

PERFORMANCE JOURNALIÈRE DES FONDS D'OBLIGATIONS SOUS CHOCS INFORMATIFS

Vincent Glode¹

Programme doctoral, Carnegie-Mellon University

Résumé. L'auteur innove en mesurant au quotidien la performance de 105 fonds obligataires américains de la période 1995-2002. Ses objectifs sont d'établir: (1) si, durant les 8 années étudiées, la gestion sous chocs informatifs quotidiens des fonds aurait pu dégager un surcroît de rendement significatif par rapport aux fonds indiciels de référence; et (2) si les fonds plus (moins) performants des 4 premières années ont connu dans les 4 dernières une persistance significative de leur supériorité (infériorité). Il résume les écrits importants sur la performance des titres et fonds obligataires. Ses mesures inconditionnelles de performance tiennent compte de 1 ou 4 facteurs de marché, de l'effet boursier du lundi et de l'autocorrélation typique des données journalières. Par prudence, il ajoute 3 variables d'information et obtient des mesures conditionnelles de performance (MCP). En réalisant son objectif (1), il trouve partout un surcroît de rendement mais celui-ci n'est significatif que pour les mesures à un facteur; l'effet lundi est partout négatif et significatif; l'autocorrélation est partout positive et significative; la MCP à 4 facteurs, donc la plus prudente de ses mesures, est la plus près de zéro comme le veut l'hypothèse d'efficience des marchés. En réalisant son objectif (2), il trouve que, même avec sa MCP la plus prudente, la supériorité (l'infériorité) de performance des fonds en première sous-période tend à persister significativement dans la deuxième.

1 L'auteur est étudiant au doctorat en finance à Carnegie-Mellon University. Son article emprunte à son mémoire de Maîtrise (Glode, 2004) et aux résultats d'une recherche subventionnée. Il remercie, en ordre alphabétique, Gilles Bernier, Frank Coggins, Michel Laberge et Patrick Savaria. Il est redevable à un lecteur de Finéco pour ses suggestions et au professeur Guy Charest pour son appui éditorial. L'auteur reconnaît le support financier de l'Institut de Finance Mathématique de Montréal, du Fonds Banque Royale, du Fonds Jean-Paul Tardif et du Département Finance-Assurance de la Faculté des Sciences de l'Administration de l'Université Laval. On peut le joindre via vglode@andrew.cmu.edu, 412-268-3681 ou 418-831-7170.

I. INTRODUCTION

Notre recherche s'est faite au bénéfice du Ministère des finances du Québec qui désirait établir le potentiel et les caractéristiques des mesures conditionnelles de performance en contexte d'application aux portefeuilles obligataires. Pour notre part, ayant accès à des données journalières récentes, il nous est apparu opportun d'axer notre démarche sur la réponse à la question suivante: aurait-on pu, en gérant sous chocs informatifs quotidiens 105 fonds obligataires américains représentatifs de la période 1995-2002, dégager un surcroît persistant de rendement? Plus techniquement, estime-t-on qu'il y a eu performance anormale pour lesdits fonds, avec quelle persistance pour les gagnants et perdants, d'une sous-période à l'autre?

Notons que l'importance énorme de la dette et des fonds obligataires sous gestion justifie d'emblée notre étude de performance. Selon la Bond Market Association (www.bondmarket.com), l'encours de la dette (privée et publique en milliards de \$US: G) aurait crû à près de 9% l'an, de 4 588 G en 1985 à 22 400 G en début de 2004. Que nous sachions, notre étude renferme les premiers tests avec des données journalières. Elle s'inscrit, par ailleurs, dans le sillage d'études de plus en plus nombreuses et pointues sur les obligations (américaines surtout), dont notre tableau 1 donne un aperçu.

Rappelons aussi que dans le domaine étudié les écarts de la performance attendue se mesurent par les alphas (α), ou constantes de régressions selon les modèles tant classiques que conditionnels à la Ferson et Schadt (1996). Ces derniers tiennent compte des chocs informatifs aptes à influencer les portefeuillistes. Nous verrons qu'avec des mesures conditionnelles, plutôt que classiques, les écarts de performance deviennent moins forts et l'hypothèse d'efficience des marchés s'en trouve moins contredite. Il faut s'y attendre un peu puisque l'effet d'incorporer les chocs informatifs dans le rendement attendu devrait logiquement alléger le contenu de l'alpha. Quant à notre mesure Z de persistance de surperformance empruntée à Brown et Goetzmann (1995), elle nous a permis d'établir une tendance significative pour les gagnants G (les fonds à α positif) ou perdants P (à α négatif) à demeurer des G ou P d'une sous-période (1995-1998) à l'autre (1999-2002). Il s'avère que, pour notre échantillon global de 105 fonds, la statistique Z en cause est significative, ce qui indique de la surperformance persistante. Toutefois, la signification de la persistance s'atténue au niveau des sous-échantillons de fonds (corporatifs ou gouvernementaux), au point de disparaître pour les fonds corporatifs lorsque les α sont mesurés avec notre modèle conditionnel le plus prudent. La prudence s'impose d'autant plus que les fonds étudiés souffrent d'un biais de survivance au moins léger.

Ci-dessous, nous synthétisons d'abord (section II) les écrits qui traitent des facteurs explicatifs du rendement obligataire et des mesures de performance tant classiques que conditionnelles. Nous présentons (en III) notre échantillon, suivi (en IV) de nos mesures de performance. La section V est consacrée à nos mesures de persistance. Nous concluons à la section VI.

II. ÉCRITS INTÉRESSANTS

a. Écrits d'intérêt général

Notre intérêt pour divers écrits empiriques récents (1990-2002) sur le marché obligataire vient de la justification générale qu'on y trouve pour les types de facteurs de marché et variables d'information nécessaires à notre étude de la performance obligataire américaine. Le tableau 1 les aligne par niveau étudié (titres: pan A; fonds: pan B) avec pour chacun quelques mots sur leur finalité et les résultats obtenus. Élaborons un peu.

Au pan A, on y voit que, pour mesurer la performance obligataire conditionnelle, Chang et Huang (1990) justifient la prise en compte des chocs informatifs que subit la courbe des taux d'intérêt. Également, la prime de crédit leur semble importante, un résultat qu'on retrouve chez Rapach et Wohar (2002), entre autres. Chang et Huang prennent aussi la précaution d'incorporer l'effet Janvier à leur modèle. Chez Campbell et Ammer (1993), l'inflation pèse lourd comme facteur de marché agissant sur le rendement obligataire, la prime d'échéance étant le facteur qui ressort chez Lekkos et Milas (2002), tandis que Li (2002) relie plusieurs facteurs aux corrélations (d'environ 0,25) entre indices d'obligations et d'actions.

Quant au pan B du tableau 1, il révèle quelques résultats notables des années 90 sur la performance des fonds obligataires. On y note que, selon Cornell et Green (1991), les fonds d'obligations plus risquées, dites à haut rendement, ont une performance tributaire avant tout du mouvement boursier, un résultat attendu vu l'insécurité de rendement commune aux deux types de titres. On ne s'étonne pas non plus que la performance des fonds obligataires en général covarie significativement tant avec l'indice obligataire à haut rendement (Blake et al., 1993) qu'avec l'indice boursier et d'autres facteurs, dont les primes d'échéance et de crédit (Elton et al., 1995).

Au total, le constat s'impose que la performance obligataire est surtout tributaire de facteurs de marché (exprimés sous forme de diverses primes) et des chocs subis par la courbe des taux d'intérêt. Ce constat se reflète dans les mesures de performance obligataire adoptées plus loin. À noter que dans son ouvrage référé-

rentiel sur les marchés obligataires, Fabozzi (2000) relève encore plus de facteurs que nous, y compris les facteurs liquidité et fiscalité. Mais notre propre relevé englobe les plus influents à nos yeux.

TABLEAU 1
Résultats empiriques sur le rendement des titres (A) et fonds obligataires (B)

N.B.: Ci-dessous, CD: certificat de dépôt; PC: papier commercial; BT: bon du Trésor; *Courbe des taux*: structure à terme des taux d'intérêt; *Prime de crédit* pour prime liée au risque de crédit; *Prime d'échéance*, ou prime au long terme, accordée pour détenir des titres U.S. à 10 ans plutôt qu'à 3 mois; *Obligations U.S.* pour obligations du Trésor U.S.

Pan	Auteur(s)/Objectif(s)	Facteurs (indices)/ Variables	Résultats	Variables notables
A	<i>Chang et Huang (1990)</i> . Prédire la performance conditionnelle d'obligations corporatives.	4 variables informatives de l'évolution de la courbe des taux, la prime de crédit et l'effet Janvier.	Bon pouvoir prédictif du modèle. Variables influentes: prime de crédit, prime boursière antérieure d'un mois.	Variables d'information décrivant la courbe des taux et prime de crédit.
	<i>Campbell et Ammer (1993)</i> . Décomposer la performance des obligations et actions en fonction d'influences fondamentales.	Variations dans les prédictions d'inflation, des taux d'intérêt et de la prime obligataire.	Obligations à rendement moins prévisible qu'actions. Influence de l'inflation sur le rendement obligataire.	Inflation.
	<i>Lekkos et Milas (2001)</i> . Décrire l'influence de facteurs économiques sur les obligations à escompte du Royaume-Uni.	Prime d'échéance, pente de la courbe des taux, rendement en dividende et prime de rendement de l'indice boursier.	Pente de la courbe influe lors de récessions et pareillement pour la prime boursière en période de croissance.	Rendement boursier et prime d'échéance.
	<i>Rapach et Wohar (2002)</i> . Évaluer si variables financières aident à prédire le rendement obligataire corporatif.	Prime d'échéance et prime de crédit.	Seule la prime de crédit est significative.	Prime de crédit.
	<i>Li (2002)</i> . Étudier corrélations entre rendements boursiers et obligataires.	Facteurs macro.	Corrélations d'environ 0,25.	Indice boursier.
B	<i>Cornell et Green (1991)</i> . Évaluer la performance de fonds d'obligations à haut rendement.	Rendements sur obligations U.S. et indice boursier pour mois t-1, t et t+1.	Le prix des actions aurait la plus grande influence.	Indice boursier.
	<i>Blake et al. (1993)</i> . Évaluer la performance des portefeuilles obligataires américains.	Indice de fonds obligataires, d'obligations à haut rendement, d'obligations U.S., etc.	Sous-performance, sans persistance, des fonds. $R^2 > 0,70$. Indices à haut rendement importants.	Indice des hauts rendements obligataires.
	<i>Elton et al. (1995)</i> . Cerner l'importance des variables macro sur la performance des fonds obligataires.	Primes indiciaires (obligataire et boursière), prime de crédit, performance de l'économie, etc.	Grande influence des facteurs macro et indiciaires sur le rendement des fonds obligataires.	Indice boursier, indice obligataire, primes de crédit et d'échéance.
	N.B.: L'étude-phare de Ferson et Schadt (1996) est traitée à part dans notre texte, de même que deux études similaires à la nôtre, l'une européenne (Silva et al., 2003), l'autre australienne (Gallagher et Jarnevic, 2002). Voir aussi l'ouvrage synthétique de Fabozzi (2000).			

b. L'étude référentielle de F&S

Ferson et Schadt (1996, F&S) sont la référence en méthodologie et interprétation de performance des fonds communs de placement, qu'ils soient d'actions ou d'obligations. Ils justifient et définissent avec autorité des mesures conditionnelles de performance (MCP) sous gestion active. Pour l'essentiel, comme l'on gère d'ordinaire un fonds en réaction à divers chocs informatifs et mouvements dans les marchés, sa performance attendue, donc référentielle, en est conditionnée. Il s'ensuit que tout surcroît ou déficit de performance, capté par la constante alpha (α) d'une régression appropriée, doit s'établir par rapport à une MCP, et non pas selon une mesure inconditionnelle qui débouche, par exemple, sur l' α classique de Jensen.

F&S disposent de données mensuelles pour 67 fonds (essentiellement d'actions) ayant survécu à la période 1968-90. Ils utilisent des modèles de type monofactoriel ou du genre APT à 4 facteurs dont 2 boursiers et 2 obligataires: indices liés aux grosses (S&P500) et petites capitalisations et indices d'obligations de 1^{ère} classe (Trésor U.S. à 20 ans) et de dernière classe corporative admissible, dite à haut rendement. Pour rendre leurs modèles conditionnels et obtenir des MCP, ils justifient la prise en compte de diverses informations disponible à t-1 pour tout mois t donné. Il s'agit de l'information qu'apportent les chocs informatifs² inhérents aux changements mensuels observés dans le rendement annualisé des bons du Trésor à 30 jours, le rendement indiciaire CRSP en dividendes, la prime d'échéance³, la prime de crédit (l'écart de rendement entre dettes BAA et AAA), en plus d'une variable binaire de contrôle pour l'effet Janvier. Leurs résultats veulent que: (1) l'exposition au risque des fonds change selon l'information prise en compte; et (2) les MCP diffèrent significativement des mesures inconditionnelles classiques.

F&S estiment que la teneur négative de leurs mesures classiques laisse faussement à penser que les fonds sont remaniés inopportunément, donc à contre-temps, au fil des mois. Cette image de portefeuillistes, sans flair sélectif et incapables de l'opportunisme marchand (ou *market timing*) attendu d'une gestion active, disparaît avec des MCP, puisque celles-ci tiennent notamment compte de la

2 À noter que le choc informatif peut aussi se définir par rapport à une moyenne observée (ce que nous faisons plus loin) plutôt que par la différence entre deux niveaux récents, comme le font F&S. Sur les mesures de performance conditionnelles à l'information, lire la thèse doctorale, en français, de Coggins (2004).

3 La prime d'échéance (dite aussi *term spread* ou prime au long terme) se mesure par l'écart entre le rendement des "Trésor U.S. à 10 ans" et celui des "Trésor à 3 mois". Elle approxime la pente de la courbe des taux au-delà du très court terme.

covariance négative observée entre l'exposition au risque des fonds et l'état du marché: on hausse (ou baisse) l'exposition selon que la prime de risque s'avère faible (ou élevée). Les α près de zéro pour les MCP indiqueraient donc que le flair sélectif et l'opportunisme marchand des portefeuillistes seraient répandus au point d'entrer dans la norme, comme le veut d'ailleurs l'efficience des marchés. Des α significativement positifs seraient du même coup exceptionnels, sans influence sur l'équilibre des marchés et plus éphémères que persistants.

c. Études récentes apparentées

Même si nous étudions les fonds obligataires plutôt que d'actions comme F&S, leur méthodologie demeure référentielle pour nous. Également pertinentes pour nous sont les études récentes similaires à la nôtre, dont celles de Silva et al. (2003) et de Gallagher et Jarvenic (2003).

Silva et al. étudient, avec des données mensuelles, la performance de fonds obligataires européens. Ils partagent avec F&S quelques variables (prime d'échéance et effet Janvier) et une teneur semblable dans leurs résultats: des α négatifs avec des mesures classiques et des α moins négatifs avec des MCP à 3 facteurs, ce qui s'accorde aussi aux résultats inédits de Ferson et al. (2003).

Par ailleurs, Gallagher et Jarvenic s'inspirent aussi de F&S pour étudier la performance de fonds obligataires australiens durant la décennie 90. Tout comme F&S et Silva et al., ils constatent que les α conditionnels sont plus près de zéro, comme le veut l'hypothèse d'efficience des marchés.

. . .

En résumé, nous trouvons dans les écrits ci-dessus de quoi justifier l'essentiel des régressions nécessaires à nos propres mesures de performance. Par ailleurs, la fréquence de nos mesures justifie un contrôle pour l'effet Jour (Lundi) plutôt que l'effet Mois (Janvier) et l'autocorrélation typique des rendements journaliers. Précisons tout cela après la caractérisation sommaire de notre échantillon.

III. L'ÉCHANTILLON

Notre échantillon englobe 105 fonds obligataires américains avec données nécessaires complètes, dont 64 corporatifs et 41 gouvernementaux. Ils ont tous survécu aux 8 années étudiées (1995-2002). En début d'étude (1.1.95), leur âge moyen global se situe à 5,7 ans, contre 5,5 pour les corporatifs et 6,1 pour les gouvernementaux. La moyenne globale de 5,7 ans cache la répartition suivante: 66 fonds nés entre 90 et 94 ont environ 2 ans comme âge moyen au 1.1.95; 30 autres, âgés

d'environ 9 ans, sont issus de la décennie 80; et les 9 plus vieux (22 ans d'âge moyen) remontent à la période 1969-79. On suppose que les fonds naissent à mi-année. Les sous-échantillons mentionnés ne diffèrent pas sensiblement dans leurs âges moyens par période d'origine. En ajoutant les 8 années étudiées, on obtient près de 14 ans comme période de survivance moyenne pour l'échantillon global en fin d'étude (31.12.02).

Notre échantillon souffre forcément d'un biais de survivance, de sorte que toute estimation positive (négative) en découlant devrait l'être moins (plus). Tout biais pareil a de quoi inquiéter (Carhart et al., 2002) mais nous n'en faisons pas cas pour plusieurs bonnes raisons: le fardeau d'en traiter dépasse le gain espéré d'un biais amoindri; et d'autant plus que les fonds obligataires en souffriraient moins que les fonds d'actions (Blake et al., 1993). Même F&S n'en font pas cas dans leur étude exemplaire de la performance des fonds d'actions, ceux-ci ayant survécu au minimum aux 22 années étudiées (1968-90). Il reste néanmoins à interpréter nos résultats avec plus de prudence qu'autrement.

À la base, nous avons puisé à la source FTID (Financial Times Interactive Data) en nous limitant aux 105 fonds obligataires américains que nous avons isolés via le fichier Morningstar, tout en excluant les fonds d'obligations à court terme. Leur liste (par catégorie, avec CUSIP et date de lancement) est disponible sur demande.

IV. MESURES DE PERFORMANCE

a. Les modèles de régression

Nous avons puisé dans les écrits recensés ci-dessus (en particulier chez F&S) avant d'adopter, avec les précautions qu'imposent nos données journalières, les régressions aptes à capter, via leur constante α , l'anormalité du rendement des fonds étudiés. Vu sa transposition facile à nos variantes plus simples, qu'il nous suffise ici de présenter notre équation 1, soit la plus complexe. Elle donne la mesure conditionnelle de performance (MCP) exigeant 4 facteurs explicatifs, 3 variables d'information, et contrôle tant pour l'effet Jour (Lundi) que pour celui de l'autocorrélation typique des séries journalières. Si par prime on signifie déviation observée entre taux réalisé en fin de jour t et taux sûr promis à $t-1$ ($=R_{f,t-1}$), l'équation s'exprime en mots par:

$$\left(\begin{array}{c} \text{Prime} \\ \text{du} \\ \text{fonds } i \\ \text{au} \\ \text{jour } t \end{array} \right) = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_{ij} \left(\begin{array}{c} \text{Facteur} \\ \text{ou prime} \\ \text{de} \\ \text{marché} \\ j \text{ à } t \end{array} \right) + \sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^3 \beta_{ijk} \left[\left(\begin{array}{c} \text{Prime} \\ \text{de} \\ \text{marché} \\ j \text{ à } t \end{array} \right) \left(\begin{array}{c} \text{Choc in-} \\ \text{formatif} \\ k \\ \text{à } t-1 \end{array} \right) \right] + \lambda_i \left(\begin{array}{c} \text{Varia-} \\ \text{ble de} \\ \text{l'effet} \\ \text{Lundi} \end{array} \right) + \rho_i \left(\begin{array}{c} \text{Erreur} \\ \text{auto-} \\ \text{corrée} \\ \text{lée à} \\ t-1 \end{array} \right) + \left(\begin{array}{c} \text{Erreur} \\ \text{rés-} \\ \text{duelle} \\ \text{à} \\ t \end{array} \right)$$

ou, symboliquement, pour tout fonds i , par:

$$P_t = \alpha + \sum_{j=1}^4 \beta_j M_{jt} + \sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^3 \beta_{jk} (M_{jt} \times C_{k,t-1}) + \lambda L_t + \rho U_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

les définitions et mesures étant précisées dans l'encadré 1.

Comme chez F&S, les β conditionnels sont des fonctions linéaires des chocs informatifs C , et la *dépendance informative* fait varier l'estimation de l'exposition globale du fonds aux divers risques de marché en cause. Les chocs informatifs sont choisis via 6 régressions où chacune établit si l'évolution d'une prime indiciaire donnée, parmi les 6 que suggèrent les écrits, est sensible à l'évolution du même ensemble de chocs, compte tenu de l'effet Jour ($L = 1$ pour lundi, sinon 0) et de l'autocorrélation. La procédure et les résultats (à l'annexe A) justifient la rétention des chocs $C1$, $C2$ et $C3$, d'où leur insertion dans l'équation (1).

ENCADRÉ 1 Précisions sur l'équation (1)	
P_t	Prime de rendement observé pour le fonds au jour $t = R_t - f$. (Partout sous-entendre fonds i).
R_t	Rendement du jour t pour le fonds.
$R(f,t-1) = f$	Le taux sûr quotidien disponible à $t-1$, sur les bons du Trésor U.S. à court terme.
$M1 = M1_t$	Prime obligataire au jour $t = R(\text{LBGC}) - f$. Il s'agit de notre facteur no 1, celui qui demeure dans l'équation à 1 indice.
$R(\text{LBGC})_t$	Rendement indiciaire journalier des obligations selon la maison Lehman Brothers (LB) appelé LB U.S. Government/Credit Index. Blake et al. (1993) l'utilisent aussi et trouvent leurs résultats empiriques peu sensibles à d'autres indices possibles.
$M2 = M2_t$	Prime boursière classique = $R(\text{CRSP}) - f$ d'après l'indice quotidien valopondéré du Center for Research on Security Prices. C'est notre 2e facteur de marché. À noter que son niveau antérieur entre dans le calcul du choc informatif $C3$.
$M3 = M3_t$	Prime de crédit = $R(\text{LB Corp}) - R(\text{LB Gov}) = \text{Écart dans les rendements indiciaires quotidiens des obligations corporatives et gouvernementales, selon la maison LB. C'est notre 3e facteur de marché.}$
$M4 = M4_t$	Prime hypothécaire = $R(\text{LB MBS}) - f = \text{Prime révélée par l'indice LB de fonds adossés aux titres hypothécaires (appelé LB Fixed Mortgage Backed Securities Index). C'est notre 4e facteur de marché.}$
$C1 = C1_{t-1}$	Choc informatif no 1 mesuré à $t-1$ dans le taux d'intérêt U.S. à 3 mois ou prime du court terme = Taux - Taux moyen. NB: C'est la prise en compte de tels chocs qui rend l'équation (1) conditionnelle.
$C2 = C2_{t-1}$	Choc no 2, dans la prime de liquidité ou prime au long terme à $t-1 = (\text{Taux U.S. à 10 ans} - \text{Taux à 1 an}) - \text{Prime moyenne.}$
$C3 = C3_{t-1}$	Choc no 3 dans la prime boursière classique = $M2_{t-1} - \text{Prime moyenne.}$
L_t	Variable binaire pour l'effet Jour (Lundi = 1, 0 autrement).
$U = U_{t-1}$	Vu l'autocorrélation des données quotidiennes, nous avons pris la précaution minimale de décomposer autorégressivement l'erreur courante comme suit: $U(t) = \rho U(t-1) + \varepsilon(t)$. D'où l'insertion de U dans l'équation (1).

Rappelons que les MCP donnent, par *design* même, de plus justes estimations de performance que les mesures inconditionnelles. Leur fréquence journalière permet plus de précision dans l'analyse, notamment de l'opportunisme marchand (Bollen et Busse, 2001; Dimson et Jackson, 2001). Par ailleurs, le contrôle de l'effet Jour (Lundi = 1; 0 autrement) va de soi, vu les résultats de nombreuses études (Mathieu et Paquette, 1997; Sun et Tong, 2002; etc.) et la singularité du rendement du lundi qui, dans les fichiers de données, couvre 72h (de 16h vendredi à 16h lundi) plutôt que 24. Également, le contrôle pour l'autocorrélation dans les mesures journalières est classique. Ajoutons que nos résultats ont subi la correction de White (1980), vu l'hétérovariance trouvée dans nos régressions ordinaires originales.

b. Introduction aux résultats sur la performance

Pour respecter notre objectif (1), nous devons répondre à la question qui suit. La gestion, sous chocs informatifs quotidiens, de fonds obligataires américains, entre 1995 et 2002, aurait-elle pu générer des surcroûts de rendement? Plus techniquement, nos régressions révèlent-elles des α positifs significatifs? Or, l'on peut avancer, comme réponse générale nuancable, que l' α moyen annualisé (de l'ordre de 0,6%), obtenu en toute prudence, pour nos 105 fonds s'avère positif certes, mais non significatif, comme le veut d'ailleurs l'hypothèse d'efficience des marchés. Il aurait fallu observer une fraction plus forte de fonds surperformants pour que cet α dépasse suffisamment zéro et devienne significatif au seuil classique de 5%.

Le tableau 2 contient nos résultats-clés. Son pan A réunit les α moyens de nos régressions. Au pan B, on peut voir avec quelle fréquence les α particuliers affichent des statistiques t de diverses significations. La fraction la plus critique pour nos fins est celle des α significativement positifs ($t > 1,96$). Le tableau 3 détaille nos mesures de performance pour notre échantillon global de 105 fonds. Le tableau 4 les détaille pour les sous-échantillons (corporatif et gouvernemental). Avant de déchiffrer le tableau 2, explicitons les mesures de performance qu'on y trouve dans leur nature et symboles et situons-les sur l'échelle de la prudence méthodologique, comme suit:

- IA1: Mesure inconditionnelle à 1 facteur (le facteur M1), soit la mesure la plus imprudente méthodologiquement, vu qu'elle présuppose la suffisance d'un seul facteur de marché et l'inutilité de prendre en compte des chocs informatifs plausibles;
- IA4: Mesure inconditionnelle à 4 facteurs, soit une mesure semi-prudente qui reconnaît les influences multifactorielles sans pour autant admettre que des

chocs informatifs peuvent agir sur l'exposition aux risques divers que subissent les fonds;

- CA1: Mesure conditionnelle (aux chocs informatifs C: 1, 2, 3) avec 1 facteur de marché, soit une mesure semi-prudente qui privilégie l'effet informatif aux dépens des influences factorielles; et,
- CA4: Mesure conditionnelle avec 4 facteurs, soit la mesure la plus prudente puisqu'elle présume plausible que des effets informatifs se conjuguent à des influences factorielles pour établir la norme de rendement, de sorte qu'il devient plus difficile de soutenir qu'il y a eu surcroît de rendement (ou surperformance).

c. La performance moyenne des fonds

Au pan A du tableau 2, on observe que l' α moyen annualisé pour nos 105 fonds va de la mesure CA4 la plus prudente (= 0,64%, non significative au seuil de 5%), à la mesure IA1 la plus imprudente (0,884% significative). L' α moyen correspondant des fonds corporatifs évolue pareillement: CA4: 0,406% (non significatif) versus IA1: 0,816% (significatif). De même en est-il pour les gouvernementaux, soit CA4: 1,028% (non significatif) versus IA1: 0,997% (significatif). Ainsi, la mesure conditionnelle multifactorielle la plus prudente (CA4) donne des α moyens non significatifs, même si de peu pour les fonds gouvernementaux (Prob T = 8,56%). On notera aussi à la dernière ligne du pan A que les bêtas des fonds tournent autour de 0,85, ce qui révèle qu'ils sont un peu moins sensibles au mouvement du marché obligataire que le fonds typique de l'indice M1 en cause. On s'y attend un peu, car ces fonds doivent être plus stables qu'en moyenne puisqu'ils ont tous survécu à la période étudiée.

Le contraste, noté ci-dessus, entre mesures de performance obligataire imprudentes, mais significatives (IA1, CA1), et mesures prudentes, mais non significatives (IA4, CA4), se répercute dans les fréquences correspondantes des α particuliers qui s'avèrent significatifs (donc avec $t > 1,96$). On voit, au pan B du tableau 2, que 24% des α sont significatifs tant pour IA1 que CA1, contre 17% et 15% pour IA4 et CA4, respectivement. Si l'on isole les 64 fonds corporatifs, les pourcentages se ressemblent (27% contre 14% et 13%), tandis que pour les 41 fonds gouvernementaux, il y a égalité virtuelle: 20% contre 22% et 20%. Il semble donc que le marché se montre plus discriminant face aux fonds obligataires corporatifs, ce qui ne saurait surprendre puisque, à la base, la variété des obligations corporatives dépasse largement celle des gouvernementales.

TABLEAU 2
Résultats-clés de performance obligataire (U.S., 1995-2002)

Pan A: Performance anormale (α) des fonds* en présumant zéro ou plusieurs chocs informatifs (C: 1,2, 3) avec 1(M:1) ou 4 facteurs de marché (M: 1,...,4), le tout selon l'équation de régression (1)					
Fonds	105 fonds obligataires				* Les résultats sont issus de données journalières de 1995 à 2002 pour 105 fonds obligataires U.S. L'équation (1) et ses variantes plus simples servent aux régressions. On annualise les α en prenant 250 jours boursiers. Le mouvement de M1 (le facteur référentiel) qui détermine la prime journalière de marché, par rapport au dernier taux sûr connu, est mesuré via l'indice obligataire Lehman Brothers dit LB Government/Credit Index. Les variables, y compris les 4 facteurs (M:1,...,4) et les chocs (C: 1,2,3) sont définis à l'encadré 1.
Choc(s)	Zéro C		C: 1,2,3		
Mesure*	IA1	IA4	CA1	CA4	
Facteur(s)	M:1	M:1,...,4	M:1	M:1,...,4	
α %/Jour	,00352	,00258	,00336	,00256	
α %/Ann.	0,884	0,647	0,844	0,642	
% Prob T	2,58	12,34	3,80	21,34	
Bêta relatif à M1	0,847	0,851	0,850	0,851	

Fonds	64 corporatifs				41 gouvernementaux			
Choc(s)	Zéro C		C: 1,2,3		Zéro C		C: 1,2,3	
Mesure	IA1	IA4	CA1	CA4	IA1	IA4	CA1	CA4
Facteur(s)	M:1	M:1,...,4	M:1	M:1,...,4	M:1	M:1,...,4	M:1	M:1,...,4
α %/Jour	,00325	,00223	,00351	,00162	,00397	,00329	,00313	,00409
α %/Ann.	0,816	0,559	0,881	0,406	0,997	0,826	0,786	1,028
% Prob T	4,66	22,47	3,71	46,31	3,62	9,16	10,25	8,56
Bêta relatif à M1	0,827	0,830	0,829	0,830	0,878	0,883	0,881	0,882

Pan B: Fréquence par segment des statistiques t des α des fonds obligataires U.S.												
Segment des t	105 fonds(1995-2002)				64 corporatifs				41 gouvernementaux			
	IA1	CA1	IA4	CA4	IA1	CA1	IA4	CA4	IA1	IA4	CA1	CA4
t > 1.96	25	25	18	16	17	17	9	8	8	8	9	8
1.96 à 1.28	16	15	15	14	8	8	9	8	8	7	6	6
1.28 à 0	30	29	33	36	17	15	18	19	13	14	15	17
0 à -1.28	20	21	26	23	14	14	19	18	6	7	7	5
-1.28 à -1.96	4	5	2	4	2	4	2	2	2	1	0	2
t < -1.96	10	10	11	12	6	6	7	9	4	4	4	3
% t > 1.96	24	24	17	15	27	27	14	13	20	20	22	20
% t > 0	68	66	63	63	66	63	56	55	71	71	73	76

* Dans le tableau 2, il s'agit des α selon l'équation (1) ou ses variantes plus simples: conditionnelles (aux chocs d'information) avec 1 ou 4 facteurs (CA1 ou CA4); inconditionnelles avec 1 ou 4 facteurs (IA1 ou IA4)

Du tableau 2, on notera aussi: (1) que prendre en compte 4 facteurs indiciaires plutôt que les chocs informatifs pèse plus lourd sur les résultats de performance, du moins à en juger par les 3 mesures IA4 (sur 3) non significatives, alors que les mesures CA1 sont significatives pour les échantillons tant global que corporatif; (2) que l'échantillon gouvernemental semble peu sensible en général à la mesure de performance adoptée, probablement à cause de la relative homogénéité des titres d'État en cause; et (3) que la proportion des α particuliers à statistique t supérieure à zéro dépasse les 70% pour les fonds gouvernementaux sans distinction de mesures, contre 55% pour les mesures plus prudentes de performance des fonds corporatifs.

Les résultats ci-dessus, conjugués aux alphas supérieurs pour les gouvernementaux (de 0,80% à 1,00% l'an, contre 0,40% à 0,90% pour les corporatifs), laissent croire que les portefeuillistes des fonds gouvernementaux ont su créer plus de valeur.

d. Au-delà des alphas

Le tableau 3, pour les 105 fonds, et le tableau 4, pour les sous-échantillons, nous donnent les résultats complets de régressions selon l'équation (1). Ils montrent donc les apports respectifs des facteurs indiciaires, des chocs informatifs, de l'effet Lundi et de l'autocorrélation des erreurs dans l'explication de P_t , leur prime de rémunération quotidienne. Pour faciliter l'exposition, rappelons la nature de ces facteurs M et chocs C (voir aussi l'encadré 1).

M1: Prime obligataire du jour t (au-delà du taux sûr, R_f) révélée par le changement dans l'indice no 1 de Lehman Brothers (LB)	C1: Choc immédiatement antérieur au jour t dans la rémunération obligataire à court terme (= Taux US à 3 mois - Taux moyen)
M2: Prime boursière classique, R (CRSP) - R_f	C2: Choc dans la prime au long terme [(Taux 10 ans - Taux 1 an) - Écart moyen]
M3: Prime de crédit (LB corp. - LB gouv.)	C3: Choc de prime boursière (Prime - Moyenne)
M4: Prime hypothécaire (LB hypoth. - R_f)	
NB: P_t : Performance du fonds = (Rendement quotidien - R_f) = Sa prime de performance à expliquer.	

Tant pour les 105 fonds du tableau 3 que pour les deux catégories du tableau 4, il s'avère, si l'on adopte un seuil de 5%, que:

- (1) l'effet Lundi (L) et l'autocorrélation des erreurs [$U(t-1)$] contribuent significativement partout à expliquer les variations de P_t ;

- (2) M1 covarie partout très significativement avec P_t , donc sans égard aux modèles et mesures;
- (3) les variations de M2 sont en rapport significatif avec les variations de P_t dans les deux modèles à 4M (l'inconditionnel et le conditionnel aux chocs informatifs), tandis que M3 et M4 (dont les mesures sont moins fiables selon nous) ne covarient pas significativement avec la prime P_t ;
- (4) les variables croisées (M*C) ne sont significatives que lorsque M1 se combine à C1 ou C2 ou lorsque M3 se combine à C3; et,
- (5) les R^2 ajustés sont partout élevés, du minimum de 92,63% pour le modèle IA1 appliqué aux fonds gouvernementaux, au maximum de 95,21% pour le modèle CA4 appliqué à l'échantillon global; ainsi, l'ajout de facteurs M et de chocs C n'augmente que modérément le R^2 car les variations du facteur principal M1 à elles seules expliquent grandement les variations dans la rémunération quotidienne des fonds.

Nous obtenons donc beaucoup de résultats de même teneur lorsque l'on passe du niveau global au corporatif ou au gouvernemental. Entre ces deux derniers, toutefois, on peut noter, au tableau 4 quelques différences intéressantes a priori. D'abord, le choc observé dans la prime au long terme (C2) n'influe significativement (via la variable croisée $M1*C2$) que pour le gouvernemental. Ensuite, même si le coefficient de $M1*C1$ s'avère significatif pour les deux types de fonds, le niveau du gouvernemental dépasse largement celui du corporatif (8,80 contre 3,40 pour le modèle CA1 et 5,71 contre 2,50 pour le CA4). Finalement, quoique le coefficient de $M1*C3$ soit non significatif partout, le gouvernemental est positif (0,59 ou 0,56) et le corporatif négatif (-0,46 ou -0,24). Ces trois constats pris ensemble semblent indiquer, à première vue, que les chocs frappant la courbe des taux d'intérêt influent davantage sur la performance des fonds gouvernementaux que sur celle des corporatifs. Toutefois, le contraire serait improbable vu, notamment, que les chocs C1 et C2 sont mesurés d'après des indices constitués d'obligations d'État, celles-ci étant par ailleurs plus présentes que les corporatives dans le facteur de marché M1. En fait, les bêtas obtenus pour les fonds gouvernementaux, ces mesures de la sensibilité de P_t aux facteurs M et variables croisées, sont toujours, ou presque⁴, supérieurs aux bêtas des corporatifs. Et ce résultat semble inhérent à la méthodologie en cause, du fait de la parenté plus grande entre, d'une part, la composition des fonds gouvernementaux et, d'autre part, celles des facteurs et chocs choisis pour expliquer P_t , la prime de rendement des fonds.

4 Par exemple, la prime de rendement des corporatives est plus sensible à M4 (la prime hypothécaire), quoique non significative. Par ailleurs, il y a certains fonds des deux types pour lesquels M4 est une variable significative.

TABLEAU 3
Performance des 105 fonds obligataires équipondérés sur la période
1995-2002 selon l'équation (1) ou ses variantes plus simples

NB: La mesure est dite conditionnelle si elle tient compte des chocs informatifs C1, C2, C3.

Inconditionnelle (1 facteur de marché: M1)			Conditionnelle (4 facteurs : M1,....,M4)		
Variable	Coefficient	Prob (T)	Variable	Coefficient	Prob (T)
α	3,52E-05	2,58%	α	2,56E-05	21,34%
M1	0,847167	0,00	M1	0,850835	0,00
L	-0,000202	0,00	M1*C1(t-1)	3,776630	0,03
U(t-1)	0,101159	0,21	M1*C2 (t-1)	4,576828	1,09
$R^2_{aj.} = 94,77\%$; Prob (F) = 0,00%; Durbin-W. = 1,87.			M1*C3 (t-1)	0,064991	92,16
Inconditionnelle (4 facteurs: M1,....,M4)			M2	0,010883	0,00
Variable	Coefficient	Prob (T)	M2*C1 (t-1)	0,145574	72,94
α	2,58E-05	12,34%	M2*C2 (t-1)	0,304041	65,72
M1	0,851375	0,00	M2*C3 (t-1)	0,138597	31,37
M2	0,012003	0,00	M3	-1,33E-07	73,98
M3	1,73E-07	62,91	M3*C1 (t-1)	5,18E-05	35,70
M4	5,29E-08	60,93	M3*C2 (t-1)	0,000119	23,07
L	-0,000199	0,00	M3*C3 (t-1)	8,36E-05	0,05
U(t-1)	0,075781	1,15	M4	1,25E-07	20,56
$R^2_{aj.} = 95,07\%$; Prob (F) = 0,00%; Durbin-W. = 1,88.			M4*C1 (t-1)	-2,04E-06	87,52
Conditionnelle (1 facteur: M1)			M4*C2 (t-1)	-1,54E-05	46,92
Variable	Coefficient	Prob (T)	M4*C3 (t-1)	3,78E-06	55,38
α	3,36E-05	3,80%	L	-0,000213	0,00
M1	0,849666	0,00	U(t-1)	0,115813	0,02
M1*C1(t-1)	5,540162	0,00	$R^2_{aj.} = 95,21\%$; Prob (F) = 0,00%; Durbin-W. = 1,93.		
M1*C2 (t-1)	6,328519	0,05	NB: Pour définitions plus précises, voir encadré 1. - M1,....,M4: Facteurs de marché sous forme de primes: obligataire, boursière, de crédit et hypothécaire. - C1, C2, C3: Chocs informatifs, à t-1, ou déviations du taux d'intérêt à 3 mois, de la prime de liquidité et de la prime boursière par rapport à leurs moyennes. - L: Variable binaire tenant compte de l'effet Lundi. - U(t-1): Dernière erreur autocorrélée. - La régression est selon l'équation (1).		
M1*C3 (t-1)	-0,059711	91,73			
L	-0,000207	0,00			
U(t-1)	0,139535	0,00			
$R^2_{aj.} = 95,00\%$; Prob (F) = 0,00%; Durbin-W. = 1,93.					

V. PERSISTANCE DANS LA PERFORMANCE

Nous vérifions ci-dessous jusqu'à quel point les fonds obligataires plus performants, ou moins performants, sur 4 ans (1995-1998) le demeurent sur 4 ans de plus (1999-2002). Rappelons que Droms et Walker (2004) constatent une telle persistance pour des fonds mutuels et que Kothari et Warner (2001) critiquent les mesures usuelles de persistance. Nos mesures de performance étant prudentes au départ, la vérification de leur persistance se justifie d'autant plus.

TABLEAU 4
Performance des sous-échantillons obligataires (1995-2002)

Pan A: 64 fonds corporatifs équi pondérés [NB: Prob(F) = 0,00% partout; Durbin-W: 1,88 à 1,93]							
Cas	Var.	Coeff.	Prob T	Cas	Var.	Coeff.	Prob T
Inconditionnelle 1 indice $R^2_{aj.} = 94,44\%$	α	3,25E-05	4,66%	Conditionnelle 4 indices $R^2_{aj.} = 94,61\%$	α	1,62E-05	46,31%
	M1	0,827036	0,00		M1	0,829910	0,00
	L	-0,000192	0,00		M1*C1	2,500144	2,24
	U	0,125803	0,01		M1*C2	2,328059	21,02
Inconditionnelle 4 indices $R^2_{aj.} = 94,51\%$	α	2,23E-05	22,47	M1*C3	-0,238371	71,15	
	M1	0,829722	0,00	M2	0,005228	0,07	
	M2	0,006094	0,08	M2*C1	0,052870	89,40	
	M3	3,81E-07	34,74	M2*C2	0,128707	83,99	
	M4	8,47E-08	43,06	M2*C3	0,154135	26,99	
	L	-0,000190	0,00	M3	1,96E-07	65,70	
	U	0,106881	0,05	M3*C1	9,13E-05	15,21	
				M3*C2	0,000163	14,08	
Conditionnelle 1 indice $R^2_{aj.} = 94,55\%$	α	3,51E-05	3,71	M3*C3	5,84E-05	4,02	
	M1	0,829295	0,00	M4	2,05E-07	5,96	
	M1*C1	3,395207	0,17	M4*C1	-1,71E-06	88,84	
	M1*C2	3,173870	8,34	M4*C2	-2,18E-05	27,93	
	M1*C3	-0,458601	43,12	M4*C3	6,90E-06	32,37	
	L	-0,000200	0,00	L	-0,000208	0,00	
	U	0,160883	0,00	U	0,146306	0,00	
Pan B: 41 fonds gouvernementaux équi pondérés [NB: Prob(F) = 0,00% partout; Durbin-W: 1,89 à 1,96]							
Cas	Var.	Coeff.	Prob T	Cas	Var.	Coeff.	Prob T
Inconditionnelle 1 indice $R^2_{aj.} = 92,63\%$	α	3,97E-05	3,62%	Conditionnelle 4 indices $R^2_{aj.} = 93,85\%$	α	4,09E-05	8,56%
	M1	0,877815	0,00		M1	0,881646	0,00
	L	-0,000218	0,00		M1*C1	5,716075	0,00
	U	0,064352	2,12		M1*C2	8,045303	0,00
Inconditionnelle 4 indices $R^2_{aj.} = 93,49\%$	α	3,29E-05	9,16	M1*C3	0,557609	47,34	
	M1	0,882771	0,00	M2	0,019427	0,00	
	M2	0,020810	0,00	M2*C1	0,288863	55,80	
	M3	-1,62E-07	69,95	M2*C2	0,577035	47,51	
	M4	8,30E-09	95,48	M2*C3	0,118174	43,77	
	L	-0,000213	0,00	M3	-6,49E-07	14,24	
	U	0,056357	3,81	M3*C1	-5,87E-06	92,64	
				M3*C2	5,86E-05	59,89	
Conditionnelle 1 indice $R^2_{aj.} = 93,19\%$	α	3,13E-05	10,25	M3*C3	0,000132	0,00	
	M1	0,881498	0,00	M4	1,11E-08	92,31	
	M1*C1	8,802780	0,00	M4*C1	-4,28E-06	82,07	
	M1*C2	11,14657	0,00	M4*C2	-9,03E-06	75,34	
	M1*C3	0,585609	39,55	M4*C3	-1,07E-06	90,08	
	L	-0,000217	0,00	L	-0,000224	0,00	
	U	0,095260	0,09	U	0,084688	0,30	
* Pour des définitions plus précises, voir l'encadré 1. M1,...,M4: Facteurs de marché sous forme de primes: obligataire, boursière, de crédit et hypothécaire. C1, C2, C3: $C_{1,t-1}, \dots, C_{3,t-1}$: Chocs informatifs à t-1, ou déviations du taux d'intérêt à 3 mois, de la prime de liquidité et de la prime boursière par rapport à leurs moyennes. L: variable binaire tenant compte de l'effet Lundi. U: U(t-1): Dernière erreur autocorrélée. La régression est selon l'équation (1).							

a. La méthode de Brown et Goetzmann (1995; B&G)

B&G trouvent qu'une certaine persistance existe dans la performance des fonds d'actions durant la période 1976-88. Ils en jugent selon une statistique Z fondée sur des fréquences liées à 4 catégories (Gagnant-gagnant GG; Perdant-perdant PP; GP; PG). Tout comme Hendricks et al. (1993), ils estiment que les performances négatives se répètent plus que les positives.

À noter que la décision d'investir dans un portefeuille géré activement dépend avant tout de la probabilité que le portefeuilliste soit considéré comme un "gagnant", comme un "bateur d'indices". Selon B&G, on peut interpréter Z comme si elle obéissait à une loi normale standardisée. On la calcule comme suit: $Z = \ln(R)/\sigma$ où le ratio R des fréquences catégorielles égale $(GG*PP)/(GP*PG)$ et $\sigma = (GG^{-1} + GP^{-1} + PG^{-1} + PP^{-1})^{1/2}$. D'ordinaire on définit un gagnant (ou un perdant) par une performance supérieure (ou inférieure) à la médiane. Dans notre cas, il s'agit de fonds obligataires et le gagnant (perdant) a un alpha positif (négatif). On peut montrer que Z est plus positive, et la persistance de performance plus forte, là où les fréquences GG et PP dominent. Par contre, plus les GP et PG dominent, plus Z s'affaiblit et devient négative et plus la performance est estimée instable.

b. Les résultats

Soit A la sous-période 1995-1998 et B celle de 1999-2002. Le tableau 5 montre les fréquences catégorielles en cause. Elles sont établies d'après la persistance entre A et B du signe des α obtenus via régressions successives sur 4 ans, selon nos modèles à 4 facteurs, tant inconditionnels (IA4) que conditionnels (CA4). On y voit que 5 des 6 Z dépassent 1,645 écart type, le seuil de 5%, ce qui indique de la persistance dans la performance des fonds obligataires étudiés. Aussi bien dire que les fonds gagnants G (perdants P) en première demie (A) ont eu tendance à le demeurer en deuxième demie (B). Toutefois, la fréquence GG (selon CA4) n'a vraiment dominé la PP que pour les fonds gouvernementaux.

Par contre, selon la mesure IA4 moins prudente, il y a 43 fonds GG, donc à α positifs stables, contre 25 négatifs stables (PP), pour un total de 68 stables sur 105. On voit ici la sensibilité de la fréquence GG au modèle choisi pour établir les α . Il demeure que 5 mesures (sur 6) de Z s'avèrent significatives et que c'est la performance positive qui persiste plus que la négative, contrairement aux résultats de B&G et de Hendricks (1993). Notons aussi que notre échantillon est constitué de survivants, ce qui le biaise dans le sens du succès durable.

TABLEAU 5
Persistance de performance des fonds obligataires US
de la sous-période A à B

NB: A: 1995-98; B: 1999-02. Est gagnant G (perdant P) le fonds avec un α positif (négatif) selon la régression (1) inconditionnelle à 4 facteurs (IA4), ou conditionnelle correspondante (CA4). Par GG (ou PP), on indique que l' α garde son signe de A à B; GP (ou PG) indique un signe qui change.

Catégorie de persistance	Échantillon global de 105 fonds		64 fonds corporatifs		41 fonds gouvernementaux	
	IA4	CA4	IA4	CA4	IA4	CA4
GG	43	33	23	17	20	16
GP	19	12	14	9	5	3
PG	18	28	10	17	8	11
PP	25	32	17	21	8	11
Statistique Z*	2,77	2,69	1,96	1,61	1,96	2,20

* $Z = \ln R / \sigma$ où $R = GG*PP/(GP*PG)$ et $\sigma = (GG^{-1} + GP^{-1} + PG^{-1} + PP^{-1})^{1/2}$ selon une transposition de la méthode de Brown et Goetzmann (1995). Par exemple, pour le premier Z ci-dessus, on a: $R = 43*25/(19*18) = 3,1433$; $\ln R = 1,1453$; $\sigma = (45^{-1} + 19^{-1} + 18^{-1} + 25^{-1})^{1/2} = 0,4128$; d'où $Z = 1,1453/0,4128 = 2,77$. À noter que Z s'interprète comme un éloignement de 0, en écarts types, de la normalité $[N(0,1)]$.

VI. CONCLUSION

Pour l'essentiel, avec nos régressions les plus prudentes (à 4 facteurs et 3 chocs informatifs), nous obtenons pour les fonds obligataires étudiés des alphas positifs, donc des surcroûts de performance. Mais ils sont amoindris au point de ne plus différer statistiquement de zéro, même si de peu. Et c'est l'ajout de facteurs, plus que la prise en compte des chocs, qui rend les alphas non significatifs, et donc conformes à l'hypothèse d'efficience. À noter que Ferson et Schadt (1996) obtiennent des résultats conditionnels supérieurs avec des fonds d'actions. L'effet Lundi et l'autocorrélation des erreurs sont partout significatifs. L'alpha que le marché accorde en moyenne aux gouvernementaux est, 3 fois sur 4, supérieur à l'alpha moyen des corporatifs. Toutefois, ces derniers ont une rémunération moins sensible aux facteurs de marché M et variables croisées (M*C), peut-être parce que ces variables explicatives proviennent en bonne partie du marché des titres d'État. L'impression se dégage, et rejoint un constat de Blake et al. (1993), que l'estimation de performance des fonds obligataires s'avère plus robuste que fragile aux changements de modèles apparentés et d'échantillons, le facteur primordial M1, à lui seul, ayant un apport explicatif élevé. Par ailleurs, nous avons décelé une certaine persistance dans la performance de ces fonds d'une première sous-période de 4 ans à l'autre.

Au total, selon nos mesures quotidiennes les plus prudentes, les fonds obligataires étudiés, en particulier les fonds gouvernementaux, ont connu un certain surcroît de rendement, plutôt persistant, sur la période 1995-2002. Ce résultat est encourageant pour les porfeuillistes qui misent activement sur de tels fonds au lieu de gérer passivement des fonds indiciaires.

ANNEXE A

Choix empirique des chocs informatifs

Comme le font Ferson et Schadt (1996), nous supposons que les bêtas mesurant l'exposition aux risques de marché sont conditionnels à l'information qui survient. Ainsi, l'exposition serait fonction linéaire d'un vecteur Z_{t-1} de variables d'information, à savoir $\beta_{i(t-1)} = \beta_{i0} + \beta'_i z_{(t-1)}$ où $z_{(t-1)} [= Z_{t-1} - E(Z)]$ représente le vecteur des chocs informatifs définis par rapport aux niveaux moyens respectifs, β_{i0} mesure l'exposition moyenne et β'_i la sensibilité du β au vecteur $z_{(t-1)}$ des chocs informatifs à t-1. Ici, les chocs informatifs font varier les mesures d'exposition aux risques au jour le jour: ils "dynamisent" les bêtas. Par ailleurs, pour cerner des variables d'information pertinentes, nous procédons, comme Silva et al. (2003), par régression où l'on mesure l'influence de variables plausibles, issues de notre revue des écrits, sur l'évolution de diverses primes indiciaires obligataires (établies par la maison Lehman Brothers). L'ajout de la variable binaire du Lundi aux régressions va de soi en contexte de données journalières (Mathieu et Paquette, 1997; Sun et Tong, 2002). De plus, les suites journalières étant notablement autocorrélées (Campbell et al., 1993), la prudence minimale commandait que cette violation des conditions de régression ordinaire soit corrigée en définissant notre modèle, $y_t = x'_t \beta + u_t$, sous hypothèse d'autocorrélation des erreurs comme suit: $u(t) = \rho u(t-1) + \varepsilon(t)$. Puisque nous observons aussi de l'hétérovariance autorégressive, nous appliquons la correction classique de White (1980). L'encadré A-1 donne les variables décalées ayant un potentiel explicatif du niveau des primes indiciaires en cause. Le tableau A-1 résume nos résultats. L'on y voit que les chocs au taux d'intérêt à 3 mois (C1), à la prime de liquidité (C2) et à la prime boursière (C3) sont les seuls qui respectent notre critère d'entrée dans le vecteur informatif z ; soit une probabilité p inférieure à 10% pour au moins une prime. Ce résultat tient, que notre test couvre la période entière (1995-2002) ou des demi-périodes. L'on y voit aussi que l'erreur antérieure autocorrélée satisfait le critère 4 fois sur 6.

ENCADRÉ A-1 Variables d'information plausibles*	
C1	Choc au jour t-1 dans le taux d'intérêt US à 3 mois.
C2	Choc dans la prime de liquidité (10 ans - 1 an).
C3	Choc dans la prime boursière CRSP.
C4	Choc dans la prime de crédit Moody's (BAA-AAA).
C5	Choc dans la prime de liquidité à court terme (1 an - 3 mois).
C6	Choc dans le rendement indiciaire en dividende CRSP.
L	L'effet du Lundi = 1 si le jour t y correspond, 0 autrement.
U(t-1)	L'information inhérente à l'erreur antérieure autocorrélée.
* Un choc C se définit par l'écart entre le niveau de la variable à t-1 et sa moyenne. CRSP symbolise le fichier boursier quotidien du Center for Research on Securities Prices. Moody's est la maison qui cote les obligations, BAA étant la catégorie plus risquée (dite à haut rendement) et AAA la catégorie de première qualité.	

TABLEAU A-1
Probabilités p liées aux régressions ordinaires (avec corrections White) liant les primes obligataires aux chocs informatifs

Prime journalière indiciaire = (R - f) LB (Lehman Brothers)	Variables d'information potentielles*								R ² ajusté
	C1	C2	C3	C4	C5	C6	L	U(t-1)	
Y _{1t} (Gov/Credit - f)	10.6%	7.6%	22.5%	32.8%	18.4%	98.6%	88.6%	2.3%	0.5%
Y _{2t} (Gov Intermed - f)	10.0%	8.8%	71.5%	21.9%	15.2%	73.1%	13.1%	0.2%	0.9%
Y _{3t} (Gov Long - f)	17.2%	10.4%	65.2%	56.7%	13.8%	98.8%	75.5%	7.8%	0.3%
Y _{4t} (Corp Intermed - f)	7.3%	5.5%	16.3%	24.9%	24.2%	77.9%	79.8%	27.4%	0.4%
Y _{5t} (Corp Long - f)	7.2%	3.7%	0.1%	35.0%	34.7%	79.0%	33.6%	15.7%	1.0%
Y _{6t} (Mortgage - f)	2.9%	3.8%	67.7%	11.2%	13.6%	82.2%	77.3%	9.4%	1.1%
NB: R = R(t) = Rendement indiciaire LB au jour t; f = Taux sûr connu correspondant; Gov: Indice obligataire LB; Corp: Indice d'obligations corporatives; Intermed: Échéances intermédiaires entre court et très long terme (Long); Mortgage: Indice de fonds adossés aux titres hypothécaires (LB Mortgage Backed Securities Index). C = Choc informatif. * Pour les variables d'information potentielles, voir encadré A-1. Les régressions couvrent la période 1995-2002.									

BIBLIOGRAPHIE

- Blake, C.R., Elton, E.J. et M.J. Gruber, 1993, "The Performance of Bond Mutual Funds", *The Journal of Business* 66, 371-403.
- Bollen, N.P.B., et J.A. Busse, 2001, "On the Timing Ability of Mutual Fund Managers", *The Journal of Finance* 56, 1075-1094.
- Brown, S.J. et W.N. Goetzmann, 1995, "Performance Persistence", *The Journal of Finance* 50, 679-698.
- Campbell, J.Y. et J. Ammer, 1993, "What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-term Asset Returns", *The Journal of Finance* 48, 3-37.
- Campbell, J.Y., Sandford, J.G. et J. Wang, 1993, "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns", *Quarterly Journal of Economics* 108, 905-939.
- Carhart, M.M., Carpenter, J.N., Lynch, A.W. et D.K. Musto, 2002, "Mutual Fund Survivorship", *The Review of Financial Studies* 15, 1355-1383.
- Chang, E.C., et R.D. Huang, 1990, "Timing-varying Return and Risk in the Corporate Bond Market", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 323-340.
- Coggins, F., 2004, "Évaluation de la performance des fonds lorsque les mesures de risque sont conditionnelles à l'information publique", *Thèse de doctorat*, Université Laval.
- Cornell, B. et K. Green, 1991, "The Investment Performance of Low-grade Bond Funds", *The Journal of Finance* 46, 29-48.
- Dimson, E. et A. Jackson, 2001, "High-frequency Performance Monitoring", *The Journal of Portfolio Management* 28 (Automne), 1-11.
- Droms, W.G. et D.A. Walker, 2004, "Performance Persistence of Fixed Income Mutual Funds", *Document*, Georgetown University.
- Elton, E.J., Gruber, M.J. et C.R. Blake, 1995, "Fundamental Economic Variables, Expected Returns, and Bond Fund Performance", *The Journal of Finance* 50, 1229-1256.
- Fabozzi, F.J., 2000, *Bond Markets, Analysis and Strategies*, Prentice-Hall.
- Ferson, W.E., Kisgen, D. et T. Henry, 2003, "Evaluating Fixed Income Fund Performance with Stochastic Discount Factors", *Document*, Washington University.
- Ferson, W.E. et R.W. Schadt, 1996, "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions", *The Journal of Finance* 51, 425-461.
- Gallagher, D.R. et E. Jarnecic, 2002, "The Performance of Active Australian Bond Funds", *Australian Journal of Management* 27, 163-186.

- Glode, V., 2004, "Mesures conditionnelles de performance pour fonds d'obligations", Mémoire de maîtrise, Faculté des sciences de l'administration, Université Laval.
- Hansen, L.P., 1982, "Large Sample Properties of the Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica* 50, 1029-1054.
- Hendricks, D., Patel, J. et R. Zeckhauser, 1993, "Hot Hands in Mutual Funds: Short Run Persistence of Relative Performance, 1974-1988", *The Journal of Finance* 48, 93-130.
- Jagannathan, R. et Z. Wang, 1996, "The Conditional CAPM and the Cross-section of Expected Returns", *The Journal of Finance* 51, 3-53.
- Knez, P.J., Litterman, R. et J. Scheinkman, 1994, "Explorations Into Factors Explaining Money Market Returns", *The Journal of Finance* 49, 1861-1882.
- Kothari, S.P. et J.B. Warner, 2001, "Evaluating Mutual Fund Performance", *The Journal of Finance* 56, 1985-2010.
- Lekkos, I. et C. Milas, 2001, "The Predictability of Excess Returns on UK Bonds: A Non-linear Approach", *Document*, Brunel University.
- Li, L., 2002, "Macroeconomic Factors and the Correlation of Stock and Bond Returns", *Document*, Yale International Center for Finance.
- Lo, A.W. et A.C. MacKinlay, 1988, "Stock Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence for a Simple Specification Test", *The Review of Financial Studies* 1, 41-66.
- Mathieu, R. et S. Paquette, 1997, "Note sur l'effet Jour", *Finéco* 7, 67-82.
- Rapach, D.E. et M.E. Wohar, 2002, "Financial Variables and the Predictability of Stock and Bond Returns: An Out-of-sample Analysis", *Document*, Seattle University.
- Roll, R., 1977, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I", *Journal of Financial Economics* 4, 129-176.
- Shanken, J., 1992, "On the Estimation of Beta Pricing Models", *The Review of Financial Studies* 5, 1-34.
- Sharpe, W.F., 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk", *The Journal of Finance* 19, 425-442.
- Silva, F.C., Cortez, M.C. et M.J. Armada, 2003, "Conditioning Information and European Bond Fund Performance", *European Financial Management* 2, 201-230.
- Sun, Q. et W. Tong, 2002, "Another New Look on the Monday Effect", *Journal of Business Finance and Accounting* 29, 1123-1147.
- White, H., 1980, "A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity", *Econometrica* 48, 817-838.

SUMMARY

Conditional Daily Performance Measures Applied to Bond Mutual Funds

Vincent Glode (Doctoral Program, Carnegie Mellon University)

Using a sample of 105 U.S. bond mutual funds drawn from Financial Times Interactive Data, we estimate their daily, risk-adjusted, abnormal performance (or alphas), and search for indications of abnormality persistence. Our measures are monofactorial as well as multifactorial, and include prudent measures conditioned on the 3-month U.S. interest rate, the liquidity premium (the U.S. 10-year minus 1-year rate); and the daily CRSP premium. We transpose to bonds the Ferson and Schadt's (1996) framework applied to shares. We control for the Monday effect and the serial autocorrelation of errors. Equation (1) in the French text expresses our conditional, four-factor, general regression model.

Regardless of the measure used, we observe abnormal positive performance for the equally-weighted global sample. However, it does not differ from zero at the 5% level when the more prudent measures are involved, a finding consistent with semi-strong market efficiency. We find similar results for our 64-strong sub-sample of corporate funds. The 41 governmental funds show a better performance, yet not significant on a prudent basis. The (negative) coefficient of the Monday effect is significant in all regressions and similarly for the (positive) autocorrelation coefficient.

To our knowledge, this paper provides the first measures of performance persistence for U.S. bond mutual funds using conditional, daily, data. We modify the Brown and Goetzmann (1995) methodology in order to ascertain the extent to which the funds' alphas tend to remain above or under zero over two successive regression periods (1995-1998 versus 1999-2002). Our finding of statistically significant persistence must be tempered by a caveat: it is likely somewhat biased given the survivor's status of the funds sampled.

Overall, our sustainable impression is that actively-managed bond funds, especially governmental ones, fare better when compared to bond index funds, even though the edge stands to be slimmer than hoped for, as can be seen from our Tables 2, 3 and 4.