$$

$$\beta_t = \beta_0 + \omega_0 I_{t-1} \quad (6)$$

Dans les équations (5) et (6),  $I_{t-1}$  est exprimé en déviation de la moyenne. Les coefficients  $\alpha_0$  et  $\beta_0$  sont donc respectivement l'alpha et le bêta non conditionnels. La substitution des équations (5) et (6) dans le modèle de F&F donne lieu à l'équation suivante:

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \varphi_0 I_{t-1} + \beta_0 (R_{mt} - R_{ft}) + \omega_0 (R_{mt} - R_{ft}) I_{t-1} + \beta_1 SMB_t + \beta_2 HML_t + \beta_3 UMD_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

La valeur estimée de  $\alpha_0$  devrait donc tendre vers 0 à la suite de l'introduction d'un alpha et d'un bêta conditionnels dans le modèle de F&F. La prise en compte des erreurs de spécification reliées au caractère conditionnel de l'alpha et du bêta devrait éliminer, ou à tout le moins amoindrir, les rendements exceptionnels ou absolus qui ne sont pas en rapport avec le risque subi.

Le choix de l'information publique pour estimer l'équation (7) est évidemment une question d'ordre empirique. Nous avons tenté de nombreux essais sur nos fonds en utilisant, entre autres, les variables financières et macro-économiques suggérées notamment par Christopherson, Ferson et Glassman (1998) et Ferson et Qian (2004). On retrouve, parmi ces

variables: la tendance du marché, l'inflation, la croissance de la production industrielle, le taux de rendement du dividende des indices boursiers, la structure à terme des taux d'intérêt et le risque de crédit. Nous avons finalement retenu la forme empirique suivante pour l'équation (5):

$$\alpha_t = \alpha_0 + \varphi_0 r_{m,t-1} + \varphi_1 \dot{p}_{t-1} \quad (8)$$

avec  $r_m$ , le rendement de l'indice S&P500 exprimé en déviation de la moyenne et  $\dot{p}$ , l'inflation mensuelle, également exprimée en déviation de la moyenne.

S'agissant de l'équation (6), la forme retenue est la suivante:

$$\beta_t = \beta_0 + \omega_0 r_{f,t-1} + \omega_1 r_{f,t-1}^2 \quad (9)$$

avec  $r_f$ , le taux sans risque en déviation de la moyenne.

On sait que  $r_f$  a tendance à suivre l'évolution du marché. Le coefficient  $\omega_0$  permet donc d'observer comment un gestionnaire de portefeuille fait varier son bêta conditionnel selon la tendance du marché. Par ailleurs, nous avons également introduit  $r_f^2$  dans l'équation du bêta conditionnel. Cette variable fait état de la détérioration des marchés boursiers. Le coefficient  $\omega_1$  nous renseigne donc sur la réaction d'un gestionnaire lorsque les marchés boursiers se dégradent.

**Tableau 9** Moyennes des régressions conditionnelles des 20 indices GV, 1995-2005\*

		OLS	TSL5-hm	GMM-hm nit	Moyenne
<b>coef</b>	<b>c</b>	0.379	0.389	0.405	0.391
	<b>Rm-Rf</b>	0.296	0.291	0.277	0.288
	<b>SMB</b>	0.161	0.171	0.175	0.169
	<b>HML</b>	0.062	0.049	0.047	0.052
	<b>UMD</b>	0.041	0.039	0.040	0.040
	<b>amkt(-1)</b>	0.026	0.027	0.024	0.026
	<b>ainf(-1)</b>	-0.335	-0.322	-0.382	-0.346
	<b>βcond</b>	1.366	1.409	1.198	1.324
	<b>βcond2</b>	-1.887	-1.987	-1.660	-1.845
<b>t-stat</b>	<b>c</b>	3.68	3.39	5.85	4.31
	<b>Rm-Rf</b>	8.48	5.49	10.65	8.21
	<b>SMB</b>	5.76	3.39	6.60	5.25
	<b>HML</b>	1.94	1.29	2.89	2.04
	<b>UMD</b>	2.47	1.77	3.70	2.65
	<b>amkt(-1)</b>	1.98	1.93	4.24	2.72
	<b>ainf(-1)</b>	0.62	0.58	1.15	0.79
	<b>βcond</b>	1.77	1.60	3.09	2.15
	<b>βcond2</b>	1.58	1.48	3.01	2.02
<b>R<sup>2</sup> aj.</b>		0.59	0.57	0.57	0.58
<b>DW</b>		1.57	1.61	1.60	1.59
<b>J-stat</b>				0.15	
<b>p-value (J-stat)</b>				0.77	

\* amkt(-1):  $R_m(-1)$ ; ainf(-1): taux d'inflation mensuel retardé d'une période; βcond:  $(R_m - R_f) \times R_f(-1)$ ; βcond2:  $(R_m - R_f) \times R_f(-1)^2$ . Les statistiques t sont en valeur absolue.

Les tableaux (9) à (11) reproduisent les mêmes informations pour le modèle conditionnel de F&F que les tableaux (6) à (8) pour le modèle non conditionnel. On remarque au tableau (10) qui concerne les données regroupées des 20 indices que l'information publique retenue est en moyenne significative au seuil de 5%. Cette information ressort davantage lorsque l'on estime le modèle de F&F stratégie par stratégie. On remarque que l'alpha de Jensen ne diminue pas dans la méthode OLS à la suite de l'introduction d'information publique comme cela pouvait être anticipé Il a même tendance à augmenter légèrement. D'ailleurs, nos divers essais nous donnent à penser que la réaction de l'alpha à l'information conditionnelle dépend fortement de la nature de cette information. Par conséquent, l'alpha de Jensen ne baisse pas systématiquement à la suite de l'introduction d'information conditionnelle dans le modèle de F&F. Les mêmes remarques que celles que nous avons formulées pour les tableaux 6 à 8 s'appliquent aux tableaux 9 à 11. Les coefficients des facteurs de risque ne sont pas altérés dans la méthode d'estimation OLS.



**Tableau 10** Régressions conditionnelles des 20 indices regroupés («pooled») et de l'indice global des fonds de couverture GV, 1995-2005\*

		Données regroupées des 20 indices				Indice global GV			
		OLS	TOLS-hm	GMM-hm nit	Moyenne	OLS	TOLS-hm	GMM-hm nit	Moyenne
<b>coef</b>	<b>c</b>	0.379	0.389	0.432	0.400	0.399	0.392	0.391	0.394
	<b>Rm-Rf</b>	0.296	0.291	0.230	0.272	0.413	0.442	0.408	0.421
	<b>SMB</b>	0.161	0.171	0.159	0.164	0.207	0.187	0.197	0.197
	<b>HML</b>	0.062	0.049	0.057	0.056	0.035	0.023	0.021	0.026
	<b>UMD</b>	0.041	0.039	0.018	0.032	0.043	0.049	0.051	0.048
	<b>amkt(-1)</b>	0.026	0.026	0.022	0.025	0.045	0.047	0.042	0.045
	<b>ainf(-1)</b>	-0.337	-0.324	-0.371	-0.344	-0.036	-0.032	-0.157	-0.075
	<b>βcond</b>	1.367	1.421	0.556	1.115	1.904	2.298	1.929	2.044
	<b>βcond2</b>	-1.888	-2.007	-0.476	-1.457	-2.566	-3.293	-2.694	-2.851
<b>t-stat</b>	<b>c</b>	6.64	6.30	8.22	7.05	4.61	4.16	6.46	5.08
	<b>Rm-Rf</b>	14.79	9.12	6.60	10.17	13.60	9.05	15.70	12.78
	<b>SMB</b>	10.29	6.92	7.10	8.10	8.71	4.93	8.13	7.26
	<b>HML</b>	2.86	1.59	2.15	2.20	1.08	0.49	1.32	0.96
	<b>UMD</b>	3.88	2.40	0.96	2.41	2.68	2.00	4.66	3.11
	<b>amkt(-1)</b>	2.12	2.03	1.84	2.00	2.38	2.36	4.60	3.11
	<b>ainf(-1)</b>	1.74	1.66	2.67	2.02	0.12	0.11	1.01	0.41
	<b>βcond</b>	3.33	2.60	0.87	2.27	3.06	2.76	5.21	3.68
	<b>βcond2</b>	2.85	2.24	0.44	1.84	2.56	2.41	4.75	3.24
<b>R<sup>2</sup> aj.</b>		0.20	0.20	0.20	0.20	0.82	0.82	0.82	0.82
<b>DW</b>		1.67	1.68	1.68	1.68	1.33	1.30	1.33	1.32

\* amkt(-1):  $R_m(-1)$ ; ainf(-1): taux d'inflation mensuel retardé d'une période; βcond:  $(R_m - R_f) \times R_f(-1)$ ; βcond2:  $(R_m - R_f) \times R_f(-1)^2$ .  
Les statistiques t sont en valeur absolue.

Comme le modèle conditionnel estimé par la méthode OLS ne semble pas éliminer les erreurs de spécification du fait de la robustesse de l'alpha, nous avons donc estimé de nouveau le modèle conditionnel en recourant aux deux méthodes IV utilisées pour le modèle non conditionnel, cela pour les 20 indices analysés. Le tableau 11, qui renferme les écarts entre les estimations des coefficients estimés par les méthodes OLS et GMM, montre que des erreurs de spécification sont toujours présentes dans l'estimation OLS du modèle conditionnel, bien qu'elles soient atténuées en regard du modèle non conditionnel.

**Tableau 11** *Écarts entre les coefficients estimés selon les méthodes OLS et GMM, 1995-2005\**

	<b>c</b>	<b>Rm-Rf</b>	<b>SMB</b>
<b>AG</b>	<i>0.07</i>	<i>-0.09</i>	0.02
<b>DS</b>	<i>-0.06</i>	0.04	-0.05
<b>DTG</b>	-0.04	<b>0.07</b>	0.02
<b>ED</b>	-0.01	0.00	0.00
<b>EM</b>	<i>-0.16</i>	<i>0.08</i>	<i>-0.20</i>
<b>EMN</b>	<i>0.08</i>	<i>-0.06</i>	-0.03
<b>FUTURES</b>	<i>-0.09</i>	<i>0.11</i>	0.00
<b>HF</b>	0.01	0.01	0.02
<b>INC</b>	<i>-0.12</i>	0.05	-0.02
<b>LSG</b>	0.04	-0.01	<b>0.07</b>
<b>MACRO</b>	0.00	0.05	-0.03
<b>MNA</b>	-0.04	0.01	0.02
<b>MNG</b>	-0.04	-0.01	0.01
<b>MSI</b>	0.03	-0.04	-0.04
<b>MT</b>	-0.05	<b>0.07</b>	0.02
<b>OI</b>	<i>0.07</i>	-0.03	<i>0.07</i>
<b>SHORTS</b>	<i>-0.14</i>	0.21	<i>-0.11</i>
<b>SPECG</b>	<i>-0.14</i>	0.04	<i>-0.13</i>
<b>SS</b>	-0.01	-0.04	0.01
<b>VA</b>	0.08	<i>-0.07</i>	<i>0.08</i>

\* Les écarts supérieurs à 0,05 sont en caractères gras. Ces écarts sont en italique lorsque les coefficients correspondants sont significatifs dans la méthode GMM.

Pour clore cette section sur le modèle conditionnel de F&F, il convient d'étudier la dynamique du bêta conditionnel dans notre échantillon. Nous effectuons ces calculs pour deux indices: l'indice composé global des fonds de couverture GV et celui des vendeurs à découvert. Les résultats de l'estimation de l'équation (9) par la méthode GMM pour ces deux indices se retrouvent au tableau 12. Nous notons que le comportement des vendeurs à découvert est l'inverse de celui de l'indice global. L'indice global réagit positivement au taux d'intérêt et négativement au carré du taux d'intérêt. Les vendeurs à découvert adoptent le comportement inverse. Comme le taux d'intérêt tend à suivre la tendance du marché, cela suggère que lorsque le marché est à la hausse, le bêta de l'indice global augmente et celui des vendeurs à découvert diminue. Comme le bêta des vendeurs à découvert est négatif, il en résulte que les vendeurs à découvert prennent davantage de risque dans un marché haussier, comme cela est le cas pour l'ensemble des fonds de couverture. Cependant, une augmentation du taux d'intérêt au carré peut signaler une détérioration du marché. Les estimations du

tableau 12 indiquent que dans pareille situation les vendeurs à découvert réduisent leur exposition au marché, comme c'est le cas pour l'ensemble des fonds de couverture.

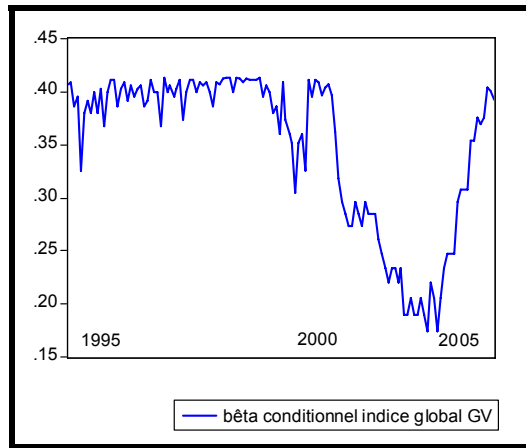
**Tableau 12** Coefficients estimés de l'équation (9) par la méthode GMM pour l'indice global GV et l'indice des vendeurs à découvert\*

	$\beta_0$	$\omega_1$	$\omega_2$
<b>Indice global</b>	0.408	1.929	-2.694
	<i>15.70</i>	<i>5.21</i>	<i>-4.75</i>
<b>Vendeurs à découvert</b>	-1.209	-4.311	5.626
	<i>-17.60</i>	<i>-3.81</i>	<i>3.05</i>

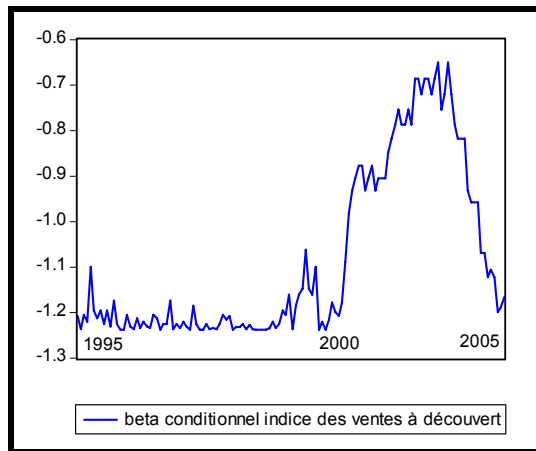
\* En italique, on retrouve les statistiques t des coefficients correspondants.

Les figures 1 et 2 illustrent très bien la corrélation négative entre l'indice global et l'indice des vendeurs à découvert. Le comportement des bêtas conditionnels lors de la bulle technologique survenue au tournant du second millénaire est très caractéristique. A la suite de l'effondrement des marchés boursiers, le bêta conditionnel associé à l'indice global a fortement battu en retraite pour mieux récupérer par la suite. On observe la même situation du côté des vendeurs à découvert. Ils ont réduit le risque tel que mesuré par leur bêta durant la crise pour mieux prendre davantage de risque par la suite.

**Figure 1** *Bêta conditionnel de l'indice global GV, 1995-2005*



**Figure 2** *Bêta conditionnel de l'indice des ventes à découvert*



Ferson et Schadt (1996) ont noté que le gestionnaire typique d'un fonds est pervers dans le sens qu'il s'expose davantage au marché, c'est-à-dire que son bêta augmente, quand la prime de risque du marché diminue. Nos estimations ne militent pas en faveur de ce paradoxe<sup>20</sup>. Le gestionnaire prend davantage de risque lorsque le marché se renforce et se retire lorsque le marché se détériore, comme ce fut le cas lors de la bulle technologique. En fait, il n'y a qu'une seule stratégie dans notre échantillon qui se plie au comportement pervers identifié par Ferson et Schadt (1996): celle des fonds qui achètent des titres d'entreprises en détresse. Ces fonds augmentent leur bêta quand la prime de risque du marché diminue, ce qui

<sup>20</sup> Ce paradoxe nous a été mentionné par un évaluateur anonyme et nous le remercions pour cette mention.

apparaît rationnel dans ce cas puisque les entreprises en détresse se multiplient dans un marché baissier<sup>21</sup>.

En somme, les bêtas et les alphas conditionnels peuvent améliorer la spécification du modèle de F&F. Mais il n'est pas assuré que l'alpha diminue dans le modèle conditionnel. Cela dépend de la nature de l'information publique utilisée.

## 5. Sommaire et conclusion

Dans cet article, nous avons montré que les instruments classiques sont inadéquats pour identifier les erreurs de spécification qui pourraient contaminer le modèle de F&F. Comme l'alléguait Watson (2003), le choix de variables instrumentales appropriées est primordial à ce chapitre et les chercheurs antérieurs négligeaient le plus souvent ce problème lorsqu'ils recouraient à la méthode des moments généralisés pour pallier aux erreurs de spécification. Nous avons montré que l'ajout des moments supérieurs aux instruments classiques améliorerait de beaucoup la performance des estimations visant à éliminer les erreurs de spécification.

En vertu de nos résultats, le niveau d'agrégation des données est un autre facteur qu'il faut considérer lorsque l'on s'attaque aux erreurs de spécifications dans un modèle. Il semble n'y avoir que peu d'erreurs au niveau des données regroupées des rendements des fonds de couverture mais elles s'avèrent beaucoup plus apparentes au chapitre des stratégies particulières des fonds. Dans notre échantillon, le bêta des fonds serait dans l'ensemble surestimé et la prime rattachée au facteur *SMB* serait sous-estimée. Il n'y a pas par ailleurs évidence d'erreurs de spécification notables du côté des facteurs *HML* et *UMD* dont l'impact sur les rendements s'avère inférieur à celui des deux autres facteurs dans notre échantillon. De

---

<sup>21</sup> Nous avons déjà étudié le comportement du bêta conditionnel en fonction de la tendance du marché lors d'une comparaison de stratégies de fonds de couverture répertoriés dans deux banques de données bien connues: HFR et Greenwich-Van. Voir sur ce sujet: Racicot et Théoret (2006). Voir également une autre de nos publications: Coën, Racicot et Théoret (2006a).

plus, l'alpha de Jensen serait biaisé pour plusieurs stratégies lorsque l'on utilise les moindres carrés ordinaires pour estimer le modèle de F&F. Il est donc impératif de corriger l'alpha de Jensen pour étudier la performance d'une stratégie au cours d'un intervalle de temps.

Pour mieux corroborer nos résultats, nous avons estimé la version conditionnelle du modèle de Fama et French qui est censée prendre en compte l'erreur de spécification qui survient au niveau de l'estimation de l'alpha de Jensen lorsque l'on recourt à la méthode des moindres carrés ordinaires. Selon les tenants de ce modèle, l'alpha de Jensen devrait être voisin de zéro si les gestionnaires ne recourent qu'à de l'information publique pour sélectionner leur portefeuille. Cependant, l'alpha de Jensen n'a pas tendance à diminuer dans notre échantillon à la suite de la prise en compte de l'information conditionnelle. Il semble que le comportement de l'alpha à la suite de l'introduction d'information conditionnelle dans les estimations soit fortement conditionné par la nature de cette information. Il y a donc lieu de corriger les erreurs de spécification dans le modèle de Fama et French par une autre méthode, comme celle que nous proposons, même si l'estimation de la formulation conditionnelle du modèle de Fama et French semble atténuer les erreurs de spécification qui pourraient être son lot.

## Bibliographie

- Agarwal, V. et N.Y. Naik, "Risk and portfolio decisions involving hedge funds", *Review of Financial Studies*, 17, 63-98, (2004).
- Agarwal, V. et N.Y. Naik, "Multi-period performance persistence analysis of hedge funds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, 327-342, (2000).
- Capocci, D. et G. Hübner, "Analysis of hedge fund performance", *Journal of Empirical Finance*, 11, 55-89, (2004).
- Carhart, M.M., "On persistence in mutual fund performance", *Journal of Finance*, 52, 57-82, (1997).
- Chan, H.W. et R.W. Faff, "Asset Pricing and the Illiquidity Premium", *Financial Review*, 40, 429-458, (2005).
- Chen, N.F., R. Roll et S. Ross, "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, 59, 572-621, (1986).
- Christopherson, J.A., W.E. Ferson, et D.A. Glassman, "Conditioning manager alphas on economic information: another look at the persistence of performance", *Review of Financial Studies*, 11, 111-142, (1998).
- Chung, Y.P., H. Johnson et M.J. Schill, "Asset pricing when returns are nonnormal: Fama French factors vs. higher order systematic co-moments", *Journal of Business*, 79, 923-941, (2006).
- Cochrane, J. *Asset Pricing*. Princeton University Press, 2001.
- Coën, A., F.E., Racicot et R. Théoret, "Hedge Funds Returns, Higher Moments and Nonlinear Risk", dans: Gregoriou, G.N. et D. Kaiser (eds.). *Hedge Funds and Managed Futures: A Handbook for Institutional Investors*. Risk Books, London, 2006a.
- Coën, A., F.E., Racicot et R. Théoret. Higher Moments as Risk Instruments to Discard Errors in Variables: the Case of the Fama and French Model. *Proceedings of the Global Finance Association*, Rio de Janeiro (avril 2006), 2006b.
- Dagenais, M.G. et D.L. Dagenais, "Higher moment estimators for linear regression models with errors in the variables", *Journal of Econometrics*, 76, 193-221, (1997).
- Dittmar, R., "Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference and evidence from cross-section of equity returns", *Journal of Finance*, 57, 369-403, (2002).
- Dubé, É., C. Gignac, et F.-É. Racicot, "Revisiting the Fama and French Model: An Application to Funds of Funds Using Nonlinear Methods". dans: Gregoriou, G.N. (ed.). *Fund of Hedge Funds: Performance, Assessment, Diversification and Statistical Properties*. Elsevier, Amsterdam, 2006.

- Durbin, J., "Errors in variables", *International Statistical Review*, 22, 23-32, (1954).
- Fama, E.F. et K.R. French, "The cross-section of expected stock returns", *Journal of Finance*, 47, 427-465, (1992).
- Fama, E.F. et K.R. French, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56, (1993).
- Fama, E.F. et K.R. French, "Industry costs of equity", *Journal of Financial Economics*, 43, 153-193, (1997).
- Ferson, W.E. et M. Qian. *Conditional Evaluation Performance: Revisited*. The Research Foundation of CFA Institute, 2004.
- Ferson, W.E., et R.W. Schadt, "Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions", *Journal of Finance*, 51, 425-461, (1996).
- Gamba A. et F. Rossi. *Mean-Variance-Skewness Analysis in Portfolio Choice and Capital Markets*. working paper, (1998).
- Hansen, L. et R. Jagannathan, "Assessing specification errors in stochastic discount factor models", *Journal of Finance*, 52, 557-590, (1997).
- Hansen, L. et K. Singleton, "Generalized instrumental variables estimation of non-linear rational expectations models", *Econometrica*, 50, 1269-1286, (1982).
- Harvey, C.R. et A. Siddique, "Conditional skewness in asset pricing tests", *Journal of Finance*, 55, 1263-1295, (2000).
- Hwang, S. et S. Satchell. *Modeling emerging market risk premia using higher moments*. working paper, 1999.
- Ingersoll Jr., J. *Theory of Financial Decision Making*. Rowman and Littlefield Publishers, 1987.
- Ingersoll, J., "Multidimensional Security Pricing", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 10, 785-798, (1975).
- Jagannathan, R. et Z. Wang, "The conditional CAPM and the cross-section of expected returns", *Journal of Finance*, 51, 3-53, (1996).
- Jegadeesh, N. et S. Titman, "Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency", *Journal of Finance*, 48, 65-91, (1993).
- Kat, H.M. et J. Miffre. *The impact of non-normality risks and tactical trading on hedge fund alphas*. working paper: City University of London, 2006.
- Kraus, A. et R. Litzenberger, "Skewness preference and the valuation of risk assets", *Journal of Finance*, 31, 1085-1100, (1976).
- Lhabitant, F.S. *Hedge Funds : Quantitative Insights*. John Wiley & Sons, 2004.



- Lim, K.-G., "A New Test of the Three-Moment Capital Asset Pricing Model", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 205-216, (1989).
- Malevergne, Y. et D. Sornette, "Higher moments portfolio theory, capitalizing on behavioral anomalies of stock markets", *Journal of Portfolio Management*, 31, 49-55, (2005).
- Mitchell, M. et T. Pulvino, "Characteristics of Risk and Return in Risk Arbitrage", *Journal of Finance*, 56, 2135-2175, (2001).
- Pal, M., "Consistent moment estimators of regression coefficients in the presence of errors in variables", *Journal of Econometrics*, 14, 349-364, (1980).
- Racicot, F.E. et R. Théoret, "On Comparing Hedge Fund strategies Using Higher Moment Estimators for Correcting Specification Errors in Financial Models", dans: Gregoriou, G.N. et D. Kaiser (eds.). *Hedge Funds and Managed Futures: A Handbook for Institutional Investors*. Risk Books, London, 2006.
- Racicot, F.-E., "Erreurs de mesure sur les variables économiques et financières", dans : *Trois essais sur l'analyse des données économiques et financières*. chap.3. thèse de Ph.D. (ESG-UQAM), 2003.
- Racicot, F.E. et R. Théoret. *Le calcul numérique en finance quantitative et empirique*. 2<sup>ième</sup> édition. Presses de l'Université du Québec, 2004.
- Racicot, F.-E., R. Théoret et A. Coën. *Towards new empirical versions of financial and accounting models corrected for measurement errors*. working paper 2006-03: Chaire d'information financière et organisationnelle (ESG-UQAM), 2006. [http://www.cifo.uqam.ca/Best\\_paper\\_awards](http://www.cifo.uqam.ca/Best_paper_awards) de la conférence Global Finance Association (Australie, avril 2007). <http://www.gfc2007.org/ImageLibraryAssets/best%20paper%20awards.pdf>.
- Ranaldo, A. et L. Favre. *How to price hedge funds: from two to four-moment CAPM*. working paper. UBS Global Asset Management, 2003.
- Rubinstein, M., "The fundamental theorem of parameter-preference security valuation", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 8, 61-69, (1973).
- Samuelson, P. A., "The fundamental approximation theorem of portfolio analysis in terms of means, variances and higher moments", *Review of Economic Studies*, 37, 537-542, (1970).
- Scott, R.C. et P.A. Hovarth, "On the direction of preference for moments of higher order than the variance", *Journal of Finance*, 35, 915-919, (1980).
- Spencer, D.E. et K.N. Berk, "A Limited Information Specification Test", *Econometrica*, 49, 1079-1085, (1981).

Watson, C.T., GMM and the Fama and French Model: The Role of Instruments. working paper: Economics Department (UCLA), 2003.