

VINCENT GLODE

*MESURES CONDITIONNELLES DE PERFORMANCE
POUR FONDS D'OBLIGATIONS*

Mémoire présenté
à la Faculté des études supérieures de l'Université Laval
dans le cadre du programme de maîtrise en sciences de l'administration
pour l'obtention du grade de M. Sc.

FACULTÉ DES SCIENCES DE L'ADMINISTRATION
UNIVERSITÉ LAVAL

SEPTEMBRE 2004

Résumé

Dans le but d'évaluer la performance quotidienne des fonds obligataires américains lors de la période 1995-2002, nous utilisons une méthodologie qui tient compte des variations de l'exposition aux risques. Nous étudions trois caractéristiques pouvant justifier des investissements dans de tels actifs : la performance (α), la persistance de la performance et l'influence de la situation économique sur la performance.

Nous constatons que la performance des fonds est positive, peu importe la mesure de performance ou la catégorie des fonds. Nous observons une performance observée qui est supérieure lorsque nous utilisons une mesure inconditionnelle plutôt qu'une mesure conditionnelle. De plus, nos tests révèlent la présence significative de persistance dans la performance des fonds. En dernier lieu, nous observons que la performance des fonds obligataires augmente en temps de récession, ce qui est une autre raison d'investir dans de tels actifs financiers. Cependant, ces dernières observations ne sont pas statistiquement significatives.

Avant-propos

Je tiens à remercier Patrick Savaria, mon directeur de recherche, pour ses précieuses contributions à la rédaction de ce mémoire et surtout à la réalisation de mes projets professionnels. Monsieur Savaria a été d'une disponibilité sans limite tout au long de mon passage à l'Université Laval et est sans aucun doute l'individu qui a le plus influencé mon cheminement académique. Bien que ses qualités intellectuelles aient grandement favorisé ma formation, c'est surtout de ses qualités humaines que je me souviendrai tout au long de ma vie. Il restera dans mon esprit celui qui m'a permis de réaliser mon rêve d'étudier aux États-Unis. Je lui souhaite la meilleure des chances dans ses projets futurs.

Je tiens aussi à remercier les autres examinateurs de ce mémoire : Frank Coggins, qui a supervisé mes recherches au Ministère des Finances, et Gilles Bernier, professeur au département de Finance et Assurance. Merci à Michel Laberge pour les nombreuses heures qu'il a consacrées à l'administration des données, à Guy Charest qui m'a inculqué la rigueur nécessaire à l'élaboration de ce mémoire par le biais du cours « Méthodologie de la Recherche en Finance » et aux autres professeurs qui m'ont encouragé tout au long de mes études. Je souhaite remercier le département de Finance et Assurance de l'Université Laval pour l'achat des données nécessaires à mon projet, le Ministère des Finances du Québec pour l'opportunité d'effectuer ce mémoire, Sean McDonald de FTID ainsi que Sung Chung de Fundata pour leur support technique avec les données. Je tiens à souligner le soutien financier de l'Institut de Finance Mathématique de Montréal, du Fonds Banque Royale ainsi que de la Fondation Jean-Paul Tardif.

Finalement, je m'en voudrais de ne pas remercier ma famille, ma copine et mes amis de m'avoir soutenu et encouragé tout au long de mes études et dans les projets « compliqués » vers lesquels j'ai toujours été attiré.

Tables des matières

RÉSUMÉ.....	2
AVANT-PROPOS	3
TABLES DES MATIÈRES.....	4
LISTE DES TABLEAUX.....	7
1. INTRODUCTION.....	8
2. REVUE DES FACTEURS EXPLICATIFS DE RENDEMENTS OBLIGATAIRES ...	11
2.1 Les titres obligataires.....	11
2.1.1 Les obligations corporatives : Chang et Huang (1990; CH).....	12
2.1.2 Les obligations à haut rendement : Cornell et Green (1991; CG)	14
2.1.3 Les obligations à long terme : Campbell et Ammer (1993; CA)	15
2.1.4 Les titres du marché monétaire : Knez et al. (1994; KLS).....	16
2.1.5 Les obligations du gouvernement britannique : Lekkos et Milas (2001; LM)	19
2.1.6 Les obligations corporatives : Rapach et Wohar (2002; RW)	19
2.1.7 La corrélation entre le rendement des obligations et celui des actions : Li (2002; LI)	20
2.2 Les fonds obligataires.....	21
2.2.1 Des mesures indicielles: Blake et al. (1993; BEG).....	21
2.2.2 Des mesures factorielles : Elton et al. (1995; EGB).....	23
2.3 La récapitulation des conclusions concernant les facteurs de rendement et les variables d'information possibles.....	25
3. REVUES DES MESURES CONDITIONNELLES DE PERFORMANCE (MCP)...	28
3.1 La méthodologie FS.....	30
3.1.1 La méthodologie expliquée : Ferson et Schadt (1996; FS)	30
3.1.2 Un dérivé plus simple de FS: Ferson et Warther (1996; FW)	33
3.1.3 Les fonds d'actions japonais : Cai et al. (1997; CCY)	33
3.2 Les MCP pour fonds obligataires étrangers	35
3.2.1 Les fonds obligataires européens : Silva et al. (2002; SCA).....	35
3.2.2 Les fonds obligataires australiens : Gallagher et Jarnecic (2002, GJ) 37	
4. APPLICATION DES MESURES DE PERFORMANCE.....	39
4.1 Les éléments de base.....	39
4.2 La sélection de nos variables d'information	42
4.3 La présentation de nos mesures.....	51
4.4 Les résultats.....	52
4.4.1 Les résultats des mesures à un indice.....	52
4.4.2 Les résultats des mesures à quatre indices.....	54
5. ANALYSE DE LA PERSISTANCE	56
5.1 La revue de la littérature	56
5.1.1 La régression des α s : Grinblatt et Titman (1992; GT)	56
5.1.2 La persistance des rangs : Hendricks et al. (1993; HPZ)	57

5.1.3 Gagnant ou perdant : Brown et Goetzmann (1995; BG).....	58
5.1.4 La persistance à court terme et à moyen terme : Elton et al. (1996; EGB2).....	59
5.1.5 La persistance des rangs « révisée » : Carhart (1997; CAR)	60
5.1.6 Persistance et biais de survivance	61
5.2 La méthodologie	62
5.3 Les résultats	63
6. INFLUENCE DE LA SITUATION ÉCONOMIQUE SUR LA PERFORMANCE	66
6.1 La revue de la littérature	67
6.1.1 Le même ensemble de variables d'information : Christopherson et al. (1998; CFG).....	67
6.1.2 Le changement de régime : Kosowski (2001; KOS)	68
6.1.3 Le facteur d'escompte stochastique linéaire : Lynch et al. (2002; LWB).....	70
6.1.4 Le filtre de Kalman : Spiegel et al. (2003; SMZ)	72
6.1.5 Les scénarios extrêmes : Ferson et al. (2003; FKH)	73
6.2 Les autres textes pertinents	74
6.2.1 Le rendement en dividendes : Fama et French (1989; FF2).....	75
6.2.2 L'historique du rendement en dividendes : Campbell et Shiller (1998; CS).....	75
6.3 La méthodologie	76
6.4 Les résultats	77
7. CONCLUSION	79
8. ANNEXES.....	81
Annexe A : Identification des fonds obligataires corporatifs (F1 à F64) composant l'échantillon	81
Annexe B : Identification des fonds obligataires gouvernementaux (F101 à F141) composant l'échantillon	83
Annexe C : Mesures de performance à 1 facteur pour les 105 fonds sur la période 1995-2002	84
Annexe D : Mesures de performance à 4 facteurs pour les 105 fonds sur la période 1995-2002	85
Annexe E : Mesures de performance à 1 facteur pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002.....	86
Annexe F : Mesures de performance à 4 facteurs pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002	87
Annexe G : Mesures de performance à 1 facteur pour les 41 fonds gouvernementaux sur la période 1995-2002.....	88
Annexe H : Mesures de performance à 4 facteurs pour les 41 fonds gouvernementaux sur la période 1995-2002.....	89
Annexe I : Distribution des statistiques-t des α sur la période 1995-2002	90
Annexe J : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002	91

Annexe K : Mesures de performance à 1 facteur et influence du rendement en dividendes pour les 105 fonds sur la période 1995-2002.....	92
Annexe L : Mesures de performance à 4 facteurs et influence du rendement en dividendes pour les 105 fonds sur la période 1995-2002.....	93
Annexe M : Mesures de performance à 1 facteur et influence du rendement en dividendes pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002	94
Annexe N : Mesures de performance à 4 facteurs et influence du rendement en dividendes pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002	95
Conditionnelle.....	95
Annexe O : Mesures de performance à 1 facteur et influence du rendement en dividendes pour les 41 fonds gouvernementaux sur la période 1995-2002	96
Annexe P : Mesures de performance à 4 facteurs et influence du rendement en dividendes pour les 41 fonds gouvernementaux sur la période 1995-2002	97
Annexe Q : Distribution des statistiques-t des α avec influence du rendement en dividendes sur la période 1995-2002.....	98
Annexe R : Distribution des statistiques-t des β (bas taux de dividendes) sur la période 1995-2002	99
Annexe S : Distribution des statistiques-t des β (haut taux de dividendes) sur la période 1995-2002	100
9. BIBLIOGRAPHIE.....	101
Livres et articles	101
Site Internet	111

Liste des tableaux

Tableau 2.1 : Pouvoir explicatif des 4 facteurs de Knez et al. (1994) sur le rendement des titres du marché monétaire américain	17
Tableau 2.2(a) : Récapitulation des principaux résultats du chapitre 2....	26
Tableau 2.2(b) : Récapitulation des principaux résultats du chapitre 2 (suite).....	27
Tableau 4.1 : Légende des variables d'information.....	46
Tableau 4.2 : Régression (White) du rendement excédentaire de l'indice LB « U.S. Government/Credit » sur les six variables d'information retardées*	46
Tableau 4.3 : Principaux résultats des régressions (White) des rendements excédentaires des indices LB sur les sept variables d'information retardées et une constante	48
Tableau 5.1 : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002 pour l'ensemble des 105 fonds*	64
Tableau 5.2 : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002 pour les 64 fonds corporatifs*	64
Tableau 5.3 : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002 pour les 41 fonds gouvernementaux*	65

« The immaturity of our science is illustrated by the conspicuous lack of predictive content about some of its most intensely interesting phenomena, particularly changes in asset prices. »

- Richard Roll, discours présidentiel de l'American Finance Association (1988; p. 1)

1. Introduction

Pourquoi investir dans des fonds obligataires? Dans le cadre d'un projet de recherche du Ministère des Finances du Québec, nous utilisons des données quotidiennes et des mesures conditionnelles de performance (MCP) pour évaluer la performance des fonds obligataires américains. Contrairement à une mesure dite « traditionnelle », une MCP tient compte de l'évolution des paramètres (bêtas, primes de risque, etc.) dans le temps.

Le besoin pour cette recherche est évident. L'évolution de l'industrie du placement et l'émergence de plusieurs titres à revenus fixes ont donné une impulsion à la gestion obligataire active. Selon Bond Market Association, le niveau de dette privée et publique émise en 1985 était, en milliards \$US, de 4588 contre 22 400 au début de 2004, la hausse annuelle moyenne ayant été de 8,7%. De plus, l'importance de l'industrie des fonds poussa les milieux académiques et professionnels à y aller de nombreux progrès en matière d'évaluation de la performance des gestionnaires de fonds. Ce mémoire désire profiter des avancements académiques concernant les mesures de performance en les utilisant pour l'étude de fonds obligataires américains.

Dans ce mémoire, nous étudions trois caractéristiques pouvant justifier des investissements dans les fonds obligataires américains :

- 1- la performance (α) des fonds
- 2- la persistance de la performance
- 3- l'influence de la situation économique sur la performance.

Nos résultats nous permettent d'observer une performance positive de la part des fonds obligataires américains, lorsque mesurée par l'alpha (α) de nos quatre modèles d'évaluation des actifs. Ces α s positifs signifient que les fonds offrent des rendements supérieurs à ce qui est attendu par rapport à leur exposition aux indices de risque. Pour que nos mesures de performance soient conditionnelles, nous assumons, tout comme le font Ferson et Schadt (1996), que les bêtas (β) mesurant l'exposition du fonds aux indices de risque sont des fonctions linéaires de variables macroéconomiques. Nous observons aussi que les résultats de nos MCP concordent mieux que les résultats des mesures inconditionnelles avec l'hypothèse semi-forte d'efficacité des marchés de Fama (1970).

Bien que plusieurs études analysent le phénomène de persistance¹, aucune d'entre elles n'utilise une MCP et des données quotidiennes pour évaluer la persistance des fonds obligataires américains, comme nous le faisons dans ce mémoire. Par le biais d'une méthodologie similaire à celle de Brown et Goetzmann (1995), nous détectons la présence significative de persistance dans la performance de notre échantillon.

Le fait que nous observions aussi que les fonds obligataires offrent des performances supérieures lors de récessions pourrait être une autre raison pour investir dans de tels actifs. La théorie de l'utilité marginale décroissante souligne que les investisseurs accordent une plus grande valeur à une performance supérieure en temps de récession qu'en temps de prospérité économique (Cochrane [2001]). Il faut cependant noter que nos résultats à ce sujet ne sont pas statistiquement significatifs et que nous ne sommes pas en mesure de conclure sur le sujet. Nous proposons plutôt de futures avenues de recherche.

¹ Voir section 5.1 pour une revue de la littérature sur le sujet.

En résumé, nous synthétisons les études déjà publiées sur la prédiction des rendements et la performance des portefeuilles obligataires au chapitre 2, notre objectif étant de cerner les facteurs et les variables d'information à inclure dans notre modèle empirique. Au chapitre 3, nous analysons les écrits portant sur les MCP basées sur une méthodologie similaire à celle de Ferson et Schadt (1996). Au chapitre 4, nous abordons la modélisation de la MCP et sa mise en application sur les données quotidiennes de plusieurs fonds d'obligations pour la période 1995-2002. Nous intégrons les facteurs de performance trouvés au chapitre 2 du mémoire à un modèle conditionnel d'évaluation de la performance, tel qu'étudié au chapitre 3. Nous comparons les conclusions que nos MCP permettent de tirer à celles permises par des mesures similaires, mais inconditionnelles. Nous vérifions l'existence de persistance dans la performance des fonds obligataires au chapitre 5. Au chapitre 6, nous étudions l'influence de la situation économique sur la performance des fonds obligataires, alors que nous concluons sur les objectifs de départ de ce mémoire et élaborons sur de nouvelles avenues de recherche au chapitre 7.

2. Revue des facteurs explicatifs de rendements obligataires

L'objectif de ce chapitre est d'isoler dans la littérature académique les variables pouvant influencer la performance des fonds obligataires. La pertinence de ces variables est testée empiriquement à la section 4.2. Nous plaçons peu d'emphase sur les méthodologies employées dans ces articles puisque l'étude de Ferson et Schadt (1996; FS), abordée au chapitre 3, sert déjà de guide méthodologique. Nous nous concentrons plutôt sur le choix des variables explicatives et les résultats des études. Nous débutons ce chapitre en analysant les recherches traitant des actifs qui composent les fonds obligataires, soient les titres obligataires, et nous poursuivons avec celles traitant des fonds eux-mêmes.

2.1 Les titres obligataires

Le rendement requis sur un titre obligataire provient principalement de deux sources : le taux d'intérêt de base (d'un émetteur sans risque) et la prime de risque associée à cet actif. Le taux d'intérêt de base dépend de plusieurs facteurs macroéconomiques exogènes à la firme émettrice et est influencé par la politique monétaire du pays. La prime de risque dépend plutôt du risque propre à l'émission et de la rémunération requise pour que le marché accepte d'investir dans des actifs risqués. Selon Fabozzi (2000), les facteurs affectant le risque des obligations sont la classe de l'émetteur (1), le risque de crédit perçu sur l'actif (2), son échéance (3), les provisions requises ou les options incluses (4), l'imposition fiscale sur un tel instrument (5) et sa liquidité anticipée (6). La classe de l'émetteur (1) peut être vue comme faisant partie du risque perçu. Par exemple, si l'obligation est gouvernementale (aux États-Unis), le risque de crédit perçu sera théoriquement nul et la prime de risque associée à cette classe d'émetteur

tendra vers zéro. Le risque de crédit perçu sur l'actif (2) dépend de la performance et de la situation financières anticipées de la firme émettrice. Il s'agit d'une évaluation des possibilités que l'émetteur ne puisse remplir ses promesses de paiements. La maturité effective d'une obligation (3), ou plus précisément sa durée, mesure le risque de variation du prix de l'actif suite à un changement parallèle des taux d'intérêt. Certaines obligations incluent aussi des options diverses et des provisions requises (4). Si ces clauses sont à l'avantage de l'émetteur, ce dernier devra offrir un rendement supérieur sur sa dette pour compenser l'investisseur pour le risque additionnel de cette option. Plus les revenus tirés de l'obligation sont fiscalement imposables (5) par rapport à d'autres revenus d'investissement, plus les investisseurs désireront un rendement élevé avant impôts pour compenser l'effet diminutif de l'imposition. La liquidité d'un actif financier (6) est valorisée par les marchés financiers et un manque de liquidité doit être compensé par une promesse de rendements supérieurs.

Analysons maintenant, en ordre chronologique, les résultats empiriques associés à l'explication de la performance des titres obligataires.

2.1.1 Les obligations corporatives : Chang et Huang (1990; CH)

Bien que l'article de FS soit considéré comme le texte à la base de la littérature financière sur les MCP, CH utilisent déjà en 1990 une mesure qui tient compte de l'évolution des paramètres dans le temps pour l'évaluation d'obligations corporatives à long terme. CH étudient le pouvoir prédictif de variables associées à la structure à terme des taux d'intérêt (STTI), au niveau des prix des obligations et des actions ainsi que l'effet janvier sur le rendement

excédentaire des obligations corporatives. L'existence d'un effet janvier pour des portefeuilles obligataires fut observé par Keim et Stambaugh (1986).

L'échantillon étudié par CH couvre la période janvier 1963-décembre 1984 et contient entre 62 et 120 obligations par période. Ces obligations sont regroupées en six portefeuilles selon leurs cotations Moody's de Aaa à B. Quant aux variables utilisées pour prédire le rendement excédentaire, elles sont :

- le rendement sur le bon du Trésor américain (BTA) à échéance dans 1 mois
- la prime de rendement entre les BTA 1 mois et 2 mois
- la prime de rendement entre les BTA 1 mois et 6 mois
- la prime de rendement retardé d'un mois entre les BTA 1 mois et 2 mois
- la prime de rendement entre la moyenne des obligations corporatives cotées Baa et le BTA-1 mois
- une variable binaire du mois de janvier.

Les R^2 variant entre 21,8% et 35,5 % selon les périodes, CH jugent que le modèle réussit à évaluer avec précision le rendement des obligations corporatives de l'échantillon (où plus précisément, les portefeuilles qui les regroupent). Parmi les six variables, la prime de rendement retardée d'un mois entre les BTA 1 mois et 2 mois et la prime de rendement entre la moyenne des obligations corporatives cotées Baa et le BTA 1 mois sont les variables ayant les coefficients les plus significatifs.

Dans le cadre de nos recherches, nous concluons qu'il est nécessaire d'évaluer la pertinence d'un indice de risque de crédit pour nos mesures multi-indicielles, tout comme d'inclure une ou plusieurs variables d'information décrivant la forme de la STTI.

2.1.2 Les obligations à haut rendement : Cornell et Green (1991; CG)

CG évaluent le rendement d'obligations ayant une cote inférieure à BBB, qu'ils nomment obligations à haut rendement. CG évaluent l'influence du rendement des BTA et d'un indice boursier des mois précédent, actuel et suivant sur le rendement d'obligations à haut rendement. CG constatent que ces obligations offrent en moyenne un meilleur rendement que les obligations de qualité. CG jugent que les obligations à haut rendement sont sensibles aux changements de taux d'intérêt et aux changements dans le niveau des prix des actions. Quant aux obligations de qualité supérieure, elles ne sont influencées que par le niveau des taux d'intérêt.

Évaluant avec facilité le rendement des obligations, CG rencontrent plus de difficulté dans le choix d'une mesure de risque. Les auteurs estiment le risque systématique des obligations par le biais du β traditionnel provenant du CAPM de Sharpe (1964). Ils trouvent que le β moyen des obligations à haut rendement est de 0,52, presque le double de la moyenne pour les obligations de qualité de 0,25. CH concluent que la meilleure mesure de risque est fournie par un modèle à deux facteurs qui tient compte de la sensibilité des prix d'obligations aux mouvements des taux d'intérêt et du niveau des prix des actions. Ceci est conforme à ce qu'observent Blume et al. (1991) : les obligations à rendement élevé sont des titres hybrides qui réagissent à la fois similairement aux obligations de qualité et similairement aux titres de petites capitalisations. CG observent aussi que le risque des obligations à haut rendement se situe au-dessus de celui des obligations de qualité et en dessous de celui des actions.

Nous concluons que nos mesures de performance doivent tenir compte du niveau des indices boursiers, que ce soit en tant que variables d'information retardée ou en tant qu'indice du modèle multi-indiciel.

2.1.3 Les obligations à long terme : Campbell et Ammer (1993; CA)

CA décomposent les rendements excédentaires d'obligations à long terme et d'actions en composantes associées à des « nouvelles » sur les flux monétaires futurs et leur taux d'actualisation, donc les déterminants du prix en équilibre.

$$P = \sum_{t=1}^T \frac{CF_t}{(1+k)^t} \quad (1)$$

où P : prix, CF : flux monétaire, k : taux de rendement requis et t : échéance.

Étant donnée notre problématique de recherche, nous nous concentrons sur les résultats de CA concernant les titres obligataires. CA désirent expliquer la variance des rendements obligataires par le biais des :

- variations dans les anticipations d'inflation
- variations dans les anticipations de taux d'intérêt réels
- variations dans les rendements excédentaires futurs prédits sur les obligations en général.

Les auteurs constatent que la prédictibilité du rendement des obligations est moindre que celle du rendement des actions. Ils remarquent cependant que le R^2 du modèle pour obligations augmente avec le temps, passant de 5% pour la période 1952-1972 à 9% pour la période 1973-1987. CA observent que la variance des rendements obligataires est grandement expliquée par des variations dans les prédictions d'inflation. Ils constatent aussi que les nouvelles concernant les

rendements excédentaires futurs contribuent moins à la volatilité dans les marchés obligataires que dans les marchés boursiers. CA observent une faible corrélation entre les rendements boursiers et obligataires, ce qui va à l'encontre de Cornell et Green (1991) concernant les obligations à haut rendement.

De CA, nous dégagons surtout l'effet important des prédictions d'inflation sur le rendement excédentaire des obligations. Cette relation est logique puisque les rendements obligataires sont surtout influencés par le niveau des taux d'intérêt nominaux, qui eux sont estimés par la somme du taux d'intérêt réel et du taux d'inflation anticipé. Selon CA, le taux d'intérêt réel semble constant à travers de courtes périodes de temps, ce qui fait en sorte que c'est surtout l'inflation qui influence les taux d'intérêt nominaux et par le fait même, les rendements obligataires. Puisque les rendements excédentaires sont calculés en soustrayant le rendement sur bons du Trésor 1 mois, l'excédent contient encore l'effet de l'inflation prévue pour des échéances supérieures à 1 mois.

2.1.4 Les titres du marché monétaire : Knez et al. (1994; KLS)

Malgré le fait que l'article de KLS soit principalement à vocation méthodologique, il s'agit d'un texte pertinent à la construction de nos mesures de performance. KLS emploient deux modèles multi-factoriels à trois et à quatre facteurs respectivement, qui tentent d'expliquer les rendements de différents titres du marché monétaire américain (bons du Trésor, papiers commerciaux, certificats de dépôt, certificats de dépôt en Eurodollar et acceptations bancaires versus taux « repo »). KLS utilisent une approche factorielle visant à identifier les facteurs communs influençant le rendement excédentaire des différents instruments et des différentes maturités. Ces facteurs dits « communs » sont interprétés par KLS comme étant des sources de risque systématique.

Les quatre influences que KLS désirent tester sont :

- les mouvements parallèles de la structure à terme des taux d'intérêt (STTI)
- la pente de la STTI
- la prime de rendement spécifique aux certificats de dépôt (CD)
- la prime de rendement spécifique aux papiers commerciaux (PC).

Les deux premiers facteurs sont conventionnels et font partie de la majorité des études du genre, cependant le choix de la troisième et quatrième influences nécessite des explications. Le facteur 3 mesure la prime de rendement entre les titres gouvernementaux et les titres bancaires (CD). Le quatrième élément est celui qui permet aux auteurs de passer d'un modèle à trois facteurs (#3) à un modèle à quatre facteurs (#4); il s'agit du facteur « marginal » qui pourrait rendre le modèle #4 plus efficace que le modèle #3. Ce facteur se définit comme étant la prime entre le rendement sur papier commercial et celui sur certificat de dépôt. Il est fonction du risque de crédit supplémentaire que l'on assigne aux entreprises par rapport aux banques. Puisque ces influences ne sont pas directement observables, KLS utilisent des indices imitant les facteurs à mesurer.

Tableau 2.1 : Pouvoir explicatif des 4 facteurs de Knez et al. (1994) sur le rendement des titres du marché monétaire américain

Facteurs	<i>Inclusion modèle # 3</i>	<i>Inclusion modèle # 4</i>	<i>Variations expliquées</i>
<i>Mouvements parallèles de la STTI</i>	x	x	73%
<i>Inclinaison de la STTI</i>	x	x	12%
<i>Prime de rendement des CD vs Bons du Trésor</i>	x	x	15%
<i>Prime de rendement des PC vs CD</i>		x	4%
<i>Modèle # 3</i>	<i>Variations totales expliquées par le modèle</i>		86%
<i>Modèle # 4</i>	<i>Variations totales expliquées par le modèle</i>		90%

Les variations expliquées par les modèles ne sont pas égales aux sommes des variations expliquées par chaque variable de ces modèles en raison de la covariance qui existe entre les facteurs.

Au tableau 2.1, nous synthétisons les résultats empiriques de KLS. Le modèle à trois facteurs explique 86% des variations de rendements excédentaires sur le marché monétaire, alors que le modèle à quatre facteurs en explique 90%. Cependant, à partir d'une loi de Khi-Carré (χ^2), KLS rejettent statistiquement la validité de leurs deux modèles. Les résultats montrent tout de même l'importance des mouvements parallèles de la STTI sur la variable dépendante. Selon KLS, l'inclinaison de la STTI explique 12% des variations de la variable dépendante, soit le rendement excédentaire des instruments du marché monétaire, ce qui nous pousse à croire qu'un tel facteur pourrait avoir une influence importante sur les rendements de portefeuilles obligataires à maturité supérieure. Les explications fournies par KLS concernant les facteurs 3 et 4 nous laissent croire qu'une distinction des primes 3 et 4 ne seraient pas très utile pour le sujet de notre étude. Nous pouvons simplifier notre analyse par l'utilisation d'une mesure unique de risque de crédit (plutôt qu'une mesure calculant le risque de crédit supplémentaire des banques et une autre calculant le risque de crédit supplémentaire des entreprises émettrices).

Tout comme dans CH, cet article nous incite à considérer le niveau général des taux d'intérêt (STTI) comme une variable d'information qui peut éventuellement influencer le comportement des gestionnaires de fonds. L'importance des résultats de cet article repose sur la forte corrélation entre les taux d'intérêt sur le marché monétaire et le rendement des obligations en général.

2.1.5 Les obligations du gouvernement britannique : Lekkos et Milas (2001; LM)

LM évaluent l'influence de quatre facteurs économiques sur les obligations à escompte du gouvernement britannique. Le choix des facteurs est basé sur la littérature financière et ces facteurs sont :

- la prime d'échéance à long terme des taux d'intérêt
- la pente de la STTI
- le rendement en dividendes sur l'indice boursier national (FTSE All Share)
- le rendement excédentaire de l'indice boursier national.

LM se concentrent sur le rendement des obligations gouvernementales, alors que de notre côté, nous souhaitons vérifier la performance de fonds obligataires de toutes catégories. Néanmoins, il est intéressant de constater l'effet des facteurs « classiques » sur le rendement des titres obligataires. LM observent que la pente de la STTI est le facteur influençant le plus les rendements lors de périodes de récession (corrélation positive), tandis que le rendement excédentaire de l'indice boursier national possède la plus grande influence (corrélation négative) lors de périodes de croissance économique. Une fois de plus, nous constatons que la pente de la STTI et le rendement boursier doivent être pris en compte par nos modèles d'évaluation.

2.1.6 Les obligations corporatives : Rapach et Wohar (2002; RW)

L'article de RW se distingue par le caractère « hors-échantillon » du test de prédiction des rendements d'indices boursiers et obligataires. RW sélectionnent dix facteurs pour tenter de prédire le rendement ajusté à l'inflation de l'indice boursier S&P 500, alors qu'ils sélectionnent deux facteurs pour prévoir le

rendement réel de l'indice d'obligations corporatives à long terme d'Ibbotson Associates. Nous nous concentrons sur les résultats pour l'indice obligataire.

Pour les 72 observations annuelles de la période 1927-1999, le pouvoir explicatif de la prime de crédit sur les rendements de l'indice obligataire est significatif, tandis que celui de la prime de maturité ne l'est pas. Ce ne sont pas ces résultats qui permettent à RW d'innover, mais plutôt ceux qui découlent de l'étude « hors-échantillon » du pouvoir prédictif des variables. RW divisent leur période initiale en deux sous-périodes : la première permettant d'estimer l'effet des variations des déterminants sur le rendement réel des indices et la deuxième permettant de tester la persistance des relations trouvées lors de la première période. Cette méthode permet d'observer des résultats similaires à ceux vus auparavant, soit l'impossibilité de rejeter l'hypothèse d'indépendance des rendements obligataires par rapport à la prime de maturité et le pouvoir significativement prédictif de la prime de crédit pour plusieurs horizons. Les résultats de RW nous incitent à inclure un indice de la prime de crédit dans nos mesures de performance à plusieurs indices.

2.1.7 La corrélation entre le rendement des obligations et celui des actions : Li (2002; LI)

LI étudie l'influence de plusieurs facteurs macroéconomiques sur la corrélation des rendements d'obligations et d'actions dans les pays du G7². Pour ce faire, LI utilise des données mensuelles pour la période 1958-2001 et des données quotidiennes pour la période 1980-2001. LI observe que l'incertitude entourant l'inflation anticipée et les taux d'intérêt réels anticipés augmente habituellement la corrélation entre les rendements d'actions et les rendements

² Pays du G7 : Allemagne, Canada, États-Unis, France, Italie, Japon et Royaume-Uni.

d'obligations. LI évalue que la corrélation entre ces deux rendements se situe entre 0,23 (données quotidiennes pour la période 1980-2001) et 0,26 (données mensuelles pour la période 1958-2001). Tout comme Cornell et Green (1991), cet article nous incite à vérifier si les gestionnaires de fonds utilisent le rendement boursier passé comme une variable d'information et à considérer l'inclusion d'un indice boursier dans nos mesures multi-indicielles.

2.2 Les fonds obligataires

Selon Blake et al. (1993), les fonds obligataires sont beaucoup plus faciles à modéliser que les fonds d'actions. Chang et Huang (1990) décomposent le risque total des portefeuilles obligataires en cinq éléments : le risque d'opération (1), le risque de défaut (2), le risque de taux d'intérêt (3), le risque d'inflation (4) et le risque de durée (5). Les quatre premières composantes sont aussi applicables aux investissements en actions, alors que le risque de durée est exclusif aux obligations.

Voyons comment les auteurs des principales études sur la performance des fonds obligataires américains ont choisi leurs facteurs et analysons les conclusions qu'ils ont pu tirer. Il est à noter que d'autres études pertinentes sont traitées dans les chapitres suivants, soient Silva et al. (2002), Gallagher et Jarnecic (2002) et Ferson et al. (2003).

2.2.1 Des mesures indicielles: Blake et al. (1993; BEG)

Ce texte a pour objectif d'évaluer la performance mensuelle de fonds obligataires américains. BEG utilisent plusieurs échantillons de sources

différentes et six modèles à paramètres stables dans le temps, qui répliquent des stratégies passives grâce à des indices obligataires dans le but d'évaluer la robustesse de l'évaluation de la performance aux changements de modèles et d'échantillons. Avec des échantillons constitués de 41, de 223 et de 361 fonds respectivement, les auteurs observent que les fonds obligataires sous-performent des portefeuilles passifs dans la majorité des cas et que cette sous-performance est fortement corrélée avec les frais de gestion. Les α s mensuels (annuels) moyens varient entre $-0,023\%$ ($-0,28\%$) et $-0,069\%$ ($-0,82\%$) selon le modèle. Le nombre de fonds aux α s négatifs passe de 27 à 33 sur un total de 41 fonds.

BEG constatent que les résultats de l'étude sont robustes aux choix de modèles et d'échantillons, puisque les α s de 31 des 41 fonds sont de même signe pour les six modèles. Si nous excluons le modèle qui ne tient pas compte de l'indice des obligations à haut rendement, nous observons que les α s mensuels (annuels) moyens varient entre $-0,046\%$ ($-0,55\%$) et $-0,069\%$ ($-0,82\%$) selon le modèle. Ceci nous permet de supposer que nos résultats empiriques sont robustes à des variations dans le choix des indices et des variables d'information dans nos MCP. Il faut cependant s'assurer d'inclure un indice obligataire à haut rendement dans notre modèle, comme le conseillent BEG.

Deux autres éléments de BEG sont à retenir pour la suite de nos recherches. Tout d'abord, BEG jugent que le biais de survivance est moins important pour les fonds obligataires que pour les fonds d'actions. Ils expliquent ceci par la variabilité moindre dans la performance des fonds obligataires par rapport aux fonds d'actions, ce qui fait en sorte que beaucoup moins de fonds obligataires se fusionnent ou disparaissent. L'autre élément à retenir est l'absence de persistance. Le pouvoir explicatif (R^2) des modèles oscillant au-dessus des 70%, BEG ne sont pas en mesure de détecter une persistance significative dans la performance des fonds qui composent leur échantillon.

2.2.2 Des mesures factorielles : Elton et al. (1995; EGB)

Cet article est indispensable lorsque vient le temps d'isoler les sources de rendements des portefeuilles obligataires. EGB utilisent une approche souvent appliquée à un contexte boursier, soit l'inclusion de variables économiques fondamentales dans des modèles multi-factoriels. Cette étude examine les rendements espérés et réalisés de 123 fonds obligataires américains. Bien que cet échantillon n'élimine pas le biais de survivance, EGB se fient aux résultats de Blake et al. (1993) pour estimer l'effet de ce biais à 0,27% de rendement additionnel par année, pour les fonds obligataires.

Le choix des facteurs est principalement justifié par les arguments de Chen, Roll and Ross (1986; CRR). CRR expliquent le rendement des actions américaines par cinq facteurs :

- le rendement du marché boursier
- le risque de crédit
- le risque d'échéance
- les variations imprévues de l'inflation
- les variations imprévues dans une mesure de performance de l'économie.

Puisque CRR montrent que ces cinq variables expliquent les rendements prévus et réalisés des actions, EGB supposent que ces indicateurs pourront aussi expliquer le rendement des obligations. Ils testent d'abord le pouvoir explicatif, sur un petit échantillon de fonds obligataires, des cinq variables de CRR, en plus du rendement d'un indice agrégé du marché obligataire et d'un indice de titres hypothécaires pour tenir compte du risque des options implicites aux titres adossés à des créances. EGB observent que la prime d'échéance est inutile pour expliquer les rendements obligataires. Cela peut s'expliquer par le fait que le

rendement excédentaire de l'indice obligataire est en partie une mesure de la prime d'échéance. CRR et Fama et French (1992) montrent que le rendement excédentaire d'un indice boursier est relié à la prime d'échéance. Il est alors possible que les rendements excédentaires des indices boursier et obligataire capturent déjà l'effet de la prime d'échéance.

EGB développent quatre modèles factoriels pour expliquer les rendements espérés et réalisés du marché obligataire :

- un modèle uni-factoriel reposant sur un indice obligataire
- un modèle à quatre facteurs reposant sur un indice obligataire, un indice boursier et deux indices représentant les effets des risques de défaut et d'options
- un modèle à quatre facteurs reposant sur un indice obligataire, un indice boursier et des variables incorporant les changements imprévus dans l'inflation et dans le produit national brut
- un modèle à six facteurs reposant sur les six facteurs inclus dans les modèles précédent.

Les auteurs concluent que les indices de rendement ont une plus grande influence que les variables économiques sur la séquence historique des rendements *réalisés* des fonds obligataires. Les variables économiques ont une plus grande influence sur les rendements *espérés* des fonds. EGB observent des α s négatifs pour les quatre modèles, lorsqu'ils incluent l'effet des dépenses de gestion. Ces α s négatifs signifient que les portefeuilles obligataires étudiés sous-performent les rendements exigés par les modèles. Cependant, lorsque les auteurs utilisent les rendements réalisés avant soustraction des dépenses de gestion, seulement deux modèles sur quatre montrent des α s négatifs. EGB sont incapables de prouver que les portefeuilles d'obligations permettent aux investisseurs d'obtenir des rendements supérieurs, même lorsqu'on ne tient pas

compte des frais de gestion. Ils concluent alors qu'un investisseur, ne possédant pas d'information supérieure, devrait investir dans les fonds qui minimisent les frais de gestion.

Les conclusions à tirer des résultats de cet article sont similaires à celles des autres études : nous devons inclure des indices de marché obligataire, de marché boursier, une prime de crédit et une prime d'échéance.

2.3 La récapitulation des conclusions concernant les facteurs de rendement et les variables d'information possibles

Les tableaux 2.2a et 2.2b consistent en des récapitulations des principaux résultats des textes analysés dans le chapitre 2 ainsi que les répercussions de ces résultats sur le choix des variables de notre mémoire. Ces résultats sont testés empiriquement à la section 4.2.

Tableau 2.2(a) : Récapitulation des principaux résultats du chapitre 2

Texte	Objectif	Facteurs	Résultats	Répercussions sur le choix des indices et des variables d'information
Fabozzi (2000)	Énumération des facteurs affectant le risque d'une obligation.	Classe de l'émetteur Risque de crédit Échéance Provisions ou options Imposition fiscale Liquidité prévue	Ne s'applique pas.	Inclure des indices de primes d'échéance, de risque de crédit et peut-être de liquidité.
Chang et Huang (1990)	Prédiction des rendements excédentaires d'obligations corporatives grâce à une MCP.	Quatre facteurs décrivant la STTI Prime pour risque de crédit Effet janvier	Bon pouvoir prédictif du modèle. Différents modèles appropriés pour différentes qualités d'obligations. Prime pour risque de crédit et prime de rendement retardé d'un mois entre les BTA 1 mois et 2 mois ayant la plus grande influence sur les rendements excédentaires.	Inclure prime de crédit et variables d'information décrivant la forme de la STTI.
Cornell et Green (1991)	Évaluation de la performance de fonds d'obligations à haut rendement.	Rendements sur BTA pour mois précédent, actuel et suivant Rendement sur indice boursier pour mois précédent, actuel et suivant	Facteurs au même mois ayant la plus grande influence. Influence du niveau de prix des actions sur obligations de moindre qualité et influence moindre des taux d'intérêt. Sensibilité différente en temps de récession.	Inclure indice boursier comme indice des modèles et/ou variable d'information.
Campbell et Ammer (1993)	Décomposition des rendements excédentaires d'obligations à long terme et d'actions en composantes associées à des nouvelles sur les flux monétaires futurs et leur taux d'actualisation.	Variations dans les prédictions d'inflation Variations dans les prédictions de taux d'intérêt réels Variations dans les rendements excédentaires futurs prédits sur les obligations en général	Caractère prédictible des rendements des obligations moindre que celui des rendements des actions. Influence de l'inflation sur les rendements obligataires.	Tenir compte de l'inflation. Se fier aux études plus concluantes.
Knez et al. (1994)	Mesure et interprétation des facteurs communs expliquant les rendements sur le marché monétaire.	Mouvements parallèles de la STTI Inclinaison de la STTI Prime de rendement des CD vs Bons du Trésor Prime de rendement des PC vs CD	Modèles non-significatifs, mais facteurs 1, 2 et 3 expliquant chacun au moins 12% des variations de rendement.	Inclure un indicateur du niveau de la STTI comme variable d'information et une prime de crédit comme indice.
Lekkos et Milas (2001)	Description empirique de l'influence de facteurs économiques sur les obligations à escompte du gouvernement britannique.	Prime d'échéance Pente de la STTI Rendement en dividendes sur l'indice boursier national Rendement excédentaire de l'indice boursier national	Pente de la STTI ayant la plus grande influence en période de récession. Rendement excédentaire de l'indice boursier national ayant la plus grande influence en période de croissance.	Inclure le rendement boursier comme variable d'information et une prime d'échéance comme indice.
Rapach et Wohar (2002)	Évaluation de la capacité de variables financières de prédire les rendements réels à long terme d'obligations corporatives	Prime d'échéance Prime pour risque de crédit	Relation non-significative entre la prime d'échéance et le rendement de l'indice obligataire. Pouvoir significativement prédictif de la prime de risque de crédit pour plusieurs horizons.	Inclure un indice de la prime de crédit.
Li (2002)	Étude de la corrélation des rendements des marchés boursier et obligataires	Ne s'applique pas.	Corrélation entre 0,23 et 0,26.	Inclure un indice boursier.

Tableau 2.2(b) : Récapitulation des principaux résultats du chapitre 2 (suite)

Texte	Objectif	Facteurs	Résultats	Répercussions sur le choix des indices et des variables d'information
<i>Blake et al. (1993)</i>	Évaluation de la performance de portefeuilles obligataires américains	Indice de fonds obligataires en général Indices de fonds obligataires propres selon le type de fonds évalués Indice de TACI Indice d'obligations à haut rendement Indices de BTA à échéances multiples	Sous-performance des fonds. Modèles avec des R^2 supérieurs à 70%. Conclusions robustes aux variations de modèles. Importance des indices à haut rendement pour évaluer la performance de fonds de même type. Absence de persistance.	Inclure un indice à haut rendement.
<i>Elton et al. (1995)</i>	Démonstration de l'importance des variables économiques fondamentales sur le rendement des fonds obligataires.	Rendement excédentaire d'un indice obligataire agrégé Rendement excédentaire du marché boursier Prime pour risque de crédit Prime pour risque d'options implicites Variations imprévues de l'inflation Variations imprévues dans une mesure de performance de l'économie	Grande influence des variables économiques (facteurs 5 et 6) sur le rendement espéré et grande influence des indices (facteurs 1 et 2) sur le rendement réalisé. Effet de la prime pour risque d'échéance capturé par les deux rendements excédentaires d'indices (facteurs 1 et 2).	Inclure des indices de marchés obligataire et boursier, une prime de crédit et une prime d'échéance. Ne pas inclure les deux derniers facteurs, car fortement corrélés aux taux d'intérêt et aux indices boursiers.

3. Revues des mesures conditionnelles de performance (MCP)

L'élément distinguant les MCP des mesures traditionnelles est la prise en compte de l'évolution du risque des portefeuilles. Les mesures traditionnelles sont statiques puisqu'elles se basent sur des paramètres assumés stables sur l'horizon d'évaluation, ne tenant pas compte du fait que l'information publique s'accumulant au fil des jours peut influencer les stratégies de placement des gestionnaires.

Par exemple, si nous utilisons un modèle d'évaluation des actifs financiers (CAPM) traditionnel, nous calculerons le rendement anticipé d'un actif i selon le rendement anticipé du marché, le rendement fixé sur un actif sans risque et nous estimerons un β constant sur la période testée.

La performance (α_i) dans le contexte du CAPM inconditionnel est donnée par l'équation (2).

$$\alpha_i = E(R_{it}) - E(R_{it})^{CAPM} = E(R_{it}) - \left\{ R_{f(t-1)} + \beta_i \left[E(R_{mt}) - R_{f(t-1)} \right] \right\} \quad (2)$$

- R_{it} : rendement de l'actif i au temps t
 β_i : bêta de l'actif $i = Cov(R_{it}, R_{mt}) / Var(R_{mt})$
 $R_{f(t-1)}$: rendement de l'actif sans risque fixé au temps $t-1$
 R_{mt} : rendement du marché au temps t
Ainsi β_i est fixe dans le temps.

En comparaison, un CAPM conditionnel tiendra compte de l'évolution du β dans le temps, en supposant par exemple que le β est une fonction linéaire de variables d'information comme dans Ferson et Schadt (1996; FS).

La performance (α_i) est alors donnée par l'équation (3).

$$\alpha_i = E(\alpha_{it}) \quad \text{où} \quad \alpha_{it} = E_{(t-1)}(R_{it}) - E_{(t-1)}(R_{it})^{CAPMC} = E_{(t-1)}(R_{it}) - \left\{ R_{f(t-1)} + \beta_{i(t-1)} \left[E_{(t-1)}(R_{mt}) - R_{f(t-1)} \right] \right\} \quad (3)$$

$E_{(t-1)}(\bullet)$: espérance de \bullet selon l'information disponible au temps $t-1$

R_{it} : rendement de l'actif i au temps t

$\beta_{i(t-1)}$: bêta de l'actif i selon l'information disponible au temps $t-1$

$R_{f(t-1)}$: rendement de l'actif sans risque fixé au temps $t-1$

R_{mt} : rendement du marché

Ainsi $\beta_{i(t-1)}$ est *dynamique* dans le temps.

Dans un contexte de portefeuille, l'approche conditionnelle repose sur le postulat qu'un portefeuille géré de manière à n'utiliser que de l'information publique déjà disponible ne devrait pas être considéré comme offrant une performance anormale. Selon Christopherson et al. (1998), les mesures inconditionnelles sont biaisés lorsque les gestionnaires réagissent à des indicateurs macroéconomiques ou s'engagent dans des stratégies d'investissement dynamiques. Les MCP sont en accord avec la forme semi-forte de l'efficience des marchés décrites par Fama (1970), puisqu'un gestionnaire n'utilisant pas d'information privilégiée ne présentera pas de performances anormales lorsque évaluées par de telles mesures. Jagannathan et Wang (1996) montrent que leur modèle du CAPM conditionnel est mieux spécifié empiriquement que le modèle du CAPM traditionnel.

Dans ce chapitre, nous analysons les récents écrits portant sur les MCP. Nous débutons avec des articles concernant la méthodologie FS, nous résumons ensuite les quelques études appliquant des MCP aux portefeuilles obligataires

étrangers (non-américains) et complétons avec l'analyse d'autres MCP utilisées dans la littérature actuelle.

3.1 La méthodologie FS

3.1.1 La méthodologie expliquée : Ferson et Schadt (1996; FS)

Malgré que Ferson et Harvey (1991) et Shanken (1992) utilisent des MCP avant 1996, l'article de FS est souvent considéré comme à l'origine de la littérature des MCP. FS expliquent leur préférence pour les MCP par deux éléments :

- 1- plusieurs problèmes découlant des mesures traditionnelles sont le reflet de l'incapacité de ces dernières à tenir compte des changements dans le rendement des indices ;
- 2- le comportement transactionnel des gestionnaires peut résulter en des dynamiques plus complexes et intéressantes à étudier que la dynamique des actifs sous gestion.

Pour ces raisons, FS comparent les α s traditionnels aux α s conditionnels de 67 fonds d'actions américains sur la période 1968-1990. Les modèles utilisés pour calculer les α s sont les suivants :

- un modèle basé sur le CAPM de Sharpe (1964)
- un modèle à quatre facteurs
- un modèle Treynor-Mazuy (1966)
- un modèle Merton-Henriksson (1981).

Ferson et al. (1987) rejettent l'utilisation du CAPM pour évaluer des rendements conditionnels en raison des difficultés bien documentées de ce

modèle à expliquer la performance des fonds communs de placement. En raison de la simplicité du modèle CAPM, FS évaluent tout de même la performance avec ce modèle de marché, mais aussi, par le biais d'un modèle à quatre facteurs. De plus, les auteurs utilisent deux modèles évaluant les habiletés en synchronisation des investissements (market timing) du gestionnaire, soient le modèle Treynor-Mazuy (avec un terme quadratique qui tente de capter l'effet de la synchronisation) et le modèle Merton-Henriksson (avec un terme représentant la fonction de profit d'une option d'achat servant à capter l'effet de la synchronisation). Les β s des quatre modèles sont décrits comme des fonctions linéaires des « innovations » dans les variables économiques retardées. L'innovation d'une variable au temps t consiste en la différence entre le niveau de la variable au temps t et le niveau moyen de la variable lors de la période à l'étude. Quant à la notion de retard, elle provient du fait que la variable explicative en t - 1 est utilisée pour expliquer la variable dépendante au temps t. Ainsi, FS suppose que les β s sont des fonctions linéaires d'un vecteur Z_{t-1} de variables d'information prédéterminées de forme :

$$\beta_{i(t-1)} = \beta_{i0} + B'_i z_{(t-1)} \quad (4)$$

où $z_{(t-1)} = Z_{(t-1)} - E(Z)$ représente le vecteur des variations de $Z_{(t-1)}$ par rapport à son vecteur moyen, β_{i0} mesure l'exposition moyenne et le vecteur B'_i mesure la sensibilité du β au vecteur $z_{(t-1)}$ des variables d'information. Quant aux variables d'information retardées, elles sont :

- le taux de rendement des bons du Trésor américain
- le taux de dividendes de l'indice CRSP
- une prime de liquidité
- une prime de crédit obligataire
- une variable binaire du mois de janvier.

Puisque nous utilisons un modèle à plusieurs indices, nous portons une attention particulière au choix des indices de FS. Le rendement total du S&P 500 sert à répliquer l'influence de la performance des titres à grandes capitalisations sur le rendement excédentaire des fonds. L'indice des petites capitalisations de Ibbotson Associates représente les titres dont la valeur marchande se situe dans les déciles neuf et dix du New York Stock Exchange. Le troisième facteur est le rendement promis sur les obligations à échéance dans 20 ans du Trésor américain, ce qui vient mettre en évidence l'influence du taux des actifs considérés sans risque sur le rendement excédentaire des portefeuilles. Le dernier facteur sert à incorporer l'effet du risque de crédit. L'indice utilisé est le même que dans Blume et al. (1991), soit une série d'obligations corporatives à haut rendement.

Les conclusions de cet article sont très pertinentes à nos recherches. Premièrement, FS constatent que le niveau de risque auquel les fonds sont exposés varie en réponse aux informations publiques concernant l'état de l'économie. Deuxièmement, ils observent une différence significative entre les performances mesurées conditionnellement et celles mesurées traditionnellement. Dans leur échantillon, les auteurs calculent des α s moyens centrés près de zéro avec les MCP, alors qu'ils arrivaient à des α s négatifs avec les mesures traditionnelles. Troisièmement, contrairement à ce que donnent les mesures traditionnelles, FS ne remarquent pas, par le biais des MCP, une influence négative sur les rendements excédentaires de la synchronisation des investissements. En résumé, les auteurs constatent que les MCP expliquent mieux la performance des fonds d'actions et que les MCP montrent un portrait plus optimiste de la performance des gestionnaires et ce, en accord avec la forme semi-forte de l'efficience des marchés.

3.1.2 Un dérivé plus simple de FS: Ferson et Warther (1996; FW)

Cet article est un dérivé plus simple de FS. Seulement deux variables d'information sont utilisées dans cette étude. FW comparent les α s conditionnels aux α s inconditionnels pour 63 fonds d'actions américains pour la période 1968-1990, tout en prenant le soin de faire la comparaison pour des MCP avec et sans facteur de synchronisation des investissements. La ressemblance de l'échantillon avec celle de FS est importante. Via les mesures traditionnelles, FW décèlent une performance inférieure ($\alpha = -0,054$) non-significative et une influence négative de l'allocation temporaire sur les rendements excédentaires dans 68,7% des cas (non-significatif). En comparaison, les auteurs calculent une performance neutre ($\alpha = 0,003$) avec les MCP, alors que l'influence de l'allocation temporaire est négative dans seulement 41,3% des cas. Les résultats provenant des MCP de cet article sont encore une fois beaucoup plus flatteurs envers la performance des fonds et concordent avec la forme semi-forte de l'efficience des marchés financiers. L'utilisation de mesures conditionnelles affecte grandement les conclusions tirées de l'étude des α s, nous montrant l'importance de tenir compte du dynamisme des caractéristiques d'un modèle d'évaluation de la performance des fonds.

3.1.3 Les fonds d'actions japonais : Cai et al. (1997; CCY)

Lors de la période 1981-1992, le rendement annuel moyen des fonds japonais fut de 1,47% alors que celui du marché boursier japonais fut de 9,28%. Étant donné les résultats flatteurs des MCP de FS, CCY étudient la performance des fonds japonais à l'aide d'une mesure similaire à celle de FS pour vérifier si la sous-performance des fonds japonais est diminuée par le caractère conditionnel de la mesure de performance. CCY comparent le α d'un CAPM traditionnel des

fonds à un α conditionnel conforme à celui de FS. Très similaires à celles de FS, les variables d'information utilisées par CCY sont :

- le rendement en dividendes de l'indice boursier national
- le taux de rendement des obligations du gouvernement japonais 1 mois
- la prime d'échéance (rendement exigé sur les obligations gouvernementales 10 ans moins le rendement exigé sur les obligations gouvernementales 1 mois)
- une variable binaire du mois de janvier.

Le α mensuel (annuel) du CAPM traditionnel varie entre $-0,501\%$ ($-5,85\%$) et $-0,587\%$ ($-6,82\%$) selon l'indice boursier représentant le marché. Avec la mesure traditionnelle, seulement trois des 64 fonds ont offert une performance positive pour la période 1981-1992, tandis qu'avec la MCP, quatre fonds montrent une performance positive. Les α s conditionnels varient entre $-0,488\%$ ($-5,70\%$) et $-0,638\%$ ($-7,39\%$) mensuellement (annuellement), ce qui n'est pas vraiment différent des observations résultant de la mesure traditionnelle. L'évaluation conditionnelle de la performance donne des résultats très similaires à ceux découlant de l'évaluation traditionnelle, ce qui est contraire aux observations de FS sur l'échantillon de fonds américains.

L'ajout d'un caractère conditionnel aux mesures de performance ne modifie pas les conclusions que l'on tire de la performance des fonds japonais pour la période 1981-1992. Ceci montre qu'il est pertinent de vérifier l'effet du caractère conditionnel sur l'évaluation des fonds obligataires américains, car nous observons que cet effet dépend des échantillons utilisés.

3.2 Les MCP pour fonds obligataires étrangers

3.2.1 Les fonds obligataires européens : Silva et al. (2002; SCA)

L'objectif de SCA s'approche beaucoup de celui de nos recherches. Tout comme nous, SCA mesurent conditionnellement la performance de fonds obligataires, avec une technique similaire à FS. Cependant, trois éléments majeurs différencient leurs recherches des nôtres. Les auteurs se concentrent sur 638 fonds obligataires provenant de six pays d'Europe³, se basent sur des données mensuelles et utilisent des variables instrumentales différentes des nôtres.

Comme dans le cas de FS, SCA supposent que le β des fonds est fonction linéaire de variables d'information disponibles lorsque les décisions d'investissement ont été prises. Pour sélectionner ces variables d'information, SCA effectuent une revue de la littérature portant sur la prédiction des rendements obligataires et testent le pouvoir prédictif de quatre variables sur le rendement des indices obligataires nationaux. Les quatre variables testées sont :

- une prime d'échéance
- un rendement réel (ajusté à l'inflation) des obligations gouvernementales à long terme
- une richesse relative inverse
- une variable binaire pour le mois de janvier.

Seules la première et la troisième variables nécessitent des explications. Comme dans le cas des articles précédents, la prime d'échéance est la différence entre le taux de rendement effectif sur des obligations à long terme et celui sur des obligations à court terme. Quant à la richesse relative inverse, SCA la

³ Pays (nombre de fonds) : Italie (58), France (266), Allemagne (90), Espagne (157), Royaume-Uni (45) et Portugal (22).

décrivent comme la moyenne pondérée exponentielle de la richesse nationale passée par rapport à la richesse nationale actuelle, où le niveau de l'indice boursier national, lorsque ajusté à l'inflation, sert d'estimateur de la richesse nationale. Ilmanen (1995) trouve que cette variable permet de prédire les rendements d'obligations gouvernementales des pays étudiés. Les tests empiriques de SCA permettent aux auteurs d'exclure la variable de rendement réel des obligations à long terme, car cette dernière n'est pas suffisamment explicative du rendement des indices obligataires. Les β s utilisés dans les MCP sont ainsi des fonctions linéaires de la prime d'échéance, de la richesse relative inverse et de la variable binaire pour le mois de janvier.

Dans le but d'augmenter la robustesse des résultats, SCA emploient deux modèles d'évaluation de la performance, soient un modèle à un indice et un autre à trois indices. Le facteur de risque « de marché » présent dans les deux modèles est un indice global obligataire, soit l'indice international d'obligations gouvernementales Salomon Smith Barney. Le modèle multi-indiciel inclut aussi un indice boursier du pays d'origine des fonds et une prime de rendement associée au risque de crédit. Chacun de ces modèles est utilisé de manière traditionnelle et de manière conditionnelle pour comparer les résultats des deux méthodes.

SCA observent une sous-performance des fonds obligataires lorsqu'ils utilisent des mesures traditionnelles. Dans le cas du modèle multi-indiciel, le nombre de fonds ayant un α négatif pour la période testée (442) est encore plus élevé que dans le cas du modèle uni-indiciel (388), ce que SCA expliquent par le fait que l'ajout de facteurs permet de mieux contrôler pour le risque. Lorsqu'ils utilisent leurs MCP, SCA constatent que la distribution des α s se déplace vers le haut, donc que la sous-performance est moindre. Ce glissement de la distribution des performances vers le haut est aussi observé dans plusieurs

études utilisant des MCP, dont FS pour des portefeuilles d'actions et Ferson et al. (2003) pour des portefeuilles d'obligations. Ils observent aussi que la MCP à trois indices permet d'augmenter quelque peu le pouvoir explicatif du modèle, calculé par le R^2 ajusté. SCA statuent que l'impact de l'ajout des facteurs de risque est supérieur à celui de l'ajout de variables instrumentales, ce qui nous incite à mettre l'emphase sur une MCP multi-indicielle dans la suite de notre mémoire.

3.2.2 Les fonds obligataires australiens : Gallagher et Jarnecic (2002, GJ)

Tout comme SCA, GJ utilisent la méthodologie de FS pour évaluer la performance de fonds obligataires. Alors que SCA analysent des fonds européens, GJ se concentrent sur 66 fonds institutionnels australiens et 77 fonds publics australiens et ce, pour la période 1989-1999. Comme FS, GJ désirent montrer que les mesures ne tenant pas compte des variations temporelles des variables économiques peuvent causer un biais dans l'évaluation de la performance des fonds.

Pour analyser les différences dans les résultats de mesures conditionnels et de mesures traditionnelles, GJ utilisent un modèle CAPM augmenté d'un terme quadratique identique à celui de Treynor et Mazuy (1966). GJ construisent aussi deux modèles conditionnels quasi-identiques, ressemblant grandement au modèle de FS. Les deux modèles suivent la forme du modèle conditionnel de FS, avec comme indices le rendement excédentaire de l'indice comparable national (dans ce cas, un indice obligataire) ainsi qu'un terme quadratique du rendement excédentaire de l'indice. Comme pour FS, les β s sont des fonctions linéaires de l'information publique disponible au début de la période. Les variables d'information du premier modèle sont le rendement sur obligations de 90 jours du gouvernement australien, une prime d'échéance, une variable binaire pour

l'effet janvier et le rendement en dividendes sur l'indice boursier australien. Le deuxième modèle utilise comme indices le rendement sur obligations de 90 jours du gouvernement australien, une prime d'échéance, une variable binaire pour l'effet janvier et un estimateur de l'activité économique du pays, dans ce cas le rendement excédentaire de l'indice australien incluant le rendement en dividendes. Puisque le rendement des fonds institutionnels est recueilli avant les frais de gestion et que celui des fonds publics l'est après les frais, les auteurs divisent leur échantillon en deux catégories distinctes. GJ observent que pour les fonds publics, la performance ajustée au risque, après les frais, est significativement négative, peu importe le modèle d'évaluation. Quant aux fonds institutionnels, le rendement ajusté au risque avant les frais de gestion est positif, mais cette différence n'est pas statistiquement significative. Le choix des indices et des variables d'information semble être justifié par les R^2 élevés (supérieurs à 70%) des trois modèles (un traditionnel et deux conditionnels). Quant à la sélection du rendement de l'indice boursier cumulatif plutôt que le rendement en dividendes, le modèle utilisant l'indice plus général offre un pouvoir prédictif supérieur pour les fonds publics et inférieur pour les fonds institutionnels.

GJ concluent que les mesures conditionnelles améliorent la performance perçue des fonds, mais statuent que la performance des fonds d'obligations australiens est conforme aux prédictions de l'hypothèse d'efficience des marchés.

4. Application des mesures de performance

4.1 Les éléments de base

C'est surtout empiriquement que nos recherches se distinguent de ce qui a été écrit sur la performance des fonds obligataires. Premièrement, nous utilisons une MCP du même type que celle de Ferson et Schadt (1996; FS) pour évaluer des fonds obligataires américains. Comme nous l'expliquons au chapitre 3, FS évaluent la performance de fonds d'actions américains, Gallagher et Jarnecic (2002) utilisent cette méthodologie pour des fonds obligataires australiens tandis que Silva et al. (2002) le font pour des fonds obligataires européens. À notre connaissance, nous sommes les premiers à appliquer la méthodologie de FS à des fonds obligataires nord-américains.

Comme nous l'expliquons au chapitre 3, les MCP servent à mesurer la performance d'un portefeuille avec plus de précision. Des études montrent que l'usage de données quotidiennes augmente aussi la précision dans l'évaluation de la performance des fonds. Par le biais de données quotidiennes, Busse (2001) vérifient si les gestionnaires ayant connu une mauvaise performance après les deux premiers trimestres de l'année tendent à augmenter le risque de leur portefeuille dans l'espoir d'amener le rendement pour l'année entière à un niveau supérieur ou comparable aux autres fonds. Ce phénomène a déjà été observé par Brown et al. (1996) avec des données mensuelles, mais Busse (2001) utilise le même échantillon de fonds pour vérifier la concordance des conclusions lorsque des données de fréquence supérieure sont utilisées. Busse (2001) constate que la volatilité estimée mensuellement est biaisée par l'autocorrélation des rendements journaliers et que par le fait même, le phénomène expliqué par Brown et al. (1996) n'est plus observable en utilisant des rendements quotidiens. Morey et O'Neal (2002) observent l'existence d'habillage de bilan (window

dressings) chez les fonds obligataires américains et selon Dimson et Jackson (2001), l'évaluation de la performance à l'aide de données collectées à fréquence élevée permet de tenir compte de certains comportements pervers de la part des gestionnaires, tel l'habillage de bilan, qui visent à profiter des longues périodes pendant lesquelles les fonds ne sont pas surveillés. Bollen et Busse (2001) montrent que l'habileté des gestionnaires à synchroniser leurs investissements est évaluée avec plus de précision par le biais de données quotidiennes. Ils observent que le pouvoir explicatif de régressions à partir de données quotidiennes est plus élevé quand vient le temps d'expliquer la synchronisation des investissements par les gestionnaires. Tout comme Busse (2001), les auteurs concluent que la fréquence d'observation influence le jugement sur la performance des fonds et suggèrent que les futures recherches en évaluation de la performance soient basées sur des données quotidiennes, pour qu'on en retire des évaluations plus précises. Vu ces résultats importants et le fait que la majorité des études sur la performance des portefeuilles obligataires sont effectuées à partir de données mensuelles⁴, il est à la fois logique et novateur d'utiliser des données quotidiennes pour évaluer la performance des fonds obligataires.

En plus d'évaluer la performance conditionnelle des fonds obligataires par le biais de données quotidiennes, nous désirons isoler les effets du caractère conditionnel des nos mesures sur les résultats qui en découlent. Pour ce faire, nous devons évaluer inconditionnellement la performance des fonds associée à chaque modèle conditionnel. Dans le cas de FS, l'ajout du caractère conditionnel fait en sorte que la distribution de la performance (mesurée par des α s) se déplace vers le haut, donc que la performance est jugée de manière plus optimiste avec une MCP. Comme pour FS, nous estimons la performance d'un

⁴ À notre connaissance, seul Coggins (2004) utilise des données quotidiennes pour évaluer la performance conditionnelle de fonds. Coggins (2004) utilise néanmoins une méthodologie bien différente de la nôtre et étudie aussi des fonds d'actions.

fonds sur une période par le biais de son α qui résulte d'une régression de ses rendements excédentaires sur les rendements excédentaires d'indices composant un modèle d'évaluation des actifs. Similairement à FS, nous évaluons la performance des fonds selon deux modèles, soient un modèle de marché ajusté pour des fonds obligataires et un modèle multi-indices dont les indices sont sélectionnés à la section 4.2.

De la même manière que FS, nous supposons que les β s sont des fonctions linéaires d'un vecteur \mathbf{Z}_{t-1} de variables d'information prédéterminées de forme :

$$\beta_{i(t-1)} = \beta_{i0} + B'_i z_{(t-1)} \quad (5)$$

où $z_{(t-1)} = \mathbf{Z}_{(t-1)} - E(\mathbf{Z})$ représente le vecteur des variations de $\mathbf{Z}_{(t-1)}$ par rapport à son vecteur moyen, β_{i0} mesure l'exposition moyenne et le vecteur B'_i mesure la sensibilité du β au vecteur $z_{(t-1)}$ des variables d'information. Cette hypothèse de linéarité des β s aux variables d'information du vecteur $\mathbf{Z}_{(t-1)}$ permet à l'exposition aux risques de varier périodiquement (quotidiennement dans notre cas).

En appliquant cette définition du β à un modèle d'évaluation des actifs (le CAPM par exemple), nous arrivons à l'équation (6).

$$\alpha_i = E(\alpha_{it}) \quad \text{où} \quad (6)$$

$$\alpha_{it} = E_{(t-1)}(R_{it}) - \left\{ R_{f(t-1)} + (\beta_{i0} + B'_i \cdot z_{(t-1)}) \left[E_{(t-1)}(R_{mt}) - R_{f(t-1)} \right] \right\}$$

R_{it} : rendement de l'actif i au temps t

$\beta_{i(t-1)}$: bêta de l'actif i selon l'information disponible au temps t-1

$R_{f(t-1)}$: rendement de l'actif sans risque fixé au temps t-1

R_{mt} : rendement du marché

Ainsi $\beta_{i(t-1)}$, qui est fonction linéaire de z_{t-1} , est *dynamique* dans le temps.

Pour bien reproduire la méthodologie de FS, nous effectuons nos régressions selon la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO), que nous corrigeons pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité à la section 4.3.1. Selon FS, la méthode des MCO impose, dans leur cas, les mêmes conditions sur les moments que la méthode GMM de Hansen (1982).

Notre méthodologie nous permet de modéliser les rendements et le risque systématique comme étant conditionnels, cependant la performance (α) des fonds est supposée constante dans le temps. Christopherson et al. (1998), Kosowski (2001) ainsi que Lynch et al. (2002) modélisent leurs MCP de manière à rendre la performance des fonds conditionnelle aussi. Nous faisons de même au chapitre 6.

4.2 La sélection de nos variables d'information

Pour évaluer la pertinence des variables d'information susceptibles d'influencer le rendement excédentaire des fonds obligataires, nous testons, à la manière de Silva et al. (2002), le pouvoir explicatif des principales variables économiques sur le rendement excédentaire des indices obligataires de Lehman Brothers, soient les indices « U.S. Government/Credit », « U.S. Government: Intermediate », « U.S. Government: Long », « Intermediate Corporate », « Long U.S. Corporate » et « Fixed Rate Mortgage Backed Securities ». Malheureusement, les données de l'indice « U.S. Corporate High Yield » ne sont pas disponibles pour la totalité de notre période d'observation et nous ne pouvons pas inclure cet indice dans nos modèles. Tout comme pour l'application de nos mesures, la période du test s'étend du 1er janvier 1995 au 31 décembre 2002. Nous utilisons toujours des données quotidiennes. Les six

variables d'information prédéterminées, qui découlent d'études antérieures, sont :

- le rendement offert sur les BTA 3 mois en vigueur à la fin de la journée précédente
- deux primes de liquidité en vigueur à la fin de la journée précédente
- une prime de crédit en vigueur à la fin de la journée précédente
- le rendement excédentaire du marché boursier lors de la journée précédente
- le rendement en dividendes du marché boursier lors de la journée précédente
- une variable binaire du lundi.

À la manière de Silva et al. (2002) qui suivent une suggestion de Ferson et al. (2002), nous ajustons nos variables d'information pour qu'elles aient une espérance nulle, en soustrayant la moyenne de chaque variable à chacune des observations quotidiennes de cette variable. Nous appelons la nouvelle variable un choc.

Les rendements annualisés offerts sur les titres obligataires du Trésor américain (BTA) proviennent de Reuters. Comme nous le voyons au chapitre 2, plusieurs études ont montré l'influence du niveau des taux d'intérêt sur le rendement des obligations. Le niveau des taux d'intérêt est aussi utilisé pour expliquer le rendement des fonds d'actions par FS⁵. Les bons du Trésor à échéance de trois mois sont très liquides et accessibles aux investisseurs individuels. Il s'agit d'un bon estimateur du coût d'option sans risque d'investir dans des fonds obligataires.

⁵ FS (1996) utilisent le taux d'intérêt du Trésor pour une période de 30 jours.

La prime de liquidité, qui sert d'approximation de la pente de la STTI, est utilisée par FS pour expliquer le rendement excédentaire des fonds d'actions. FS utilisent la différence entre les taux de rendements annualisés offerts sur les obligations gouvernementales à échéance de dix ans et à échéance d'une année. La prime de liquidité est souvent utilisée dans la littérature pour expliquer le rendement des titres et des fonds obligataires.

Nous étudions aussi l'influence de la prime de crédit sur le rendement excédentaire des fonds d'obligations. À la manière de FS, nous utilisons la différence entre le rendement annualisé exigé moyen des obligations cotées BAA par Moody's et celui des obligations cotées AAA. Chang et Huang (1990), Knez et al. (1994), Elton et al. (1995), Rapach et Wohar (2002) incluent tous une forme de prime de crédit pour expliquer le rendement des obligations ou des fonds obligataires.

Nous testons l'influence du rendement excédentaire de l'indice boursier CRSP à la journée précédente pour vérifier si la performance boursière de la journée sert de « signal » pour les gestionnaires de fonds dans leurs décisions du lendemain. Cornell et Green (1991) observent que les fonds d'obligations à haut rendement sont grandement influencés par le rendement des indices boursiers.

Sun et Tong (2002) et French (1980) observent que le rendement des actions ordinaires est anormalement négatif le lundi et Gibbons et Hess (1981) observent ce phénomène sur les bons du Trésor américain. Puisque nous utilisons des rendements quotidiens et que l'effet lundi a déjà été observé sur deux autres types d'actifs, nous profitons de ce mémoire pour étudier l'effet lundi sur les fonds obligataires.

Comme dans FS, nous désirons conditionner le risque des portefeuilles (leurs β s) à la situation macroéconomique. En se basant sur Fama et French

(1989), Lynch et al. (2002) utilisent le rendement en dividendes de l'indice du New York Stock Exchange comme indicateur de la situation économique américaine. Puisque l'indice pondéré du CRSP incorpore la valeur des actions transigées sur les principaux marchés boursiers américains, nous utilisons le rendement en dividendes de cet indice en tant que variable d'information à tester.

Il est connu⁶ que les rendements quotidiens des actions sont autocorrélés et nous observons que les rendements excédentaires de nos indices le sont aussi. Nous corrigeons pour cette violation des hypothèses de la méthode des Moindres Carrées Ordinaires en ajoutant un terme AR(1) à nos équations. Nous estimons nos modèles AR(1)

$$y_t = x_t' \beta + u_t \quad (7)$$

sous l'hypothèse d'autocorrélation des erreurs suivante⁷

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (8)$$

Puisque nous observons de l'hétéroscédasticité de type ARCH à l'aide du test ARCH de E-Views, nous corrigeons pour ce phénomène à l'aide de la méthode de White qui consiste à modifier le calcul de la variance des estimateurs pour rendre ces derniers plus robustes à l'hétéroscédasticité. Nos résultats avec six variables d'information retardées (donc une seule prime de liquidité : taux 10 ans – taux 1 an) se trouvent au tableau 4.2.

⁶ Voir Conrad et Kaul (1988), Lo et MacKinlay (1988) ou Campbell et al. (1993).

⁷ Nous aurions aussi pu corriger pour l'autocorrélation en ajoutant la variable dépendante de la dernière période, soit $y_{(t-1)}$ comme variable explicative de y_t . Les résultats des deux méthodes s'avèrent empiriquement similaires.

Tableau 4.1 : Légende des variables d'information

Variable	Description
C	Constante du modèle
CUS3M	Choc dans le taux d'intérêt US-3mois
CCREDIT	Choc dans la prime de crédit (BAA-AAA)
CLIQUID	Choc dans la prime de liquidité (10ans-1an)
CLIQUIDCT	Choc dans la prime de liquidité à court terme (1an-3mois)
CRECRSP	Choc dans le rendement excédentaire de l'indice CRSP
CDIVCRSP	Choc dans le rendement en dividende de l'indice CRSP
CLUNDI	Choc dans la variable binaire du lundi
U	Terme d'erreur corrélé

Tableau 4.2 : Régression (White) du rendement excédentaire de l'indice LB « U.S. Government/Credit » sur les six variables d'information retardées*

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	0.000197	2.82	0.48%
CUS3M(t-1)	0.039333	2.10	3.57%
CCREDIT(t-1)	0.082496	1.26	20.46%
CLIQUID(t-1)	0.048697	2.43	1.51%
CRECRSP(t-1)	0.007257	1.18	23.66%
CDIVCRSP(t-1)	-0.043265	-0.04	96.46%
CLUNDI(t)	2.05E-05	0.14	88.70%
U(t-1)	0.062411	2.32	2.02%
R ²	0.008273		
R ² ajusté	0.004471		
Statistique F	2.176118		
Prob.(F)	0.033635		
Durbin-Watson	2.008871		

* Nous utilisons des données quotidiennes sur la période 1995-2002 pour estimer l'équation suivante : $R_{LB, t} = C + \beta_1 * CUS3M_{(t-1)} + \beta_2 * CCREDIT_{(t-1)} + \beta_3 * CLIQUID_{(t-1)} + \beta_4 * CRECRSP_{(t-1)} + \beta_5 * CDIVCRSP_{(t-1)} + \beta_6 * CLUNDI_t + \rho u_{(t-1)} + \varepsilon_t$.

Nous observons avec ce modèle que le choc retardé du taux d'intérêt sur les bons du Trésor ayant une échéance de trois mois (CUS3M) a un effet significativement positif sur le rendement excédentaire de l'indice « U.S. Government/Credit » tout comme le choc retardé de la prime de liquidité (taux

10ans – taux 1an → CLIQUID). Le terme $U_{(t-1)}$ possède un ρ significativement différent de zéro, ce qui nous mène à conclure que son inclusion dans le modèle est nécessaire. Puisque les seules variables statistiquement significatives sont celles ayant trait à la STTI, nous testons aussi le même modèle en y ajoutant une seconde mesure de la STTI, soit une prime de liquidité à court terme (taux 1an – taux 3mois → CLIQUIDCT). Les résultats sur chaque indice sont résumés au tableau 4.3.

Tableau 4.3 : Principaux résultats des régressions (White) des rendements excédentaires des indices LB sur les sept variables d'information retardées et une constante

y_t : Indices	$x_{(t-1)}$: Variables	P-value	R ² ajusté
LB Credit/Gov	CUS3M(t-1)	10,6%	0,5%
	CCREDIT(t-1)	32,8%	
	CLIQUID(t-1)	7,6%	
	CLIQUIDCT(t-1)	18,4%	
	CRECRSP(t-1)	22,5%	
	CDIVCRSP(t-1)	98,6%	
	CLUNDI(t)	88,6%	
	U(t-1)	2,3%	
LB Gov Intermediare	CUS3M(t-1)	10,0%	0,9%
	CCREDIT(t-1)	21,9%	
	CLIQUID(t-1)	8,8%	
	CLIQUIDCT(t-1)	15,2%	
	CRECRSP(t-1)	71,5%	
	CDIVCRSP(t-1)	73,1%	
	CLUNDI(t)	13,1%	
	U(t-1)	0,2%	
LB Gov Long	CUS3M(t-1)	17,2%	0,3%
	CCREDIT(t-1)	56,7%	
	CLIQUID(t-1)	10,4%	
	CLIQUIDCT(t-1)	13,8%	
	CRECRSP(t-1)	65,2%	
	CDIVCRSP(t-1)	98,8%	
	CLUNDI(t)	75,5%	
	U(t-1)	7,8%	
LB Corp Intermediare	CUS3M(t-1)	7,3%	0,4%
	CCREDIT(t-1)	24,9%	
	CLIQUID(t-1)	5,5%	
	CLIQUIDCT(t-1)	24,2%	
	CRECRSP(t-1)	16,3%	
	CDIVCRSP(t-1)	77,9%	
	CLUNDI(t)	79,8%	
	U(t-1)	27,4%	
LB Corp Long	CUS3M(t-1)	7,2%	1,0%
	CCREDIT(t-1)	35,0%	
	CLIQUID(t-1)	3,7%	
	CLIQUIDCT(t-1)	34,7%	
	CRECRSP(t-1)	0,1%	
	CDIVCRSP(t-1)	79,0%	
	CLUNDI(t)	33,6%	
	U(t-1)	15,7%	
LB MBS	CUS3M(t-1)	2,9%	1,1%
	CCREDIT(t-1)	11,2%	
	CLIQUID(t-1)	3,8%	
	CLIQUIDCT(t-1)	13,6%	
	CRECRSP(t-1)	67,7%	
	CDIVCRSP(t-1)	82,2%	
	CLUNDI(t)	77,3%	
	U(t-1)	9,4%	

Pour nous assurer que nous ne rejetons pas des variables d'information qui influencent certains types de fonds plus que d'autres, nous sélectionnons, pour faire partie de l'ensemble $Z_{(t-1)}$, toutes les variables qui ont une p-value inférieure à 10% pour au moins un indice. Tout comme pour l'indice global « U.S. Credit/Government », les variables CUS3M et CLIQUID sont significatives dans le cas de tous les indices obligataires spécialisés. Nous notons aussi que le choc retardé du rendement excédentaire de l'indice boursier du CRSP (CRECRSP) permet d'expliquer les rendements de l'indice d'obligations corporatives à long terme. Le fait que le terme $U_{(t-1)}$ soit associé à une p-value inférieure à 10% dans la plupart des cas nous indique que nous devons probablement corriger pour l'autocorrélation dans l'application de nos mesures de performance.

En résumé, nous sélectionnons le taux d'intérêt 3 mois, la prime de liquidité et le rendement excédentaire du CRSP comme variables d'information retardées. En testant un modèle composé de ces trois chocs retardés et d'un terme $U_{(t-1)}$ sur tous nos indices obligataires, nous observons que notre modèle a un pouvoir explicatif significatif pour chaque indice (statistique-F toujours supérieure à 2,34) et que chacune de nos variables d'information est significative pour au moins un indice. Aussi, nous divisons notre période d'échantillon en deux sous-périodes de quatre ans et nous observons que l'influence de nos variables d'information est robuste dans le temps, quoique nous observions que la prime de liquidité est plus souvent significative lors de la période 1999-2002 que lors de la période 1995-1998. Pour alléger le texte, nous avons cru bon de ne pas présenter ces derniers résultats dans le mémoire, bien qu'ils soient disponibles sur demande.

Nos recherches se distinguent non seulement par l'utilisation de nouvelles mesures de performance, mais aussi par le caractère unique des données

utilisées. Dans le but d'utiliser des données quotidiennes, nous avons eu la lourde tâche de transformer dans un format approprié les données sur les fonds provenant de Financial Times Interactive Data (FTID). Pour des raisons d'accessibilité des données, nous limitons notre échantillon aux fonds obligataires américains. Nous avons isolé les fonds obligataires à l'aide de la base de données Morningstar. Les fonds à horizon court terme ont été écartés de notre échantillon comptant 105 fonds. Le code « cusip » et la date de début des 64 fonds corporatifs se trouvent à l'Annexe A tandis que les informations sur les 41 fonds gouvernementaux se trouvent à l'Annexe B.

Notre échantillon contient fort probablement un biais de survivance puisqu'elle ne regroupe que les fonds toujours en existence au 15 août 2003, date de livraison de la base de données par FTID. Selon Carhart et al. (2002), le biais de survivance affecte quasiment toutes les études sur les fonds communs de placement et améliore la performance des fonds lorsque mesurée à partir des données biaisées. Blake et al. (1993) jugent cependant que le biais de survivance est plus faible pour les fonds obligataires que pour les fonds d'actions, puisque la performance des fonds obligataires est moins variable que celle des fonds d'actions. Ceci explique pourquoi beaucoup moins de fonds obligataires se fusionnent ou disparaissent. L'effet du biais de survivance sur nos études de performance est donc moins élevé que si nous évaluions des fonds d'actions.

4.3 La présentation de nos mesures

Suite à notre choix des trois variables d'information, notre MCP à un indice est définie comme suit :

$$R_{it} - R_{f(t-1)} = \alpha_i + \beta_{i0} [R_{mt} - R_{f(t-1)}] + B_i' \cdot z_{(t-1)} [R_{mt} - R_{f(t-1)}] + \lambda_i lundit + \rho u_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

où $z_{(t-1)}$ est le vecteur des chocs retardés de :

- taux d'intérêt 3 mois
- prime de liquidité
- rendement excédentaire (r.e.) de l'indice CRSP.

Comme le font Blake et al. (1993), l'indice de marché utilisé est le Lehman-Brothers « U.S. Government/Credit », un indice englobant des titres obligataires gouvernementaux et corporatifs. Bien que la critique de Roll (1977) s'applique théoriquement à notre utilisation d'un indice représentant le marché, Blake et al. (1993) constatent que les résultats empiriques de leur étude des fonds obligataires américains sont robustes au choix des indices. Les ajouts d'un terme AR(1) et d'une variable binaire du lundi sont motivés par la présence observée d'autocorrélation et par les arguments de la section 4.2.

En ce qui concerne notre MCP à quatre indices, elle est définie comme :

$$R_{it} - R_{f(t-1)} = \alpha_i + \sum_{n=1}^4 \left\{ \beta_{in0} [R_{nt} - R_{f(t-1)}] + B_{in}' \cdot z_{(t-1)} [R_{nt} - R_{f(t-1)}] \right\} + \lambda_i lundit + \rho u_{i(t-1)} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

Les quatre indices sont le r.e. de l'indice obligataire global Lehman Brothers (LB), le r.e de l'indice boursier du CRSP, la prime de rendement des obligations corporatives versus gouvernementales et le r.e. de l'indice des titres adossés à des créances hypothécaires (MBS). Il est à noter que, contrairement à la variable d'information du CRSP qui sert à informer le gestionnaire de la performance boursière du dernier jour ouvrable, l'indice du CRSP de la journée n'est pas connu d'avance par le gestionnaire. Le choix de ces indices est basé sur la littérature académique vue au chapitre 2.

En appliquant un test de White (1980) aux résultats MCO des mesures sur l'ensemble des 105 fonds, nous concluons à la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle⁸. Dans le but d'estimer une matrice variances-covariances qui est robuste à l'hétéroscédasticité, nous utilisons la correction de White pour la totalité des régressions du mémoire.

4.4 Les résultats

4.4.1 Les résultats des mesures à un indice

Pour le portefeuille équi-pondéré des 105 fonds obligataires sur la période 1995-2002, l' α conditionnel quotidien (annuel⁹) est de 0,00336% (0,84%) (voir Annexe C), ce qui constitue une faible diminution par rapport au α inconditionnel de 0,00352% (0,88%). La performance anormale positive est significative à 5% peu importe si la mesure est conditionnelle ou non. Tous les β inconditionnels et conditionnels sont significatifs sauf celui du produit croisé

⁸ Nous n'avons pas cru bon d'inclure les résultats des MCO avant la correction pour l'hétéroscédasticité conditionnelle. Ils sont néanmoins disponibles sur demande.

⁹ α annuel = $(1 + \alpha \text{ quotidien})^{250} - 1$

avec le CRECRSP. Bien que le R^2 ajusté de la mesure inconditionnelle s'élève à 94,8%, celui de la MCP le surpasse à 95%. Nous observons que la distribution des 105 statistiques-t des α est peu influencée par l'ajout du caractère conditionnel à notre mesure à un indice (Annexe I).

Lorsque nous groupons les 64 fonds corporatifs dans un portefeuille équi-pondéré (Annexe E) ainsi que les 41 fonds gouvernementaux dans un autre portefeuille (Annexe G), nous observons des α moyens similaires à ceux de l'ensemble des 105 fonds. Nous constatons cependant des différences dans l'influence exercée par les différentes variables d'information. En particulier, le β du produit croisé CLIQUID n'est pas significatif à 5% dans le cas des fonds corporatifs, le β du produit croisé CUS3M est inférieur, bien que significatif, pour l'ensemble des fonds corporatifs et finalement, le β du CRECRSP est positif pour les fonds gouvernementaux tandis qu'il est négatif pour les fonds corporatifs. Nous pouvons dégager de ces observations que la gestion des fonds gouvernementaux est plus influencée par les variables de taux d'intérêt que ne l'est la gestion des fonds corporatifs. Il est intéressant de noter que le risque systématique des fonds gouvernementaux est supérieur à celui des fonds corporatifs.

En résumé, nous observons que les fonds obligataires offrent des performances positives significatives, peu importe si la mesure de performance à un indice est conditionnelle ou non. L'ajout du caractère conditionnel augmente le pouvoir explicatif de nos mesures, mais influence peu les résultats qui en découlent. De plus, nous constatons que la gestion des fonds gouvernementaux est plus influencée par des variables d'information sur les taux d'intérêt que ne l'est la gestion des fonds corporatifs.

4.4.2 Les résultats des mesures à quatre indices

Puisque le modèle multi-indiciel nous permet de mesurer l'effet de plusieurs expositions sur le rendement excédentaire des fonds et considérant les difficultés empiriques des modèles de marché (voir Fama et French [1992]), nous accordons une grande importance aux résultats qui suivent.

Alors que le caractère conditionnel des mesures fait augmenter la performance observée (α) du portefeuille équi-pondéré des fonds gouvernementaux (Annexe H), le phénomène inverse est observé pour les fonds corporatifs (Annexe F). Pour les fonds gouvernementaux, l' α inconditionnel quotidien (annuel) est de 0,00329% (0,826%), tandis que l' α conditionnel moyen est de 0,00409% (1,03%). Quant aux fonds corporatifs, l' α inconditionnel moyen est 0,00223% (0,56%), tandis que l' α conditionnel est de 0,00162% (0,406%). Pour l'ensemble des 105 fonds (Annexe D), l' α inconditionnel est de 0,00258% (0,647%), tandis que l' α conditionnel est de 0,00256% (0,642%). Pour les trois échantillons, les α inconditionnels et conditionnels ne sont pas significatifs à 5%. Contrairement à ce que nous observons pour nos mesures à un indice, la distribution des statistiques-t des α s se déplace vers le bas lorsque nos mesures multi-indicielles deviennent conditionnelles.

Les résultats empiriques justifient le choix de nos indices. Pour chaque indice de rendement excédentaire sauf celui de MBS, le produit croisé d'au moins une variable d'information avec l'indice est statistiquement significatif dans l'explication du rendement des fonds. Bien que l'indice MBS semble inutile lorsque nous regardons les coefficients moyens pour l'ensemble des fonds, les rendements excédentaires de certains fonds, comme par exemple le F23 (gouv.) et le F109 (corp.), sont significativement influencés par cet estimateur du risque d'options des titres obligataires. Pour l'ensemble des fonds corporatifs,

l'exposition (β) au risque d'options est supérieure à celle des fonds gouvernementaux. Quant aux autres indices de risque, ce sont plutôt les fonds gouvernementaux qui montrent une plus grande exposition.

En général, nous observons que, tout comme dans le cas du modèle de marché, le caractère conditionnel des mesures nous permet d'observer des performances faiblement plus proches de zéro, donc de l'hypothèse d'efficience des marchés. Le caractère conditionnel des mesures déplace faiblement vers le bas la distribution des α , qui voit sa dispersion quelque peu réduite par l'utilisation de variables d'information. FS conclut que les MCP mènent à une évaluation plus optimiste de la performance des gestionnaires de fonds d'actions, tandis que nous observons que le contraire se produit chez les fonds obligataires, mais dans une très faible proportion. Il serait plus précis de conclure que les MCP offrent des résultats qui s'accordent mieux avec l'hypothèse des marchés efficients, donc que les α s conditionnels sont plus près de zéro que les α s traditionnels.

Notons que, pour les fonds corporatifs et gouvernementaux, la MCP à quatre indices possède le plus grand R^2 ajusté des quatre modèles et l'ajout d'indices à notre modèle de marché augmente le pouvoir explicatif plus que l'ajout de variables d'information, comme l'observent Silva et al. (2002). Le terme $U_{(t-1)}$ et la variable binaire du lundi sont significatives pour les quatre mesures, ce qui signifie qu'un effet lundi existe chez les fonds obligataires et que les rendements de ces fonds sont autocorrélés. Finalement, puisque Blake et al. (1993) constatent que la performance perçue des fonds obligataires est robuste aux choix du modèle et des échantillons, nous croyons que c'est le cas pour nos résultats aussi.

5. Analyse de la persistance

Bien que Blake et al. (1993) n'observent pas de persistance dans la performance des fonds obligataires, Droms et Walker (2004) constatent la présence d'une forte persistance lorsqu'ils comparent les rendements des fonds entre eux. De plus, Kothari et Warner (2001) constatent, avec des simulations, que les mesures habituelles de persistance sont mal-spécifiées. Puisque les résultats de ces études se contredisent et que les mesures de performance utilisées ne sont pas conditionnelles et par surcroît mal-spécifiées selon Kothari et Warner (2001), nous considérons pertinent de vérifier l'existence de persistance par le biais de notre méthodologie basée sur Ferson et Schadt (1996; FS). Dans ce chapitre, nous faisons une revue des méthodologies les plus importantes dans l'étude de la persistance de la performance et nous analysons les résultats associés. Nous expliquons ensuite la méthodologie choisie et nous l'appliquons à notre échantillon. Des textes plus récents, tels que Baks (2003) et Ibbotson et Patel (2002), auraient aussi pu être analysés, mais leurs méthodologies respectivement similaires à celles de Grinblatt et Titman (1992) et de Brown et Goetzmann (1995) rendraient la revue qui suit répétitive.

5.1 La revue de la littérature

5.1.1 *La régression des α s : Grinblatt et Titman (1992; GT)*

Pour 279 fonds américains, GT étudient la persistance de la performance anormale lors de la période 1975-1984. Les données de GT sont affectées d'un biais de survivance. GT régressent les α s de la sous-période 1980-1984 sur ceux de la sous-période 1975-1979 à partir d'un modèle multi-indiciel utilisant huit

portefeuilles comparatifs comme indices de rendement. Ces portefeuilles comparatifs sont formés selon la taille, le taux de rendement en dividendes et les rendements boursiers antérieurs des firmes qui les composent. GT observent une persistance positive dans la performance des fonds étudiés, puisque le coefficient de la régression des α s de la deuxième sous-période sur ceux de la première sous-période est significativement différent de zéro. GT estiment que la persistance ne peut être expliquée par la taille des firmes, le taux de rendement en dividendes, les rendements boursiers antérieurs, l'asymétrie des rendements, la sensibilité aux taux d'intérêt ou le β des titres. GT observent de la persistance positive même en changeant la chronologie des observations. Ces observations sont consistantes avec l'énoncé de persistance dans les frais de gestion et de transactions à travers les fonds, mais les auteurs ne croient pas qu'il s'agisse de la seule cause de persistance dans la performance. À l'aide d'une méthodologie dérivée, Baks (2003) observe lui aussi de la persistance dans la performance des gestionnaires de fonds d'actions américains lors de la période 1992-1999.

5.1.2 La persistance des rangs : Hendricks et al. (1993; HPZ)

HPZ étudient l'existence de persistance des performances anormales chez les fonds américains de style « croissance » pour la période 1974-1987. Par le biais du α de Jensen (1968), HPZ constatent que les performances anormales, bonnes ou mauvaises persistent à travers le temps. HPZ observent que les performances négatives font preuve d'une plus grande persistance statistique que les performances positives, mais le phénomène de « la main chanceuse » est tout de même statistiquement significatif. Spécifiquement, les fonds ayant bien performé dans la dernière année tendent à connaître des performances anormalement élevées à court terme (les quatre trimestres suivants). HPZ construisent, pour chaque trimestre, huit groupes de fonds composés selon leur

performance à la sous-période précédente. HPZ observent alors que le α de Jensen croit selon le rang des fonds qui composent chaque groupe et ce, indépendamment de l'indice utilisé en tant que portefeuille de marché. Le test de Spearman indique que ce résultat est statistiquement significatif. Les auteurs vérifient la robustesse de leur mesure de performance en substituant cinq indices en tant que portefeuille de marché. Une des faiblesses majeures de cette étude est l'hypothèse de stabilité du β des fonds. HPZ calculent le β pour la période complète sous observation et utilisent par la suite ce même β dans chacune des sous-périodes. Il est alors possible que le phénomène de persistance soit causé par une mauvaise spécification du modèle d'évaluation des actifs (le CAPM dans ce cas-ci). Bien que HPZ contrôlent pour les variations de β s des groupes de fonds, les auteurs ne tiennent pas compte des variations de β s des fonds individuels. Nos MCP permettent aux β s des fonds de varier, corrigeant ainsi cette lacune, cependant nous ne sommes pas à l'abri d'une mauvaise spécification de nos modèles d'estimation des β s.

5.1.3 Gagnant ou perdant : Brown et Goetzmann (1995; BG)

BG vérifient la persistance dans la performance des fonds américains d'actions pour la période 1976-1988, en prenant soin de décomposer la performance sur une base annuelle. En divisant en quatre classes (« gagnant-gagnant », « perdant-gagnant »...) les performances historiques des fonds, BG observent une persistance *relative* significative sur une base annuelle, mais ne réussissent pas à prouver l'existence de persistance absolue. Par persistance relative, les auteurs signifient que les fonds battent avec constance un indice relié à leur style, par opposition à une persistance absolue, qui signifient que les fonds battent avec constance un indice de marché ajusté pour le risque du fonds. Similairement à HPZ, BG constatent que la persistance des performances

négatives est plus forte que celle des performances positives. Puisque la base de données dépend de la volonté des gestionnaires de fonds à divulguer l'information nécessaire, les auteurs considèrent que leur échantillon n'est pas parfaitement exempt d'un biais de survivance. Néanmoins, BG examinent les facteurs contribuant à la disparition des fonds de la base de données et concluent que de mauvaises performances, des frais de gestion élevés et un nombre limité d'années d'existence augmentent les probabilités de disparition des fonds. Finalement, BG constatent que les performances des fonds « gagnants » ont tendance à être fortement corrélées entre elles et qu'une stratégie d'achat des fonds anciennement « gagnants » sera caractérisée par un risque systématique plus élevé, bien qu'offrant des rendements positifs anormaux. Ibbotson et Patel (2002) utilisent aussi la notion de « gagnant » pour observer que 55% des fonds dont le α est positif une année produiront un α positif l'année suivante.

5.1.4 La persistance à court terme et à moyen terme : Elton et al. (1996; EGB2)

Cet article examine le phénomène de persistance pour 188 fonds d'actions pendant la période 1977-1993. EGB2 utilisent un modèle à quatre indices (le rendement boursier, la taille, le rendement obligataire et le style d'investissement « croissance ») pour mesurer la performance mensuelle (α) ajustée pour le risque des fonds. Les auteurs construisent ensuite dix groupes de fonds, selon le rang assigné aux fonds par leur α de la dernière année ou des trois dernières années (deux techniques). EGB2 constatent que les informations passées aident à prédire le futur, c'est-à-dire qu'il y a persistance dans la performance des fonds. Bien que les α des deux périodes (dernière année et trois dernières années) permettent de prédire partiellement le futur, le α de la dernière année est plus précis pour prédire la performance lors de la prochaine année, tandis que celui des trois dernières années est un meilleur indicateur de la performance future

pour des périodes de trois ans et plus. De plus, EGB2 concluent que la mauvaise performance des fonds du pire décile n'est pas uniquement causée par les frais de gestion plus élevés, mais aussi par les habiletés inférieures des gestionnaires de ces fonds.

5.1.5 La persistance des rangs « révisée » : Carhart (1997; CAR)

CAR s'oppose aux conclusions de EGB2 et affirme qu'il n'y a aucune persistance anormale dans la performance des fonds, sauf dans le cas des pires fonds qui persistent à offrir de mauvais rendements. CAR utilise les rendements mensuels de 1892 fonds américains pendant la période 1962-1993 pour tester la persistance dans la performance des fonds. Lorsqu'il forme dix groupes de fonds selon leurs rendements antérieurs (pour des périodes antérieures dont la durée varie entre un et cinq ans), CAR n'observe pas de persistance significative dans le rang des fonds (encore par rapport au rendement) lors des périodes suivantes. CAR se base sur le test non-paramétrique de Spearman.

Lorsqu'il utilise les α s (selon son propre modèle à quatre facteurs : les trois facteurs de Fama et French [1993] et le facteur de « momentum » de Jegadeesh et Titman [1993]) pour former ses groupes de fonds, CAR observe que les fonds qui composent le groupe aux α s plus élevés montrent une persistance à long terme (supérieure à 5 ans) dans leurs performances. Les fonds composant le groupe aux α s les plus bas montrent aussi une persistance à long terme dans leurs performances. En utilisant le test de Spearman, CAR ne peut rejeter l'hypothèse d'indépendance des rangs, donc d'absence de persistance, mais son test vérifie la corrélation dans les rangs de tous les fonds. Le phénomène de persistance est habituellement considéré comme s'appliquant aux performances extrêmes, or le test de Spearman diminue les probabilités de rejet de l'hypothèse d'absence de

persistance lorsque les fonds aux performances non-extrêmes ne se comportent pas avec persistance. Il est ainsi important de mettre l'accent sur l'existence de persistance dans les performances extrêmes, observée dans l'étude de CAR. CAR rappelle cependant que la persistance dans les α s peut provenir d'une mauvaise spécification dans le modèle d'évaluation des actifs qui sert à prédire le rendement espéré des fonds. CAR conclut que, pour l'ensemble des fonds et des mesures de performance, la seule persistance observable est celle des performances extrêmement négatives. Nous retenons néanmoins que CAR observe de la persistance dans les performances extrêmes, positives aussi bien que négatives, lorsque la performance est mesurée par un α et non, par le rendement.

5.1.6 Persistance et biais de survivance

Brown et al. (1992; BGIR) prouvent à l'aide d'une simulation que l'on peut observer de la persistance lorsqu'un échantillon sans biais de survivance ni persistance apparente est soumis à l'élimination des fonds ayant offert les pires performances au fil des ans. Les simulations se basent sur la prémisse que les fonds qui ne survivent pas sont nécessairement les fonds ayant offert les pires performances, ce qui concorde avec les conclusions de Khorana (1996) et de Hu et al. (2000). Carhart (1997) trouve que la persistance observée est plus faible lorsqu'il utilise un échantillon sans biais de survivance.

Carpenter et Lynch (1999; CL) constatent cependant que le biais de survivance ne peut pas expliquer en totalité le niveau de persistance observée empiriquement chez les fonds américains. CL concluent, tout comme Carhart et al. (2002), que la performance des fonds américains est réellement persistante, même lorsqu'on corrige pour le biais de survivance. Blake et al. (1993) jugent

que le biais de survivance est moins important pour les fonds obligataires que pour les fonds d'actions, puisque la performance des fonds obligataires est moins variable que celle des fonds d'actions. L'effet du biais de survivance sur nos tests de persistance ne devrait donc pas invalider les conclusions tirées.

5.2 La méthodologie

La taille de notre échantillon limite le nombre de méthodes d'évaluation de la persistance applicables dans notre cas. Initialement, nous pensions modifier la méthode de BG en utilisant trois catégories de performance (gagnant, neutre et perdant) basées sur le ratio d'information. Cependant, le nombre limité de performances considérées comme étant « anormales » viole les conditions de départ des tables de contingence associées à la loi du χ^2 (minimum de 5 observations par case) selon Shields et Heeler (1979). Nous utilisons plutôt une méthode similaire à celle de BG, mais avec les résultats de nos MCP et nos propres définitions d'un gagnant et d'un perdant. Cette méthodologie a l'avantage d'être simple à implanter et l'idée de catégoriser la performance comme positive (gagnant) ou négative (perdant) nous semble intéressante. La décision d'investir dans un portefeuille géré activement plutôt que passivement dépend de l'opinion de l'investisseur sur les probabilités du gestionnaire de battre les indices, donc d'être un gagnant et ce, en tenant peu compte de l'amplitude de cette performance. La méthode de BG nous permet d'évaluer cette décision d'investir activement en comparaison à son coût d'option soit le rendement d'un indice obligataire de même(s) risque(s).

La méthode de BG consiste à comparer la statistique-Z à une valeur critique d'une loi normale standardisée. Cette statistique-Z est défini par BG comme :

$$Z = \text{Ln}[(GG*PP)/(GP*PG)]/\sigma \quad (11)$$

où $\sigma = \sqrt{1/GG + 1/GP + 1/PG + 1/PP}$ ¹⁰, P : Perdant et G : Gagnant.

Selon BG, cette statistique suit asymptotiquement une distribution normale. Pour BG, un gagnant offre une performance supérieure à la médiane tandis qu'un perdant offre une performance inférieure. Dans notre cas, nous considérons plutôt qu'un gagnant possède un α positif, alors qu'un perdant possède un α négatif. Étant donné que l'horizon étudié s'étend de 1995 à 2002, nous construisons nos sous-périodes en divisant l'horizon en deux sous-périodes: 1995-1998 et 1999-2002.

5.3 Les résultats

En nous fiant aux résultats de notre test de BG (Annexe J), nous observons de la persistance positive dans la performance des fonds. Cette observation implique qu'un investisseur désirant investir dans des fonds obligataires à la fin de l'année 1998 avait plus de chance d'investir dans un fonds gagnant pour la période 1999-2002 s'il choisissait un fonds qui avait été un gagnant lors de la période 1995-1998 plutôt qu'un fonds perdant.

¹⁰ BG basent leurs calculs de σ sur Christensen (1990).

Tableau 5.1 : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002 pour l'ensemble des 105 fonds*

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
GG	50	51	43	33
GP	18	19	19	12
PG	13	12	18	28
PP	24	23	25	32
(GG*PP)/(GP*PG)	5,13	5,14	3,14	3,14
Statistique Z	3,71	3,67	2,77	2,69

* Statistique $Z = \text{Ln}[(GG*PP)/(GP*PG)]/\sigma$, $\sigma = \sqrt{1/GG + 1/GP + 1/PG + 1/PP}$. P : Perdant et G : Gagnant.

Pour l'ensemble des 105 fonds, nos quatre mesures de performance mènent à des statistiques-Z supérieures à 1,96, ce qui nous permet de rejeter l'hypothèse nulle que la performance en 1999-2002 est indépendante de celle en 1995-1998. Dans le cas des 105 fonds, l'ajout du caractère conditionnel ne fait que réduire minimalement la persistance perçue.

Tableau 5.2 : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002 pour les 64 fonds corporatifs*

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
GG	28	33	23	17
GP	14	14	14	9
PG	6	3	10	17
PP	16	14	17	21
(GG*PP)/(GP*PG)	5,33	11,00	2,79	2,33
Statistique Z	2,89	3,37	1,96	1,61

* Statistique $Z = \text{Ln}[(GG*PP)/(GP*PG)]/\sigma$, $\sigma = \sqrt{1/GG + 1/GP + 1/PG + 1/PP}$. P : Perdant et G : Gagnant.

Lorsque nous concentrons notre analyse aux résultats des 64 fonds corporatifs, nous observons que la persistance évidente observée avec les modèles de marché disparaît lorsque nous utilisons des mesures à quatre indices. En particulier, la statistique-Z de 1,61 de la MCP à quatre indices ne nous permet

pas de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance des performances à un niveau de confiance de 5%.

*Tableau 5.3 : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002 pour les 41 fonds gouvernementaux**

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
GG	22	18	20	16
GP	4	5	5	3
PG	7	9	8	11
PP	8	9	8	11
(GG*PP)/(GP*PG)	6,29	3,60	4,00	5,33
Statistique Z	2,45	1,85	1,96	2,20

* Statistique $Z = \text{Ln}[(GG*PP)/(GP*PG)]/\sigma$, $\sigma = \sqrt{1/GG + 1/GP + 1/PG + 1/PP}$. P : Perdant et G : Gagnant.

Quant aux fonds gouvernementaux, seule la MCP à un indice ne nous permet pas d'observer de la persistance. Les autres mesures, dont celle qui semble décrire le mieux la réalité (selon les R^2 ajustés), soit la MCP à quatre indices, nous permettent de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance.

En résumé, nos mesures nous permettent d'observer de la persistance dans la performance des fonds obligataires. Nous constatons que l'ajout du caractère conditionnel influence les conclusions que nous pouvons tirer de notre échantillon. Puisque nous considérons que la MCP à quatre indices est notre mesure de performance la plus précise, nous nous fions surtout aux résultats liés à cette mesure. Nous observons la présence significative de persistance dans la performance des fonds obligataires et ce, plus particulièrement chez les fonds gouvernementaux.

6. Influence de la situation économique sur la performance

La théorie de l'utilité marginale décroissante énonce que les investisseurs accordent une plus grande valeur à une performance supérieure en temps de récession qu'en temps de prospérité économique (Cochrane [2001]). Pour cette raison, nous vérifions en particulier si les fonds obligataires offrent des performances supérieures lors de récessions. Cette éventualité pourrait justifier que certains investisseurs acceptent d'investir dans des fonds dont le α est négatif en moyenne lors du cycle économique complet, mais positif en période de récession, donc lorsque la performance importe le plus. Il est important d'expliquer que nos MCP précédentes sont des mesures conditionnelles de performance, donc qui permettent à l'exposition aux risques de varier dans le temps. Cependant, la performance (α) qui est estimée par ces MCP est supposée stable. Voici un rappel de la description d'une MCP :

$$R_{it} - R_{f(t-1)} = \alpha_i + (\beta_{i0} + B_i' \cdot z_{(t-1)}) [R_{mt} - R_{f(t-1)}] + \lambda_i lundit + \rho u_{(t-1)} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Les mesures de performance du chapitre 6 reposent plutôt sur l'hypothèse, moins restrictive, que la performance aussi est conditionnelle, mais cette fois en fonction du cycle économique. L'équation précédente devient :

$$R_{it} - R_{f(t-1)} = \alpha_{i0} + A_i' e_t + (\beta_{i0} + B_i' \cdot z_{(t-1)}) [R_{mt} - R_{f(t-1)}] + \lambda_i lundit + \rho u_{(t-1)} + \varepsilon_t \quad (13)$$

où e_t est un vecteur de variables d'information décrivant la situation économique au temps t , α_{i0} est la performance (α) moyenne de l'actif i et le vecteur A_i' mesure la sensibilité du α au vecteur e_t .

Nous effectuons d'abord une revue de la littérature entourant l'idée de performance conditionnelle pour ensuite sélectionner une méthodologie servant à vérifier notre hypothèse.

6.1 La revue de la littérature

6.1.1 *Le même ensemble de variables d'information : Christopherson et al. (1998; CFG)*

CFG construisent une MCP similaire à celle de Ferson et Schadt (1996; FS) pour évaluer la performance des caisses de retraite, mais innovent en permettant à la performance (α) d'être conditionnel. Pour cet article, nous portons surtout attention à la méthodologie employée par CFG pour tenir compte de l'influence de variables macroéconomiques sur la performance des fonds, l'échantillon et l'objectif des auteurs étant très différents des nôtres.

Dans le but de comparer leurs résultats à ceux de FS, CFG utilisent les mêmes modèles que FS, avec comme seule différence que le α des fonds est lui aussi fonction linéaire des variables d'information du vecteur Z_{t-1} . À notre connaissance, CFG sont les premiers à considérer la performance de fonds comme étant conditionnelle, mais depuis, quelques auteurs ont poursuivi dans cette voie. En raison des récentes innovations présentées ci-dessous, nous jugeons qu'il est préférable de conditionner par le biais des variables d'information de notre choix, dans notre cas, un indicateur de la situation économique, plutôt que de conditionner selon toutes les variables d'information du modèle, sans préalablement établir de fondements théoriques. Dans notre cas, les résultats de Kosowski (2001) et de Lynch et al. (2002) nous incitent à

modéliser la performance des fonds selon l'influence du cycle économique en vigueur.

6.1.2 Le changement de régime : Kosowski (2001; KOS)

KOS emploie une MCP basée sur un modèle à changement de régime de Markov pour évaluer la performance de 1734 fonds américains lors de la période 1962-1999. Le modèle de Markov permet à KOS de différencier la performance des fonds selon deux régimes, soient en période de récession et en période de croissance économique. Selon Moskowitz (2000), les fonds permettent de profiter de performances supérieures lors de périodes de récession par rapport aux périodes de croissance. KOS souhaite cependant améliorer la méthodologie utilisée pour prouver cette observation à l'aide d'un modèle de changement de régime de Markov qui permet de lier les variations dans la performance et le risque des fonds à des indicateurs économiques et explicitement modéliser les probabilités de changements entre les récessions et les périodes de croissance.

L'idée de séparer la performance des fonds selon la santé économique provient de la théorie en évaluation d'actifs qui dicte que le prix que les investisseurs sont prêts à payer pour un actif dépend de la covariance des gains de cet actif avec l'utilité marginal des investisseurs.

$$p_t = E_t(m_{(t+1)}x_{(t+1)}) = E_t(m_{(t+1)}) \cdot E_t(x_{(t+1)}) + \text{cov}_t(m_{(t+1)}, x_{(t+1)}) \quad (14)$$

où p_t est le prix de l'actif au temps t , x_t est le gain (payoff) provenant de l'actif et $m_{(t+1)}$ est le facteur d'escompte stochastique (SDF : provenant de *stochastic discount factors*), qui est en fait le taux marginal de substitution temporelle de la consommation. Toute chose étant égale par ailleurs, un actif qui offre des gains

supérieurs pendant des périodes de récessions, pendant que les investisseurs se sentent pauvres et consomment peu, est un investissement plus attrayant qu'un actif offrant des gains supérieurs pendant des périodes de croissance, pendant que les investisseurs se sentent riches consomment beaucoup. Il devient alors pertinent de dissocier la performance en temps de récession de celle en temps de croissance.

KOS utilise trois mesures traditionnelles de performance qu'il ajuste, pour qu'elles tiennent compte de la situation économique, par le biais d'un modèle de changement de régime de Markov. Les trois mesures sont le α de Jensen, le α d'un modèle de Fama et French (1993; FF) et le α d'un modèle de Carhart (1997; CAR). La méthodologie de changement de régime permet d'estimer deux différentes relations linéaires pour modéliser la performance et le risque en périodes de récessions et en périodes de croissance de chaque fonds. Pour vérifier la robustesse de ses conclusions empiriques, KOS évalue aussi la performance des fonds avec ces trois modèles, dans leur forme traditionnelle, pour deux sous-échantillons distincts. Ces sous-échantillons correspondent à l'ensemble des périodes de récession et à l'ensemble des périodes de croissance, selon l'analyse du National Bureau of Economic Research (NBER). Avec sa méthode de Markov, KOS observe que le α de Jensen moyen de l'ensemble des fonds est de 0,447% par mois lors des régimes qu'il identifie comme des récessions, alors qu'il est de -0,321% lors des régimes qu'il identifie comme des périodes de croissance. Les deux autres mesures de performance (FF et CAR) permettent aussi d'observer une performance pendant les régimes de récession qui est supérieure à celle pendant les régimes de croissance. Ces résultats sont similaires à ceux découlant de la méthode plus simple basée sur l'inclusion d'une variable binaire. Indépendamment de la mesure de performance utilisée, KOS rejette statistiquement et économiquement l'hypothèse nulle d'égalité des variances et des moyennes des α s.

KOS explique la performance supérieure des fonds en période de récession par la volatilité plus élevée des signaux d'information. En récession, les dirigeants d'entreprises tentent de dissimuler certaines informations, ce qui cause de l'asymétrie informationnelle et une plus grande volatilité des signaux d'information. Pour cette raison, le potentiel de profit anormal est supérieur en période de récession, car l'information est plus dispersée, ce qui signifie qu'il est plus facile pour un gestionnaire d'obtenir de l'information supérieure¹¹.

Bien que les résultats de KOS soient intéressants pour nos recherches, ils n'éliminent pas la raison d'être de celles-ci. KOS se concentre sur le caractère conditionnel des rendements mensuels des fonds équilibrés d'actions américaines, alors que nous nous concentrons sur les rendements quotidiens de fonds obligataires. De plus, selon Lynch et al. (2002), le fait que KOS assigne des régimes spécifiques à chacun des fonds rend difficile l'interprétation des résultats en ce qui concerne les variations du cycle économique. Pour échapper à la critique de Lynch et al. (2002), il est nécessaire de repérer une méthodologie qui classe l'état économique de manière identique pour tous les fonds.

6.1.3 Le facteur d'escompte stochastique linéaire : Lynch et al. (2002; LWB)

L'objectif de LWB est identique à celui de KOS, soit de tester si la performance des fonds d'actions varie avec le cycle économique. Les fonds analysés par LWB proviennent de Elton et al. (1996) et leurs rendements mensuels servent dans le calcul de la performance. Tout comme KOS, le type de

¹¹ Pour une explication plus complète du phénomène d'asymétrie informationnelle en période de récession, voir Shin (2001). Pour une explication fondamentale de l'effet de l'asymétrie informationnelle sur le potentiel de rendements supérieurs, voir Grossman et Stiglitz (1980).

fonds et la fréquence d'évaluation diffèrent des nôtres, ce qui maintient la pertinence de nos recherches.

Contrairement à FS, LWB n'utilisent pas une méthodologie qui impose une forme linéaire aux fonctions décrivant la relation entre les β s et les variables d'information. LWB développent plutôt une méthodologie qui permet d'évaluer la performance conditionnelle des fonds en assumant uniquement que le SDF¹² est une fonction linéaire. Il s'agit d'une hypothèse moins restrictive que celle de linéarité des β s de FS.

LWB utilisent les mêmes mesures de performance que KOS pour évaluer la performance conditionnelle au cycle économique, soient le α de Jensen, le α d'un modèle de FF et le α d'un modèle de CAR. Pour capter les mouvements du cycle économique, LWB font appel au rendement en dividendes des douze derniers mois de l'indice du NYSE. Fama et French (1989) observent que le rendement en dividendes varie selon le cycle économique et qu'il permet de prédire le rendement des actions. LWB utilisent cette variable dans sa forme standardisée (où $\mu = 0$ et $\sigma = 1$).

LWB observent que la performance des fonds est conditionnelle aux mouvements du rendement en dividendes, qui décrit la situation économique en vigueur. Pour les fonds de type croissance, la performance anormale augmente lors des sommets du cycle économique, alors que la performance anormale de tous les autres types de fonds d'actions augmente lors des récessions. Les trois mesures utilisées par LWB mènent aux mêmes observations.

Comme nous l'avons mentionné ci-haut, LWB n'étudient pas les fonds obligataires et n'utilisent pas des données quotidiennes, ce qui fait en sorte que

¹² Voir explications sur les SDF à la section 6.1.2.

notre étude est toujours aussi pertinente. De plus, nous préférons utiliser des variables binaires pour décrire la situation économique, semblable à ce qui est fait par Ferson et al. (2003).

6.1.4 Le filtre de Kalman : Spiegel et al. (2003; SMZ)

Tout comme FS, SMZ utilisent une MCP pour tenir compte de la haute volatilité mensuelle des β s de fonds. Cependant, plutôt que d'utiliser des variables d'information prédéterminées pour tenter d'expliquer les niveaux des β s, SMZ utilisent la technique du filtre de Kalman. Cette technique se base sur un processus auto-régressif AR(1) et n'exige pas de sélection des variables d'information soupçonnées d'influencer les décisions des gestionnaires de portefeuilles.

Utilisant les rendements mensuels des fonds listés sur le CRSP, SMZ constatent que leur MCP offre une bonne estimation du dynamisme des β s et des α s et une meilleure estimation que celle provenant d'un MCO inconditionnel. SMZ augmentent le pouvoir explicatif de leur MCP, pour certains fonds, lorsqu'ils ajoutent deux variables d'information utilisées par FS à leur modèle, soient les chocs retardés du taux des bons du Trésor et du rendement en dividendes de l'indice pondéré du CRSP. Cependant, le pouvoir explicatif n'est pas significativement supérieur lorsqu'on ajoute ces deux variables d'information à l'ensemble des fonds.

En dépit des avantages associés à la technique du filtre de Kalman, les méthodologies de Kosowski (2001) et de Lynch et al. (2002) répondent mieux à nos objectifs de conditionner la performance selon un facteur en particulier, dans notre cas l'état de l'économie.

6.1.5 Les scénarios extrêmes : Ferson et al. (2003; FKH)

Selon ses auteurs, cette étude est la première à évaluer de manière conditionnelle la performance des fonds de titres à revenus fixes américains. La pertinence de cet article pour nos recherches est évidente, même si une mesure conditionnelle plus générale que celle de FS est employée, soit celle des SDF. Contrairement à la méthode de FS, le SDF ne spécifie pas le modèle de prédiction des rendements des titres. Pour rendre la méthode SDF conditionnelle à l'information publique, FKH regroupent les observations de rendement selon des caractéristiques dichotomiques de l'état anticipé de l'économie et selon la structure à terme des taux d'intérêt (STTI). Les auteurs ont cru bon de diviser les scénarios passés selon les 12 caractéristiques suivantes :

- le niveau des taux d'intérêt à court terme
- la pente de la STTI
- la convexité de la STTI
- la volatilité des taux d'intérêt
- les rendements des obligations relativement à ceux des actions
- le taux d'inflation
- la prime de rendement de crédit
- la production industrielle
- l'utilisation des capacités industrielles
- le taux de change
- la liquidité corporative à court terme
- la liquidité du marché boursier.

À l'aide de variables binaires, FKH segmentent les observations selon le niveau, à la période précédente, de chacune des caractéristiques ci-dessus. Ils divisent les observations selon trois niveaux relatifs (1/6 plus élevé, 2/3 moyen et 1/6 moins élevé). FKH observent des rendements anormaux positifs qui sont

significatifs pour seulement un scénario : lorsque la prime de crédit est élevée. C'est seulement à cette occasion que les fonds réussissent à offrir des performances positives. Dans un tel scénario, certains fonds offrent même des rendements supérieurs de 90 points de base par mois, équivalent à 11,35% par année. La plupart des fonds offrent en moyenne des rendements anormaux faiblement négatifs, habituellement variant entre 0% et -0,14%.

Ces résultats sont consistants avec l'hypothèse que les fonds de titres à revenus fixes ont des performances ajustées au risque, net des frais de gestion, essentiellement neutres pour la majorité des états de l'économie. De plus, l'article de FKH rappelle qu'avec les changements constants dans le niveau et la volatilité des rendements des indices comparatifs, le caractère conditionnel se veut une nécessité lorsque vient le temps d'évaluer la performance de fonds, même celle de titres à revenus fixes. Comme dans le cas des fonds d'actions (voir chapitre 3) et contrairement à nos observations, les MCP permettent de conclure à des performances plus optimistes (neutres) que ce que permettent les mesures traditionnelles.

6.2 Les autres textes pertinents

Les textes analysés qui suivent ne traitent pas de performance conditionnelle, mais sont pertinents à la construction de nos mesures de la section 6.3.

6.2.1 Le rendement en dividendes : Fama et French (1989; FF2)

FF2 étudient le pouvoir explicatif de plusieurs variables macroéconomiques, dont le rendement en dividendes du marché (D/P), sur le rendement espéré des marchés obligataires et boursiers. L'intuition derrière les tests avec le D/P est que le prix des actions sera bas, donc le D/P élevé, lorsque le rendement espéré des actifs sera élevé. FF2 observent que cette intuition tient empiriquement. FF2 concluent qu'à long terme, le D/P sera élevé lors de périodes de difficultés économiques persistantes (i.e. la Grande Dépression) et bas lors de périodes de performances économiques persistantes (i.e. les années 1953-1973). Il ne faut cependant pas oublier qu'il s'agit de périodes beaucoup plus étendues que de simples récessions et périodes de croissance cycliques comme dans notre cas.

6.2.2 L'historique du rendement en dividendes : Campbell et Shiller (1998; CS)

CS étudient l'évolution du ratio du dividende annuel de l'indice S&P 500 sur sa valeur pour la période 1872-1997. CS constatent que, lorsque le ratio est loin de sa moyenne historique de 4,72%, c'est le dénominateur (la valeur de l'indice boursier) qui sera corrigé pour ramener le ratio vers la moyenne. CS concluent que le niveau du D/P permet d'estimer le futur niveau de prix des actions.

6.3 La méthodologie

Bien que les textes de LWB et de KOS testent l'influence du cycle économique sur la performance des fonds obligataires, le fondement de notre méthodologie se trouve plutôt dans FKH. FKH utilisent une méthode novatrice pour décrire douze caractéristiques de l'économie qui conditionnent leur facteur d'escompte stochastique. À l'aide de variables binaires attribées à chacune des douze caractéristiques, FKH identifient les mois où la variable économique en question s'éloignent à plus d'un écart-type de sa moyenne. Ainsi, FKH testent le caractère conditionnel du rendement aux états économiques rares, car si ces variables sont gaussiennes, la probabilité d'atteindre de tels niveaux est d'environ 1/6.

Si notre étude était mensuelle, nous pourrions utiliser les données du NBER concernant l'état de l'économie, cependant puisque nous voulons connaître le stade du cycle économique quotidiennement, nous devons construire nous-mêmes notre indicateur d'activité économique. En nous fiant aux recherches de FF2 et de LWB, nous considérons que des taux de dividendes anormalement bas (croissance économique) ou anormalement élevé (récession) sont de bons indicateurs de l'activité économique. Le rendement quotidien en dividendes du CRSP étant trop volatile pour être un indicateur à long terme, nous utilisons ce rendement sur une base mensuelle (moyenne mobile des 22 derniers jours ouvrables). À la manière de FKH, nous utilisons des variables binaires pour identifier les situations qui correspondent, selon nous, aux périodes de récession et de croissance aux États-Unis. Nous incluons dans notre modèle des variables binaires pour des taux de dividendes appartenant aux premier et dernier quartiles statistiques et ce, en nous basant sur les données journalières depuis 1990. Notre vecteur d'informations e_t regroupe donc 2

variables binaires décrivant la situation historique (haut, normal ou bas), au temps t , du taux national de dividendes des 22 derniers jours.

6.4 Les résultats

L'ajout des variables binaires vient augmenter la performance perçue (α) du portefeuille équi-pondéré des 105 fonds obligataires, ce qui signifie qu'en situation de base où les deux variables binaires égalent zéro (pas en récession, ni en croissance), la performance quotidienne des fonds est supérieure à ce que l'on anticipe par le biais de mesures qui ne sont pas conditionnelles à la situation économique (Annexes K à P). De plus, nous observons que la distribution des α s est plus concentrée que dans le cas de nos mesures précédentes (Annexe Q).

Pour l'ensemble des fonds et plus particulièrement les fonds corporatifs, nous remarquons que la performance augmente lors des périodes où le taux de rendement en dividendes est anormalement élevé (en récession) et diminue lorsque le taux est anormalement bas (en croissance). Nous constatons que le α reste positif pour les quatre modèles pendant des périodes de croissance, malgré qu'il s'agisse de la période où le α est à son plus bas. Si elles étaient statistiquement significatives, ces observations seraient consistantes avec la théorie d'évaluation des actifs expliquée précédemment. La performance positive des fonds obligataires et la présence de persistance justifient déjà les investissements dans de tels fonds, mais la performance supplémentaire qui est offerte lorsque l'économie est en récession viendrait ajouter une nouvelle raison pour investir dans de tels actifs.

L'ajout de variables binaires modifie les résultats de nos évaluations de la performance. Cependant, les faibles statistiques-t associées aux β s de ces

variables, ainsi que la réduction des R^2 ajustés des modèles nous laissent sceptiques quant à l'existence de conditionnalité quotidienne à l'activité économique dans la performance des fonds obligataires. FF2 qualifie le rendement en dividendes comme un bon indicateur de la situation économique à long terme, tandis que LWB l'utilise avec succès de manière mensuelle. Nos observations quotidiennes mènent cependant à des résultats moins convaincants. Dans de prochaines recherches, il serait intéressant d'utiliser d'autres variables, comme par exemple le niveau des taux d'intérêt gouvernementaux, pour identifier quotidiennement le niveau d'activité économique.

7. Conclusion

Les résultats de ce mémoire justifient le choix d'investir dans des fonds obligataires américains plutôt que dans des fonds indiciels de risques équivalents. Nous utilisons quatre mesures différentes, dont deux basées sur la méthodologie de Ferson et Schadt (1996), pour analyser la performance quotidienne de 105 fonds obligataires américains pour la période 1995-2002.

Premièrement, nous observons que la performance (α) des fonds est positive, ce qui signifie qu'un investisseur aura avantage à investir dans un fonds obligataire que dans un portefeuille passif de risque(s) identique(s). Ces observations sont robustes aux mesures de performance ainsi qu'aux catégories de fonds (corporatifs/gouvernementaux). Avec notre MCP à un indice, nous constatons que la gestion des fonds gouvernementaux est plus influencée par des variables d'information sur les taux d'intérêt que ne l'est la gestion des fonds corporatifs. Contrairement aux observations de Ferson et Schadt (1996), nous n'observons pas d'amélioration de la performance à la suite de l'ajout du caractère conditionnel aux mesures de performance. Nous croyons que les MCP permettent des évaluations de la performance plus en accord avec l'hypothèse semi-forte d'efficience des marchés et ce, pour deux raisons. D'abord, les MCP considèrent l'influence qu'ont les informations macroéconomiques passées sur les décisions des gestionnaires de fonds. De plus, les α s que l'on observe avec des MCP sont plus près de zéro, ce qui signifie que la sur-performance observée des fonds obligataires et la sous-performance des fonds d'actions sont inférieures à ce qui est estimé par des mesures inconditionnelles. Avec nos quatre modèles, nous observons que l'ajout d'indices de rendements augmente plus le pouvoir explicatif de nos mesures que l'inclusion de variables d'information. Il faut noter que notre MCP à quatre indices possède le plus grand R^2 ajusté des quatre modèles (~95%).

Deuxièmement, à l'aide de notre méthodologie similaire à celle de Brown et Goetzmann (1995), nous constatons que les fonds obligataires américains font preuve de persistance dans leurs performances. Nous observons qu'en 1999, les probabilités qu'un fonds soit considéré « gagnant » (i.e. offrant un α positif) pour la période 1999-2002 augmentaient si ce fonds avait été un gagnant lors de la période 1995-1998. Nous observons que cette persistance est plus importante chez les fonds gouvernementaux. Le phénomène de persistance justifie l'investissement dans des fonds obligataires par la « facilité » additionnelle pour les investisseurs de prédire quels fonds offriront des performances anormales.

Troisièmement, nous observons que les fonds obligataires ont connu une performance supérieure en temps de récession, que nous identifions par un rendement national en dividendes élevé. Par le biais de la théorie en évaluation des actifs, cette constatation pourrait expliquer à elle-seule que l'on investisse dans des fonds obligataires américains. Cependant, puisque nos résultats ne sont pas significatifs, nous ne pouvons rien conclure sur l'influence de la situation économique sur la performance des fonds.

Dernièrement, nous tenons à exposer certaines avenues de recherche que nous considérons pertinentes suite à l'élaboration de ce mémoire. Tout d'abord, vu notre incapacité de rejeter statistiquement l'hypothèse d'indépendance de la performance quotidienne au cycle économique, il serait pertinent d'étudier cette relation avec d'autres indicateurs de la situation économique (par exemple le niveau des taux d'intérêt) ou avec d'autres méthodologies. De plus, bien que nous ne considérions pas que le biais de survivance lié à nos données ait un effet significatif sur nos conclusions, il serait intéressant de vérifier notre jugement avec une base de données sans biais. Finalement, d'autres actifs, tels que des fonds obligataires canadiens, pourraient servir d'échantillon pour une étude similaire à la nôtre.

8. Annexes

Annexe A : Identification des fonds obligataires corporatifs (F1 à F64) composant l'échantillon

CODE	CUSIP	DEBUT
F1	09192860	19901023
F2	09787310	19741111
F3	13158220	19830422
F4	29992350	19690102
F5	30072250	19890824
F6	30254410	19760607
F7	31420F40	19900301
F8	34990350	19900511
F9	41022310	19740520
F10	41151110	19900628
F11	46128R10	19830304
F12	52490510	19891124
F13	55272P20	19740508
F14	68193766	19890410
F15	81727040	19810427
F16	8318H920	19831014
F17	86291210	19860416
F18	02508210	19920304
F19	17468860	19920903
F20	21047420	19920429
F21	28659710	19921019
F22	31420G40	19920129
F23	36197930	19911001
F24	54348760	19930308
F25	56171750	19920520
F26	62612944	19911211
F27	62612961	19920625
F28	66527868	19930112
F29	69339055	19920128
F30	69339086	19920327
F31	70176920	19930419
F32	71375660	19920603
F33	74679220	19930329
F34	84473420	19930308
F35	00432270	19931210
F36	04071130	19930802
F37	55307810	19940215
F38	57629R85	19941005
F39	62612952	19940708
F40	62612962	19940202

F41	63858277	19940105
F42	66516280	19940406
F43	87592180	19930429
F44	87592188	19930429
F45	00127620	19910905
F46	00796510	19930218
F47	04208677	19940722
F48	30072283	19930604
F49	31591110	19910204
F50	31606960	19930316
F51	31614610	19711104
F52	36158B30	19930604
F53	38113Q88	19930222
F54	44544510	19930615
F55	53127P10	19860707
F56	53127P30	19820310
F57	59090760	19930122
F58	74297110	19900511
F59	76656A50	19920528
F60	88521550	19930408
F61	92112U10	19720502
F62	92193730	19940308
F63	92203188	19931119
F64	92896510	19850510

Annexe B : Identification des fonds obligataires gouvernementaux (F101 à F141) composant l'échantillon

CODE	CUSIP	DEBUT
F101	00142C83	19940222
F102	02508130	19930609
F103	26615540	19931020
F104	29372060	19890607
F105	31614630	19890705
F106	31894125	19920312
F107	54391630	19690102
F108	59020T10	19841004
F109	68193734	19930421
F110	72354010	19890109
F111	78355450	19940418
F112	85791820	19931111
F113	86691850	19931001
F114	92112910	19840614
F115	92112920	19921214
F116	92113F10	19840717
F117	92830F40	19940622
F118	24609420	19851111
F119	31391210	19860722
F120	33937040	19861024
F121	41022310	19740520
F122	46128R30	19861017
F123	55298210	19841011
F124	56062F50	19860815
F125	61696920	19840705
F126	68381010	19850924
F127	74644B10	19850307
F128	74688510	19840726
F129	81633610	19850708
F130	83180020	19850130
F131	92046610	19820126
F132	05527P20	19921104
F133	05561M20	19921216
F134	23320387	19910107
F135	30023768	19930308
F136	76870930	19921016
F137	88889410	19930505
F138	01852886	19930618
F139	69339020	19930909
F140	74926B88	19940613
F141	74972A60	19941028

Annexe C : Mesures de performance à 1 facteur pour les 105 fonds sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.52E-05	2.23	2.58%
RELBG	0.847167	137.42	0.00%
LUNDI	-0.000202	-6.23	0.00%
U(t-1)	0.101159	3.08	0.21%
R ²	94.78%		
R ² ajusté	94.77%		
Statistique F	11501.12		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.87		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.36E-05	2.07	3.80%
RELBG	0.849666	133.83	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	5.540162	5.27	0.00%
RELBG*CLIQID(t-1)	6.328519	3.49	0.05%
RELBG*CRECRSP(t-1)	-0.059711	-0.10	91.73%
LUNDI	-0.000207	-6.57	0.00%
U(t-1)	0.139535	4.55	0.00%
R ²	95.01%		
R ² ajusté	95.00%		
Statistique F	5806.04		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

Annexe D : Mesures de performance à 4 facteurs pour les 105 fonds sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	2.58E-05	1.54	12.34%
RELBG	0.851375	147.45	0.00%
RECRSP	0.012003	6.37	0.00%
LBCORPL-LBGOVL	1.73E-07	0.48	62.91%
LBMBS-US1D(t-1)	5.29E-08	0.51	60.93%
LUNDI	-0.000199	-5.96	0.00%
U(t-1)	0.075781	2.53	1.15%
R ²	95.09%		
R ² ajusté	95.07%		
Statistique F	6100.73		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.88		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	2.56E-05	1.24	21.34%
RELBG	0.850835	120.29	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	3.776630	3.63	0.03%
RELBG*CLIQUID(t-1)	4.576828	2.54	1.09%
RELBG*CRECRSP(t-1)	0.064991	0.09	92.16%
RECRSP	0.010883	7.27	0.00%
RECRSP*CUS3M(t-1)	0.145574	0.34	72.94%
RECRSP*CLIQUID(t-1)	0.304041	0.44	65.72%
RECRSP*CRECRSP(t-1)	0.138597	1.00	31.37%
LBCORPL-LBGOVL	-1.33E-07	-0.33	73.98%
(LBCORPL-LBGOVL)*CUS3M(t-1)	5.18E-05	0.92	35.70%
(LBCORPL-LBGOVL)*CLIQUID(t-1)	0.000119	1.19	23.07%
(LBCORPL-LBGOVL)*CRECRSP(t-1)	8.63E-05	3.47	0.05%
LBMBS-US1D(t-1)	1.25E-07	1.26	20.56%
(LBMBS-US1D(t-1))*CUS3M(t-1)	-2.04E-06	-0.15	87.52%
(LBMBS-US1D(t-1))*CLIQUID(t-1)	-1.54E-05	-0.72	46.92%
(LBMBS-US1D(t-1))*CRECRSP(t-1)	3.78E-06	0.59	55.38%
LUNDI	-0.000213	-6.60	0.00%
U(t-1)	0.115813	3.76	0.02%
R ²	95.26%		
R ² ajusté	95.21%		
Statistique F	2024.84		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

Annexe E : Mesures de performance à 1 facteur pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.25E-05	1.99	4.66%
RELBG	0.827036	133.33	0.00%
LUNDI	-0.000192	-5.98	0.00%
U(t-1)	0.125803	3.82	0.01%
R ²	94.45%		
R ² ajusté	94.44%		
Statistique F	10785.11		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.88		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.51E-05	2.08	3.71%
RELBG	0.829295	129.10	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	3.395207	3.14	0.17%
RELBG*CLIQUID(t-1)	3.173870	1.73	8.34%
RELBG*CRECRSP(t-1)	-0.458601	-0.78	43.12%
LUNDI	-0.000200	-6.24	0.00%
U(t-1)	0.160883	5.29	0.00%
R ²	94.57%		
R ² ajusté	94.55%		
Statistique F	5307.73		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

Annexe F : Mesures de performance à 4 facteurs pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	2.23E-05	1.21	22.47%
RELBG	0.829722	137.08	0.00%
RECRSP	0.006094	3.35	0.08%
LBCORPL-LBGOVL	3.81E-07	0.93	34.74%
LBMBS-US1D(t-1)	8.47E-08	0.78	43.06%
LUNDI	-0.000190	-5.78	0.00%
U(t-1)	0.106881	3.48	0.05%
R ²	94.53%		
R ² ajusté	94.51%		
Statistique F	5450.72		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.88		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	1.62E-05	0.73	46.31%
RELBG	0.829910	116.97	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	2.500144	2.28	2.24%
RELBG*CLIQUID(t-1)	2.328059	1.25	21.02%
RELBG*CRECRSP(t-1)	-0.238371	-0.36	71.15%
RECRSP	0.005228	3.40	0.07%
RECRSP*CUS3M(t-1)	0.052870	0.13	89.40%
RECRSP*CLIQUID(t-1)	0.128707	0.20	83.99%
RECRSP*CRECRSP(t-1)	0.154135	1.10	26.99%
LBCORPL-LBGOVL	1.96E-07	0.44	65.70%
(LBCORPL-LBGOVL)*CUS3M(t-1)	9.13E-05	1.43	15.21%
(LBCORPL-LBGOVL)*CLIQUID(t-1)	0.000163	1.47	14.08%
(LBCORPL-LBGOVL)*CRECRSP(t-1)	5.84E-05	2.05	4.02%
LBMBS-US1D(t-1)	2.05E-07	1.88	5.96%
(LBMBS-US1D(t-1))*CUS3M(t-1)	-1.71E-06	-0.14	88.84%
(LBMBS-US1D(t-1))*CLIQUID(t-1)	-2.18E-05	-1.08	27.93%
(LBMBS-US1D(t-1))*CRECRSP(t-1)	6.90E-06	0.98	32.37%
LUNDI	-0.000208	-6.32	0.00%
U(t-1)	0.146306	4.72	0.00%
R ²	94.66%		
R ² ajusté	94.61%		
Statistique F	1784.68		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

**Annexe G : Mesures de performance à 1 facteur pour les 41 fonds
gouvernementaux sur la période 1995-2002**

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.97E-05	2.09	3.62%
RELBG	0.877815	116.56	0.00%
LUNDI	-0.000218	-5.41	0.00%
U(t-1)	0.064352	2.30	2.12%
R ²	92.64%		
R ² ajusté	92.63%		
Statistique F	7977.12		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.89%		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.13E-05	1.63	10.25%
RELBG	0.881498	117.89	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	8.802780	7.42	0.00%
RELBG*CLIQUE(t-1)	11.14657	5.53	0.00%
RELBG*CRECRSP(t-1)	0.585609	0.84	39.55%
LUNDI	-0.000217	-5.85	0.00%
U(t-1)	0.095260	3.31	0.09%
R ²	93.21%		
R ² ajusté	93.19%		
Statistique F	4181.55		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.96		

Annexe H : Mesures de performance à 4 facteurs pour les 41 fonds gouvernementaux sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.29E-05	1.68	9.16%
RELBG	0.882771	130.16	0.00%
RECRSP	0.020810	9.25	0.00%
LBCORPL-LBGOVL	-1.62E-07	-0.38	69.95%
LBMBS-US1D(t-1)	8.30E-09	0.05	95.48%
LUNDI	-0.000213	-5.29	0.00%
U(t-1)	0.056357	2.07	3.81%
R ²	93.51%		
R ² ajusté	93.49%		
Statistique F	4540.74		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.89%		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	4.09E-05	1.71	8.56%
RELBG	0.881646	107.08	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	5.716075	4.93	0.00%
RELBG*CLIQUID(t-1)	8.045303	4.08	0.00%
RELBG*CRECRSP(t-1)	0.557609	0.71	47.34%
RECRSP	0.019427	11.12	0.00%
RECRSP*CUS3M(t-1)	0.288863	0.58	55.80%
RECRSP*CLIQUID(t-1)	0.577035	0.71	47.51%
RECRSP*CRECRSP(t-1)	0.118174	0.77	43.77%
LBCORPL-LBGOVL	-6.49E-07	-1.46	14.24%
(LBCORPL-LBGOVL)*CUS3M(t-1)	-5.87E-06	-0.09	92.64%
(LBCORPL-LBGOVL)*CLIQUID(t-1)	5.86E-05	0.52	59.89%
(LBCORPL-LBGOVL)*CRECRSP(t-1)	0.000132	4.95	0.00%
LBMBS-US1D(t-1)	1.11E-08	0.09	92.31%
(LBMBS-US1D(t-1))*CUS3M(t-1)	-4.28E-06	-0.22	82.07%
(LBMBS-US1D(t-1))*CLIQUID(t-1)	-9.03E-06	-0.31	75.34%
(LBMBS-US1D(t-1))*CRECRSP(t-1)	-1.07E-06	-0.12	90.08%
LUNDI	-0.000224	-6.00	0.00%
U(t-1)	0.084688	2.97	0.30%
R ²	93.91%		
R ² ajusté	93.85%		
Statistique F	1552.41		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.96		

Annexe I : Distribution des statistiques-t des α sur la période 1995-2002

105 fonds

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\alpha)$	25	25	18	16
$1.28 < t(\alpha) < 1.96$	16	15	15	14
$0 < t(\alpha) < 1.28$	30	29	33	36
$-1.28 < t(\alpha) < 0$	20	21	26	23
$-1.96 < t(\alpha) < -1.28$	4	5	2	4
$t(\alpha) < -1.96$	10	10	11	12

64 fonds corporatifs

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\alpha)$	17	17	9	8
$1.28 < t(\alpha) < 1.96$	8	8	9	8
$0 < t(\alpha) < 1.28$	17	15	18	19
$-1.28 < t(\alpha) < 0$	14	14	19	18
$-1.96 < t(\alpha) < -1.28$	2	4	2	2
$t(\alpha) < -1.96$	6	6	7	9

41 fonds gouvernementaux

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\alpha)$	8	8	9	8
$1.28 < t(\alpha) < 1.96$	8	7	6	6
$0 < t(\alpha) < 1.28$	13	14	15	17
$-1.28 < t(\alpha) < 0$	6	7	7	5
$-1.96 < t(\alpha) < -1.28$	2	1	0	2
$t(\alpha) < -1.96$	4	4	4	3

Annexe J : Persistance des performances lors des sous-périodes 1995-98 et 1999-2002¹³

105 fonds

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
GG	50	51	43	33
GP	18	19	19	12
PG	13	12	18	28
PP	24	23	25	32
(GG*PP)/(GP*PG)	5,13	5,14	3,14	3,14
Statistique Z	3,71	3,67	2,77	2,69

64 fonds corporatifs

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
GG	28	33	23	17
GP	14	14	14	9
PG	6	3	10	17
PP	16	14	17	21
(GG*PP)/(GP*PG)	5,33	11,00	2,79	2,33
Statistique Z	2,89	3,37	1,96	1,61

41 fonds gouvernementaux

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
GG	22	18	20	16
GP	4	5	5	3
PG	7	9	8	11
PP	8	9	8	11
(GG*PP)/(GP*PG)	6,29	3,60	4,00	5,33
Statistique Z	2,45	1,85	1,96	2,20

¹³ * Le terme « Gagnant » caractérise un fonds dont l'alpha est positif lors de la sous-période alors que le terme « Perdant » caractérise un fonds dont l'alpha est négatif lors de la sous-période.

Annexe K : Mesures de performance à 1 facteur et influence du rendement en dividendes pour les 105 fonds sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	4.00E-05	2.05	3.98%
RELBG	0.847200	137.00	0.00%
LUNDI	-0.000201	-6.17	0.00%
TOP	5.69E-05	0.80	42.36%
BOTTOM	-1.83E-05	-0.61	53.61%
U(t-1)	0.100626	3.06	0.22%
R ²	94.78%		
R ² ajusté	94.77%		
Statistique F	6892.05		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.87		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.81E-05	1.92	5.47%
RELBG	0.849684	133.71	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	5.521698	5.22	0.00%
RELBG*CLIQUID(t-1)	6.301150	3.46	0.05%
RELBG*CRECRSP(t-1)	-0.061876	-0.10	91.44%
LUNDI	-0.000207	-6.52	0.00%
TOP	1.21E-05	0.17	85.92%
BOTTOM	-1.17E-05	-0.38	70.28%
U(t-1)	0.139378	4.54	0.00%
R ²	95.01%		
R ² ajusté	94.99%		
Statistique F	4347.46		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

Annexe L : Mesures de performance à 4 facteurs et influence du rendement en dividendes pour les 105 fonds sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	2.85E-05	1.30	19.16%
RELBG	0.851227	147.17	0.00%
RECRSP	0.011997	6.34	0.00%
LBCORPL-LBGOVL	1.03E-07	0.27	78.44%
LBMBS-US1D(t-1)	5.36E-08	0.51	60.52%
LUNDI	-0.000198	-5.90	0.00%
TOP	5.63E-05	0.83	40.29%
BOTTOM	-9.80E-06	-0.32	74.16%
U(t-1)	0.075638	2.52	1.18%
R ²	95.09%		
R ² ajusté	95.07%		
Statistique F	4572.95		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.88		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.26E-05	1.05	28.99%
RELBG	0.850801	120.20	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	3.773397	3.61	0.03%
RELBG*CLIQUID(t-1)	4.576687	2.53	1.12%
RELBG*CRECRSP(t-1)	0.068643	0.10	91.75%
RECRSP	0.010896	7.28	0.00%
RECRSP*CUS3M(t-1)	0.146502	0.34	72.72%
RECRSP*CLIQUID(t-1)	0.306745	0.44	65.44%
RECRSP*CRECRSP(t-1)	0.139280	1.01	31.23%
LBCORPL-LBGOVL	-2.03E-07	-0.45	65.22%
(LBCORPL-LBGOVL)*CUS3M(t-1)	4.07E-05	0.63	52.37%
(LBCORPL-LBGOVL)*CLIQUID(t-1)	0.000106	1.00	31.47%
(LBCORPL-LBGOVL)*CRECRSP(t-1)	8.63E-05	3.48	0.05%
LBMBS-US1D(t-1)	1.26E-07	1.27	20.34%
(LBMBS-US1D(t-1))*CUS3M(t-1)	-1.97E-06	-0.15	87.96%
(LBMBS-US1D(t-1))*CLIQUID(t-1)	-1.53E-05	-0.71	47.37%
(LBMBS-US1D(t-1))*CRECRSP(t-1)	3.82E-06	0.60	54.77%
LUNDI	-0.000213	-6.53	0.00%
TOP	1.62E-05	0.24	80.94%
BOTTOM	-1.15E-05	-0.31	75.19%
U(t-1)	0.115909	3.76	0.02%
R ²	95.26%		
R ² ajusté	95.21%		
Statistique F	1820.54		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

Annexe M : Mesures de performance à 1 facteur et influence du rendement en dividendes pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	4.31E-05	2.06	3.92%
RELBG	0.826980	132.92	0.00%
LUNDI	-0.000190	-5.91	0.00%
TOP	4.53E-05	0.62	53.18%
BOTTOM	-3.18E-05	-1.05	29.36%
U(t-1)	0.124948	3.81	0.01%
R ²	94.45%		
R ² ajusté	94.44%		
Statistique F	6460.02		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.88		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	4.49E-05	2.08	3.68%
RELBG	0.829251	128.79	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	3.371237	3.10	0.20%
RELBG*CLIQUID(t-1)	3.143937	1.70	8.82%
RELBG*CRECRSP(t-1)	-0.453955	-0.78	43.53%
LUNDI	-0.000199	-6.17	0.00%
TOP	3.63E-05	0.47	63.27%
BOTTOM	-2.78E-05	-0.87	38.08%
U(t-1)	0.160360	5.26	0.00%
R ²	94.57%		
R ² ajusté	94.55%		
Statistique F	3975.48		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

Annexe N : Mesures de performance à 4 facteurs et influence du rendement en dividendes pour les 64 fonds corporatifs sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.17E-05	1.28	20.01%
RELBG	0.829548	136.81	0.00%
RECRSP	0.006082	3.34	0.08%
LBCORPL-LBGOVL	2.73E-07	0.63	52.60%
LBMBS-US1D(t-1)	8.31E-08	0.77	44.04%
LUNDI	-0.000189	-5.73	0.00%
TOP	4.19E-05	0.59	55.28%
BOTTOM	-2.36E-05	-0.74	45.63%
U(t-1)	0.106774	3.47	0.05%
R ²	94.53%		
R ² ajusté	94.51%		
Statistique F	4086.14		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.88		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	2.79E-05	0.82	41.23%
RELBG	0.829868	116.86	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	2.495893	2.27	2.33%
RELBG*CLIQUID(t-1)	2.328907	1.24	21.22%
RELBG*CRECRSP(t-1)	-0.232869	-0.36	71.86%
RECRSP	0.005250	3.42	0.06%
RECRSP*CUS3M(t-1)	0.054540	0.13	89.04%
RECRSP*CLIQUID(t-1)	0.133303	0.20	83.41%
RECRSP*CRECRSP(t-1)	0.155233	1.11	26.70%
LBCORPL-LBGOVL	7.95E-08	0.16	87.18%
(LBCORPL-LBGOVL)*CUS3M(t-1)	7.28E-05	0.99	31.82%
(LBCORPL-LBGOVL)*CLIQUID(t-1)	0.000141	1.18	23.60%
(LBCORPL-LBGOVL)*CRECRSP(t-1)	5.83E-05	2.05	4.00%
LBMBS-US1D(t-1)	2.06E-07	1.89	5.87%
(LBMBS-US1D(t-1))*CUS3M(t-1)	-1.60E-06	-0.13	89.52%
(LBMBS-US1D(t-1))*CLIQUID(t-1)	-2.16E-05	-1.07	28.37%
(LBMBS-US1D(t-1))*CRECRSP(t-1)	6.95E-06	1.00	31.64%
LUNDI	-0.000207	-6.27	0.00%
TOP	2.66E-05	0.35	72.48%
BOTTOM	-1.94E-05	-0.50	61.59%
U(t-1)	0.146305	4.71	0.00%
R ²	94.66%		
R ² ajusté	94.60%		
Statistique F	1604.85		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.93		

Annexe O : Mesures de performance à 1 facteur et influence du rendement en dividendes pour les 41 fonds gouvernementaux sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.47E-05	1.52	12.63%
RELBG	0.878015	116.37	0.00%
LUNDI	-0.000218	-5.38	0.00%
TOP	7.96E-05	0.87	38.32%
BOTTOM	4.26E-06	0.11	90.49%
U(t-1)	0.063840	2.28	2.24%
R ²	92.65%		
R ² ajusté	92.63%		
Statistique F	4786.32		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.89		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	2.68E-05	1.17	23.93%
RELBG	0.881693	118.00	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	8.795995	7.41	0.00%
RELBG*CLIQUID(t-1)	11.12583	5.51	0.00%
RELBG*CRECRSP(t-1)	0.570792	0.82	40.87%
LUNDI	-0.000219	-5.84	0.00%
TOP	-2.00E-05	-0.25	79.95%
BOTTOM	1.47E-05	0.40	68.53%
U(t-1)	0.094778	3.29	0.10%
R ²	93.22%		
R ² ajusté	93.19%		
Statistique F	3133.65		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.96		

Annexe P : Mesures de performance à 4 facteurs et influence du rendement en dividendes pour les 41 fonds gouvernementaux sur la période 1995-2002

Inconditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	2.47E-05	1.00	31.59%
RELBG	0.882692	130.14	0.00%
RECRSP	0.020817	9.21	0.00%
LBCORPL-LBGOVL	-1.73E-07	-0.39	69.21%
LBMBS-US1D(t-1)	1.37E-08	0.09	92.57%
LUNDI	-0.000213	-5.25	0.00%
TOP	8.24E-05	0.95	33.88%
BOTTOM	1.21E-05	0.34	72.79%
U(t-1)	0.055557	2.04	4.08%
R ²	93.51%		
R ² ajusté	93.48%		
Statistique F	3404.02		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.89		

Conditionnelle

Variable	Coefficient	Statistique T	Prob.(T)
C	3.96E-05	1.16	24.29%
RELBG	0.881641	107.04	0.00%
RELBG*CUS3M(t-1)	5.713822	4.92	0.00%
RELBG*CLIQUID(t-1)	8.041667	4.07	0.00%
RELBG*CRECRSP(t-1)	0.556686	0.71	47.60%
RECRSP	0.019429	11.13	0.00%
RECRSP*CUS3M(t-1)	0.289390	0.58	55.69%
RECRSP*CLIQUID(t-1)	0.577577	0.71	47.52%
RECRSP*CRECRSP(t-1)	0.118092	0.77	43.95%
LBCORPL-LBGOVL	-6.42E-07	-1.30	19.30%
(LBCORPL-LBGOVL)*CUS3M(t-1)	-5.21E-06	-0.07	94.06%
(LBCORPL-LBGOVL)*CLIQUID(t-1)	5.91E-05	0.51	60.75%
(LBCORPL-LBGOVL)*CRECRSP(t-1)	0.000132	4.94	0.00%
LBMBS-US1D(t-1)	1.14E-08	0.09	92.13%
(LBMBS-US1D(t-1))*CUS3M(t-1)	-4.24E-06	-0.22	82.24%
(LBMBS-US1D(t-1))*CLIQUID(t-1)	-8.97E-06	-0.31	75.51%
(LBMBS-US1D(t-1))*CRECRSP(t-1)	-1.09E-06	-0.12	89.91%
LUNDI	-0.000224	-5.94	0.00%
TOP	4.85E-06	0.06	95.08%
BOTTOM	2.03E-06	0.04	96.11%
U(t-1)	0.084634	2.96	0.30%
R ²	93.91%		
R ² ajusté	93.84%		
Statistique F	1395.63		
Prob.(F)	0.00%		
Durbin-Watson	1.96		

Annexe Q : Distribution des statistiques-t des α avec influence du rendement en dividendes sur la période 1995-2002

105 fonds

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\alpha)$	19	21	14	11
$1.28 < t(\alpha) < 1.96$	16	10	11	12
$0 < t(\alpha) < 1.28$	32	33	37	40
$-1.28 < t(\alpha) < 0$	25	27	30	26
$-1.96 < t(\alpha) < -1.28$	7	5	5	9
$t(\alpha) < -1.96$	6	9	8	7

64 fonds corporatifs

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\alpha)$	13	15	9	7
$1.28 < t(\alpha) < 1.96$	10	6	5	6
$0 < t(\alpha) < 1.28$	17	17	24	23
$-1.28 < t(\alpha) < 0$	17	18	17	17
$-1.96 < t(\alpha) < -1.28$	5	4	5	6
$t(\alpha) < -1.96$	2	4	4	5

41 fonds gouvernementaux

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\alpha)$	6	6	5	4
$1.28 < t(\alpha) < 1.96$	6	4	6	6
$0 < t(\alpha) < 1.28$	15	16	13	17
$-1.28 < t(\alpha) < 0$	8	9	13	9
$-1.96 < t(\alpha) < -1.28$	2	1	0	3
$t(\alpha) < -1.96$	4	5	4	2

**Annexe R : Distribution des statistiques-t des β (bas taux de dividendes)
sur la période 1995-2002**

105 fonds

	1 facteur		4 facteurs	
	Incond.	FS	Incond.	FS
$1.96 < t(\beta)$	0	1	1	3
$1.28 < t(\beta) < 1.96$	6	6	8	5
$0 < t(\beta) < 1.28$	45	48	48	40
$-1.28 < t(\beta) < 0$	42	39	40	48
$-1.96 < t(\beta) < -1.28$	11	9	6	7
$t(\beta) < -1.96$	1	2	2	2

64 fonds corporatifs

	1 facteur		4 facteurs	
	Incond.	FS	Incond.	FS
$1.96 < t(\beta)$	0	0	0	2
$1.28 < t(\beta) < 1.96$	1	2	3	1
$0 < t(\beta) < 1.28$	24	26	28	27
$-1.28 < t(\beta) < 0$	28	25	26	27
$-1.96 < t(\beta) < -1.28$	10	9	5	5
$t(\beta) < -1.96$	1	2	2	2

41 fonds gouvernementaux

	1 facteur		4 facteurs	
	Incond.	FS	Incond.	FS
$1.96 < t(\beta)$	0	1	1	1
$1.28 < t(\beta) < 1.96$	5	4	5	4
$0 < t(\beta) < 1.28$	21	22	20	13
$-1.28 < t(\beta) < 0$	14	14	14	21
$-1.96 < t(\beta) < -1.28$	1	0	1	2
$t(\beta) < -1.96$	0	0	0	0

Annexe S : Distribution des statistiques-t des β (haut taux de dividendes) sur la période 1995-2002

105 fonds

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\beta)$	1	1	0	1
$1.28 < t(\beta) < 1.96$	11	6	12	7
$0 < t(\beta) < 1.28$	54	41	55	41
$-1.28 < t(\beta) < 0$	33	53	33	52
$-1.96 < t(\beta) < -1.28$	5	4	5	4
$t(\beta) < -1.96$	1	0	0	0

64 fonds corporatifs

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\beta)$	0	0	0	0
$1.28 < t(\beta) < 1.96$	9	6	9	7
$0 < t(\beta) < 1.28$	30	30	30	26
$-1.28 < t(\beta) < 0$	20	24	21	27
$-1.96 < t(\beta) < -1.28$	4	4	4	4
$t(\beta) < -1.96$	1	0	0	0

41 fonds gouvernementaux

	1 facteur Incond.	1 facteur FS	4 facteurs Incond.	4 facteurs FS
$1.96 < t(\beta)$	1	1	0	1
$1.28 < t(\beta) < 1.96$	2	0	3	0
$0 < t(\beta) < 1.28$	24	11	25	15
$-1.28 < t(\beta) < 0$	13	29	12	25
$-1.96 < t(\beta) < -1.28$	1	0	1	0
$t(\beta) < -1.96$	0	0	0	0

9. Bibliographie

Livres et articles

Baks, Klaas P., 2003, « On the Performance of Mutual Fund Managers », *Document de travail*, Emory University.

Blake, Christopher R., Edwin J. Elton, Martin J. Gruber, 1993, « The Performance of Bond Mutual Funds », *Journal of Business*, Vol. 66, 371-403.

Blume, Marshall E., Donald B. Keim, Sandeep A. Patel, 1991, « Returns and Volatility of Low-Grade Bonds 1977-1989 », *Journal of Finance*, Vol. 46, 49-74.

Bollen, Nicolas P.B, Jeffrey A. Busse, 2001, « On the Timing Ability of Mutual Fund Managers », *Journal of Finance*, Vol. 56, 1075-1094.

Brown, Stephen J., William N. Goetzmann, 1995, « Performance Persistence », *Journal of Finance*, Vol. 50, 679–698.

Brown, Stephen J., William N. Goetzmann, Roger G. Ibbotson, Stephen A. Ross, 1992, « Survivorship Bias in Performance Studies », *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 553–580.

Brown, Keith, W. V. Harlow, Laura T. Starks, 1996, « Of Tournaments and Temptations : An Analysis of Managerial Incentives in the Mutual Fund Industry », *Journal of Finance*, Vol. 51, 85-110.

Busse, Jeffrey A., 2001, « Another Look at Mutual Fund Tournaments », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 36, 53-73.

Cai, Jun, K.C. Chan, Takeshi Yamada, 1997, « The Performance of Japanese Mutual Funds », *Review of Financial Studies*, Vol. 10, 237-273.

Campbell, John Y., John Ammer, 1993, « What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns », *Journal of Finance*, Vol. 48, 3-37.

Campbell, John Y., Sanford J. Grossman, Jiang Wang, 1993, « Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns », *Quarterly Journal of Economics*, Novembre 1993, 905-939.

Campbell, John Y., Robert J. Shiller, 1998, « Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook », *Journal of Portfolio Management*, Vol. 24, 11-26.

Carhart, Mark M., 1997, « On Persistence in Mutual Fund Performance », *Journal of Finance*, Vol. 52, 57-82.

Carhart, Mark M., Jennifer N. Carpenter, Anthony W. Lynch, David K. Musto, 2002, « Mutual Fund Survivorship », *Review of Financial Studies*, Vol. 15, 1355-1383.

Carpenter, Jennifer N., Anthony W. Lynch, 1999, « Survivorship Bias and Attrition Effects in Measures of Performance Persistence », *Journal of Financial Economics*, Vol. 54, 337-374.

Chang, Eric C., Roger D. Huang, 1990, « Time-Varying Return and Risk in the Corporate Bond Market », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25, 323-340.

Chen, Nai-Fu, Richard Roll, Stephen Ross, 1986, « Economic Forces and the Stock Market », *Journal of Business*, Vol. 59, 383-404.

Chordia, Tarun, Lakshmanan Shivakumar, 2003, « Momentum Business Cycle and Time-Varying Expected Returns », Prochainement dans *Journal of Finance*.

Christensen, Ronald, 1990, « Log-Linear Models », Springer-Verlag.

Christopherson, Jon A., Wayne E. Ferson, Debra A. Glassman, 1998, « Conditioning Manager Alphas on Economic Information : Another Look at the Persistence of Performance », *Review of Financial Studies*, Vol. 11, 111-142.

Cochrane, John, 2001, « Asset Pricing », Princeton University Press.

Coggins, Frank, 2004, « Évaluation de la performance des fonds lorsque les mesures de risque sont conditionnelles à l'information publique », *Thèse de doctorat*, Université Laval.

Conrad, Jennifer, Gautam Kaul, 1988, « Time-Variation in Expected Returns », *Journal of Business*, Vol. 56, 409-425.

Cornell, Bradford., Kevin Green, 1991, « The Investment Performance of Low-Grade Bond Funds », *Journal of Finance*, Vol. 46, 29-48.

Detzler, Miranda Lam, 1999, « The Performance of Global Bond Mutual Funds », *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, 1195-1217.

Dimson, Elroy, Andrew Jackson, 2001, « High-Frequency Performance Monitoring », *Journal of Portfolio Management*, Automne 2001, 1-11.

Droms, William G., David A. Walker, 2004, « Performance Persistence of Fixed Income Mutual Funds », *Document de travail*, Georgetown University.

Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, Christopher R. Blake, 1995, « Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance », *Journal of Finance*, Vol. 50, 1229-1256.

Elton, Edwin J., Martin J. Gruber, Christopher R. Blake, 1996, « The Persistence of Risk-Adjusted Mutual Fund Performance », *Journal of Business*, Vol. 69, 133-157.

Estrella, Arturo, Gikas A. Hardouvelis, 1991, « The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity », *Journal of Finance*, Vol. 46, 555-576.

E-views, 2002, « User's guide », Quantitative Micro Software LLC.

Fabozzi, Frank J., 2000, « Bond Markets, Analysis and Strategies », Prentice Hall.

Fama, Eugene F., 1970, « Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work », *Journal of Finance*, Vol. 25, 383-417.

Fama, Eugene F., Kenneth R. French, 1989, « Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, 23-49.

Fama, Eugene F., Kenneth R. French, 1992, « The Cross Section of Expected Stock Returns », *Journal of Finance*, Vol. 47, 427-467

Fama, Eugene F., Kenneth R. French, 1993, « Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds », *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, 3-56.

Fama, Eugene, James MacBeth, 1973, « Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Test », *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 607-636.

Ferson, Wayne E., 2003, « Tests of Multifactor Pricing Models, Volatility Bounds and Portfolio Performance », *Document de travail*, National Bureau of Economic Research.

Ferson, Wayne E., Campbell R. Harvey, 1991, « The Variation of Economic Risk Premiums », *Journal of Political Economy*, Vol. 99, 385-415.

Ferson, Wayne E., Campbell R. Harvey, 1993, « Explaining the Predictability of Asset Returns », *Research in Finance*, Vol. 11, 65-106.

Ferson, Wayne E., Campbell R. Harvey, 1999, « Conditioning Variables and the Cross Section of Stock Returns », *Journal of Finance*, Vol. 54, 1325-1360.

Ferson, Wayne E., Shmuel A. Kandel, Robert F. Stambaugh, 1987, « Tests of Asset Pricing with Time-Varying Expected Risk Premiums and Market Betas », *Journal of Finance*, Vol. 62, 201-220

Ferson, Wayne E., Darren Kisgen, Tyler Henry, 2003, « Evaluating Fixed Income Fund Performance with Stochastic Discount Factors », *Document de travail*, Washington University.

Ferson, Wayne E., Rudi W. Schadt, 1996, « Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions », *Journal of Finance*, Vol. 51, 425-461.

Ferson, Wayne E., Sergei Sarkissian, Timothy T. Simin, 2002, « Spurious Regressions in Financial Economics? », Prochainement dans *Journal of Finance*.

Ferson, Wayne E., Vincent Warther, 1996, « Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market », *Financial Analysts Journal*, Novembre/Décembre 1996, 20-28.

French, Kenneth, 1980, « Stock Returns and the Weekend Effect », *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 55-70.

Gallagher, David R., Elvis Jarnecic, 2002, « The Performance of Active Australian Bond Funds », *Australian Journal of Management*, Vol. 27, 163-186.

Gibbons, Michael R., Patrick Hess, 1981, « Day of the Week Effects and Asset Returns », *Journal of Business*, Vol. 54, 579-596.

Grinblatt, Mark, Sheridan Titman, 1992, « The Persistence of Mutual Fund Performance », *Journal of Finance*, Vol. 47, 1977-1984.

Grossman, Sanford, Joseph Stiglitz, 1980, « On the Impossibility of Informationally Efficient Markets », *American Economic Review*, Vol. 70, 393-408.

Hansen, Lars P., 1982, « Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments Estimators », *Econometrica*, Vol. 50, 1029-1054.

Harvey, Campbell R., Roger D. Huang, 1993, « Public Information and Fixed Income Volatility », *Document de travail*, Duke University.

Hendricks, Darryll, Jayendu Patel, Richard Zeckhauser, 1993, « Hot Hands in Mutual Funds: Short Run Persistence of Relative Performance, 1974–1988 », *Journal of Finance*, Vol. 48, 93–130.

Hottinga, Jouke, Erik. van Leeuwen, Judith van Ijserloo, 2001, « Successful Factors to Select Outperforming Corporate Bonds », *Journal of Portfolio Management*, Vol. 28, 88-101.

Hu, Fan, Alastair R. Hall, Campbell R. Harvey, 2000, « Promotion or Demotion? An Empirical Investigation of the Determinants of Top Mutual Fund Manager Change », *Document de travail*, Duke University.

Ibbotson, Roger G., Amita K. Patel, 2002, « Do Winners Repeat with Style? », *Document de travail*, Yale International Center for Finance.

Ilmanen, Antti, 1995, « Time-Varying Expected Returns in International Bond Markets », *Journal of Finance*, Vol. 50, 481-506.

Jagannathan, Ravi, Zhenyu Wang, 1996, « The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns », *Journal of Finance*, Vol. 51, 3-53

Jegadeesh, Narasimhan, Sheridan Titman, 1993, « Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency », *Journal of Finance*, Vol. 48, 65-91.

Jensen, Michael C., 1968, « The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964 », *Journal of Finance*, Vol. 23, 389-416.

Kahn, Ronald N., 1991, « Bond Performance Analysis: A Multi-Factor Approach », *Journal of Portfolio Management*, Vol. 18, 40-47.

Keim, Donald B., Roger F. Stambaugh, 1986, « Predicting Returns in the Stock and Bond Markets », *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, 357-390.

Khorana, Ajay, 1996, « Top Management Turnover: An Empirical Investigation of Mutual Fund Managers », *Journal of Financial Economics*, Vol. 40, 403-427.

Knez, Peter J., Robert Litterman, José Scheinkman, 1994, « Explorations into Factors Explaining Money Market Returns », *Journal of Finance*, Vol. 49, 1861-1882.

Kosowski, Robert, 2001, « Do Mutual Funds Perform When It Matters Most to Investors? US Mutual Fund Performance and Risk in Recessions and Booms 1962-1994 », *Document de travail*, London School of Economics.

Kothari, S. P., Jerold B. Warner, 2001, « Evaluating Mutual Fund Performance », *Journal of Finance*, Vol. 56, 1985-2010.

Kryzanowski, Lawrence, Simon Lalancette, Minh Chau To, 1997, « Performance Attribution using an APT with Prespecified Macrofactors and Time-Varying Risk Premia and Betas », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 32, 205-234.

Lekkos, Ilias, Costas Milas, 2001, « The Predictability of Excess Returns on UK Bonds: A Non-Linear Approach », *Document de travail*, Brunel University.

Li, Lingfeng, 2002, « Macroeconomic Factors and the Correlation of Stock and Bond Returns », *Document de travail*, Yale International Center for Finance.

Lo, Andrew W., A. Craig MacKinlay, 1988, « Stock Prices Do Not Follow Random Walks : Evidence for a Simple Specification Test », *Review of Financial Studies*, Vol. 1, 41-66.

Lynch, Anthony W., Jessica Wachter, Walter Boudry, 2002, « Does Mutual Fund Performance Vary over the Business Cycle? », *Document de travail*, New York University.

Maxwell, William F., 1998, « The January Effect in the Corporate Bond Market: A Systematic Examination », *Financial Management*, Vol. 27, 18-30.

Merton, Robert C., Roy D. Henriksson, 1981, « On Market Timing and Investment Performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills », *Journal of Business*, Vol. 54, 513-534.

Morey, Matthew R., Edward S. O'Neal, 2002, « Window Dressing in Bond Mutual Funds », *Document de travail*, Social Science Research Network.

Moskowitz, Tobias J., 2000, « Discussion: Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transaction Costs, and Expenses », *Journal of Finance*, Vol. 45, 1655-1703.

Peterson, James D., Paul A. Pietranico, Mark W. Riepe, Fran Xu, 2002, « Explaining After-Tax Mutual Fund Performance », *Financial Analyst Journal*, Janvier/Février 2002, 75-86.

Rapach, David E., Mark E. Wohar, 2002, « Financial Variables and the Predictability of Stock and Bond Returns: An Out-of-Sample Analysis », *Document de travail*.

Roll, Richard, 1977, « A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests », *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, 126-176.

Roll, Richard, 1988, « R^2 », *Journal of Finance*, Vol. 43, 541-566.

Shanken, Jay, 1992, « On the Estimation of Beta Pricing Models », *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 1-34

Sharpe, William F., 1964, « Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *Journal of Finance*, Vol. 19, 425-442.

Shields, William S., Roger M. Heeler, 1979, « Analysis of Contingency Tables with Sparse Values », *Journal of Marketing Research*, Vol. 16, 382-386.

Shin, Hyun S., 2001, « Disclosures and Asset Prices », *Document de travail*, London School of Economics.

Silva, Florinda Conceição Cerejeira Campos da, Maria do Céu Cortez, Manuel José da Rocha Armada, 2002, « Conditioning Information and European Bond Fund Performance », Prochainement dans, *European Financial Management*.

Spiegel, Matthew, Harry Mamaysky, Hong Zhang, 2003, « Estimating the Dynamics of Mutual Fund Alphas and Betas », *Document de travail*, Yale International Center for Finance.

Sun, Quian, Wilson Tong, 2002, « Another New Look on the Monday Effect », *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 29, 1123-1147.

Sundaresan, Suresh, 2002, « Fixed Income Markets and Their Derivatives », South-Western College Publishing.

Treynor, Jack, Kay K. Mazuy, 1966, « Can Mutual Funds Outguess the Market ? », *Harvard Business Review*, Vol. 44, 131-136.

Wermers, Russ, 1997, « Momentum Investment Strategies of Mutual Funds, Performance Persistence, and Survivorship Bias », *Document de travail*, University of Colorado at Boulder.

White, Halbert, 1980, « A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity », *Econometrica*, Vol. 48, 817-838.

Site Internet

The Bond Market Association, www.bondmarkets.com.